



Markedseffisiens på Oslo Børs

En studie av prisanomalier før, under og etter finanskrisen

Andreas Ørpetveit og Tormod Hansen

Veileder: Gernot Peter Doppelhofer

Masteroppgave i 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 inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Hensikten med denne masterutredningen er å teste hvorvidt Oslo Børs var effisient på semi-stærk form i perioden 01.1996-09.2016 og om effisiensen endret seg under og etter den globale finanskrisen. Dette gjør vi ved å undersøke tilstedeværelsen av prisanomalier knyttet til Market-to-Book value, markedskapitalisering, momentum og P/E-ratio. Våre funn viser at man har kunnet oppnå risikojustert meravkastning før og etter finanskrisen ved å investere i ekstremporteføljer basert på markedskapitalisering og P/E-ratio. Meravkastningen kommer derimot fra selskaper i én eller to sektorer, noe som kan tale for at de har oppstått som en følge av tilfeldigheter. I analysen fant vi at ekstremporteføljene generelt sett presterte dårligere under finanskrisen sammenlignet med periodene før og etter. Videre analyse viser også at det for P/E-ratio har ligget en premie i markedet som det til en viss grad har vært mulig å basere investeringer på før og etter finanskrisen.

Forord

Denne masterutredningen er skrevet som en avsluttende del av vår mastergrad ved Norges Handelshøyskole (NHH). Utredningen er skrevet innenfor vår hovedprofil finansiell økonomi.

Vår interesse for finansmarkedet, og det at markedseffisienshypotesen har vært i fokus i flere kurs ved NHH, har bidratt til vårt valg av emne. Aksjemarkedet er fascinerende, og det er stor uenighet om hvordan markedet fungerer. Tilhengerne av effisienshypotesen mener at hovedindeksen er mest profitabel over tid, mens tilhengerne av adferdsfinans mener at irrasjonelle investorer vil skape muligheter for andre investorer til å oppnå risikojustert meravkastning. Ettersom vi selv handler på Oslo Børs, har vi i denne utredningen prøvd å øke vår forståelse av markedet ved å både ta effisienshypotesen og adferdsfinans i betraktning.

Arbeidet har vært både tidkrevende og utfordrende, men samtidig svært lærerikt og spennende. NHH har bidratt med et godt faglig utgangspunkt, og lagt forholdene til rette for at vi har kunnet skrive masterutredningen.

Vi vil også takke vår veileder Gernot Peter Doppelhofer for et flott samarbeid. Gernot har bidratt med gode og konstruktive tilbakemeldinger, samt kommet med gode råd til utredningen.

Norges Handelshøyskole

Bergen, 20.12.2016

Andreas Ørpetveit

Tormod Hansen

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG.....	2
FORORD	3
INNHALDSFORTEGNELSE	4
1. INNLEDNING	7
1.1 BAKGRUNN	7
1.2 PROBLEMSTILLING OG FORSKNINGSSPØRSMÅL	8
1.3 UTREDNINGENS STRUKTUR	9
2. MARKEDSEFFISIENS	10
2.1 HVA ER MARKEDSEFFISIENS?	10
2.2 FORMER FOR MARKEDSEFFISIENS.....	11
2.3 EMPIRISKE UTFORDRINGER VED TESTING AV EFFISIENSHYPOTEBEN	12
2.4 KRITIKK AV EFFISIENSHYPOTEBEN	13
3. ADFERDSFINANS.....	14
3.1 HVA ER ADFERDSFINANS?	14
3.2 PROSESSERINGSFEIL	14
3.3 BESLUTNINGSFEIL	15
3.4 KRITIKK AV ADFERDSFINANS	17
4. MARKEDSANOMALIER.....	18
4.1 MARKEDSANOMALIER.....	18
4.2 PRISANOMALIER.....	19
4.3 UTFORDRINGER KNYTTET TIL MARKEDSANOMALIER	21
5. MARKEDSMODELLER.....	22
5.1 KAPITALVERDIMODELLEN.....	22

5.2	FAMA OG FRENCH TREFAKTORMODELL	23
5.3	CAHARTS FIREFAKTORMODELL.....	24
5.4	TRANSAKSJONSKOSTNADER.....	24
6.	DATA.....	25
6.1	DATASETTET	25
6.2	VALG AV ANALYSEPERIODE	25
6.3	OSLO BØRS	27
7.	ØKONOMETRISK OG STATISTISK METODE	30
7.1	REGRESJONSANALYSE.....	30
7.1.2	<i>Statistiske tester for regresjonsmodellene.....</i>	<i>34</i>
7.1.3	<i>Test av forskningsspørsmål 1: regresjonsanalyse med interaksjonsvariabler</i>	<i>36</i>
7.2	T-TESTER AV GJENNOMSNITTLIG MÅNEDLIG MERAVKASTNING I EKSTREMPORTEFØLJER.....	37
7.2.2	<i>Test av forskningsspørsmål 2: t-tester av månedlig meravkastning i ekstremporteføljer</i>	<i>38</i>
7.3	RISIKOJUSTERING MED MARKEDSMODELLER	38
7.3.2	<i>Statistiske tester for markedsm modellene</i>	<i>42</i>
7.3.3	<i>Test av forskningsspørsmål 3: risikojustering av ekstremporteføljer</i>	<i>43</i>
7.4	OUT OF SAMPLE PREDIKERING AV MERAVKASTNING.....	43
7.4.2	<i>Test av forskningsspørsmål 4: predikering av ekstremporteføljenes meravkastning</i>	<i>45</i>
8.	ANALYSE OG RESULTATER.....	46
8.1	REGRESJONSANALYSE MED INTERAKSJONS Variabler	47
8.1.2	<i>Diskusjon av forskningsspørsmål 1.....</i>	<i>53</i>
8.2	T-TESTER AV GJENNOMSNITTLIG MÅNEDLIG MERAVKASTNING I EKSTREMPORTEFØLJER.....	54
8.2.2	<i>Diskusjon av forskningsspørsmål 2.....</i>	<i>57</i>
8.3	RISIKOJUSTERING AV EKSTREMPORTEFØLJER	59
8.3.2	<i>Diskusjon av forskningsspørsmål 3.....</i>	<i>63</i>

8.4	PREDIKERING AV EKSTREMPORTEFØLJENES MERAVKASTNING.....	64
8.4.2	<i>Diskusjon av forskningsspørsmål 4.....</i>	66
8.5	OPPSUMERING AV FORSKNINGSSPØRSMÅL	68
9.	KONKLUSJON	70
10.	KRITIKK OG VIDERE FORSKNING.....	72
10.1	KRITIKK AV METODE.....	72
10.2	VIDERE FORSKNING.....	73
	LITTERATURLISTE	74
	APPENDIKS	79
1.	DATASETT	79
2.	STATISTISKE TESTER.....	80
2.1	<i>Variance Inflation Factor</i>	80
2.2	<i>Breusch Pagan test</i>	80
2.3	<i>Hausman-test</i>	81
2.4	<i>Wooldridge test for autokorrelasjon</i>	81
2.5	<i>T-test for forskjeller i gjennomsnitt i to grupper.....</i>	82
2.6	<i>Augmented Dickey-Fuller test for unit root</i>	82
2.7	<i>Durbins alternative test for autokorrelasjon</i>	83
3.	REGRESJONSRESULTATER	84
3.1	<i>OLS-regresjoner</i>	84
3.2	<i>Paneldataregresjoner</i>	86
3.3	<i>Regresjonsresultater fra risikojustering av ekstremporteføljer</i>	87
3.4	<i>Out of sample.....</i>	93

1. Innledning

1.1 Bakgrunn

Aksjemarkedet er et fascinerende felt, fordi prisene i stor grad bestemmes av investorer og deres forventninger til selskapene. Under volatile perioder hører man ofte at investorer selger seg ut i frykt for å tape sparepengene sine. I januar 2008 kunne man lese artikkelen “Panikk på Oslo Børs” i Dagens Næringsliv. Thomas Lande, Meglersjef i Glitnir, beskrev da børsen på følgende måte:

“Det er halvpanikk, eller forresten, helpanikk er mer riktig”

Denne uttalelsen reflekterer situasjonen mange investorer på Oslo Børs sto ovenfor i 2008. Det er enkelt å se for seg at kombinasjonen av egne sparepenger på spill og en nedgang på 16% de to foregående ukene førte til at investorer kunne føle seg tvunget til å selge.

Effisienshypotesen har vært i fokus i flere kurs ved handelshøyskolen, og ideen om at markedet alltid vil være mest profittgivende i lengden, har fascinert oss. Hypotesen består av tre former for effisiens: svak, semi-sterk og sterk. Formene skiller seg fra hverandre på hvor mye informasjon som er tilgjengelig i markedet. Ved semi-sterk effisiens er all offentlig informasjon priset inn i aksjene, og en vanlig måte å teste for denne formen er derfor å undersøke om markedsanomalier kan generere risikojustert meravkastning. En forutsetning for effisienshypotesen er at markedsaktører opptrer rasjonelt, noe som betyr at de tar beslutninger som optimaliserer nytten. Mange studier har derimot vist at dette ikke nødvendigvis er tilfelle, og i lys av at dette har adferdsfinans vokst frem som et motsvar til effisienshypotesen.

Et spørsmål man kan stille seg er om investorer i en panikktilstand er i stand til å ta rasjonelle beslutninger eller om tapsaversjonen tar overhånd. Og hvis antagelsen om rasjonelle investorer ikke er oppfylt, holder da effisienshypotesen?

1.2 Problemstilling og forskningsspørsmål

Utredningens hovedproblemstilling kan formuleres som:

Har det vært mulig å generere risikojustert meravkastning på det norske aksjemarkedet med handelsstrategier basert på prisanomalier i perioden fra januar 1996 til september 2016?

På bakgrunn av delkapittel 1.1 vil vi i tillegg teste om markedseffisiensen endret seg under og etter den globale finanskrisen. Vi er av den oppfatning at markedsaktørene ikke alltid opptrer rasjonelt under volatile perioder, og har derfor formulert følgende delproblemstilling:

Endret markedseffisiensen på Oslo Børs seg under og etter finanskrisen?

For å besvare vår hoved- og delproblemstilling skal vi teste tilstedeværelsen av potensielle prisanomalier knyttet til Market-to-Book value, markedskapitalisering, momentum og P/E-ratio. Vi har derfor utledet fire forskningsspørsmål, der hvert spørsmål er viet ett delkapittel i analysen.

Forskningsspørsmål 1: Endret forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene seg under og etter finanskrisen?

Forskningsspørsmål 2: Endret de potensielle prisanomaliene karakteristikk under og etter finanskrisen?

Forskningsspørsmål 3: Har investeringer i ekstremporteføljer basert på potensielle prisanomalier generert risikojustert meravkastning?

Forskningsspørsmål 4: Har man kunnet predikere ekstremporteføljenes månedlige meravkastning ved å anta at premiene knyttet til prisanomalier ligger fast i markedet?

Ved å besvare disse forskningsspørsmålene vil vi med bakgrunn i våre funn kunne konkludere med hvorvidt Oslo Børs har vært effisient på semi-sterk form før, under og etter finanskrisen. Finanskrisen er definert som perioden fra mars 2007 til februar 2013. I analysen bruker vi perioden fra januar 1996 til finanskrisens start som kontrollperiode.

1.3 Utredningens struktur

Denne utredningen består av 10 kapitler, ekskludert referanseliste og appendiks. Kapittel 2-5 presenterer relevant teori og tidligere forskning innenfor markedseffisiens, adferdsfinans, markedsanomalier og markedsmodeller. Disse kapitlene gir en beskrivelse av problemstillinger knyttet til studiet.

Videre forklarer vi i kapittel 6 innhenting av relevant datamateriale og valg av analyseperiode, i tillegg til å presentere Oslo Børs. I kapittel 7 forklarer vi metoden vi skal bruke for å besvare forskningsspørsmålene.

Kapittel 8 presenterer analyse og resultater, hvor hvert forskningsspørsmål blir besvart. I kapittel 9 skal vi, basert på funn fra analysen konkludere med hvorvidt Oslo Børs var effisient på semi-sterk form før, under og etter finanskrisen. Avslutningsvis vil vi i kapittel 10 legge frem kritikk av studiet, og komme med forslag til videre forskning på området.

2. Markedseffisiens

I dette kapitlet forklarer vi markedseffisienshypotesen basert på litteratur, teori og tidligere forskning. Formålet er å utdype begrepet markedseffisiens, samtidig som vi ønsker å øke lesers forståelse for problemstillinger knyttet til dette begrepet. I kapitlet forklarer vi ulike former for markedseffisiens, før vi videre ser på empiriske utfordringer ved testing av effisiens. Avslutningsvis ser vi på kritikk av effisienshypotesen.

2.1 Hva er markedseffisiens?

Før vi forklarer markedseffisiens ønsker vi å illustrere begrepet gjennom en historie skrevet av Burton G. Malkiel (2003). Historien omhandler en finansprofessor og en økonomistudent som finner en hundredollarseddel liggende på gaten. Studenten ønsker selvfølgelig å plukke denne opp, men finansprofessoren sier til studenten at dette ikke er nødvendig ettersom en “ekte” hundredollarseddel ikke ville vært der i utgangspunktet. Denne historien gir en liten pekepinn på hva forskere mener når de refererer til markedseffisiens; det finnes ingen gratis lunsj. Ønsker man å oppnå meravkastning i finansmarkedene, er man nødt til å påta seg risiko. Man finner altså ingen hundredollarseddel på bakken dersom markedene er effisiente.

Markedseffisienshypotesen ble til etter studier av finansielle tidsserier utført av Maurice Kendall (1953). Det var tidligere forventet at man gjennom analyse av historiske kursbevegelser kunne finne mønstre som gjorde det mulig å forutse fremtidige prisendringer. Mange ble derfor overrasket da Kendalls resultater viste at prisene endret seg vilkårlig uten noen form for mønster, og at det ikke var mulig å forutse fremtidige endringer.

Etter hvert fikk flere aktører øynene opp for Kendalls forskning og resultatene ble i økende grad akseptert i finansmiljøer. Eugene Fama oppsummerte i 1970 et slikt marked gjennom markedseffisienshypotesen.

“A market in which prices always fully reflect available information is called efficient”

(Fama, 1970)

Hypotesen innebærer at en markedsaktør ikke kan oppnå over gjennomsnittlig risikojustert avkastning over tid, da man som investor ikke kan utnytte informasjon som ikke allerede er priset inn i markedet. Det eneste som kan påvirke prisen til en aksje er ny informasjon, eller

begrensinger som for eksempel skatt og transaksjonskostnader. Kursbevegelsene i et effisient marked kalles for “random walk”, ettersom investorene ikke vet hva morgendagens nyheter bringer.

2.2 Former for markedseffisiens

I sin artikkel presenterte Fama (1970) tre former for effisiens: svak, semi-sterk og sterk. Det som skiller formene er hvor mye informasjon som er tilgjengelig i markedet.

Sterk markedseffisiens

Alt som foregår rundt selskapene og all offentlig og privat informasjon (selskapsrapporter, analytikerestimer, aksjekurser og innsideinformasjon) er priset inn i selskapenes verdi. Med andre ord vet alle investorer like mye om selskapene og vurderer informasjonen likt. Hvis dette er tilfelle, vil alle investorer verdsette selskapene likt.

Semi-sterk markedseffisiens

All offentlig informasjon (analytikerestimer, aksjekurs og selskapsrapporter) er priset inn i selskapenes verdi. Her er det rom for at private investorer har ulike evner til å analysere selskapene, og at man med bedre informasjon kan utarbeide mer korrekte verdsettelse.

Svak markedseffisiens

Historisk markedsinformasjon er priset inn i markedets verdsettelse av aksjene. Det er ingen som vet hva fremtiden bringer, og prisbevegelser i aksjene er derfor tilfeldige.

Man kan teste markedseffisiens med en teknisk eller fundamental analyse. I en teknisk analyse undersøker man effisiensen i et marked ved å kun studere historiske aksjekurser. En teknisk analyse tester dermed den svake formen for markedseffisiens. Ønsker man å teste sterkere former for effisiens, må man benytte en fundamental analyse. Denne analysen tar utgangspunkt i offentlig informasjon som selskapenes inntjeningskurser, kontantstrøm og makrovariabler. Ved testing kan man benytte likevektsmodeller som kapitalverdimodellen eller Fama French flerfaktormodell, som bygger på tankegangen om at avkastning reflekterer risikoen en markedsaktør påtar seg. En signifikant avkastning utover likevektsmodellen kan tolkes som et brudd på markedseffisienshypotesen da man får høyere avkastning enn risikoen skulle tilsi.

2.3 Empiriske utfordringer ved testing av effisienshypotesen

I utredningen tester vi hvorvidt det norske aksjemarkedet har vært effisient, og om det i krisetider skjer en endring i effisiens. Det er gjort en mengde forskning på om markedene er effisiente, og det er derfor viktig å nevne ulike utfordringer en kan møte når man selv undersøker. Tre momenter som kan skape usikkerhet rundt resultatene fra undersøkelser av effisienshypotesen er seleksjonsskjevhetsproblemet, størrelsesordensproblemet og flaksproblemet (Bodie mfl., 2014, s. 362).

Seleksjonsskjevhetsproblemet

Hvis en investor oppdager en handelsstrategi som faktisk kan generere mye penger og slå markedet gang på gang, vil da denne investoren dele metoden med resten av oss? Selv om gode gjerninger blir sett på som en dyd, tviler vi på at vedkommende ønsker å publisere den fremfor å benytte seg av den selv. Dette skyldes at bred publisering kan føre til at anomalien viskes ut. Vi tror strategier som ikke virker vil bli publisert, mens strategier som faktisk fungerer i stor grad vil bli holdt skjult.

Størrelsesordensproblemet

Om man aktivt forvalter et stort fond, kan man øke avkastningen med en betydelig sum til tross for en marginal prosentvis økning. Et problem som kan oppstå er at det er vanskelig å måle denne økningen i avkastning på en statistisk meningsfull måte, ettersom usikkerheten i markedet er så stor at det er vanskelig å isolere en prestasjonsforbedring som til sammenligning er tilnærmet mikroskopisk.

Flaksproblemet

I aviser og på internett leser man stadig om forvaltere og investorer som slår markedet. Kan man da avkrefte effisienshypotesen? Bodie mfl. (2014, s. 363) bruker et fint eksempel med kron og mynt for å forklare flaksproblemet. De påpeker at dersom 10 000 personer kaster en mynt 100 ganger hver, er det statistisk sett forventet at to av disse vil få kron hele 75 ganger. Er det da flaks eller god prestasjon at de to har klart å flippe 75 ganger på riktig side? Man kan trekke mange likheter mellom dette eksempelet og aksjemarkedet. Når man investerer i enkeltaksjer vil det både være tapere og vinnere. Forskjellen er at det ikke slås opp i media om de 9998 personene som ikke fikk kron 75 ganger, eller de som ikke klarte å oppnå god avkastning på 75 av 100 aksjer.

2.4 Kritikk av effisienshypotesen

Fama (1970) la frem tre forutsetninger for et effisient marked:

1. Ingen transaksjonskostnader ved handel i verdipapirer.
2. All informasjon er kostnadsfri og tilgjengelig for alle.
3. Alle tolker informasjonen likt.

Det er lett å tenke seg at hvis disse markedsbetingelsene er oppfylt er det garantert at dagens aktivapriser fullt ut reflekterer all tilgjengelig informasjon. Grossman og Stiglitz (1980) påpeker derimot at dersom markedet gjenspeiler all tilgjengelig informasjon, vil dette føre til at markedsaktørene ikke har incentiver til å finne informasjonen. Videre argumenterte de for at markedet ikke kan være effisient hvis ingen analyserer markedet, ettersom aksjekursene da ikke lenger reflekterer all tilgjengelig informasjon. Dette problemet oppstår dersom alle markedsaktører investerer passivt og det utvikles et skille mellom den underliggende verdien til selskapene og hvordan markedet priser selskapene.

Etter at Grossman og Stiglitz hadde publisert sin artikkel ble det rettet en del kritikk mot markedseffisienshypotesen. Kritikken førte til at Fama (1991) lanserte en oppdatert versjon av markedseffisienshypotesen, hvor han så på lærdom han kunne ta med seg i den videre forskningen. Fama påpekte riktignok at hans versjon av hypotesen ikke var ferdig utforsket og at man ikke møter alle betingelsene i praksis.

Videre kritiserte Murphy (1986) effisienshypotesen med bakgrunn i at den var skapt av akademikere som ikke forstår markedet i den virkelige verden. Ifølge han er ikke prisbevegelser tilfeldige og uforutsigbare, og han argumenterte for dette med teori fra adferdsfinans.

3. Adferdsfinans

I dette kapitlet forklarer vi adferdsfinans, som ansees å være markedseffisienshypotesens største kritiker. I løpet av kapitlet diskuterer vi hvordan investorer gjør feil under informasjonsprosessering, og gjør ikke-optimale valg til tross for gyldige beslutningsgrunnlag.

3.1 Hva er adferdsfinans?

Adferdsfinans er en relativt ny retning innenfor finans og har i de senere år fått økt interesse. I motsetning til teorien om markedseffisiens baserer adferdsfinans seg på forutsetningen om at investorer ikke nødvendigvis er rasjonelle. Denne adferden kan ifølge psykologer og økonomer resultere i forutsigbare mønstre, som andre investorer igjen kan utnytte til å implementere suksessfulle investeringer (Malkiel, 2003). Et sentralt budskap er at aksjer kan være feilpriset på grunn av irrasjonelle investorer. Med bakgrunn i menneskets problem med å tenke og handle rasjonelt, refererte James Montier til investorer som “part man–part monkey” (Montier, 2002). Adferdsfinans er studiet om hvordan psykologi påvirker markedet, og forklarer hvordan og hvorfor markedet kan være ineffisient. Videre gjør vi rede for de to hoveddelene innenfor adferdsfinans som kan forklare irrasjonelle beslutninger; prosesseringsfeil og beslutningsfeil.

3.2 Prosesseringsfeil

Grunnen til at irrasjonelle beslutninger blir tatt, er at investorer ofte prosesserer informasjon feil. Dette medfører at investorer kan feilberegne sannsynligheter for potensielle hendelser og framtidsscenarioer. Dette kan skyldes overdreven selvtillit, konservatisme eller overvurderinger av strategiers representativitet (Bodie mfl., 2014, s. 390).

Overdreven selvtillit

Personer overdriver ofte egne evner, og følgelig også presisjonen til egne kalkulasjoner. Barber og Odean (2001) har i artikkelen “*Boys will be boys: Gender, overconfidence and common stock investment*” forsket på investorers (menn vs. kvinner) selvtillit når de opererer i finansmarkedet. I studien brukes handelsaktivitet som et mål på selvtillit, og de konkluderer med at menn handler mye mer aktivt enn kvinner, samtidig som de oppnår lavere avkastning. Det er klare paralleller mellom disse funnene, og annen forskning innenfor psykologi som

hevder at det er større selvtillit blant menn. Med andre ord har menn større tiltro til at de kan slå markedet enn kvinner. Shiller (2000, s. 145) forklarer at det er takket være slik overdreven selvtillit at finansmarkedene er så likvide som de er.

Konservatisme

Bodie mfl. (2014, s. 390) beskriver konservatisme som at investorer er for trege eller konservative når det kommer til å endre meninger i lys av ny informasjon. Dette kan forklares med at investorer klynger seg til et etablert synspunkt. En konsekvens av dette er underreaksjoner, noe som gjør at det tar tid før markedsprisen gjenspeiler ny informasjon. Dette kan også forklare prismomentum i markedet.

Utvalgsstørrelse og representativitet

Investorer i usikre situasjoner har en tendens til å ta beslutninger ved å se etter kjente mønstre, for så å anta at disse mønstrene vil gjenta seg også i fremtiden. Et problem med denne tankegangen er at de ofte glemmer å tenke på den underliggende grunnen til mønsteret, eller hva sannsynligheten faktisk kan være for at det skal gjenta seg. Følgene blir dermed at det gjøres sterke antagelser om trender langt frem i tid basert på mindre utvalg (Bodie mfl., 2014, s. 391).

3.3 Beslutningsfeil

Det sentrale i teorien er at selv om investorer klarer å prosessere informasjon riktig, vil de sannsynligvis ikke klare å ta rasjonelle beslutninger. Fremstilling, mentalt regnskap og prospektteori trekkes frem som forklaringer på dette (Bodie mfl., 2014, s. 391).

Fremstilling

En beslutning blir ofte påvirket av hvordan beslutningsproblemet er fremstilt. Et eksempel er en investeringsbeslutning som er formulert med hensyn til risiko kontra forventet avkastning. Dersom et veddemål fremstilles på en måte som fremhever mer risiko for en eventuell gevinst, kan det være mer sannsynlig at det blir inngått enn dersom det fremstilles på en måte som fremhever risiko for tap. I realiteten er det ofte tilfeldig hvordan slike veddemål blir fremstilt, og dermed er det også tilfeldig og således irrasjonelt hvordan beslutningstakere stiller seg til nettopp dette (Bodie mfl., 2014, s. 391).

Mentalt regnskap

Mentalt regnskap er en spesifikk form for fremstilling hvor investoren mentalt adskiller beslutninger (Bodie mfl., 2014, s. 392). Det sentrale i teorien er at individer tildeler grupper med eiendeler forskjellige funksjoner. Et eksempel kan være en investor som har to investeringskontoer hvor han eller hun er villig til å ta mer risiko med den ene kontoen i forhold til den andre. Den ene kontoen i dette eksempelet er øremerket barnets fremtidige utdanning. Fra et rasjonelt ståsted vil det være hensiktsmessig å anse begge kontoene som en del av den helhetlige porteføljen.

Et annet eksempel er at investorer ofte er mer tilbøyelige for risiko dersom de allerede er i pluss. Rasjonaliseringen bak dette kan være at potensielle tap ikke nødvendigvis vurderes som tap fordi det bare skreller av den allerede realiserte gevinsten. Dette karakteriseres som irrasjonell adferd, men kan også være en del av forklaringen på prismomentum i aksjer. Om gevinsten øker vil også risikotoleransen stige, og dette vil da drive ytterligere prisstigning.

Disse to eksemplene viser at mennesker tar irrasjonelle beslutninger basert på mental oppdeling av eiendeler. Albert Phung (2007) mener at grunnen til at investorer tar irrasjonelle beslutninger er forankret i de personlig verdiene mennesker legger bestemte eiendeler. For eksempel kan det å spare penger til nytt hus eller barnas fremtid, være for viktig for spekulering eller forbruk. Dette resulterer i at de “viktige” kontoene blir mindre brukt enn andre kontoer. Phung nevner også at hvordan penger blir brukt avhenger av hvor de kommer fra. Det er for eksempel enklere å bruke penger fra restskatt, bonuser, gaver, etc.

Prospektteori

Prospektteori er en teori som kan bli brukt til å forklare og forutsi investoradferd under risiko og usikkerhet. Kahneman og Tversky (1979) fant i sine studier at man undervurderer resultater som ikke er sannsynlige sammenlignet med resultater som er sikrere. Dette kan føre til at en undervurderer sjansen for usannsynlige utfall, og overvurderer sjansen for sannsynlige utfall. Prospektteorien kan også brukes til å forklare hvorfor en investor som har tapt på en investering, ønsker å ta høyere risiko for å begrense tapet. Tap blir i prospektteorien tyngre vektet enn tilsvarende gevinst (Phung, 2007).

Phung (2007) undersøkte prospektteorien ved å gjøre et eksperiment. Han mener at nytteverdien fra å først motta \$50 burde være det samme som å motta \$100, for så å tape \$50 i neste omgang. I begge tilfellene ligger fortjenesten på \$50, men til tross for dette mente de

fleste deltakerne at en enkel vinning på \$50 var bedre enn å vinne \$100 for så å senere tape \$50.

3.4 Kritikk av adferdsfinans

Til tross for at mange sannsynligvis er enige i mye av det som blir forklart av adferdsfinans, har det blitt rettet en del kritikk mot teorien. Et mye brukt argument mot teorien går ut på at irrasjonelle aktører i markedet skaper profittmuligheter som de rasjonelle aktørene kan utnytte og dermed holde markedet i likevekt.

Tilhengerne av adferdsfinans anklager markedseffisienshypotesen, men kommer derimot ikke med forslag til hvordan man kan benytte seg av irrasjonalitet i aksjemarkedet (Bodie mfl., 2014, s. 389). Den kanskje mest prominente kritikeren til adferdsfinans er grunnleggeren av markedseffisienshypotesen Eugene Fama. Han påpekte at overreaksjoner i markedet er like vanlig som underreaksjoner. Oppsummert definerte han adferdsfinans som en samling av anomalier, som kan forklares ved hjelp av markedseffisienshypotesen (Fama, 1998).

4. Markedsanomalier

I dette kapitlet forklarer vi markedsanomalier med litteratur, teori og tidligere forskning. Da vi i denne utredningen fokuserer på prisanomalier, er det disse som forklares i kapitlet. Avslutningsvis ser vi på kritikk av markedsanomalier.

4.1 Markedsanomalier

I et effisient marked oppstår det en balanse mellom avkastning og risiko, hvor man antar at all informasjon er tilgjengelig og gjenspeiles i aksjekursene. Dersom et marked er ineffisient oppstår det muligheter til å bruke markedsanomalier i handelsstrategier. Anomaliene kan forekomme én gang for så å forsvinne, mens andre forekommer sporadisk eller mer kontinuerlig.

Det kan være krevende å forstå markedsanomaliene med bakgrunn i et effisient marked. Ifølge markedseffisenshypotesen må investorer handle rasjonelt når de tar beslutninger ut ifra egne interesser, noe som har vist seg å ikke alltid stemme. Som nevnt i kapitlet om adferdsfinans kan det være flere faktorer som påvirker finansmarkedet, sett bort fra risiko og avkastning. Kuhn (1970) assosierer markedsanomalier med markedsfenomener og markedsuregelmessigheter. Richard O. Michaud (1999) la frem tre forklaringer på hvorfor markedsanomalier oppstår.

1. Investorer er irrasjonelle.
2. Aksjemarkeder er ineffisiente.
3. Man kan bruke anomalier til å vurdere den systematiske risikoen.

Anomalier kan være med på å bygge forutsetninger for overvurdering eller undervurdering av aksjer, samtidig som de kan være med på å skape over- eller underreaksjon på ulike makroøkonomiske hendelser. Resultatet av overreaksjon kan være en urimelig høy aksjepris når informasjonen er positiv, og et urimelig fall når informasjonen er negativ. På grunn av utredningens omfang har vi videre valgt å fokusere på prisanomalier ettersom det er disse markedsanomaliene vi skal forske på i utredningen.

4.2 Prisanomalier

Prisanomalier er basert på kvantitative egenskaper ved selskaper og deres underliggende aktiva, og omfatter blant annet størrelseeffekten, momentumeffekten, P/E-effekten, Book-to-Market-effekten, dividendeeffekten og reversaleffekten. Strategier basert på prisanomalier er populære blant investorer, og målet med disse er å generere meravkastning ved å investere i aksjer med gitte verdiegenskaper. Mange påstår at investorer overvurderer perspektiver knyttet til selskapsvekst, eller undervurderer markedsverdien til et selskap. Ved å bruke handelsstrategier basert på prisanomalier kan man utnytte disse feilvurderingene til å øke avkastningen. Videre skal vi gjøre rede for karakteristikker og tidligere forskning knyttet til de prisanomaliene som er viet mye oppmerksomhet i finansmiljøer.

Størrelseeffekten

Størrelsen til børsnoterte selskaper måles i markeds kapitalisering, og regnes ut ved: $\text{aksjekurs} \times \text{antall utestående aksjer}$. Størrelseeffekten går ut på at avkastningen til aksjer i små og mellomstore børsnoterte selskaper har vært høyere enn forventet i henhold til kapitalverdimodellen. Banz (1981) dokumenterte i perioden 1936-1975 denne effekten i sine studier da han undersøkte forholdet mellom avkastning og den totale markedsverdien for selskaper notert på den amerikanske børsen.

Momentumeffekten

Momentum er gitt ved akkumulert historisk avkastning i en gitt periode. Handelsstrategien går ut på å kjøpe aksjer som har hatt høy avkastning de siste 3-12 månedene, samtidig som man selger aksjer som har hatt lav avkastning i samme periode. Tidligere forskning har vist at denne strategien kan generere risikojustert meravkastning. Jegadeesh og Titman (1993) fant i sine studier at man i perioden 1965-1989, kunne genere risikojustert meravkastning ved å kjøpe selskaper som hadde hatt høy avkastning de siste 6 månedene. Momentumeffekten observeres og analyseres mye innenfor adferdsfinans og brukes ofte av porteføljeforvaltere når de skal legge sine handelsstrategier.

P/E-effekten

Price/earnings-multippelen regnes ut ved: $\text{aksjekurs} / \text{resultat pr. aksje}$. Dette er en populær prisanomali som kjennetegnes av at aksjer med lav P/E-ratio har generert høyere avkastning. Basu (1977) avdekket i sine studier at aksjer på den amerikanske børsen med forholdsvis lav

P/E-ratio, genererte høyere avkastning enn aksjer med høy P/E i perioden fra april 1957 til mars 1977.

Book-to-Market-effekten

Book-to-Market value gjenspeiler forholdet mellom selskapers bokførte verdi og markedsverdi. B/M-multippelen regnes ut ved: *bokført verdi pr. aksje / aksjekurs*. Dette er en prisanomali som karakteriseres ved at aksjer med høy B/M genererer høyere enn forventet avkastning. Fama og French (1992) avdekket i sine studier at aksjer med høy B/M genererte høyere avkastning enn selskapene med lav B/M i perioden 1963–1990 på det amerikanske finansmarkedet.

Dividendeeffekten

Denne prisanomalien baserer seg på høyere avkastning ved kjøp av aksjer som gir høy utbytteavkastning. Fama og French gjennomførte i 1988 et forskningsarbeid relatert til dividendeeffekten på den amerikanske børsen, og fant da resultater som støtter opp om denne anomalien.

Reverseringseffekten

Denne effekten er motsatt av momentumeffekten. Med andre ord innebærer den at investorer kjøper aksjer som har hatt dårlig avkastning (“taperaksjer”), i håp om at denne skal bedre seg i tiden som kommer. De Bondt og Thaler (1985) observerte i perioden fra 1933-1978 at taperaksjer etter 36 måneder hadde ca. 25% høyere avkastning enn vinneraksjene. Dette kan forklares med at overdreven pessimisme legges til grunn for prising av taperaksjer.

Som redegjort for tidligere vil aksjeprisene i et marked som er effisient på semi-sterk form reflektere all offentlig informasjon. Ettersom informasjonen som ligger bak prisanomaliene er offentlig tilgjengelig, vil det ikke kunne oppstå prisanomalier i et marked som er effisient på semi-sterk form.

4.3 utfordringer knyttet til markedsanomalier

Skulle en oppdage eksistens av markedsanomalier vil man stå ovenfor et valg: man kan enten velge å offentliggjøre forskningen eller utnytte den til å utvikle handelsstrategier. Selv om man velger å utvikle handelsstrategier er det ikke sikkert at anomaliene vedvarer. Fama (1998) skriver at anomalier er skjøre og at de har en tendens til å forsvinne med jevne mellomrom. Man må også ta hensyn til transaksjonskostnader, da denne kostnaden kan overstige eventuell gevinst man får ved å benytte seg av anomalien. Velger man å offentliggjøre anomalien vil bred forskningspublisering sannsynligvis føre til at anomalien forsvinner (Marquering mfl., 2006). Horowitz mfl. (2000) fant at størrelseseffekten var fremtredende på amerikanske indekser i perioden 1963-1981, men at den forsvant i perioden 1981-1997. Dette reiser spørsmålet om markedsanomalier er ikke-forbigående prisingsfenomener, eller et resultat av tilfeldige svingninger i kursene. Videre er det utfordringer knyttet til testing av markedsanomalier, fordi det er vanskelig å vite om resultatene gir grunnlag for å forkaste effisienshypotesen eller om modellene som benyttes er ukorrekte.

5. Markedsmodeller

Det at porteføljer har høy historisk avkastning, er ikke et godt nok prestasjonsmål. Det er derfor viktig å se avkastningen i sammenheng med underliggende risiko. Under empirisk arbeid i forbindelse med markedseffisienshypotesen, blir ofte kapitalverdimodellen (CAPM) brukt som rammeverk når man skal risikojustere meravkastning. Om man lykkes med å generere høyere avkastning enn risikoeksponeringen skulle tilsi over tid, vil det være naturlig å drøfte hvorvidt markedet er effisient.

5.1 Kapitalverdimodellen

For å belyse forholdet mellom risiko og avkastning skal vi se nærmere på kapitalverdimodellen som ble utviklet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Jan Mossin (1966). Kapitalverdimodellen viser forholdet mellom risiko og forventet avkastning for en aksje eller portefølje. Modellen er teoretisk og forenklet i forhold til den virkelige verden, og for at modellen skal kunne gjøre seg gjeldende er det en del forutsetninger som må holde (Bodie mfl., 2014, s. 304).

1. Investorer er nyttemaksimerende og velger investeringer basert på standardavvik og forventet avkastning.
2. Utlåns- og innlånsrenten er fast, og lik risikofri rente.
3. Ingen restriksjoner på “short salg” av finansielle eiendeler.
4. Det er ingen transaksjonskostnader eller beskatning av fortjeneste.
5. Mengden av finansielle eiendeler er gitt, og fast.
6. Alle investorer har samme forventning til markedet.
7. Man kan kjøpe og selge så mye/lite av et aktiva som man selv ønsker.
8. Høy aktivitet vil ikke påvirke markedet.

Kapitalverdimodellen defineres ved:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_m) - r_f)$$

Hvor

$E(r_i)$ = forventet avkastning for aksje eller portefølje i

$E(r_m)$ = forventet markedsavkastning

r_f = risikofri rente

β_i = markedsrisiko for aksje eller portefølje i

I en verden hvor forutsetningene for kapitalverdimodellen holder, er markedsrisikoen, β_i , den eneste risikoen en investor får betalt for. Kapitalverdimodellen er omdiskutert fordi forutsetningene ikke gir et godt bilde av den virkelige verden. Den kanskje største svakheten er forutsetningen om homogene forventninger til avkastning og risiko, ettersom vi i realiteten vet at det foregår store mengder investeringer i markedet som indikerer at investorene har ulike forventninger. I tillegg til dette vil det også alltid være transaksjonskostnader ved en handel, samt beskatning av fortjeneste.

Modellen blir i dag mest brukt fordi den er enkel å bruke og enkel å forstå. Studier fra blant annet Fama og French (1993) viser derimot at modellen ikke gir et godt estimat på forholdet mellom risiko og avkastning. De argumenterte for å utlede en flerfaktormodell som tar inn ytterligere risikofaktorer.

5.2 Fama og French trefaktormodell

Som nevnt ovenfor måler kapitalverdimodellen kun prestasjon i forhold til markedsrisiko. Jegadeesh og Titman (1993) konkluderte med at systematisk risiko alene ikke forklarer svingningene i forventet avkastning. Samme år utviklet Fama og French (1993) trefaktormodellen som i tillegg til markedsrisiko tar hensyn til selskapsstørrelse og selskapsverdi. Modellen er bygget på kapitalverdimodellen og defineres ved:

$$R_i - r_f = \beta_i(R_m - r_f) + S_iSMB + H_iHML$$

Hvor

R_i = avkastning på aksje eller portefølje i

R_m = markedsavkastning

r_f = risikofri rente

SMB = størrelsesfaktor

HML = verdifaktor

β_i, S_i og H_i = risikofaktorenes sensitivitet for aksje eller portefølje i

5.3 Carharts firefaktormodell

Carhart (1977) videreutviklet Fama French trefaktormodellen ved å legge til en momentumfaktor. Han fant ut at denne variabelen kunne forklare mye av variasjonen i avkastning som ikke ble fanget opp av den opprinnelige flerfaktormodellen. Momentumfaktoren skiller seg fra de andre faktorene ved at den ikke er knyttet opp mot risikopremie, men heller skyldes systematisk irrasjonell adferd i markedet (Døskeland, 2014). Modellen defineres ved:

$$R_i - r_f = \beta_i(r_m - r_f) + S_iSMB + H_iHML + U_iUMD$$

Hvor

U_i = risikofaktorens sensitivitet

UMD = Momentumfaktor

5.4 Transaksjonskostnader

Transaksjonskostnader er kostnader forbundet med omsetting av aksjer og finansielle instrumenter. Disse kostnadene varierer fra transaksjon til transaksjon, og det finnes ulike parametere for å beregne dem. En metode som ofte blir brukt er “bid-ask spread”. Enkelt forklart er “bid-ask spread” differansen mellom laveste pris en selger er villig til å selge for og høyeste pris en kjøper ønsker å kjøpe for. En annen type transaksjonskostnad er kurtasje, som er en avgift man betaler megler eller finansforetaket for å utføre handler i finansmarkedet.

I empiriske analyser kan det ofte være vanskelig å beregne transaksjonskostnader fordi de varierer fra transaksjon til transaksjon. Vi vil i denne utredningen se bort fra transaksjonskostnader.

6. Data

I dette kapittelet presenterer vi datasettet og hvordan vi har hentet inn relevant data. Videre forklarer vi valg av analyseperiode, og hvordan vi har delt datasettet inn i delperioder. Avslutningsvis presenterer vi hovedindeksen og sektorene på Oslo Børs.

6.1 Datasettet

For å kunne utføre en kvantitativ forskningsanalyse kreves innhenting av store mengder datamateriell. Månedlige tall på aksjekurser, Market-to-Book value, markedskapitalisering, P/E-ratio og inntekter er noe av det som har blitt innhentet for alle selskapene som har vært notert på Oslo Børs siden 1996. Variablene vi har hentet ligger vedlagt i appendiks kapittel 1.

Ettersom vi i denne studien skal undersøke om man med handelsstrategier basert på prisanomalier har kunnet generere risikojustert meravkastning på Oslo Børs, er det viktig å bruke databaser som gir troverdige tall. Vi har brukt Datastream, som har vist seg å være et godt verktøy.

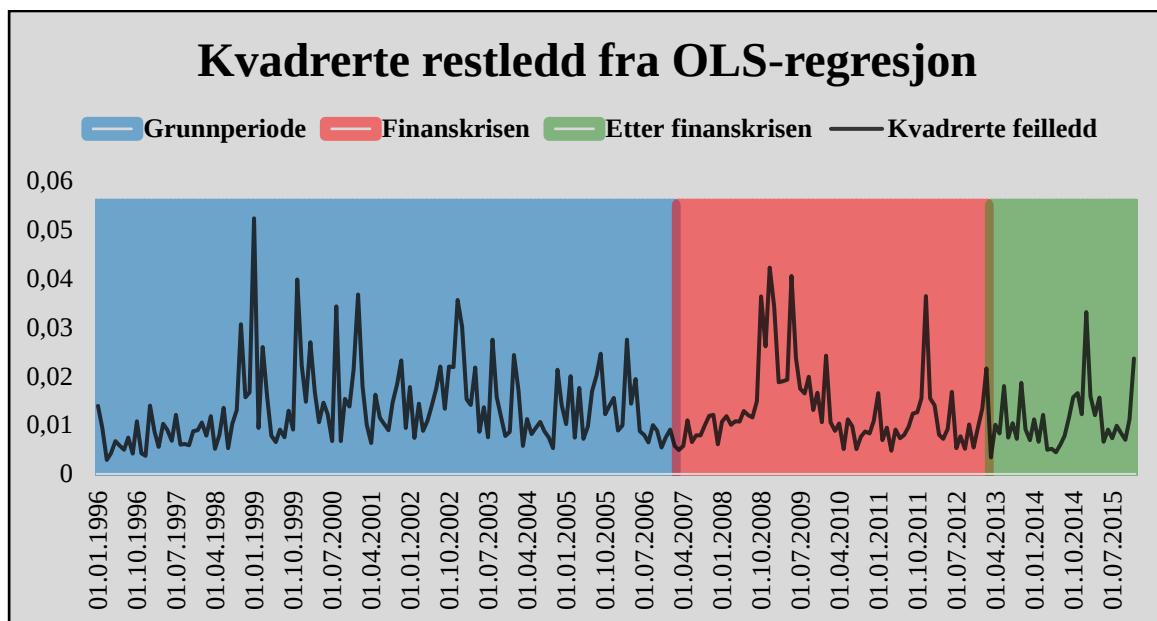
Risikofri rente

Den risikofrie renten er et viktig element i vår utredningen. En risikofri rente kan defineres som den høyeste renten man kan få i et marked, uten å påta seg noen som helst form for risiko (Bodie mfl., 2014, s. 129). I denne utredningen benytter vi 3-måneders NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate) som risikofri rente. NIBOR blir ofte betegnet som markedets risikofrie rente, og er dermed aktuell for å beregne verdipapirers avkastning utover det å plassere midler i banken.

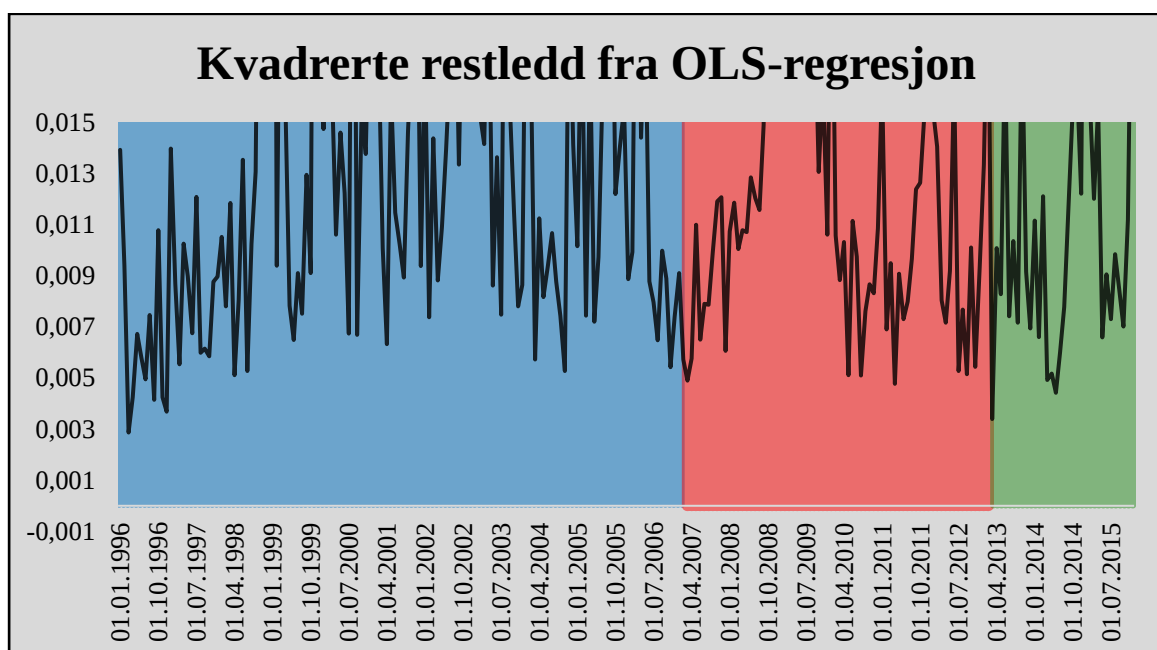
6.2 Valg av analyseperiode

Analyseperioden vi har valgt er fra januar 1996 til september 2016. Denne perioden er valgt for å ha nok historikk til å kunne gjøre en grundig analyse. I tillegg er Januar 1996 et godt startpunkt fordi hovedindeksen på Oslo Børs, som vi benytter som benchmarkindeks, startet da. Perioden inkluderer en lang kontrollperiode før den globale finanskrisen samt den volatile perioden i norsk økonomi etter 2014 i forbindelse med lav oljepris.

For å undersøke om effisiensen endret seg under og etter finanskrisen, har vi delt perioden inn i tre delperioder for å få med data før, under og etter den globale finanskrisen. Ettersom det har vært vanskelig å konstatere et absolutt sluttunkt for finanskrisen, har vi brukt en metode presentert av Bruce E. Hansen (2001). Hensikten med denne metoden er å finne strukturelle brudd i perioden. Vi har da utført en OLS-regresjon av månedlig avkastning på alle variablene vi skal ha med, og predikert restleddene. Videre brukte vi Stata til å beregne gjennomsnittlig månedlig restledd fra alle selskapene. Disse restleddene har vi kvadrert og satt inn i en graf fra januar 1996 til september 2016. Bunnpunktene i denne grafen indikerer strukturelle brudd. I graf 6.1 og 6.2 oppsummerer vi resultatene fra denne metoden.



Graf 6.1: Kvadrerte restledd fra OLS-regresjon av månedlig avkastning i hele perioden.



Graf 6.2: Fokuseret graf som viser bunnpunkt for kvadrerte restledd.

Fra grafene ser vi bunnpunkter for restleddene i mars 2007 og mars 2013. Delperiodene er presentert i tabell 6.1.

Hele perioden	Før finanskrisen	Finanskrisen	Etter finanskrisen
01.1996-09.2016	01.1996-02.2007	03.2007-02.2013	03.2013-09.2016

Tabell 6.1: Inndeling av perioden i delperioder basert på strukturelle brudd.

6.3 Oslo Børs

For å presentere utviklingen på Oslo Børs bruker vi indeksen OSEBX (Oslo Stock Exchange Benchmark Index). Dette er en investerbar indeks som inneholder et representativt utvalg av alle aksjer notert på Oslo Børs (Oslo Børs a, u.å.). Med andre ord er OSEBX benchmarkindeksen som skal reflektere avkastningen på Oslo børs. Graf 6.3 viser den historiske kursutviklingen til OSEBX.



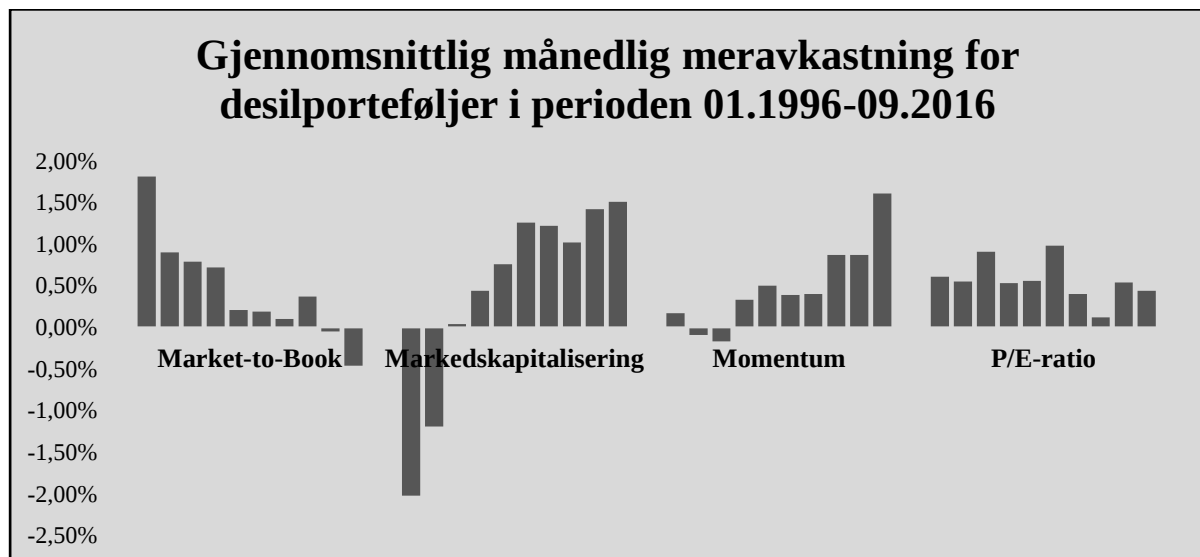
Graf 6.3: Kursutviklingen til hovedindeksen på Oslo Børs (OSEBX)

Videre presenterer tabell 6.2 gjennomsnittlig månedlig markedspremie for OSEBX i hele perioden, og i delperiodene.

Hele perioden	Før finanskrisen	Finanskrisen	Etter finanskrisen
0.64%	0.91%	0.17%	0.58%

Tabell 6.2: Gjennomsnittlig månedlig markedspremie på hovedindeksen på Oslo Børs for hele perioden og i delperioder. Markedspremien er beregnet som avkastning på hovedindeksen fratrasket risikofri rente.

I utredningen undersøker vi tilstedeværelsen av prisanomalier basert på Market-to-Book value, markedskapitalisering, momentum og P/E-ratio på Oslo Børs. Graf 6.4 viser gjennomsnittlig månedlig meravkastning for desilporteføljer (10%) basert på disse variablene. Meravkastning er beregnet ved avkastning fratrasket risikofri rente. Grafen viser at meravkastningen til porteføljene basert på markedskapitalisering og P/E-ratio ikke er i henhold til tidligere forskning som vi har redegjort for i delkapittel 4.2.



Graf 6.4: Desilporteføljer basert på Market-to-Book value, markedskapitalisering, momentum og P/E-ratio. Desilportefølje 1 er til venstre og går mot desilportefølje 10 til høyre.

Sektorer på Oslo Børs

For å klassifisere hvilken bransje selskapene tilhører, bruker vi en sektorklassifisering som er basert på Global Classification Standard (GICS). Denne er utviklet og implementert av MSCI og Standard & Poor's og er hovedsakelig basert på hvor selskaper genererer inntekten sin (Oslo børs c, u.å.).

Ved innhenting av data har vi derfor valgt å bruke bransjeindeksene OSE10, OSE15, OSE20, OSE25, OSE30, OSE35, OSE40, OSE45, OSE50, OSE55 og OSE60. Tabell 6.3 gir en oversikt over antall selskaper i de forskjellige sektorene, andel av totalt antall selskaper på OSEBX og andel av total markedskapitalisering. Avvik mellom andel av OSEBX målt i antall selskaper og i størrelse indikerer gjennomsnittlig selskapsstørrelse i sektorene.

Kode på OSEBX	Sektor	Antall selskaper	Andel av OSEBX	Markedsvekt ¹
OSE10	Energi	50	30,3%	29,1%
OSE15	Materialer	8	4,8%	10,2%
OSE20	Industri	34	20,6%	7,4%
OSE25	Forbruksvarer	9	5,5%	6,2%
OSE30	Konsumentvarer	10	6,1%	10,9%
OSE35	Helsevern	8	4,8%	0,3%
OSE40	Finans	15	9,1%	17,1%
OSE45	Informasjonsteknologi	20	12,1%	2,4%
OSE50	Telekommunikasjon	2	1,2%	12,7%
OSE55	Forsyningselskaper	4	2,4%	1,8%
OSE60	Eiendom	5	3,0%	2,0%

Tabell 6.3: Sektorene på Oslo Børs med antall selskaper, andel av OSEBX målt i antall selskaper og målt i markedsvekt.

Når vi med Datastream hentet data fra indeksene, fikk vi bare data for selskaper som var børsnotert per 09.2016. For å få mer data har vi også inkludert selskaper som er tatt av børs i perioden 1996–2016 (Oslo Børs b, u.å.). Vi har hentet data for disse selskapene frem til første måned i året de ble tatt av børs. Selskapene er i vårt datasett beskrevet som delisted, ettersom Oslo Børs ikke har delt inn disse selskapene i GICS-sektorer. Vi har totalt hentet inn data for 488 selskaper. Vi mangler derfor data på noen få selskaper som ble tatt av børs i perioden, fordi Datastream ikke hadde data tilgjengelig for disse selskapene.

¹ Markedsvekt er målt per desember 2015 fordi Datastream ikke hadde tall på markeds kapitalisering for 2016.

7. Økonometrisk og statistisk metode

I dette kapitlet redegjør vi for den økonometriske og statistiske metoden vi bruker for å teste markedseffisiens på Oslo Børs. Dette vil vi gjøre ved å undersøke anomalivariablene Market-to-Book value, markedskapitalisering, momentum og P/E-ratio. Først presenterer vi regresjonsanalyse, som vi har brukt til å undersøke forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene i delperiodene. Deretter presenterer vi metoden vi har brukt for å teste gjennomsnittlig månedlig meravkastning i ekstremporteføljer (kvartil 1 og 4) basert på anomalivariablene. Videre redegjør vi for metoden vi har brukt til å risikojustere ekstremporteføljene med markedsmodeller, før vi avslutter med å presentere hvordan vi har predikert ekstremporteføljenes meravkastning. Med denne metoden besvarer vi forskningsspørsmålene, som vil bli repetert underveis i kapitlet.

7.1 Regresjonsanalyse

Vi presenterer her grunnleggende teori om multippel regresjon før vi går videre til regresjonsmodeller utviklet for paneldata. Deretter presenteres de statistiske testene vi har brukt til å teste regresjonsmodellene for å komme frem til hovedmodellen. Vi viser også metoden vi bruker for å besvare forskningsspørsmål 1 med regresjonsanalyse.

Multippel OLS-regresjon

En multippel regresjonsmodell brukes for å forklare en variabel med to eller flere uavhengige variabler. En multippel regresjonsligning av y , med k antall forklaringsvariabler og i antall observasjoner eller tidsperioder kan illustreres ved:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_j x_{ji} + u_t$$

For $i = 1, 2, \dots, n$

Hvor

y_i = avhengig variabel

x_{ij} = uavhengig variabel j for observasjon eller tidsperiode i

β_0 = konstantledd

β_j = koeffisienten til forklaringsvariabel j

u_i = restledd for observasjon eller tidsperiode i

Ved å tolke resultatene fra en regresjon kan man finne hvor mye y_i endrer seg når man endrer en av x_{ik} . I en multipl regressjon er det derfor vanlig å tolke denne endringen ved å holde alle andre variabler konstant.

Restleddet skiller seg fra de andre leddene fordi dette ikke er observerbart. Dette leddet består av alle ekskluderte variabler eller effekter som kan forklare den avhengige variabelen. En konsekvens av å utelate viktige variabler er Omitted Variable Bias. Regresjonsmodellen vi har presentert ovenfor benytter Ordinary Least Squares (OLS), noe som innebærer at modellen skal minimere summen av de kvadrerte restleddene.

Når man bruker regresjonsanalyse til å undersøke forskningsspørsmål ønsker man unbiased estimer. Dette vil si at estimatene, $\hat{\beta}_j$, i regresjonsanalysen ligger så tett opp mot populasjonsparameteren som mulig. Vi skal senere i delkapittelet se nærmere på forutsetningene for at en OLS-regresjon skal oppfylle dette kravet.

Forklaringskraft

Modellens forklaringskraft blir i regresjonsresultatene presentert som R^2 . Forklaringskraften til en modell er gitt ved:

$$R^2 = \frac{SSE}{SST} = 1 - \left(\frac{SSR}{SST} \right)$$

Hvor

$SSE = \sum_{i=1}^n (\hat{y} - \bar{y})^2$ = sum av kvadratene som modellen forklarer

$SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ = total sum av kvadratene

$SSR = \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$ = sum av kvadratene i restleddet

Wooldridge (2013, s. 38-39) forklarer R^2 som andel av variasjonen i y_i som kan forklares av x_{ik} . Tallet for forklaringskraft er mellom 0 og 1 og det er derfor vanlig å gange med 100 og tolke som en prosentandel. Når man bruker analyseverktøy vil man få presentert summene fra ligningen ovenfor og R^2 sammen med regresjonsresultatene. Man bør være forsiktig med å bruke forklaringskraften som hovedkriterium for valg av regresjonsmodell, ettersom en høy R^2 ikke er det samme som et kausalt forhold. Kausalt forhold vil si at de uavhengige variablene virkelig har en påvirkende effekt på den avhengige variabelen.

Man kan også bruke justert forklaringskraft til å forklare andel av variasjonen i utvalget som kan forklares av x_{ik} . Justert forklaringskraft er gitt ved:

$$\hat{R}^2 = 1 - \frac{(1 - R^2)(n - 1)}{n - k - 1}$$

Hvor

n = antall observasjoner

k = antall uavhengige variabler

Justert forklaringskraft blir mye brukt fordi den iligger en straff for å legge til flere variabler i modellen. R^2 vil aldri bli lavere når man legger til flere uavhengige variabler i modellen, selv uten at de bidrar til å gjøre regresjonsmodellen bedre. Som vist i formelen ovenfor vil $\hat{R}^2$ avhenge av antall uavhengige variabler, noe som betyr at forklaringskraften bare vil øke dersom den nye variabelen er statistisk signifikant (Wooldridge, 2013, s. 202).

Forutsetninger for OLS

For at OLS skal være Best Linear Unbiased Estimator (BLUE), har man noen forutsetninger som må være oppfylt. Vårt datasett er paneldata med variasjon i både selskaper og tidsperioder, der selskapene er paneldimensjonen. Da vil både forutsetningene for tverrsnittsdata og tidsserier gjelde.

1. Populasjonsmodellen kan skrives som: $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$
Dette vil si at man antar at modellen er lineær i parameterne $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$. Dette gir likevel fleksibilitet, fordi man kan generere nye variabler av de underliggende variablene til å beskrive ikke-lineære forhold, som for eksempel logaritmiske eller kvadrerte variabler.
2. Man har et tilfeldig utvalg med størrelse n .
3. Ingen perfekt kollinearitet i de uavhengige variablene. Dette vil si at ingen av de uavhengige variablene kan være konstante eller ha perfekte lineære forhold til hverandre.
4. $E(u|x) = 0$

Man forutsetter at forventet betinget gjennomsnittlig restledd er lik 0 for enhver verdi av de uavhengige variablene. En viktig del av forutsetningen er at man inkluderer betingelsen om u gitt hvilken som helst x , fordi $E(u) = 0$ bare definerer skjæringspunktet til u og ikke sier noe om forholdet mellom x og u . Denne

forutsetningen er avgjørende i enkle regresjonsmodeller. En av grunnene til at denne forutsetningen ikke er oppfylt kan være at man utelater en viktig faktor i modellen som korrelerer med en eller flere uavhengige variabler. Hvis forutsetningen ikke er oppfylt har man problemer med endogenitet i modellen.

5. $Var(u|x_1, \dots, x_k) = \sigma^2$

Dette betyr at restleddet har lik varians uansett hvilken verdi de uavhengige variablene har. Hvis dette ikke er oppfylt har man problemer med heteroskedastisitet i modellen.

6. $Corr(u_t, u_s|x) = 0$ for alle $t \neq s$

Restleddet til en observasjon på et tidspunkt kan ikke være korrelert med restleddet til en observasjon på et annet tidspunkt. Hvis denne forutsetningen ikke er oppfylt har man lags i restleddet, og derfor autokorrelasjon i modellen.

7. $u \sim Normal(0, \sigma^2)$

Populasjonsrestleddet u er uavhengig av de uavhengige variablene og er normalfordelt med gjennomsnitt lik 0 og varians lik σ^2 . En konsekvens av denne forutsetning er at den påvirker fordelingen av OLS-estimatoren $\hat{\beta}_j$.

Paneldata

Ved å benytte paneldata får man flere observasjoner og man reduserer problemer med multikollinearitet fordi man både har variasjon mellom enheter og tidsperioder. I paneldata kan man ikke anta at observasjonene er uavhengig fordelt på tvers av tidsperioder. Det har derfor blitt utviklet metoder for denne typen data som er bedre egnet til å kontrollere for uobserverte effekter enn metoder for rene tverrsnitt- eller tidsseriedata. Formålet med metodene er å gi mulighet til å kontrollere for individspesifikke effekter som ikke varierer over tid. Restleddet i regresjoner av paneldata består av to ledd, ett individspesifikt og ett som varierer over tid. En regresjonsligning av paneldata kan presenteres ved:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + v_{it}$$

Der restleddet v_{it} kan skrives som

$$v_{it} = a_i + u_{it}$$

Hvor

a_i = individspesifikk del som ikke varierer over tid

u_{it} = del av restleddet som varierer over tid

Det finnes to hovedmetoder for regresjon av paneldata, Fixed Effects-modeller (FE) og Random Effects-modeller (RE). Disse metodene skiller seg primært fra hverandre på måten de behandler den individspesifikke delen av restleddet. FE-modeller har som mål å eliminere denne delen av restleddet, fordi man antar at den korrelerer med en eller flere uavhengige variabler. Hvis man ikke eliminerer denne delen vil man derfor få problemer med endogenitet i modellen. FE-modeller er derfor ikke i stand til å estimere koeffisienter på tidsuavhengige variabler. RE-modeller forutsetter at den individspesifikke delen av restleddet ikke korrelerer med noen av de uavhengige variablene, og eliminering av denne delen vil derfor føre til ineffektive estimatorer. Ved å skille restleddet i en del som ikke varierer over tid og en del som varierer over tid vil man kunne ta ut den delen av restleddet som kan skape problemer hvis man bruker OLS-regresjon på denne typen data (Wooldridge, 2013, s. 495-496).

For å konkludere med om man må bruke en FE- eller en RE-estimator må man bruke en Hausman-test som blir forklart i delkapittel 7.1.2.

7.1.2 Statistiske tester for regresjonsmodellene

Her presenterer vi de statistiske testene vi har brukt for å finne ut om modellene våre er spesifisert på riktig måte. Lokalisering av eventuelle problemer i modellene er viktig for å unngå biased resultater. Testene er utført for å komme frem til hovedmodellen som vi skal bruke for å besvare forskningsspørsmål 1.

Test for multikollinearitet

Her tester man om forutsetning 3 for OLS er oppfylt. For å teste modellene våre for multikollinearitet bruker vi Variance Inflation Factor (VIF). Statistikken bak VIF ligger vedlagt i appendiks kapittel 2.1.

En potensiell konsekvens av multikollinearitet er at $Var(\hat{\beta}_j)$ kan bli for høy til å være av nytte, men dette avhenger av størrelsen til σ^2 og SST_j . Den statistiske inferensen vil også avhenge av hvor stor $\hat{\beta}_j$ er i forhold til standardavviket. En høy forklaringskraft og en liten SST_j kan

føre til høy $Var(\hat{\beta}_j)$. Dette betyr at en liten utvalgsstørrelse kan føre til store utvalgsvarianser (Wooldridge, 2013, s. 95-96).

Breusch Pagan test for heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet er som beskrevet under forutsetninger for OLS at restleddet har lik varians over hele utvalget. For å teste for heteroskedastisitet har vi brukt en Breusch Pagan-test. Statistikken bak denne testen ligger vedlagt i appendiks kapittel 2.2. Nullhypotesen er at man har homoskedastisitet.

Heteroskedastisitet gir ikke bias eller inkonsistens, men konsekvensen er at variansene, $Var(\hat{\beta}_j)$, blir biased. Standardfeilene i OLS er direkte basert på disse variansene, og de vil derfor ikke lenger være gyldige for å regne ut konfidensintervall og t-statistikk (Wooldridge, 2013, s. 268-269). Hvis p-verdien i testen er lav nok til at nullhypotesen forkastes på valgt konfidensnivå må man bruke standardfeil som er robuste for heteroskedastisitet i regresjonsmodellen.

Hausman-test for faste eller tilfeldige effekter

Test-statistikken til Hausman-testen ligger vedlagt i appendiks kapittel 2.3. Testen sjekker om man har korrelasjon mellom den individspesifikke delen av restleddet og noen av de uavhengige variablene. Nullhypotesen er at man bør bruke RE-estimer. Det kan være to grunner til at man ikke kan forkaste nullhypotesen. En grunn er at RE- og FE-estimatene er tilstrekkelig like, noe som gjør at man velger RE fordi denne er mer effisient. Den andre grunnen er at variasjonen i utvalget er så stort i FE-estimatene at man ikke kan konkludere med at de praktisk signifikante forskjellene er statistisk signifikante. Den siste grunnen kan gi grunnlag for lure på om datasettet inneholder nok informasjon til å gi presise estimer av koeffisientene (Wooldridge, 2013, s. 496). Som tidligere nevnt er hovedkriteriet for om man skal bruke FE- eller RE-estimer om den individspesifikke delen av restleddet er ukorrelet med de uavhengige variablene x_{ij} .

Fishertest for unit root

Hvis dataserier med unit root blir brukt i en regresjonsmodell kan resultatene indikere signifikante forhold selv om de ikke finnes, og dermed kunne føre til at regresjonen presenterer falske forhold. Man ønsker derfor bare stasjonære variabler i regresjonsmodellen. En stokastisk prosess $(x_t: t = 1, 2, \dots)$ er stasjonær hvis det i hver samling av tidsperioder $1 \leq$

$t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_m$ har samme felles fordeling i $(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_m})$ som i $(x_{t_1+h}, x_{t_2+h}, \dots, x_{t_m+h})$ for alle $h \geq 1$ (Wooldridge, 2013, s. 381).

For å avdekke ikke-stasjonaritet i variablene våre har vi brukt en Fisher-test i Stata. Dette er en unit root-test som ikke krever balanserte paneldatasett. Den kombinerer p-verdier fra N uavhengige unit root-tester og ble utviklet av Maddala og Wu (1999). Denne tester hver serie eller variabel for unit root, med nullhypotese om at alle panelene i variabelen er ikke-stasjonære.

En vanlig måte å løse problemet med unit root er å endre variablene for å gjøre dem stasjonære, for eksempel ved å se på avkastning i stedet for aksjekurs. Det er da verdt å merke seg at man i mange tilfeller må tolke variablene annerledes i regresjonsresultatene.

Test for autokorrelasjon

Vi har brukt en test for lineære paneldatamodeller som ble utviklet av Wooldridge og diskutert av David M. Drukker (2003) for å teste for autokorrelasjon i vår paneldatamodell. Statistikken bak denne testen ligger vedlagt i appendiks kapittel 2.4.

En konsekvens av autokorrelasjon er at standardfeilene og test-statistikkene i modellen ikke lenger er gyldige. Hvis man ignorerer autokorrelasjon og estimerer variansene, $Var(\hat{\beta}_j)$, på vanlig måte vil estimatene vanligvis bli biased. Standardfeilene til $\hat{\beta}_j$ er et estimat av standardavviket, og derfor vil test-statistikkene være ugyldige (Wooldridge, 2013, s. 412-414). Den generelle metoden for å få komplett robuste standardfeil for autokorrelasjon og heteroskedastisitet i paneldata er å clustre dataen på paneldimensjonen. Dette vil si at hver panelenhet blir definert som en cluster av observasjoner over tid, og autokorrelasjon og endrede varianser er derfor tillatt innenfor hver cluster (Wooldridge, 2013, s. 483).

7.1.3 Test av forskningsspørsmål 1: regresjonsanalyse med interaksjonsvariabler

Forskningsspørsmål 1: Endret forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene seg under og etter finanskrisen?

For å besvare forskningsspørsmål 1 har vi brukt interaksjonsvariabler i FE-modellen som er vår hovedmodell. Vi har da testet anomalivariablene Market-to-Book value,

markedskapitalisering, momentum og P/E-ratio, i tillegg til månedlig endring i oljepris, med interaksjonsvariabler for periodene under og etter finanskrisen. Vi vil da kunne se hvordan forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene har vært i delperiodene. Interaksjonsvariablene er generert ved å gange tidsdummyvariabler for perioden som omfatter finanskrisen og perioden etter finanskrisen, med variablene vi skal teste i disse periodene. Bruk av interaksjonsvariabel i en paneldataregresjon hvor perioden er delt inn i to delperioder kan illustreres ved:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_1 x_{it} + v_{it}$$

Hvor

x_{it} = den uavhengige variabelen man vil teste i delperiode 1

D_1 = dummyvariabelen som representerer delperiode 2

$D_1 x_{it}$ = interaksjonsvariabelen i delperiode 2

Ved å se på fortegnet og størrelsen til β_3 for en signifikant interaksjonsvariabel og sammenligne den med fortegnet til β_1 kan man se hvordan forholdet mellom y_{it} og x_{it} har endret seg i delperiode 2. I tillegg kan man ved å legge dem sammen finne det isolerte forholdet mellom y_{it} og x_{it} i delperiode 2, alt annet holdt konstant. En signifikant interaksjonsvariabel betyr at forholdet endret seg i perioden som D_1 representerer. Vi besvarer derfor forskningsspørsmål 1 ved å se på t-verdien eller p-verdien til interaksjonsvariablene.

7.2 T-tester av gjennomsnittlig månedlig meravkastning i ekstremporteføljer

Regresjonsanalysen gir et generelt bilde av forholdet mellom anomalivariablene og avkastning. Vi fortsetter analysen med å teste gjennomsnittlig månedlig meravkastning for ekstremporteføljer basert på anomalivariablene. Meravkastning er gitt ved avkastning fratrasket risikofri rente. Først presenterer vi hvordan vi har konstruert ekstremporteføljene og deretter presenterer vi metoden vi har brukt for å besvare forskningsspørsmål 2.

Kvartilporteføljer

Vi vil her presentere hvordan vi har konstruert ekstremporteføljene. Først har vi for hver anomalivariabel delt selskapene inn i 4 kvartilporteføljer hver måned. Inndelingen av

porteføljene er presentert i tabell 7.1. Ekstremporteføljene er da kvartilportefølje 1 og 4 for hver anomalivariabel.

Port.	Market-to-Book value	Markedskapitalisering	3 måneders momentum	P/E-ratio
1	Kvartil 1: De 25% selskapene med lavest Market-to-Book value	Kvartil 1: De 25% minste selskapene	Kvartil 1: De 25% selskapene med lavest 3 måneders momentum	Kvartil 1: De 25% selskapene med lavest P/E-ratio
2	Kvartil 2	Kvartil 2	Kvartil 2	Kvartil 2
3	Kvartil 3	Kvartil 3	Kvartil 3	Kvartil 3
4	Kvartil 4: De 25% selskapene med høyest Market-to-Book value	Kvartil 4: De 25% største selskapene	Kvartil 4: De 25% selskapene med høyest 3 måneders momentum	Kvartil 4: De 25% selskapene med høyest P/E-ratio

Tabell 7.1: Forklaring av kvartilporteføljene basert på anomalivariablene.

7.2.2 Test av forskningsspørsmål 2: t-tester av månedlig meravkastning i ekstremporteføljer

Forskningsspørsmål 2: Endret de potensielle prisanomaliene karakteristikk under og etter finanskrisen?

For å undersøke om det har vært statistisk signifikante differanser i meravkastning mellom kvartilportefølje 1 og 4 i delperiodene har vi for hver anomalivariabel brukt uparede t-tester. Formelen for utregning av t-tester ligger vedlagt i appendiks kapittel 2.5. T-testen har en nullhypotese om at gjennomsnittlig månedlig meravkastning i porteføljene har vært lik, og en alternativhypotese om at differansen har vært ulik. Fortegnet til t-verdiene forklarer størrelsesforholdet mellom gjennomsnittet i kvartilportefølje 1 og 4.

For å besvare forskningsspørsmål 2 har vi videre utført t-tester på differansene mellom meravkastning i kvartilportefølje 1 og 4 på tvers av delperiodene. Vi kan da undersøke om det er statistisk grunnlag for å si om noen av de potensielle anomaliene har endret karakteristikk. Vi undersøker da funnene fra regresjonsanalysen med en mer praktisk metode, og kan se om de gir samme resultater.

7.3 Risikojustering med markedsmodeller

I dette avsnittet starter vi med å presentere hvordan vi har håndtert ekstremverdier i datasettet. Deretter presenterer vi markedsmodellene vi har brukt for å risikojustere ekstremporteføljene for hver anomalivariabel. Vi har først vurdert porteføljene med kapitalverdimodellen. Deretter

har vi brukt Fama French flerfaktormodell inkludert Carharts momentumfaktor, som er redegjort for i kapittel 5.3. Avslutningsvis beskrives metoden vi har brukt for å besvare forskningsspørsmål 3.

Håndtering av ekstremverdier

Før vi risikojusterte ekstremporteføljene med markedsmodeller undersøkte vi datasettet for ekstremverdier, og vi fant en del unormalt høye og lave månedlige avkastninger. Anscombe (1960) deler ekstremverdier i to hovedkategorier: de som oppstår på grunn av feil i datasettet, og de som skyldes variasjon i datasettet. Da vi har hentet tall på avkastning direkte fra Datastream, antar vi at våre ekstremverdier har oppstått som en følge av høy variasjon innad i datasettet. Judd og McClelland (1989) fremla flere sterke argumenter for å fjerne ekstremverdier selv om de er en korrekt del av datasettet, fordi det fører til mer korrekte estimater av populasjonsparameterne.

Vi tror fjerning av ekstremverdier vil gi mer normaliserte resultater og bedre estimater på eventuell risikojustert meravkastning som kommer som en følge av anomalivariablene. I tillegg skal vi videre bruke en flerfaktormodell til å predikere out of sample, hvor vi undersøker om det er mulig å predikere en normalsituasjon.

Definisjonen på negative ekstremverdier er verdier som ligger under 1,5 ganger interkvartildifferansen, $Q_3 - Q_1$, fra kvartil 1. Grensen for positive ekstremverdier er definert som 1,5 ganger interkvartildifferansen, $Q_3 - Q_1$, over kvartil 3 (Agresti og Franklin, 2009, s. 258).

$$\begin{aligned} \text{Nedre grense} &= Q_{1, \text{Avkastning}} - 1,5 * (Q_{3, \text{Avkastning}} - Q_{1, \text{Avkastning}}) \\ &= -0.0723 - 1,5 * (0.0725 - (-0.0723)) = -0.2895 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Øvre grense} &= Q_{3, \text{Avkastning}} + 1,5 * (Q_{3, \text{Avkastning}} - Q_{1, \text{Avkastning}}) \\ &= 0.0725 + 1,5 * (0.0725 - (-0.0723)) = 0.2897 \end{aligned}$$

Tabell 7.2 viser endring i antall observasjoner og gjennomsnittlig avkastning som en følge av fjerning av ekstremverdier.

	Før fjerning av ekstremverdier	Etter fjerning av ekstremverdier
Antall observasjoner avkastning	43,991	41,008
Gjennomsnittlig avkastning	0.652%	-0.240%

Tabell 7.2: Gjennomsnittlig avkastning før og etter fjerning av ekstremverdier.

Resultatene av fjerningen førte til et lavere gjennomsnitt, noe som viser at det var de positive verdiene som var mest ekstreme. Videre i utredningen bruker vi datasettet uten ekstremverdier. Vi konstruerer da nye ekstremporteføljer med dette datasettet, hvor vi bruker samme metode som beskrevet i delkapittel 7.2. Resultatet av å fjerne ekstremverdier var at alfaene generelt sett fikk lavere absoluttverdi og lavere signifikansnivå. Dette skyldes at man ikke har ekstreme avkastninger som driver alfaene opp eller ned. I tillegg ble predikeringene av meravkastning mindre ekstreme.

Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen er redegjort for i delkapittel 5.1. Vi skal bruke denne i en regresjonsanalyse til å risikojustere ekstremporteføljene basert på anomalivariablene. Regresjonsmodellen er gitt ved:

$$R_i - r_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - r_f) + \varepsilon_i$$

Hvor

R_i = avkastning til portefølje i

R_m = markedsavkastningen

r_f = risikofri rente

α_i = risikojustert meravkastning for portefølje i^2

β_i = markedsrisiko for aksje eller portefølje i

ε_i = regresjonens restledd

Fama French flerfaktormodell med Carharts UMD

Videre undersøker vi om prestasjonsvurderingen av porteføljene endrer seg når vi kontrollerer for en verdifaktor, størrelsesfaktor og momentumfaktor. Dette gjør vi med en Fama French flerfaktormodell som inkluderer Carharts momentumvariabel. Denne modellen er en forlengelse av kapitalverdimodellen, og er beskrevet i delkapittel 5.2. Regresjonsmodellen er gitt ved:

$$R_i - r_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - r_f) + L_iLMH_t + S_iSMB_t + U_iUMD_t + \varepsilon_i$$

² Dette leddet blir ofte omtalt som Jensens Alfa.

Hvor

R_i, R_m, r_f og ε_i har samme betydning som i kapitalverdimodellen

α_i = risikojustert meravkastning for portefølje i

LMH_t = verdifaktor³ (low-minus-high)

L_i = eksponering mot verdifaktor for portefølje i

SMB_t = størrelsesfaktor (small-minus-big)

S_i = eksponering mot størrelsesfaktor for portefølje i

UMD_t = momentumfaktor (up-minus-down)

U_i = eksponering mot momentumfaktor for portefølje i

Faktorene i flerfaktormodellen

Faktorene er generert etter at datasettet ble rensket for ekstremverdier.

Verdifaktoren beregnes som gjennomsnittlig avkastning for selskaper med lav Market-to-Book value minus gjennomsnittlig avkastning for selskaper med høy Market-to-Book value. Vi har delt selskapene inn i 4 kvartilporteføljer basert på forholdet mellom markedsverdi og bokført verdi hver måned.

$$LMH_t = 1/2(R_{1,t}^L + R_{2,t}^L) - 1/2(R_{3,t}^L + R_{4,t}^L)$$

Størrelsesfaktoren er gitt ved gjennomsnittlig avkastning for små selskaper minus gjennomsnittlig avkastning i store selskaper. Her har vi delt selskapene i 6 porteføljer basert på størrelsen hver måned. Her er portefølje 1 de minste selskapene og portefølje 6 de største selskapene.

$$SMB_t = 1/3(R_{1,t}^S + R_{2,t}^S + R_{3,t}^S) - 1/3(R_{4,t}^S + R_{5,t}^S + R_{6,t}^S)$$

For å regne ut momentumfaktoren har vi delt selskapene inn i 4 kvartilporteføljer basert på størrelsen til momentumet hver måned.

$$UMD_t = 1/2(R_{4,t}^U + R_{3,t}^U) - 1/2(R_{2,t}^U + R_{1,t}^U)$$

³ Merk at vi bruker Low Minus High fordi vi har Market-to-Book value i kontrast til Fama French som bruker High Minus Low og har Book-to-Market value.

Hvor følgende gjelder for alle faktorene:

$R_{i,t}^n$ = avkastning for portefølje i , basert på faktor n , i måned t

På samme måte som i kapitalverdimodellen, vil en positiv signifikant alfa fortelle at den faktiske prestasjonen til porteføljen har vært bedre enn hva eksponeringen mot faktorene skulle tilsi. På bakgrunn av dette vil man ikke kunne si at en portefølje med høy meravkastning har prestert bedre enn ventet hvis avkastningen i hovedsak er generert av eksponering mot selskaper som har hatt god avkastning i denne perioden. Vi forventer derfor at alfaene vil endre seg når vi bruker flerfaktormodellen sammenlignet med alfaene fra kapitalverdimodellen.

Utvidelse av firefaktorsmodellen for å kontrollere for PE-ratio

For våre kvartilporteføljer basert på P/E-ratio fant vi at faktorene i modellen ikke kunne forklare hvorfor de har hatt høyere avkastning enn hva eksponeringen mot $(R_m - r_f)$, LMH_t , SMB_t og UMD_t skulle tilsi. Vi vil derfor teste disse med en flerfaktormodell hvor vi også kontrollerer for en lav-kontra-høy P/E-faktor. Denne variabelen har vi regnet ut ved å dele selskapene inn i 4 porteføljer basert på størrelsen til P/E-ratio hver måned.

$$LPMHP_t = 1/2(R_{1,t}^{LP} + R_{2,t}^{LP}) - 1/2(R_{3,t}^{LP} + R_{4,t}^{LP})$$

Hvor

$LPMHP_t$ = P/E-faktor (low P/E minus high P/E)

7.3.2 Statistiske tester for markedsmoellene

Når vi risikojusterer ekstremporteføljene med markedsmoeller er datasettet tidsserie, og vi har derfor testet moellene for heteroskedastisitet, multikollinearitet, unit root og autokorrelasjon. Vi har brukt Breusch-Pagan-testen til å teste for heteroskedastisitet og VIF til å teste for multikollinearitet. For å teste variablene for unit root har vi brukt Augmented Dickey-Fuller test. Denne testen er forklart i appendiks kapittel 2.6. For å teste moellene for autokorrelasjon har vi brukt Durbins alternative test, og denne er forklart i appendiks kapittel 2.7.

7.3.3 Test av forskningsspørsmål 3: risikojustering av ekstremporteføljer

Forskningsspørsmål 3: Har investeringer i ekstremporteføljer basert på potensielle prisanomalier generert risikojustert meravkastning?

For å besvare forskningsspørsmål 3 har vi risikojustert kvartilportefølje 1 og 4 for hver anomalivariabel for å undersøke om de har oppnådd positive signifikante alfaer i noen av delperiodene. Alfa vil derfor fungere som porteføljenes prestasjonsmål, fordi denne reflekterer avkastning utover hva eksponeringen skulle tilsi. Dette vil vi gjøre med kapitalverdimodellen og flerfaktormodellen vi har beskrevet tidligere i kapitlet. Hvis en portefølje har hatt negativ signifikant alfa eller ikke-signifikant alfa vil dette indikere at det ikke har vært en anomali tilknyttet variabelen. Et finansmarkedet uten markedsanomalier kjennetegner et effisient marked på semi-sterk form.

Hvis noen av porteføljene har hatt positive signifikante alfaer viser dette at det har vært en anomali tilknyttet variabelen, og indikerer derfor at markedet har vært ineffisient eller har vært mindre effisient i de respektive periodene. Vi vil også bruke markedsmodellene til å se om det har vært forskjeller i effisiens i delperiodene, da resultatene vil vise om porteføljene har prestert bedre i noen av delperiodene sammenlignet med de andre.

7.4 Out of sample predikering av meravkastning

Estimering- og predikeringsvinduer

Vi presenterer her metoden vi har brukt for å besvare forskningsspørsmål 4. Vi har brukt en flerfaktormodell med faktorene *LMH*, *SMB*, *UMD* og *LPMHP* til å predikere ekstremporteføljenes meravkastning. Hensikten er å se om man kan predikere porteføljenes meravkastning ved å fryse koeffisientene fra estimeringsregresjonen og bruke variablene som ligger i markedet. Vi predikerer meravkastningen for de siste 4 månedene i hver delperiode, og bruker all tilgjengelig data på predikeringstidspunktet. Estimering- og predikeringsviduene er presentert i tabell 7.3.

	Før finanskrisen	Under finanskrisen	Etter finanskrisen
Predikeringsvinduer	11.2006-02.2007	11.2012-02.2013	09.2015-12.2015 ⁴
Estimeringsvindu for predikering 1	01.1996-10.2006	01.1996-10.2012	01.1996-08.2015
Estimeringsvindu for predikering 2	01.1996-11.2006	01.1996-11.2012	01.1996-09.2015
Estimeringsvindu for predikering 3	01.1996-12.2006	01.1996-12.2012	01.1996-10.2015
Estimeringsvindu for predikering 4	01.1996-01.2007	01.1996-01.2013	01.1996-11.2015

Tabell 7.3: Estimerings- og predikeringsvinduer til out of sample predikeringer.

Tabellen viser at vi har flyttet estimeringsvinduet en måned når vi skal estimere en måned frem i tid slik at vi får med all tilgjengelig informasjon på predikeringstidspunktet.

Regresjonsresultatene fra estimeringsvinduene er gitt ved:

$$(R_i - r_f)_{est} = \alpha_{est,i} + L_{est,i}LMH_{esi} + S_{est,i}SMB_{est} + U_{est,i}UMD_{est} + LP_{est,i}LPMHP_{est}$$

Hvor

est = estimeringsvindu

i = estimeringsnummer, og har verdien 1,2,3,4 i hver delperiode

Fra estimeringsregresjonene har vi frosset $\alpha_{est}, \beta_{est}, L_{est}, S_{est}, U_{est}$. Deretter har vi generert nye variabler som vi bruker for LMH, SMB, UMD og $LPMHP$ til å predikere meravkastning. Vi har da brukt tall fra måneden før, fordi dersom det lå en anomali i markedet knyttet til faktorene antar vi at denne ikke endret seg mye fra måned til måned.

$$LMH_p = LMH_{p-1} \quad SMB_p = SMB_{p-1} \quad UMD_p = UMD_{p-1} \quad LPMHP_p = LPMHP_{p-1}$$

Hvor

p = predikeringstidspunkt

Vi har predikert meravkastningen ved å trekke estimatene fra estimeringsvinduet:

$$(R_i - r_f)_{pred,n} = \alpha_{est} + L_{est}LMH_p + S_{est}SMB_p + U_{est}UMD_p + LP_{est}LPMHP_p$$

⁴ Fordi vi mangler tall for markedskapitalisering fra 2016, vil regresjoner hvor markedskapitaliseringsfaktoren er inkludert ikke ha observasjoner etter 2015.

Hvor

$pred$ = predikering

n = predikeringsnummer, og har verdien 1,2,3,4 i hver delperiode

Vi vil utføre predikeringer av ekstremporteføljenes meravkastning for hver anomalivariabel i hver delperiode.

7.4.2 Test av forskningsspørsmål 4: predikering av ekstremporteføljenes meravkastning

Forskningsspørsmål 4: Har man kunnet predikere ekstremporteføljenes månedlige meravkastning ved å anta at premiene knyttet til prisanomalier ligger fast i markedet?

I denne delen av analysen skal vi besvare forskningsspørsmål 4 ved å predikere meravkastningen til ekstremporteføljene med en flerfaktormodell for de fire siste månedene i hver delperiode. Ved å fryse koeffisientene fra estimeringsregresjonen og bruke verdier for variablene fra måneden før vil vi kunne se om anomaliene ligger fast i markedet eller om de følger en random walk. Hvis de følger en random walk vil faktorene variere mye fra $t-1$ til t , og derfor føre til dårlige predikeringer av porteføljenes meravkastning, noe som indikerer at markedet var effisient.

Avslutningsvis utfører vi regresjoner av faktorene på de laggede faktorene i hver delperiode. Et signifikant forhold indikerer at premien tilknyttet faktoren har ligget i markedet fra en måned til neste måned, og man har derfor kunnet investere basert på anomalien.

8. Analyse og resultater

I dette kapitlet presenterer vi resultatene fra analysen. Formålet med analysen er å teste markedseffisiens på Oslo børs på semi-sterk form i perioden fra januar 1996 til september 2016, og om effisiensen endret seg under og etter finanskrisen. For å undersøke dette tester vi potensielle prisanomalier knyttet til Market-to-Book value, markedskapitalisering, momentum og P/E-ratio. Vår hypotese er at adferdsfinans vil spille en større rolle for prisingen av aksjer i volatile perioder.

Analysen består av fem delkapitler, hvor delkapittel 8.1-8.4 er tilknyttet ett forskningsspørsmål hver. Svarene er oppsummert i delkapittel 8.5. Nedenfor presenterer vi forskningsspørsmålene, og fremgangsmåten vi bruker for å besvare dem.

Forskningsspørsmål 1: Endret forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene seg under og etter finanskrisen?

I delkapittel 8.1 undersøker vi med interaksjonsvariabler i en regresjonsanalyse om forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene endret seg under og etter finanskrisen.

Forskningsspørsmål 2: Endret de potensielle prisanomaliene karakteristikk under og etter finanskrisen?

I delkapittel 8.2 konstruerer vi ekstremporteføljer basert på anomalivariablene. Hensikten er å undersøke om differansene mellom månedlig meravkastning i kvartilportefølje 1 og 4 endret seg under og etter finanskrisen.

Forskningsspørsmål 3: Har investeringer i ekstremporteføljer basert på potensielle prisanomalier generert risikojustert meravkastning?

I delkapittel 8.3 risikojusterer vi ekstremporteføljene for å undersøke om de har generert risikojustert meravkastning før, under og etter finanskrisen.

Forskningsspørsmål 4: Har man kunnet predikere ekstremporteføljenes månedlige meravkastning ved å anta at premiene knyttet til prisanomalier ligger fast i markedet?

I delkapittel 8.4 predikerer vi månedlig meravkastning for ekstremporteføljene med en flerfaktormodell hvor vi bruker premiene tilknyttet anomaliene fra måneden i forveien.

I analysen vil vi derfor finne ut om det har vært grunnlag for å kunne investere basert på prisanomalier før, under og etter finanskrisen.

8.1 Regresjonsanalyse med interaksjonsvariabler

I dette delkapittelet besvarer vi forskningsspørsmål 1: Endret forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene seg under og etter finanskrisen?

I første del av regresjonsanalysen viser vi kort med to OLS-regresjoner av månedlig avkastning oppbyggingen av hovedmodellen. Vi går deretter over til en paneldataregresjon, ettersom OLS ikke tar hensyn til potensielle selskapsspesifikke effekter som ikke varierer over tid. Videre tester vi denne for å komme frem til vår hovedmodell, FE-modell 3. Forklaringene av resultatene på veien mot hovedmodellen er kortfattede, og vil primært brukes som kontroll av resultatene fra FE-modell 3. Vi vil derfor bruke FE-modell 3 til å besvare forskningsspørsmål 1.

I regresjonsanalysen tester vi anomalivariablene *Market-to-Book value*, *Markedskapitalisering*, *3 måneders momentum* og *P/E-ratio*, i tillegg til variabelen *Månedlig prosentvis endring i oljepris* med interaksjonsvariabler under og etter finanskrisen. Interaksjonsvariablene for månedlig endring i oljepris er inkludert fordi tidligere forskning har vist at denne historisk sett har vært en driver for det norske finansmarkedet (Hammoudeh og Li, 2005). Vi kontrollerer derfor for denne variabelen for å bedre kunne trekke ut de isolerte forholdene vi skal teste.

OLS-regresjon

Regresjonstabell 8.1 presenterer et sammendrag av signifikante variabler fra OLS-regresjonene. Fullstendig regresjonstabell ligger vedlagt i appendiks kapittel 3.1. Modell 1 er av hele perioden, mens Modell 2 deler perioden inn i tre delperioder med interaksjonsvariabler. Begge Breuch Pagan-testene indikerte problemer med heteroskedastisitet, og modellene har derfor robuste standardfeil.

	OLS-modell 1	OLS-modell 2
	Modell av hele perioden	Modell med dummy- og interaksjonsvariabler
<i>Market-to-Book value</i>	-0.0000811** (0.0000364)	-0.0000862** (0.0000357)
<i>Markedskapitalisering</i>	2.56e-11** (1.09e-11)	1.38e-11 (2.43e-11)
<i>3 mnd. momentum</i>	0.0460*** (0.00922)	0.0288** (0.0116)
<i>12 mnd. momentum</i>	0.0101** (0.00515)	0.00739 (0.00516)
<i>Månedlig avkastning OSEBX</i>	0.763*** (0.0185)	0.750*** (0.0193)
<i>Månedlig prosentvis endring i oljepris</i>	0.0477*** (0.0122)	0.0420*** (0.0155)
<i>Finanskrisedummy</i>		-0.00909*** (0.00290)
<i>Etterkrisedummy</i>		-0.0164*** (0.00445)
<i>Interaksjon Market-to-Book value/Finanskrise</i>		-0.00117** (0.000500)
<i>Interaksjon Market-to-Book value/Etterkrise</i>		0.00308* (0.00176)
<i>Interaksjon 3 mnd. momentum/Etterkrise</i>		0.0517* (0.0297)
<i>Interaksjon Månedlig prosentvis endring i oljepris/Etterkrise</i>		-0.0569* (0.0330)
<i>Konstantledd</i>	-0.00235 (0.00281)	0.00362 (0.00314)
<i>R²</i>	0.190	0.194
<i>adj. R²</i>	0.189	0.192
<i>N</i>	12999	12999

Regresjonstabell 8.1: Sammendrag av OLS-regresjoner. Standardfeil er i parentes.

Signifikansnivå: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

OLS-modell 1: Modell av hele perioden

I OLS-modell 1 er variablene *3 måneders momentum*, *Månedlig avkastning OSEBX* og *Månedlig prosentvis endring i oljepris* statistisk signifikante på 1 % nivå. Videre er *Market-to-Book value*, *Markedskapitalisering* og *12 måneders momentum* signifikante på 5% nivå. Fortegnet til anomalivariablene *Market-to-Book value* og *3 måneders momentum* er i henhold til tidligere forskning. For *Markedskapitalisering* er fortegnet ikke henhold til funn fra tidligere forskning, som har vist at små selskaper har generert høyere avkastning.

OLS-modell 2: Modell med dummy- og interaksjonsvariabler

I OLS-modell 2 har vi lagt til dummy- og interaksjonsvariablene, og man kan se at flere av variablene endrer signifikansnivå sammenlignet med OLS-modell 1. Variablene *Finanskrisedummy* og *Etterkrisedummy* er signifikante på 1% nivå. Interaksjonsvariabelen *Market-to-Book value* under finanskrisen er signifikant på 5% nivå og interaksjonsvariablene

Market-to-Book value, 3 måneders momentum og Månedlig prosentvis endring i oljepris etter finanskrisen er signifikante på 10% nivå. Koeffisientene til anomalivariablene har samme fortegn som i OLS-modell 1 før og under finanskrisen, men den isolerte koeffisienten til *Market-to-Book value* er negativ etter finanskrisen.

Paneldataregresjon

I dette avsnittet viser vi paneldataregresjoner av modellene. Hausman-testen ga en p-verdi på 0.0000. Vi må derfor bruke en FE-modell for vårt datasett, noe som betyr at den selskappsspesifikke delen av restleddet elimineres. Regresjonstabell 8.2 presenterer et sammendrag av signifikante variabler fra paneldataregresjonene. Fullstendige regresjonstabeller ligger vedlagt i appendiks kapittel 3.2.

Vi fant unit root i variablene *Markedskapitalisering* og *Vekstrate for inntekt siste 3 år* i FE-modell 2. Vi har derfor transformert *Markedskapitalisering* om til *Andel av total markedskapitalisering* hver måned og transformert *Vekstrate for inntekt siste 3 år* om til *Forholdet mellom vekstrate for inntekt siste 3 år og gjennomsnittet* hver måned. Videre fant vi bevis for at FE-modell 2 har autokorrelasjon. Vi har derfor clustret FE-modell 3 på selskapsnivå for å få standardfeil som er robuste mot både autokorrelasjon og heteroskedastisitet.

	FE-modell 1 Modell av hele perioden	FE-modell 2 Modell med dummy- og interaksjonsvariabler	FE-modell 3: Hovedmodell Stasjonær modell med dummy- og interaksjonsvariabler som er clustret på selskap
<i>P/E - ratio</i>	-0.0000259*** (0.00000972)	-0.0000437* (0.0000234)	-0.0000433* (0.0000235)
<i>Market-to-Book value</i>	-0.000105*** (0.0000373)	-0.000106*** (0.0000288)	-0.000107*** (0.0000287)
<i>Andel av total markedskapitalisering⁵</i>			0.286* (0.168)
<i>Markedskapitalisering</i>	1.64e-10 (9.99e-11)	2.49e-10** (1.18e-10)	
<i>Vekstrate for inntekt siste år</i>	0.0000234*** (0.00000237)	0.0000194*** (0.00000272)	0.0000211*** (0.00000261)
<i>Forholdet mellom vekstrate for inntekt siste 3 år og gjennomsnittet⁶</i>			0.000928** (0.000400)
<i>3 mnd. momentum</i>	0.0392*** (0.00938)	0.0202* (0.0115)	0.0205* (0.0115)
<i>9 mnd. momentum</i>	-0.0126* (0.00750)	-0.0106 (0.00752)	-0.0107 (0.00752)
<i>Månedlig avkastning OSEBX</i>	0.759*** (0.0283)	0.740*** (0.0296)	0.741*** (0.0297)
<i>Månedlig prosentvis endring i oljepris</i>	0.0510*** (0.0152)	0.0393** (0.0191)	0.0394** (0.0190)
<i>Finanskrisedummy</i>		-0.00979** (0.00410)	-0.00820* (0.00439)
<i>Etterkrisedummy</i>		-0.0162** (0.00753)	-0.0159** (0.00762)
<i>Interaksjon Market-to-Book value/Finanskrise</i>		-0.00311** (0.00134)	-0.00333** (0.00144)
<i>Interaksjon 3mnd momentum./Finanskrise</i>		0.0244** (0.0117)	0.0242** (0.0117)
<i>Interaksjon Månedlig prosentvis endring i oljepris/Finanskrise</i>		0.0545* (0.0310)	0.0554* (0.0309)
<i>Interaksjon P/E-ratio/Etterkrise</i>		0.000104** (0.0000475)	0.000104** (0.0000476)
<i>Interaksjon 3 mnd. momentum/Etterkrise</i>		0.0469* (0.0265)	0.0462* (0.0266)
<i>Konstantledd</i>	-0.00938* (0.00498)	0.000795 (0.00553)	0.0000715 (0.00561)
<i>R²</i>	0.189	0.193	0.193
<i>adj. R²</i>	0.188	0.191	0.192
<i>N</i>	12999	12999	12999

Regresjonstabell 8.2: Sammendrag av Fixed Effects-regresjoner. Standardfeil er i parantes.
Signifikansnivå: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

⁵ Andel av total markedskapitalisering = Markedskapitalisering/Total sum av markedskapitalisering

⁶ Forholdet mellom vekstrate siste 3 år og gjennomsnittet = Vekstrate for inntekt siste 3 år/Gjennomsnittlig vekstrate for inntekt siste 3 år

FE-modell 1: Modell av hele perioden

FE-modell 1 tilsvarende OLS-modell 1 i regresjonstabell 8.1. Resultatene viser at *P/E-ratio*, *Market-to-Book value*, *Vekstraten til inntekt siste år*, *3 måneders momentum*, *Månedlig avkastning OSEBX* og *Månedlig prosentvis endring i oljepris* er statistisk signifikante på 1% nivå. *9 måneders momentum* er signifikant på 10% nivå. Ved å eliminere den individspesifikke delen av restleddet er det flere variabler som blir statistisk signifikante. Fortegnet til de signifikante anomalivariablene er i henhold til våre forventninger og funn fra tidligere forskning.

FE-modell 2: Modell med dummy- og interaksjonsvariabler

FE-modell 2 tilsvarende OLS-modell 2 i regresjonstabell 8.1. *Market-to-Book value*, *Vekstraten til inntekt siste år* og *Månedlig avkastning OSEBX* er signifikante på 1% nivå. Koeffisienten til *Market-to-Book value* er også i denne modellen negativ. I tillegg er som forventet koeffisientene til *Vekstraten til inntekt siste år* og *Månedlig avkastning OSEBX* begge positive.

Markedskapitalisering, *Månedlig prosentvis endring i oljepris*, *Finanskrisiedummy* og *Etterkrisedummy*, i tillegg til interaksjonsvariablene *Market-to-Book value* og *3 måneders momentum* under finanskrisen og *P/E-ratio* etter finanskrisen er signifikante på 5% nivå. *P/E-ratio*, *3 måneders momentum*, samt interaksjonsvariablene *Månedlig prosentvis endring i oljepris* under finanskrisen og *3 måneders momentum* etter finanskrisen er signifikante på 10% nivå. De signifikante dummy- og interaksjonsvariablene viser at det har vært strukturelle endringer under og etter finanskrisen.

Dummyvariablenes negative koeffisienter viser at avkastningen i disse periodene generelt sett var lavere enn i perioden før finanskrisen. Fra resultatene kan man se at også denne modellen indikerer at forholdet mellom avkastning og *Markedskapitalisering* ikke er i henhold til funn fra tidligere forskning. Resultatene viser at forholdet mellom avkastning og *Market-to-Book value* ble forsterket under finanskrisen. Det er verdt å merke seg at koeffisienten til *P/E-ratio* endrer fortegn etter finanskrisen, noe som impliserer at selskaper med høy *P/E-ratio* hadde høyest avkastning i denne perioden. Dette funnet bryter med våre forventninger om at en potensiell prisanomali karakteriseres ved at selskaper med lav *P/E-ratio* har hatt høyest avkastning.

FE-modell 3: Stasjonær modell med dummy- og interaksjonsvariabler som er clustret på selskap

I FE-modell 3 kan man se at variablene *Market-to-Book value*, *Vekstrate for inntekt siste år* og *Månedlig avkastning OSEBX* er statistisk signifikante på 1% nivå. Koeffisienten til *Market-to-Book value* viser at man før finanskrisen oppnådde høyest avkastning ved å investere i selskaper med lav *Market-to-Book value*. Resultatene viser også at man i hele perioden har oppnådd høyest avkastning fra selskaper med høy inntektsvekst året i forveien. Videre viser koeffisienten til *Månedlig avkastning OSEBX* som forventet at avkastning i stor grad følger avkastningen på hovedindeksen.

Forholdet mellom vekstrate for inntekt siste 3 år og gjennomsnittet, Prosentvis endring i oljepris, Etterkrisedummy, i tillegg til interaksjonsvariablene *Market-to-Book value* og *3 måneders momentum* under finanskrisen og *P/E-ratio* etter finanskrisen er signifikante på 5% nivå. Fortegnet til *Etterkrisedummy* viser at avkastningen etter finanskrisen generelt sett var lavere enn i perioden før finanskrisen. Dette er som forventet da denne perioden var preget av lav oljepris og et volatilt finansmarked. Interaksjonsvariablene viser at forholdet mellom avkastning og *Market-to-Book value* samt forholdet mellom avkastning og *3 måneders momentum* forsterket seg under finanskrisen. Videre viser også resultatene fra denne modellen at forholdet mellom avkastning og *P/E-ratio* endrer fortegn etter finanskrisen.

P/E-ratio, Andel av total markedskapitalisering, 3 måneders momentum, Finanskrisedummy, samt interaksjonsvariablene *Månedlig prosentvis endring i oljepris* under finanskrisen og *3 måneders momentum* etter finanskrisen er signifikante på 10% nivå. Resultatene viser at forholdet mellom avkastning og momentum ble forsterket etter finanskrisen. Koeffisienten til interaksjonsvariabelen *Månedlig prosentvis endring i oljepris* under finanskrisen viser at månedlig avkastning var mer oljeavhengig under finanskrisen.

Oppsummert viser resultatene fra OLS- og FE-regresjonene mange av de samme resultatene. Den største forskjellen er at OLS-regresjon 2 viser at den isolerte koeffisienten til *Market-to-Book value* endrer fortegn etter finanskrisen, noe resultatene fra FE-modell 2 og 3 ikke viser. Også FE-modell 3 viser strukturelle endringer i delperiodene, noe som betyr at en regresjonsmodell som ikke tillater strukturelle endringer vil gi en ineffisient fremstilling av forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene.

8.1.2 Diskusjon av forskningsspørsmål 1

Tabell 8.1 viser et sammendrag av funn fra hovedmodellen. Disse koeffisientene vil bli tolket ved å holde alle andre uavhengige variabler konstant.

Fra tabellen kan man se at selskaper med lav Market-to-Book value hadde høyest avkastning i hele perioden, og at dette forsterket seg under finanskrisen. Koeffisientene viser at selskaper med 0.01 lavere Market-to-Book value hadde 0.000107% høyere månedlig avkastning før og etter finanskrisen, og 0.0034% høyere avkastning under finanskrisen.

Koeffisientene til markedskapitaliseringvariabelen viser at man oppnådde høyest avkastning ved å investere i store selskaper i hele perioden. Et selskap med 1% høyere andel har hatt 0.286% høyere månedlig avkastning både før, under og etter finanskrisen.

Resultatene viser at man kunne oppnå høyere månedlig avkastning ved å investere i selskaper som har gitt høy avkastning de siste 3 månedene, og at dette forsterket seg både under og etter finanskrisen. Et selskap med 1% høyere momentum hadde 0.0205% høyere avkastning før finanskrisen, 0.0447% høyere avkastning under finanskrisen og 0.0667% høyere avkastning etter finanskrisen.

Det isolerte forholdet mellom P/E-ratio og avkastning var negativt både før og under finanskrisen, og endret fortegn etter finanskrisen. Selskaper med 0.01 lavere P/E-ratio hadde 0.0000433% høyere avkastning før og under finanskrisen, og 0.0000607% lavere avkastning etter finanskrisen.

Variabler	Før finanskrisen	Finanskrisen	Etter finanskrisen
<i>Market-to-Book value</i>	-0.000107	-0.003437	-0.000107
<i>Andel av total markedskapitalisering</i>	0.286	0.286	0.286
<i>3 måneders momentum</i>	0.0205	0.0447	0.0667
<i>P/E-ratio</i>	-0.0000433	-0.0000433	0.0000607

Tabell 8.1: Isolerte forhold mellom avkastning og anomalivariablene i de tre delperiodene. Koeffisienter som endrer seg i delperiodene er uthevet.

Resultatene for Market-to-Book value og momentum stemmer med våre forventninger. For selskapsstørrelse ville vi forventet at resultatene indikerte en risikopremie ved å investere i små selskaper. For P/E-ratio bryter resultatene med våre forventninger etter finanskrisen. Oppsummert viser resultatene fra regresjonsanalysen endringer i forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene under og etter finanskrisen, noe som også kan bety at en potensiell anomalikarakteristikk endret seg i disse periodene.

8.2 T-tester av gjennomsnittlig månedlig meravkastning i ekstremporteføljer

I dette delkapittelet besvarer vi forskningsspørsmål 2: Endret de potensielle prisanomaliene karakteristikk under og etter finanskrisen?

Porteføljene er satt sammen ved å dele selskapene inn i kvartilporteføljer basert på hver anomalivariabel, der kvartilportefølje 1 og 4 er ekstremporteføljene. Hver anomalivariabel vil derfor ha to ekstremporteføljer som restruktureres hver måned, for å inneholde selskapene i riktig kvartil. Videre i oppgaven vil vi henviser til kvartilportefølje 1 og kvartilportefølje 4 som henholdsvis portefølje 1 og portefølje 4.

For å besvare forskningsspørsmål 2 bruker vi t-tester til å undersøke om det har vært signifikante differanser mellom meravkastningen i portefølje 1 og portefølje 4 i de tre delperiodene. Videre utfører vi t-tester av differansene på tvers av delperiodene, for å undersøke om det har vært signifikante endringer i de potensielle prisanomaliene. Meravkastningen er gitt ved avkastning fratrukket risikofri rente.

Market-to-Book value

Tabell 8.2 viser meravkastningen til portefølje 1 og 4 basert på Market-to-Book value i delperiodene. T-testene viser at effekten av å investere i selskaper med lav Market-to-Book value var mest dominerende før finanskrisen, og ikke signifikant under finanskrisen. Etter finanskrisen var differansen signifikant på 10% nivå, og man kan se at anomalien endret karakteristikk.

	Før finanskrisen		Finanskrisen		Etter finanskrisen	
	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4
Gjennomsnittlig meravk.	2.52%	0.02%	-0.41%	-1.27%	-0.99%	1.03%
Standardavvik	7.84%	8.46%	8.67%	6.91%	6.56%	3.64%
Antall observasjoner	159	159	72	72	43	43
Differanse meravk.	2.50%		0.86%		-2.02%	
T-test diff=0	2.733***		0.658		-1.766*	

Tabell 8.2: T-tester av differansen i meravkastning mellom kvartilportefølje 1 og 4 basert på Market-to-Book value i delperioder. Signifikansnivå for t-tester: *10%, **5% og ***1%.

I tabell 8.3 tester vi differansen i meravkastning på tvers av delperiodene. Resultatene fra t-testene viser at differansen mellom meravkastningen i portefølje 1 og 4 endret seg signifikant i alle delperiodene. Dette viste derimot ikke resultatene fra regresjonsanalysen.

	Mellom periode					
	Periode 1 ⁷ og 2 ⁸		Periode 2 og 3 ⁹		Periode 1 og 3	
Gjennomsnittlig diff på meravk.	2.50%	0.86%	0.86%	-2.02%	2.50%	-2.02%
Standardavvik på diff.	6.23%	4.96%	4.96%	5.91%	6.23%	5.91%
Antall observasjoner	159	72	72	43	159	43
Differanse i diff. på meravkastning	1.64%		2.88%		4.52%	
T-test diff=0	2.143**		2.681**		4.398***	

Tabell 8.3: T-tester av om differansen mellom kvartilportefølje 1 og 4 basert på Market-to-Book value endret seg i delperiodene. Signifikansnivå for t-tester: *10%, **5% og ***1%.

Markedskapitalisering

Tabell 8.4 viser at differansen mellom meravkastning i små og store selskaper har vært negativ i alle delperiodene. Med andre ord vil det si at man både før, under og etter finanskrisen fikk høyest meravkastning ved å laste opp i store selskaper. T-testene gir signifikante differanser i alle delperioder.

	Før finanskrisen		Finanskrisen		Etter finanskrisen	
	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4
Gjennomsnittlig meravk.	-0.14%	1.81%	-3.11%	0.51%	-2.35%	1.12%
Standardavvik	8.26%	6.63%	7.88%	7.61%	5.89%	2.42%
Antall observasjoner	159	159	72	72	34	34
Differanse meravk.	-1.95%		-3.62%		-3.47%	
T-test diff=0	-2.321**		-2.804***		-3.177***	

Tabell 8.4: T-tester av differansen i meravkastning mellom kvartilportefølje 1 og 4 basert på markedskapitalisering i delperioder. Signifikansnivå for t-tester: *10%, **5% og ***1%.

Tabell 8.5 viser at differansen i meravkastning var signifikant høyere under finanskrisen sammenlignet med før finanskrisen. Dette viser at størrelseseffekten forsterket seg under finanskrisen, noe som står i kontrast til resultatene fra regresjonsanalysen da disse indikerte at størrelseseffekten var uendret.

⁷ Periode 1 representerer perioden før finanskrisen.

⁸ Periode 2 representerer perioden under finanskrisen.

⁹ Periode 3 representerer perioden etter finanskrisen.

	Mellom periode					
	Periode 1 og 2		Periode 2 og 3		Periode 1 og 3	
Gjennomsnittlig diff på meravk.	-1.95%	-3.62%	-3.62%	-3.47%	-1.95%	-3.47%
Standardavvik på diff.	6.30%	5.23%	5.23%	5.05%	6.30%	5.05%
Antall observasjoner	159	72	72	34	159	34
Differanse i diff. på meravkastning	1.67%		-0.15%		1.52%	
T-test diff=0	2.105**		-0.141		1.530	

Tabell 8.5: T-tester av om differansen mellom kvartilportefølje 1 og 4 basert på markedskapitalisering endret seg i delperiodene. Signifikansnivå for t-tester: *10%, **5% og ***1%.

Momentum

Tabell 8.6 viser at man oppnådde høyest meravkastning i portefølje 4 i alle delperioder. T-testene viser derimot at differansene før og under finanskrisen ikke var signifikante. Etter finanskrisen var differansen signifikant på 1% nivå.

	Før finanskrisen		Finanskrisen		Etter finanskrisen	
	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4
Gjennomsnittlig meravk.	0.92%	1.89%	-1.03%	-0.46%	-1.76%	1.54%
Standardavvik	9.89%	8.46%	9.61%	7.31%	6.69%	3.89%
Antall observasjoner	156	156	72	72	43	43
Differanse meravk.	-0.97%		-0.57%		-3.30%	
T-test diff=0	-0.931		-0.401		-2.796***	

Tabell 8.6: T-tester av differansen i meravkastning mellom kvartilportefølje 1 og 4 basert på momentum i delperioder. Signifikansnivå for t-tester: *10%, **5% og ***1%.

T-testene i tabell 8.7 viser at differansen var signifikant høyere både når man sammenligner perioden under og etter finanskrisen, samt perioden før og etter finanskrisen. Dette viser at momentumeffekten ble mer markant etter finanskrisen, noe også regresjonsanalysen indikerte. I tillegg indikerte regresjonsanalysen at momentumeffekten ble sterkere under finanskrisen.

	Mellom periode					
	Periode 1 og 2		Periode 2 og 3		Periode 1 og 3	
Gjennomsnittlig diff på meravk.	-0.97%	-0.57%	-0.57%	-3.30%	-0.97%	-3.30%
Standardavvik på diff.	6.87%	5.80%	5.80%	6.02%	6.87%	6.02%
Antall observasjoner	156	72	72	43	156	43
Differanse i diff. på meravkastning	-0.40%		2.73%		2.33%	
T-test diff=0	-0.456		2.385**		2.177**	

Tabell 8.7: T-tester av om differansen mellom kvartilportefølje 1 og 4 basert på momentum endret seg i delperiodene. Signifikansnivå for t-tester: *10%, **5% og ***1%.

P/E-ratio

Resultatene i tabell 8.8 viser at anomalivariabelen endret seg i løpet av perioden. Før og under finanskrisen kunne man oppnå høyest meravkastning ved å holde porteføljer med lav P/E-ratio. Etter finanskrisen kunne man få høyest meravkastning i portefølje 4. Dette er i tråd med resultatene fra regresjonsanalysen, som også indikerte en endring i den potensielle anomaliens karakteristikk etter finanskrisen. Før og under finanskrisen var ikke differansene signifikante, og differansen var negativ og signifikant på 1% nivå etter finanskrisen.

	Før finanskrisen		Finanskrisen		Etter finanskrisen	
	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4
Gjennomsnittlig meravk.	1.72%	0.83%	-0.32%	-0.85%	-1.73%	1.38%
Standardavvik	6.26%	6.98%	7.98%	7.06%	4.60%	3.10%
Antall observasjoner	159	159	72	72	43	43
Differanse meravk.	0.89%		0.53%		-3.11%	
T-test diff=0	1.197		0.422		-3.676***	

Tabell 8.8: T-tester av differansen i meravkastning mellom kvartilportefølje 1 og 4 basert på P/E-ratio i delperioder. Signifikansnivå for t-tester: *10%, **5% og ***1%.

Som nevnt endret ekstremporteføljene basert på P/E-ratio karakteristikk etter finanskrisen. Tabell 8.9 viser at differansen mellom meravkastningen i ekstremporteføljene er signifikant forskjellig når man sammenligner perioden under og etter finanskrisen, samt perioden før og etter finanskrisen. Dette er også som forventet, da resultatene så langt har indikert at en potensiell anomali basert på P/E-ratio endret karakteristikk i perioden etter finanskrisen.

	Mellom periode					
	Periode 1 og 2		Periode 2 og 3		Periode 1 og 3	
Gjennomsnittlig diff på meravk.	0.89%	0.53%	0.53%	-3.11%	0.89%	-3.11%
Standardavvik på diff.	5.00%	4.56%	4.56%	4.84%	5.00%	4.84%
Antall observasjoner	159	72	72	43	159	43
Differanse i diff. på meravkastning	0.36%		3.64%		4.00%	
T-test diff=0	0.539		3.987***		4.774***	

Tabell 8.9: T-tester av om differansen mellom kvartilportefølje 1 og 4 basert på P/E-ratio endret seg i delperiodene. Signifikansnivå for t-tester: *10%, **5% og ***1%.

8.2.2 Diskusjon av forskningsspørsmål 2

Resultatene viser at differansen mellom meravkastning i portefølje 1 og 4 basert på Market-to-Book value var signifikant før og etter finanskrisen. Det er her verdt å merke seg at

resultatene, i motsetning til resultatene fra regresjonsanalysen, viser at differansen endret fortegn etter finanskrisen. Forskjellene i differanse var statistisk signifikante både under og etter finanskrisen, sammenlignet med perioden før finanskrisen.

Videre viser resultatene fra t-testene at man i alle delperiodene har kunnet oppnå signifikant høyere meravkastning ved å investere i store selskaper. T-testene av differansene på tvers av delperioder viser at differansen ble signifikant høyere under finanskrisen, og at effekten av å investere i store kontra små selskaper ble sterkere. Resultatene står i kontrast til resultatene fra regresjonsanalysen, som indikerte at størrelseeffekten var uendret i perioden 01.1996 til 09.2016.

For momentum ser man at portefølje 4 ga høyest meravkastning i alle delperiodene, men at differansen bare var signifikant etter finanskrisen. Videre viste resultatene også at denne effekten ble signifikant sterkere etter finanskrisen. Basert på disse resultatene ser det ikke ut som at momentumeffekten forsterket seg under finanskrisen, noe resultatene fra regresjonsanalysen indikerte.

Også for porteføljene basert på P/E-ratio ser man at det bare var signifikant differanse mellom meravkastningene etter finanskrisen. I denne perioden genererte portefølje 4 høyest meravkastning. Sammenlignet med før og under finanskrisen endret fortegnet til differansen seg, og t-testen viste at denne endringen var signifikant. Dette er i tråd med resultatene fra regresjonsanalysen.

En mulig forklaring på avvik mellom resultatene fra regresjonsanalysen og t-testene er at vi i regresjonsanalysen ser på avkastning, mens vi i dette delkapittelet ser på meravkastning. Oppsummert viser resultatene at differansen mellom meravkastningen i ekstremporteføljene basert på Market-to-Book value og markedskapitalisering endret seg under finanskrisen. Videre viser resultatene at differansen endret seg i ekstremporteføljene basert på Market-to-Book value, momentum og P/E-ratio etter finanskrisen. Resultatene viser hvordan potensielle anomalier kan endre karakteristikk over tid. I tillegg viser resultatene at man med bevisste investeringer basert på anomalivariablene kunne oppnå høyere meravkastning før, under og etter finanskrisen.

8.3 Risikojustering av ekstremporteføljer

I dette delkapittelet besvarer vi forskningsspørsmål 3: Har investeringer i ekstremporteføljer basert på potensielle prisanomalier generert risikojustert meravkastning?

Som redegjort for i teorien er ikke porteføljer med høy meravkastning et godt prestasjonsmål. For at man skal kunne si at det har vært en anomali tilknyttet anomalivariablene må de ha generert risikojustert meravkastning i noen av delperiodene. Det er derfor viktig å se avkastningen i porteføljen i sammenheng med underliggende risiko. For å risikojustere ekstremporteføljene bruker vi kapitalverdimodellen og en Fama French flerfaktormodell som inkluderer Carharts momentumfaktor¹⁰.

I analysen forventer vi mer nøyaktige resultater fra flerfaktormodellen, ettersom kapitalverdimodellen bare kontrollerer for markedsrisiko og ikke tar hensyn til effektene vi tester for. Da vi testet regresjonsmodellene for heteroskedastisitet, multikollinearitet, unit root og autokorrelasjon fant vi at flere av modellene har problemer med heteroskedastisitet. Alle regresjonene har derfor standardfeil som er robuste for heteroskedastisitet. I dette delkapittelet presenterer vi hovedfunn, og fullstendige regresjonstabeller ligger vedlagt i appendiks kapittel 3.3. Vi vil også i denne delen presentere anomalivariablene hver for seg.

Market-to-Book value

Resultatene i tabell 8.10 viser at flere av CAPM-alfaene er signifikante. Disse alfaene er imidlertid negative, og den faktiske meravkastningen var derfor dårligere enn hva eksponeringen mot markedsrisiko skulle tilsi. I flerfaktormodellen har begge porteføljene negativ signifikant meravkastning under finanskrisen. Disse porteføljene har derfor hatt lavere meravkastning enn hva eksponeringen mot verdifaktoren, størrelsesfaktoren, momentumfaktoren og markedsrisiko skulle tilsi.

¹⁰ Denne faktoren er redegjort for i kapittel 5.3.

		Før finanskrisen		Finanskrisen		Etter finanskrisen	
		Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4
(1)	Alfa	-0.043%	-1.890%***	-1.620%***	-1.520%***	-2.390%***	-0.161%
CAPM	N	134	134	72	72	43	43
(2)	Alfa	0.346%	0.055%	-0.898%*	-1.100%**	-0.007%	0.475%
FF inkl. UMD ¹¹	N	134	134	72	72	34	34

Tabell 8.10: CAPM- og Fama French-regresjoner av kvartilportefølje 1 og 4 basert på Market-to-Book value. Signifikansnivå: ***1%, **5% og *10%.

Markedskapitalisering

Ved å risikojustere markedskapitaliseringporteføljene med kapitalverdimodellen får portefølje 4 positiv signifikant alfa før og etter finanskrisen. Store deler av meravkastningen forsvinner imidlertid når man kontrollerer for størrelse i flerfaktormodellen, men portefølje 4 får likevel positiv signifikant alfa før finanskrisen. Under finanskrisen hadde portefølje 1 negativ signifikant alfa på 1% nivå.

		Før finanskrisen		Finanskrisen		Etter finanskrisen	
		Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4
(1)	Alfa	-2.420%***	0.525%***	-3.260%***	0.211%	-2.970%***	0.592%***
CAPM	N	134	134	72	72	34	34
(2)	Alfa	-0.258%	0.437%*	-1.470%***	-0.495%	-0.007%	0.226%
FF inkl. UMD	N	134	134	72	72	34	34

Tabell 8.11: CAPM- og Fama French – regresjoner av kvartilportefølje 1 og 4 basert på markedskapitalisering. Signifikansnivå: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Momentum

Fra tabell 8.12 ser man at alle signifikante meravkastninger er negative i kapitalverdimodellen. I flerfaktormodellen blir meravkastningene før og etter finanskrisen ikke-signifikante, mens meravkastningen til begge porteføljene under finanskrisen er negative og signifikante.

¹¹ Vi mister observasjoner i forhold til kapitalverdimodellen fordi vi ikke har tall for markedskapitalisering etter 12.2015.

		Før finanskrisen		Finanskrisen		Etter finanskrisen	
		Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4
(1) CAPM	Alfa N	-1.030%*** 134	-0.791%*** 134	-1.830%*** 72	-1.390%*** 72	-2.450%*** 43	-0.219% 43
(2) FF inkl. UMD	Alfa N	0.357% 134	0.310% 134	-0.968%** 72	-0.984%* 72	-0.265% 34	0.103% 34

Tabell 8.12: CAPM- og Fama French – regresjoner av kvartilportefølje 1 og 4 basert på momentum. Signifikansnivå: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

P/E-ratio

Meravkastningene til Portefølje 1 og 4 før finanskrisen og portefølje 4 etter finanskrisen er positive og signifikante i flerfaktormodellen. Dette kan skyldes at effektene i denne modellen ikke fanger opp eksponeringen som fører til meravkastning i porteføljene. Vi ønsker derfor å utvide flerfaktormodellen ytterligere ved å inkludere en lav-minus-høy-variabel for P/E-ratio. Ved å gjøre dette tror vi alfaen bedre vil reflektere porteføljenes prestasjoner, da portefølje 1 og 4 henholdsvis inneholder selskaper med lav og høy P/E-ratio.

Resultatene fra en utvidet flerfaktormodell (3) viser fremdeles positiv signifikant alfa for begge porteføljene før finanskrisen, og portefølje 4 etter finanskrisen. Under finanskrisen hadde portefølje 4 en negativ signifikant alfa på 10% nivå. Positiv signifikant meravkastning for portefølje 4 etter finanskrisen kan sees i sammenheng med endringen i anomalivariabelen vi fant i regresjonsanalysen og t-testene.

		Før finanskrisen		Finanskrisen		Etter finanskrisen	
		Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4	Portefølje 1	Portefølje 4
(1) CAPM	Alfa N	0.356% 134	-0.652%** 134	-0.696%* 72	-1.020%*** 72	-1.400%*** 43	0.400% 43
(2) FF inkl. UMD	Alfa N	0.527%* 134	0.614%** 134	-0.693% 72	-1.040%* 72	0.225% 34	1.470%** 34
(3) FF inkl. UMD og LPMHP ¹²	Alfa N	0.556%* 134	0.571%** 134	-0.742% 72	-1.010%* 72	0.637% 34	0.996%* 34

Tabell 8.13: CAPM- og Fama French – regresjoner av kvartilportefølje 1 og 4 basert på P/E-ratio. Signifikansnivå: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

¹² Vi har her lagt en prisfaktor for å kontrollere for P/E-ratio. Denne har vi kalt Low P/E Minus High P/E (LPMHP) og utregningen er vist i delkapittel 7.3.

PE-ratio og markedskapitalisering på sektornivå

Oppsummert viser resultatene at portefølje 4 basert på markedskapitalisering genererte risikojustert meravkastning før finanskrisen. Videre viser de at portefølje 1 og 4 basert på P/E-ratio genererte risikojustert meravkastning før finanskrisen, og at portefølje 4 genererte risikojustert meravkastning etter finanskrisen. For å undersøke opphavet til den risikojusterte meravkastningen har vi delt porteføljene på sektornivå. Vi vil da kunne se om meravkastningen virkelig er et resultat av en underliggende prisanomali, eller om det kan skyldes tilfeldigheter. Resultatene fra dette er presentert i tabell 8.14, 8.15 og 8.16.

Tabell 8.14 viser at selskapene som før finanskrisen befant seg i både portefølje 4 basert på markedskapitalisering og i telekommunikasjonssektoren (OSE50), hadde positiv signifikant meravkastning.

	OSE10	OSE15	OSE20	OSE25	OSE30	OSE35	OSE40	OSE45	OSE50	OSE55	OSE60
Alfa ¹³	0.201%	-0.369%	0.798%	0.973%	0.046%		0.706%	2.505%	2.375%***	0.410%	1.131%
N	134	134	134	130	129		133	55	72	133	71

Tabell 8.14: Portefølje 4 basert på markedskapitalisering før finanskrisen på sektornivå. Signifikansnivå:

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Manglende tall skyldes for få observasjoner, med grense på 30.

Tabell 8.15 viser portefølje 1 og 4 basert på P/E-ratio på sektornivå før finanskrisen. Resultatene viser at selskaper som var i både portefølje 1 og i finanssektoren (OSE40), samt selskaper som var i både portefølje 4 og industrisektoren (OSE20) hadde positiv risikojustert meravkastning.

		OSE10	OSE15	OSE20	OSE25	OSE30	OSE35	OSE40	OSE45	OSE50	OSE55	OSE60
P1 ¹⁴	Alfa	-0.647%	1.993%	0.135%		-2.051%		1.272%**	2.677%		1.009%	
	N	120	99	134		30		117	33		47	
P4	Alfa	1.174%	-1.228%	1.172%*	1.915%	0.869%	-1.162%	-0.761%	1.154%			
	N	106	33	133	59	47	33	43	93			

Tabell 8.15: Portefølje 1 og 4 basert på P/E-ratio før finanskrisen på sektornivå. Signifikansnivå:

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Manglende tall skyldes for få observasjoner, med grense på 30.

¹³ Vi har for porteføljen basert på markedskapitalisering brukt en Fama French flerfaktormodell inkludert momentumeffekt.

¹⁴ Vi har for porteføljene basert på P/E-ratio brukt en Fama French flerfaktormodell inkludert momentum- og PE-effekt.

Resultatene i tabell 8.16 viser at selskapene som både var i portefølje 4 basert på P/E-ratio og helsevern- (OSE35) eller informasjonsteknologisektoren (OSE45) hadde positiv signifikant meravkastning etter finanskrisen.

	OSE10	OSE15	OSE20	OSE25	OSE30	OSE35	OSE40	OSE45	OSE50	OSE55	OSE60
Alfa	-1.415%		0.780%	1.824%	0.759%	4.955%**		3.574%**			
N	34		34	33	34	33		34			

Tabell 8.16: Portefølje 4 basert på P/E-ratio etter finanskrisen på sektornivå. Signifikansnivå:

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Manglende tall skyldes for få observasjoner, med grense på 30.

8.3.2 Diskusjon av forskningsspørsmål 3

Resultatene fra risikojustering av porteføljene basert på Market-to-Book og momentum viser at alle risikojusterte meravkastninger var negative, noe som betyr at det ikke har vært en anomali tilknyttet disse variablene.

Ved å risikojustere med kapitalverdimodellen fikk portefølje 4 basert på markedskapitalisering positiv signifikant meravkastning før og etter finanskrisen. I flerfaktormodellen viste resultatene at portefølje 4 hadde positiv signifikant meravkastning før finanskrisen.

I porteføljene basert på P/E-ratio får man flere positive signifikante alfaer når man bruker flerfaktormodellen sammenlignet med kapitalverdimodellen. Dette står i kontrast til resten av resultatene, men vi tror likevel at flerfaktormodellen er bedre egnet til å risikojustere porteføljene. I flerfaktormodellen har portefølje 1 og 4 positiv signifikant meravkastning før finanskrisen, og portefølje 4 har positiv signifikant meravkastning etter finanskrisen.

På bakgrunn av disse resultatene, og det faktum at flerfaktormodellen ikke kontrollerer for P/E-ratio, undersøkte vi om utvidelse med en P/E-faktor ville ta vekk eventuell signifikant risikojustert meravkastning. Signifikansnivåene falt da vi utvidet modellen, men porteføljene hadde fremdeles positiv signifikant meravkastning.

Fra resultatene kan man også se at porteføljene har prestert svært dårlig under finanskrisen. Dette viser at handelsstrategiene fungerte dårligere under finanskrisen, noe som kan skyldes endringer i investorenes adferdsmønster.

Resultatene viser at det har vært mulig å oppnå risikojustert meravkastning i delperioder med ekstremporteføljer basert på P/E-ratio og markedskapitalisering. Spørsmålet blir da om dette betyr at markedet har vært ineffisient. Videre undersøkelser viste at den positive signifikante

meravkastningen primært kom fra selskaper i én eller to sektorer. Det kan skyldes tilfeldigheter at porteføljene inneholdt nettopp disse selskapene snarere enn at porteføljene totalt sett har prestert godt på grunn av en prisanomali i markedet.

8.4 Predikering av ekstremporteføljenes meravkastning

I dette delkapittelet besvarer vi forskningsspørsmål 4: Har man kunnet predikere ekstremporteføljenes månedlige meravkastning ved å anta at premiene knyttet til prisanomalier ligger fast i markedet?

Resultatene fra de første delene av analysen har vist at det i perioden fra januar 1996 til september 2016 var mulig å oppnå risikojustert meravkastning i delperioder, ved å bruke markedskapitalisering og PE-ratio til å utarbeide handelsstrategier. Det kan derfor indikere at det har vært prisanomalier i markedet knyttet til disse anomalivariablene, og at effisiensen på Oslo Børs dermed ikke har vært like sterk i alle delperiodene. Det er derimot enkelt å være etterpåklok, men er det slik at man har kunnet bruke disse anomalifaktorene til å predikere meravkastning?

For å undersøke i hvor stor grad det har vært mulig å handle på disse anomaliene, og bruke de underliggende faktorpremiene i markedet til å oppnå en sikker meravkastning, predikerer vi i denne delen meravkastningen til ekstremporteføljene. Vi bruker en flerfaktormodell¹⁵ med en verdi-, størrelse-, momentum- og P/E-variabel for å se om funnene fra de tidligere delene av analysen er overførbare til predikering av meravkastningen for de 4 siste månedene i hver delperiode.

Market-to-Book value

Predikeringsresultatene for porteføljene basert på Market-to-Book value i tabell 8.17 viser at det generelt sett har vært vanskelig å predikere meravkastning i delperiodene med denne metoden. Man treffer bedre på fortegn i perioden etter finanskrisen sammenlignet med de andre periodene, men ingen av predikeringene ligger innenfor 10% av reell meravkastning.

¹⁵ Vi bruker faktorene fra Fama French flerfaktormodell inkludert momentumfaktoren og PE-faktoren som er redegjort for i delkapittel 7.3.

Mnd.	Før finanskrisen 11.2006-02.2007				Finanskrisen 11.2012-02-2103				Etter finanskrisen 09.2015-12.2015			
	Portefølje 1		Portefølje 4		Portefølje 1		Portefølje 4		Portefølje 1		Portefølje 4	
	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.
1	2.612	2.306	1.058	0.480	-4.872	-0.897	-3.107	1.843	-0.466	0.122	0.080	-1.392
2	3.918	-0.238	2.819	-1.949	1.407	-0.799	0.789	2.175	-3.726	-2.258	3.979	2.693
3	4.846	0.627	2.009	-0.003	7.394	-0.294	1.622	-0.667	-7.410	-4.268	0.782	2.533
4	-4.314	-0.472	-5.612	-5.934*	-1.311	1.422	0.874	-3.882	-4.907	-2.412	3.059	4.293

Tabell 8.17: Reelle og predikerte meravkastninger for kvartilporteføljene basert på Market-to-Book value i prosent. Predikeringsnøyaktighet: *innenfor 10%, **innenfor 5% og ***innenfor 1% i forhold til reell meravkastning. Uthevede verdier er predikasjoner med riktig fortegn.

Markedskapitalisering

Predikeringene av meravkastning i porteføljene basert på markedskapitalisering er presentert i tabell 8.18. Resultatene viser at man under finanskrisen og etter finanskrisen treffer relativt godt på fortegn, men at ingen av predikeringene er presise nok til å være innenfor 10% av reell meravkastning.

Mnd.	Før finanskrisen 11.2006-02.2007				Finanskrisen 11.2012-02.2103				Etter finanskrisen 09.2015-12.2015			
	Portefølje 1		Portefølje 4		Portefølje 1		Portefølje 4		Portefølje 1		Portefølje 4	
	Avk.	Est.	Avk.	Est.	Avk.	Est.	Avk.	Est.	Avk.	Est.	Avk.	Est.
1	0.966	-0.832	2.089	3.722	-6.271	-1.807	0.579	2.078	-4.229	-2.544	1.382	0.856
2	4.404	-2.573	6.076	0.055	-0.079	-2.386	1.915	3.852	-1.481	-3.330	5.338	4.144
3	3.497	-1.139	4.642	1.381	5.008	-2.824	7.407	2.214	-5.481	-3.163	2.676	1.737
4	-4.735	-3.698	-4.091	-2.484	-4.257	-3.289	1.685	1.417	-1.876	-2.212	-1.077	4.514

Tabell 8.18: Reelle og predikerte meravkastninger for kvartilporteføljene basert på markedskapitalisering i prosent. Predikeringsnøyaktighet: *innenfor 10%, **innenfor 5% og ***innenfor 1% i forhold til reell meravkastning. Uthevede verdier er predikasjoner med riktig fortegn.

Momentum

Tabell 8.19 viser at predikeringene av momentumporteføljenes meravkastning treffer ganske godt på fortegn etter finanskrisen, men predikeringene er upresise. For portefølje 4 i perioden før finanskrisen er én predikering innenfor 10% av reell meravkastning.

Mnd.	Før finanskrisen 11.2006-02.2007				Finanskrisen 11.2012-02.2103				Etter finanskrisen 09.2015-12.2015			
	Portefølje 1		Portefølje 4		Portefølje 1		Portefølje 4		Portefølje 1		Portefølje 4	
	Avk.	Est.	Avk.	Est.	Avk.	Est.	Avk.	Est.	Avk.	Est.	Avk.	Est.
1	1.009	2.222	2.812	0.884	-2.874	-1.836	-0.063	2.502	-1.135	-2.788	1.043	1.221
2	4.399	-2.790	7.269	0.400	1.437	-0.657	4.265	2.151	0.189	-2.033	4.619	2.576
3	2.772	-0.938	1.944	1.538	3.975	-1.009	6.396	0.190	-2.645	-3.144	-0.274	1.537
4	-5.562	-3.014	-3.801	-3.513*	-2.520	-0.903	2.354	-1.373	-0.550	-0.001	0.241	2.239

Tabell 8.19: Reelle og predikerte meravkastninger for kvartilporteføljene basert på momentum i prosent. Predikeringsnøyaktighet: *innenfor 10%, **innenfor 5% og ***innenfor 1% i forhold til reell meravkastning. Uthevede verdier er predikasjoner med riktig fortegn.

P/E-ratio

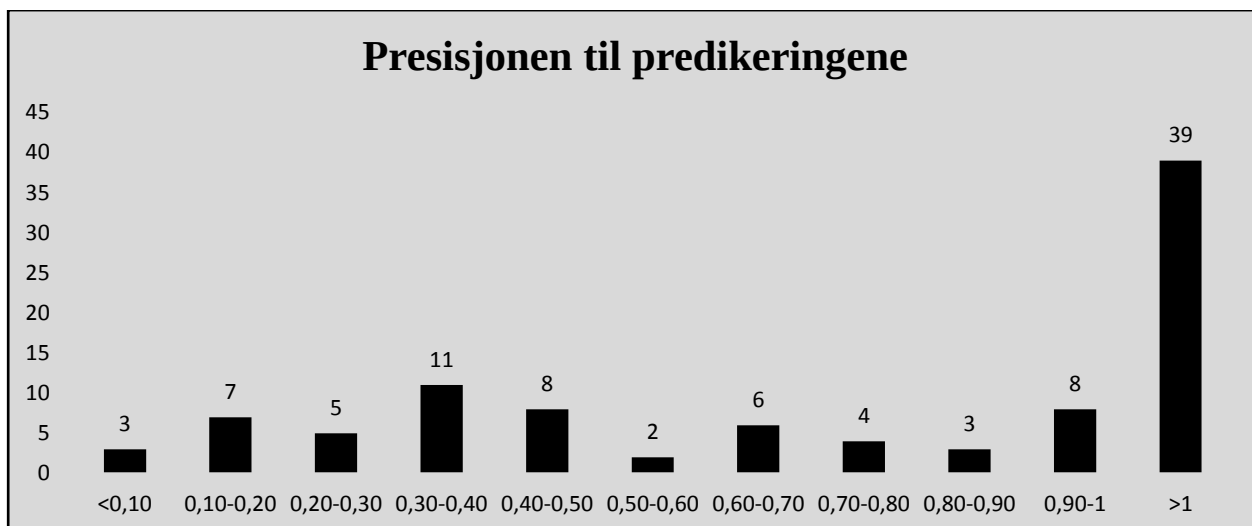
Også i predikeringene av porteføljene basert på P/E-ratio treffer predikeringene godt på fortegn etter finanskrisen, og én av predikeringene ligger innenfor 10% av reell meravkastning. Også i perioden før finanskrisen treffer predikeringene godt på fortegn.

Mnd.	Før finanskrisen 11.2006-02.2007				Finanskrisen 11.2012-02-2103				Etter finanskrisen 09.2015-12.2015			
	Portefølje 1		Portefølje 4		Portefølje 1		Portefølje 4		Portefølje 1		Portefølje 4	
	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.	Avk.	Pred.
1	2.513	1.711	1.814	2.301	-2.874	-1.856	-0.063	3.148	-2.625	-2.483*	1.587	2.218
2	5.248	0.042	4.328	-0.499	1.437	0.852	4.265	2.149	0.937	0.048	6.046	2.203
3	4.361	0.342	0.660	1.390	3.975	1.307	6.396	-0.169	-3.366	-1.097	1.060	0.667
4	-3.257	-0.072	-4.936	-3.973	-2.520	2.368	2.354	-1.915	-2.557	-0.936	3.444	3.828

Tabell 8.20: Reelle og predikerte meravkastninger for kvartilporteføljene basert på momentum i prosent. Predikeringsnøyaktighet: *innenfor 10%, **innenfor 5% og ***innenfor 1% i forhold til reell meravkastning. Uthevede verdier er predikasjoner med riktig fortegn.

8.4.2 Diskusjon av forskningsspørsmål 4

Resultatene fra denne delen av analysen viser at få av predikeringene ligger innenfor 10% av reell meravkastning, men at mange av predikeringene i perioden etter finanskrisen har riktig fortegn. Det kan diskuteres hva som skal betegnes som en god predikering, og om det å bare treffe på fortegn kvalifiserer til dette. Presisjonen til predikeringene er oppsummert i graf 8.2.



Graf 8.1: Oppsummering av nøyaktigheten til av out of sample predikering.

Av oppsummeringsgrafene ser man at predikeringene totalt sett er upresise. Ved å utføre regresjoner av variablene på deres laggede variabler vil vi finne i hvor stor grad disse faktorene har ligget i markedet fra måned til måned. Nøkkelfunn fra disse regresjonene er presentert i tabell 8.21 nedenfor, og fullstendige regresjonstabeller ligger vedlagt i appendiks kapittel 3.4. Resultatene viser at det bare er *LPMHP* som har signifikant lagget variabel, og at denne oppsto før og etter finanskrisen. Videre var premien til *LPMHP* mer avhengig av premien måneden i forveien etter finanskrisen, med en koeffisient på 0.3780. De andre variablene ser ut til å avhenge svært lite av sine premier måneden i forveien. Dette viser at *LPMHP* har drevet predikeringsresultatene før og etter finanskrisen, noe som også stemmer overens med at det er i disse periodene predikeringene treffer best på fortegn.

Variabler	Før finanskrisen	Under finanskrisen	Etter finanskrisen
<i>LMH</i>	-0.0057	0.0307	0.1740
<i>SMB</i>	-0.0710	-0.0771	-0.0304
<i>UMD</i>	-0.0514	0.0264	-0.0046
<i>LPMHP</i>	0.1460*	0.1760	0.3780**

Tabell 8.21: Regresjon av faktorene brukt i predikeringen på egne laggede variabler en.

Signifikansnivå: ***1%, **5% og *10%.

Vi tolker predikering- og regresjonsresultatene som at kursbevegelsene har vært vanskelige å predikere. Man kan ikke si at en prisanomali knyttet til variablene *LMH*, *SMB* og *UMD* har ligget fast i markedet, da de har endret seg mye fra måned til måned. Resultatene viser derimot at det kan ha vært en prisanomali knyttet til P/E-ratio før og etter finanskrisen. Gjennomsnittlig premie tilknyttet *LPMHP* er presentert i tabell 8.22 nedenfor. Premiene viser at man før finanskrisen fikk høyest avkastning fra selskaper med lav P/E-ratio, mens man etter

finanskrisen fikk høyest avkastning fra selskaper med høy P/E-ratio. Dette har også resultater fra tidligere deler av analysen vist.

Før finanskrisen	Etter finanskrisen
0.303%	-0.984%

Tabell 8.22: Gjennomsnittlig premie knyttet til LPMHP før og etter finanskrisen.

8.5 Oppsummering av forskningsspørsmål

Forskningsspørsmål 1: Endret forholdet mellom månedlig avkastning og anomalivariablene seg under og etter finanskrisen?

Regresjonsanalysen viste at forholdet mellom avkastning og Market-to-Book value samt forholdet mellom avkastning og momentum endret seg under finanskrisen. Etter finanskrisen endret forholdet mellom avkastning og momentum i tillegg til forholdet mellom avkastning og P/E-ratio seg. Disse resultatene kan bety at en potensiell anomalikarakteristikk endret seg i disse periodene.

Forskningsspørsmål 2: Endret de potensielle prisanomaliene karakteristikk under og etter finanskrisen?

T-testene viste at differansen mellom meravkastning i ekstremporteføljene basert på Market-to-Book value og markedskapitalisering endret seg under finanskrisen. I tillegg endret differansen mellom meravkastning i ekstremporteføljene basert på Market-to-Book value, momentum og P/E-ratio seg etter finanskrisen. Disse resultatene viser hvordan potensielle anomalier kan endre karakteristikk over tid.

Forskningsspørsmål 3: Har investeringer i ekstremporteføljer basert på potensielle prisanomalier generert risikojustert meravkastning?

Ekstremporteføljer basert på markedskapitalisering og P/E-ratio har generert risikojustert meravkastning før og etter finanskrisen. Videre viste resultatene at den risikojusterte meravkastningen kom fra selskaper i én eller to sektorer. Spørsmålet blir om dette kan forkaste effisienshypotesen, eller om det skyldes tilfeldigheter at porteføljene inneholdt nettopp disse selskapene. Porteføljene presterte spesielt dårlig under finanskrisen, noe som kan skyldes endringer i investorenes adferdsmønster i denne perioden.

Forskningsspørsmål 4: Har man kunnet predikere ekstremporteføljenes månedlige meravkastning ved å anta at premiene knyttet til prisanomalier ligger fast i markedet?

Predikeringer av meravkastning med denne metoden viste seg å være upresise, da anomaliene generelt sett har endret seg mye fra måned til måned. Resultatene er i stor grad drevet av en premie tilknyttet P/E-ratio, da denne viser at det til en viss grad har vært mulig å investere basert på P/E-ratio før og etter finanskrisen.

9. Konklusjon

Hensikten med utredningen har vært å undersøke om Oslo Børs har vært effisient på semi-sterk form fra januar 1996 til september 2016. Vi har delt perioden inn i tre delperioder, for å undersøke om effisiensen endret seg under og etter den globale finanskrisen sammenlignet med perioden før finanskrisen. Fremgangsmåten har vært å teste ekstremporteføljer basert på prisanomalier. Porteføljene er konstruert ved å dele selskapene inn i kvartiler basert på anomaliene hver måned, der kvartil 1 og kvartil 4 er ekstremporteføljene til hver anomali.

Våre analyser har gitt flere interessante funn. Regresjonsanalysen og t-testene av differanser mellom meravkastning i ekstremporteføljene viste at flere av anomaliene endret karakteristikk i løpet av perioden fra januar 1996 til september 2016. Ved å risikojustere ekstremporteføljene fant vi signifikant meravkastning for kvartilportefølje 1 og 4 basert på P/E-ratio i perioden før finanskrisen, samt kvartilportefølje 4 etter finanskrisen. I tillegg hadde kvartilportefølje 4 basert på markedskapitalisering positiv signifikant meravkastning før finanskrisen. Nærmere undersøkelser viste at kildene til meravkastningen kom fra selskaper i én eller to sektorer på Oslo Børs. Videre oppsto alle negative signifikante meravkastninger under finanskrisen, noe som viser at ekstremporteføljene presterte spesielt dårlig i denne perioden. Dette er interessante funn, fordi markedet også gikk dårlig under finanskrisen. For å se om resultatene fra risikojustering av ekstremporteføljene var overførbare til å predikere fremtidig meravkastning utførte vi out of sample predikeringer. Resultatene fra dette viste at det er vanskelig å forutse meravkastninger ved å anta at markedsanomalier ligger fast i markedet fra måned til måned. Modellen klarte i relativt stor grad å predikere med riktig fortegn i perioden etter finanskrisen, men predikeringene var upresise. Våre tester viste at det primært var P/E-variabelen som drev predikeringene i periodene før og etter finanskrisen.

Endringer i anomalikarakteristikkene viser at man aldri kan ta en anomali for gitt i finansmarkedet. En grunn til dette kan være at hvis en anomali blir allmenn kjent, vil den tiltrekke seg investorer som igjen utjevner den. Den risikojusterte meravkastningen porteføljene oppnådde kan ha vært et resultat av tilfeldigheter, og derfor ikke nødvendigvis et brudd på markedseffisienshypotesen. Dette kan relateres til flaksproblemet, og vi kan derfor ikke konkludere med at meravkastningen kom som en direkte følge av en anomali. I tillegg viser resultatene at tilstedeværelsen av prisanomaliene vi testet var lavere under finanskrisen. Dette kan skyldes at adferdsfinans spilte en større rolle for prisingen av aksjer i denne perioden, men at ekstremporteføljene ikke klarte å utnytte dette.

Funn fra out of sample predikeringene viser at det til en viss grad har vært mulig å investere basert på P/E-ratio før og etter finanskrisen. Resultatene var mest fremtredende etter finanskrisen, hvor den signifikante premien fra måneden før hadde en koeffisient på 0.3780. For de resterende variablene fant vi ingen signifikante forhold mellom premien og premien måneden i forveien. Vi konkluderer derfor med at anomalipremiene knyttet til Market-to-Book value, størrelse og momentum følger en random walk, noe som kjennetegner et effisient marked.

Basert på resultatene konkluderer vi med at Oslo Børs helhetlig sett har vært effisient på semi-sterk form i perioden fra januar 1996 til september 2016. I periodene før og etter finanskrisen viser resultatene at det til en viss grad har vært mulig å investere basert på P/E-ratio, og vi kan følgelig ikke konkludere med at markedet har vært fullstendig effisient på semi-sterk form i disse delperiodene. Resultatene gir også grunn til å tro at markedet ble mer effisient under finanskrisen, noe som vil si at hovedindeksen på Oslo Børs presterte bedre relativt til ekstrempor porteføljene. Med bakgrunn i våre funn og markedseffisienshypotesen virker det som at investorene på Oslo Børs opptrådte rasjonelt under finanskrisen.

10. Kritikk og videre forskning

I dette kapittelet legger vi frem kritikk av metoden vi har brukt til å teste for effisiens, før vi følger opp med forslag til videre forskning.

10.1 Kritikk av metode

En svakhet i analysen er at man har få observasjoner under og etter finanskrisen. En konsekvens av dette kan være at unormalt høye verdier vil gi større utslag i markedsmodellene. Et annet problem knyttet til dette er at det kan være vanskeligere å få signifikante variasjoner fra regresjonen (Asteriou mfl., 2015, s. 442). En tommelfingerregel er at man bør ha minst 50 observasjoner (Van Hooris og Morgan, 2007).

I tillegg har vi som nevnt i metoden brukt Agresti og Franklin (2009, s. 258) sin definisjon av ekstremverdier, med en faktor på 1,5. Dette fjernet en moderat mengde ekstremverdier, men vi har sett andre metoder som ville ha fjernet flere observasjoner. Det kan derfor tenkes at vi ved å fjerne flere ekstremverdier ville fått mer normaliserte resultater.

Vi har også valgt å se bort ifra transaksjonskostnader i analysen. Da vi restrukturerer porteføljene hver måned er det mulig at meravkastningen i praksis ville blitt hvisket bort i det virkelige markedet.

Videre i utredningen har vi predikert meravkastning frem i tid, og resultatene viste seg å være upresise. Det er viktig å ta i betraktning at det kan finnes mer sofistikerte modeller som er bedre egnet til å gjøre slike predikeringer når vi drar konklusjoner på bakgrunn av resultatene.

Avslutningsvis kan vi stille spørsmål ved om modellene våre er gode nok til å estimere risikojustert meravkastning. Et problem ved testing av semi-sterk effisiens er at man aldri kan vite om resultatene indikerer at markedet ikke er effisient eller om man bruker feil benchmarkmodell. Er det slik at tilstedeværelsen av anomaliene skyldes konsekvent bruk av ukorrekte prisingsmodeller?

10.2 Videre forskning

I løpet av arbeidet med masterutredningen har vi kommet på flere nye områder som ville vært interessant å forske videre på. I utredningen vår fant vi at risikojustert meravkastning i porteføljene basert på prisanomaliene P/E-ratio og markedskapitalisering, hadde opphav i selskaper i spesifikke sektorer. Det kunne derfor vært interessant å gå dypere inn i hva som skjedde i disse selskapene under disse periodene, og se om dette kan forklare hvordan markedsanomaliene ga risikojustert meravkastning.

Som nevnt i teorien, er adferdsfinans en relativt ny teori innenfor finans som enda ikke er ferdig utforsket. I tillegg er det vanskelig å utføre målbare eksperimenter, da det er utfordringer knyttet til å replikere reelt nyttetap ved en tapssituasjon. Det er derfor store rom for fremtidig forskning på dette feltet, noe som kan bidra til å bedre kunne forklare adferd i finansmarkedene. Dette kan også bidra til å forklare hvorfor eventuelle anomalier oppstår, og om de følger et mønster i økonomiske krisetider

Vi har grunnet utredningens omfang fokusert utelukkende på prisanomalier. For å få et fullstendig bilde av effisiensen på Oslo Børs ville det også vært interessant å forske på andre typer markedsanomalier. I tillegg har Fama og French nylig lansert en femfaktormodell. Det kan derfor tenkes at denne modellen er bedre egnet til å kontrollere for faktorer som har gjort at anomalier tidligere har kunnet generere risikojustert meravkastning.

Litteraturliste

Litteratur

Anscombe, F.J. (1960) Notes on Sequential Sampling Plans. *Journal of the Royal Statistical Society*, 123 (3), s. 297-306.

Banz, R.W. (1981) The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9 (1) March, s. 3-18.

Barber, B.M og Odean, T. (2001) Boys Will be Boys: Gender, Overconfidence and Common Stock Investment. *Quarterly Journal of Economics*, 116 (1) February, s 261-292.

Basu, S. (1977) Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, 32 (3) June, s 663-682.

Carhart, M.M. (1997) On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52 (1) March, s. 57-82.

De Bondt, W.F.M. og Thaler, R. (1985) Does the Stock Market Overreact?. *The Journal of Finance*, 40 (3) July, s. 793-805.

Drukker, D.M. (2003) Testing for serial correlation in linear panel-data methods. *The Stata Journal*, 3 (2), s. 168-177.

Fama, E. F. (1991) Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46 (5) December, s. 1575-1617.

Fama, E.F. (1998) Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49 (3) September, s. 283-306.

Fama, E.F. og French, K.R. (1988) Dividend Yields and Expected Stock returns. *Journal of Financial Economics*, 22 (1) October, s. 3-25.

Fama, E.F. og French, K.R. (1992) The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 47 (2) June, s. 427-465.

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

Fama, E.F. og French, K.R. (1996) Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, 51 (1) March, s. 55-84.

Fama, E.F. og Malkiel, B.G. (1970) Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25 (2) May, s. 383-417.

Grossman, S. J. og Stiglitz, J.E. (1980) On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70 (3) June, s. 393-408.

Hammoudeh, S. og Li, H. (2005) Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices. *Journal of Economics and Business*, 57 (1) January-February, s. 1-21.

Hansen, E.B. (2001) The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity. *The Journal of Economic Perspectives*, 15 (4) Autumn, s. 117-128.

Horowitz, J.L., Loughran, T. og Savin, N.E. (2000) The disappearing size effect. *Research in Economics*, 54 (1) March, s. 83-100.

Jegadeesh, N. og Titman, S. (1993) Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48 (1) March, s. 65-91.

Jensen, M.C. (1968) The Performance of Mutual Funds in the Period 1945 – 1964. *The Journal of Finance*, 23 (2) May, s. 389-416.

Kahneman, D. og Tversky, A. (1979) Prospect Theory: An analysis of decision making under risk. *Econometrica*, 47 (2) March, s. 263-292.

Kendall, M. G. og Bradford Hill, A. (1953) The Analysis of Economic Time-Series-Part 1: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116 (1), s. 11-34.

Lintner, J. (1965) Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification. *Journal of finance*, 20 (4) December, s. 587-615.

Maddala, G.S. og Wu, S. (1999) A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (51) November, s. 631-652.

Marquering, W., Nisser, J. og Valla, T. (2006) Disapering anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies. *Applied Financial Economics*, 16 (4), s. 291-302.

Michaud, R.O. (1999) *Investments Styles, Market Anomalies, and Global Stock Selection*. Research Forundation of the ICFA.

Mossin, J. (1966) Equulibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34 (4) October, s. 768-783.

Sharpe, W.F. (1964) Capital asset prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19 (3) September, s. 425-442.

VanVoorhis, C.R.W. og Morgan, B.L. (2007) Understanding Power and Rules of Thumb for determining Sample Sizes. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 3 (2), s. 43-50.

Bøker

Agresti, A. og Franklin, C. (2009) *Statistics: The Art and Science of Learning from Data*. Second Edition. Pearson Education International.

Asteriou, D. og Hall, S.G. (2015) *Applied Econometrics*. Third Edition. Palgrave.

Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A.J. (2014) *Investments*. Tenth Edition. New York: McGraw-Hill.

Døskeland, T.M. (2014) *Personlig finans: Et helhetlig rammeverk for hvordan vi skal forholde oss til finansmarkedet*, Bergen: Fagbokforlag.

Grøtte, O. (2002) *Aksjekjøp og Daytrading: Metode, Psykologi, Risiko og Strategier*. Norway: Hegnar Media AS.

Hill, R.C., Griffiths, W.E. og Lim, G.C. (2011) *Principles of Econometrics*. Fourth edition. John Wiley & Sons Ltd.

Judd, C.M, og McClelland, G.H. (1989) *Data analysis: A model Comparison Approach*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.

Kuhn, T.S. (1970) *The Structure of Scientific Revolutions*. London: University of Chicago Press.

Malkiel, B.G. (2003) A random walk down wall street: Completely Revised and Updated Edition. New York, London: W.W. Norton & Company.

Murphy, J.J. (1986) Technical Analysis of the future markets. New York Institute of Finance. Prentice-Hall Press.

Shiller, R.J. (2000) Irrational Exuberance. New Jersey: Princeton University Press.

Wooldridge, J.M. (2013) Introductory Econometrics: A modern approach. Fifth edition. South-Western: Cengage Learning.

Internett

Gjerde, K.V. (2008) Panikk på Oslo Børs [Internett]. Oslo: Dagens Næringsliv. Tilgjengelig fra: <<http://www.dn.no/nyheter/2008/01/16/panikk-pa-oslo-bors>> [Lest 17. november 2016].

Montier, J. (2002) Global Equity Strategy: Part man, Part monkey [Internett]. Tilgjengelig fra: <<https://www.scribd.com/doc/50628517/James-Montier-Collection>> [Lest 27. september 2016].

Oslo Børs a (u.å.) Hovedindeksen-OSEBX [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview>> [Lest 05. oktober 2016].

Oslo Børs b (u.å.) Listerendringer Oslo Børs 1996-2016 [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk>> [Lest 03. september 2016].

Oslo Børs c (u.å.) Listerstruktur og likviditetsinndeling [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Notering/Aksjer-egenkapitalbevis-og-retter-til-aksjer/Oslo-Boers-og-Oslo-Axess/Listestruktur-og-likviditetsinndeling>> [Lest 01. september 2016].

Phung, A. (2007) Behavioral finance [Internett]. New York: Investopedia. Tilgjengelig fra: <http://www.investopedia.com/university/behavioral_finance/> [Lest 04. oktober 2016].

Stata manual a (u.å.) Hausman specification test [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://www.stata.com/manuals13/rhausman.pdf>> [Lest 19. september 2016].

Stata manual b (u.å.) Postestimation tools for regress with time series [Internett].

Tilgjengelig fra: <<http://www.stata.com/manuals13/rregresspostestimationtimeseries.pdf>>

[Lest 18. november 2016].

Databaser

Datastream. Tilgjengelig gjennom NHHs database. Brukt fra 01.09.2016-15.11.2016.

Appendiks

1. Datasett

Datasettet vårt består av månedlige tall på følgende variabler på selskaper på Oslo Børs samt selskaper som gikk av børs i perioden 01.1996-09.2016.

Variabel	Beskrivelse
Avkastning	Selskapene månedlige avkastning
P/E-ratio	P/E-ratio første dag hver måned
Market-to-Book value	Marke-to-Book value første dag hver måned
Markedskapitalisering	Markedskapitalisering første dag hver måned
3 måneders momentum	Akkumulert avkastning siste 3 måneder. Regnet ut fra avkastning
6 måneders momentum	Akkumulert avkastning siste 6 måneder. Regnet ut fra avkastning
9 måneders momentum	Akkumulert avkastning siste 9 måneder. Regnet ut fra avkastning
12 måneders momentum	Akkumulert avkastning siste 12 måneder. Regnet ut fra avkastning
Standardavvik på avkastning siste 3 måneder	Regnet ut fra avkastning
Standardavvik på avkastning siste 6 måneder	Regnet ut fra avkastning
Standardavvik på avkastning siste 12 måneder	Regnet ut fra avkastning
Standardavvik på avkastning siste 24 måneder	Regnet ut fra avkastning
Vekstrate for inntekt siste år	Årlig vekstrate for inntekt siste kalenderår (jan.-des.)
Vekstrate for inntekt siste 3 år	Årlig vekstrate for inntekt de tre siste kalenderårene (jan.-des.)
Avkastning OSEBX	Månedlig avkastning OSEBX
Prosentvis endring i oljepris	Månedlig prosentvis endring i oljepris
Månedlig risikofri rente	Årlig 3 måneders NIBOR dividert med 12

Tabell A1.1: Tabell som presenterer variablene vi har hentet inn med Datastream for alle selskaper som har vært notert på hovedindeksen på Oslo Børs i perioden Januar 1996 til og med September 2016.

2. Statistiske tester

2.1 Variance Inflation Factor

VIFen til helningskoeffisienten j kan skrives som

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

Variansen til $\hat{\beta}_j$ kan skrives som

$$Var(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{SST_j} * VIF_j$$

Fra den siste ligningen kan man se at variansen til koeffisienten blir høyere hvis variabelen korrelerer med de andre uavhengige variablene.

2.2 Breusch Pagan test

Fra regresjonen:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

Estimerer man feileddene, $\hat{u}$, og utfører regresjonen:

$$u^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + v$$

Og sparer forklaringskraften, $R_{\hat{u}^2}^2$, fra denne regresjonen.

Man kan da regne ut Lagrange Multiplier (LM) – statistikken for heteroskedastisitet. Denne er gitt ved:

$$LM = n * R_{\hat{u}^2}^2$$

(Wooldridge, 2013, s. 276-277).

2.3 Hausman-test

Teststatistikken i en Hausman test er relatert til en T-test og kan skrives som (Hill, Griffiths, Lim, 2011, s.559).

$$t = \frac{\beta_{FE,k} - \beta_{RE,k}}{[\widehat{var}(\beta_{FE,k}) - \widehat{var}(\beta_{RE,k})]^{1/2}}$$

Det er her viktig at den estimerte variansen fra FE minus den estimerte variansen fra RE står under brøkstreken. Dette er fordi at under nullhypotesen er den individspesifikke delen av feilleddet, a_i , ukorrelert med alle de uavhengige variablene. Da vil Random Effects estimatene ha lavere varians enn Fixed Effects estimatene i store utvalg (Hill, Griffiths, Lim, 2011, s.559).

Testen tester estimatoren $\beta_{FE,k}$, som er kjent for å være konsistent, med estimatoren $\beta_{RE,k}$ som er konsistent under antagelsen som blir testet. Nullhypotesen er derfor at $\beta_{RE,k}$ er en effisient og konsistent estimator. Hvis dette stemmer skal det ikke være systematisk forskjell mellom estimatorene. Dette vil si at hvis differansen mellom $\beta_{FE,k}$ og $\beta_{RE,k}$ er systematisk vil man forkaste nullhypotesen og man må bruke Fixed Effects (Stata manual a, u.å.).

2.4 Wooldridge test for autokorrelasjon

Testen utføres på en lineær enveis paneldatamodelle på formen

$$y_{it} = \alpha + x_{it}\beta_1 + z_i\beta_2 + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Hvor

x_{it} = en $(1 * K_1)$ vektor av de tidsvarierende kovariatene

z_i = en $(1 * K_2)$ av de tidsuavhengige kovariatene

μ_i = den tidsuavhengige delen av restleddet

Wooldridge sin metode bruker restleddene fra en regresjon som er førstedifferansiert.

$$y_{it} - y_{it-1} = (x_{it} - x_{it-1})\beta_1 + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} = \Delta x_{it}\beta_1 + \Delta \varepsilon_{it}$$

Prosedyren utfører en regresjon med ε_{it} fra regresjonen med førstedifferensierte variabler på deres laggede variabler, og tester om koeffisienten til de laggede restleddene er lik -0.5 For å

ta høyde for korrelasjon innad i panelene, clustrer man på paneldimensjonen som i vårt tilfelle er selskap. Cluster implikerer robusthet, noe som gjør at testen også er robust for heteroskedastisitet (Drukker, 2003).

2.5 T-test for forskjeller i gjennomsnitt i to grupper

T-statistikken fra forskjellen mellom gjennomsnittet i gruppe 1 og gruppe 2 er gitt ved

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^{1/2}}$$

Hvor

$\bar{x}_i$ = er gjennomsnittet i gruppe i

s_i^2 = variansen i gruppe i

n_i = antall observasjoner i gruppe i

For $i = 1, 2$

Av t-statistikker ser man at hvis differansen i gjennomsnittet mellom gruppe 1 og 2 er stor, vil man forkaste H_0 .

2.6 Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Fra Wooldridge (2013, s.639-642). Augmented Dickey-Fuller test er en forlengelse av den klassiske Dickey-Fuller test for unit root. Test-statistikk fra en klassisk Dickey-Fuller test skrives som:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t$$

Som under forutsetningen $E(e_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) = 0$ er en dynamisk komplett modell. Dickey-Fuller tester da $H_0: \theta = 0$ mot $H_1: \theta < 0$. Problemet med denne testen er at under H_0 er y_{t-1} I(1) og derfor vil det vanlig Central Limit Theorem for t-statistikken ikke være gyldig. Dette betyr at den t-statistikken ikke er nær normalfordelt selv i store utvalg.

Augmented Dickey-Fuller tester unit root i modeller med mer avanserte dynamikker. Hvis (y_t) følger $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$, med $\rho = 1$, vil Δy_t ikke være seriekorrelert. Man kan da tillate (Δy_t) til følger en AR-modell ved å legge til lags. Man får da:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + e_t$$

Hvor $|\gamma_1| < 1$

Man får da regresjonen:

$$\Delta y_t \text{ på } y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p}$$

Og utfører t-testen på $\hat{\theta}$, som er koeffisienten til y_{t-1} , som i den klassiske Dickey-Fuller testen.

2.7 Durbins alternative test for autokorrelasjon

Fra Wooldridge (2013, s.418-420). Durbin sin alternative test for autokorrelasjon er en versjon av Durbin-Watson testen for autokorrelasjon som kan brukes hvis det er noen uavhengige variabler som ikke er strengt eksogene, men testen kan også brukes hvis de uavhengige variablene er strengt eksogene. (Wooldridge 2013, s.418-420).

Testen utfører regresjonen:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$$

Og nullhypotesen er $H_0: \rho_1 = 0, \dots, \rho_p = 0$, som vil at modellen ikke har autokorrelasjon. Alternativhypotesen er at minst en av $\rho_1, \dots, \rho_p$ ikke er null (Stata manual b, u.å.). I Stata gir denne testen en p-verdi, noe som gjør at det er enkelt å se om man skal forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon.

3. Regresjonsresultater

3.1 OLS-regresjoner

	OLS-modell 1	OLS-modell 2
	Modell av hele perioden	Modell med dummy- og interaksjonsvariabler
<i>P/E - ratio</i>	-0.0000202 (0.0000144)	-0.0000287 (0.0000270)
<i>Market-to-Book value</i>	-0.0000811** (0.0000364)	-0.0000862** (0.0000357)
<i>Markedskapitalisering</i>	2.56e-11** (1.09e-11)	1.38e-11 (2.43e-11)
<i>Standardavvik avkastning siste 3 mnd.</i>	-0.0386 (0.0299)	-0.0346 (0.0294)
<i>Standardavvik avkastning siste 6 mnd.</i>	0.0144 (0.0394)	0.00167 (0.0394)
<i>Standardavvik avkastning siste 12 mnd.</i>	-0.00644 (0.0391)	0.00111 (0.0389)
<i>Standardavvik avkastning siste 24 mnd.</i>	0.0308 (0.0304)	0.0324 (0.0305)
<i>Vekstrate for inntekt siste år</i>	0.0000181 (0.0000131)	0.0000163 (0.0000129)
<i>Vekstrate for inntekt siste 3 år</i>	0.00240 (0.00221)	0.00362 (0.00233)
<i>3 mnd. momentum</i>	0.0460*** (0.00922)	0.0288** (0.0116)
<i>6 mnd. momentum</i>	-0.00827 (0.00831)	-0.00852 (0.00830)
<i>9 mnd. momentum</i>	-0.00922 (0.00795)	-0.00792 (0.00792)
<i>12 mnd. momentum</i>	0.0101** (0.00515)	0.00739 (0.00516)
<i>Månedlig avkastning OSEBX</i>	0.763*** (0.0185)	0.750*** (0.0193)
<i>Månedlig prosentvis endring i oljepris</i>	0.0477*** (0.0122)	0.0420*** (0.0155)
<i>Finanskrisedummy</i>		-0.00909*** (0.00290)
<i>Etterkrisedummy</i>		-0.0164*** (0.00445)
<i>Interaksjon P/E-ratio/Finanskrise</i>		0.0000102 (0.0000320)
<i>Interaksjon Market-to-Book value/Finanskrise</i>		-0.00117** (0.000500)
<i>Interaksjon markedskapitalisering/Finanskrise</i>		2.36e-11 (2.86e-11)
<i>Interaksjon 3 mnd. momentum./Finanskrise</i>		0.0193 (0.0141)
<i>Interaksjon Månedlig prosentvis endring i oljepris/Finanskrise</i>		0.0400 (0.0266)
<i>Interaksjon P/E-ratio/Etterkrise</i>		0.0000706 (0.0000754)
<i>Interaksjon Market-to-Book value/Etterkrise</i>		0.00308* (0.00176)

<i>Interaksjon markedskapitalisering/Etterkrise</i>		1.55e-11 (3.13e-11)
<i>Interaksjon 3 mnd. momentum/Etterkrise</i>		0.0517* (0.0297)
<i>Interaksjon Månedlig prosentvis endring i oljepris/Etterkrise</i>		-0.0569* (0.0330)
<i>Konstantledd</i>	-0.00235 (0.00281)	0.00362 (0.00314)
R^2	0.190	0.194
adj. R^2	0.189	0.192
N	12999	12999

Regresjonstabell A3.1: Fullstendige OLS-regresjoner. Standardfeil er i parentes. Signifikansnivå: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3.2 Paneldataregresjoner

	FE-modell 1 Modell av hele perioden	FE-modell 2 Modell med dummy- og interaksjonsvariabler	FE-modell 3: Hovedmodell Stasjonær modell med dummy- og interaksjonsvariabler som er clustret på selskap
<i>P/E - ratio</i>	-0.0000259*** (0.00000972)	-0.0000437* (0.0000234)	-0.0000433* (0.0000235)
<i>Market-to-Book value</i>	-0.000105*** (0.0000373)	-0.000106*** (0.0000288)	-0.000107*** (0.0000287)
<i>Andel av total markeds kapitalisering</i>			0.286* (0.168)
<i>Markeds kapitalisering</i>	1.64e-10 (9.99e-11)	2.49e-10** (1.18e-10)	
<i>Standardavvik avkastning siste 3 mnd.</i>	-0.0379 (0.0290)	-0.0309 (0.0284)	-0.0313 (0.0283)
<i>Standardavvik avkastning siste 6 mnd.</i>	0.0130 (0.0355)	-0.00165 (0.0346)	-0.00210 (0.0346)
<i>Standardavvik avkastning siste 12 mnd.</i>	0.0247 (0.0388)	0.0256 (0.0368)	0.0243 (0.0365)
<i>Standardavvik avkastning siste 24 mnd.</i>	0.0574 (0.0430)	0.0469 (0.0441)	0.0454 (0.0435)
<i>Vekstrate for inntekt siste år</i>	0.0000234*** (0.00000237)	0.0000194*** (0.00000272)	0.0000211*** (0.00000261)
<i>Forholdet mellom vekstrate for inntekt siste 3 år og gjennomsnittet</i>			0.000928** (0.000400)
<i>Vekstrate for inntekt siste 3 år</i>	0.00244 (0.00193)	0.00395 (0.00291)	
<i>3 mnd. momentum</i>	0.0392*** (0.00938)	0.0202* (0.0115)	0.0205* (0.0115)
<i>6 mnd. momentum</i>	-0.0109 (0.00748)	-0.0110 (0.00749)	-0.0110 (0.00748)
<i>9 mnd. momentum</i>	-0.0126* (0.00750)	-0.0106 (0.00752)	-0.0107 (0.00752)
<i>12 mnd. momentum</i>	0.00663 (0.00518)	0.00421 (0.00523)	0.00465 (0.00524)
<i>Månedlig avkastning OSEBX</i>	0.759*** (0.0283)	0.740*** (0.0296)	0.741*** (0.0297)
<i>Månedlig prosentvis endring i oljepris</i>	0.0510*** (0.0152)	0.0393** (0.0191)	0.0394** (0.0190)
<i>Finanskrisedummy</i>		-0.00979** (0.00410)	-0.00820* (0.00439)
<i>Etterkrisedummy</i>		-0.0162** (0.00753)	-0.0159** (0.00762)
<i>Interaksjon P/E-ratio/Finanskrise</i>		0.0000211 (0.0000248)	0.0000172 (0.0000251)
<i>Interaksjon Market-to-Book value/Finanskrise</i>		-0.00311** (0.00134)	-0.00333** (0.00144)
<i>Interaksjon Andel av total markeds kapitalisering/Finanskrise</i>			0.0305 (0.0960)
<i>Interaksjon markeds kapitalisering/Finanskrise</i>		-2.30e-11 (3.49e-11)	
<i>Interaksjon 3mnd momentum./Finanskrise</i>		0.0244** (0.0117)	0.0242** (0.0117)
<i>Interaksjon Månedlig prosentvis endring i oljepris/Finanskrise</i>		0.0545* (0.0310)	0.0554* (0.0309)
<i>Interaksjon P/E-ratio/Etterkrise</i>		0.000104** (0.0000475)	0.000104** (0.0000476)

Interaksjon Market-to-Book value/Etterkrise		-0.000816 (0.00324)	-0.000463 (0.00325)
Interaksjon Andel av total markeds kapitalisering/Etterkrise			0.0769 (0.0688)
Interaksjon markeds kapitalisering/Etterkrise		-3.79e-11 (4.00e-11)	
Interaksjon 3 mnd momentum/Etterkrise		0.0469* (0.0265)	0.0462* (0.0266)
Interaksjon Månedlig prosentvis endring i oljepris/Etterkrise		-0.0472 (0.0358)	-0.0469 (0.0358)
Konstantledd	-0.00938* (0.00498)	0.000795 (0.00553)	0.0000715 (0.00561)
R^2	0.189	0.193	0.193
adj. R^2	0.188	0.191	0.192
N	12999	12999	12999

Regresjonstabell A3.2: Fullstendige Fixed Effects – regresjoner. FE-modell 3 er hovedmodellen, og den inneholder stasjonære variabler og er clustret på selskapsnivå. Standardfeil er i parentes. Signifikansnivå: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3.3 Regresjonsresultater fra risikojustering av ekstremporteføljer

For alle regresjonstabellene i dette delkapittelet er standardfeil i parentes. Signifikansnivå: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$ og *** $p < 0,01$.

Risikojustering av ekstremporteføljer basert på Market-to-Book value

Market-to-Book value før finanskrisen

	Portefølje 1 før finanskrisen CAPM	Portefølje 1 før finanskrisen FF	Portefølje 4 før finanskrisen CAPM	Portefølje 4 før finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.581*** (0.0460)	0.707*** (0.0429)	0.686*** (0.0556)	0.733*** (0.0426)
LMH		0.461*** (0.0824)		-0.807*** (0.0895)
SMB		0.507*** (0.0976)		0.427*** (0.0877)
UMD		-0.0118 (0.0792)		0.0850 (0.0780)
Alfa	-0.000426 (0.00263)	0.00346 (0.00316)	-0.0189*** (0.00297)	0.000549 (0.00292)
R^2	0.605	0.700	0.639	0.800
adj. R^2	0.602	0.691	0.636	0.794
N	134	134	134	134

Market-to-Book value under finanskrisen

	Portefølje 1 under finanskrisen CAPM	Portefølje 1 under finanskrisen FF	Portefølje 4 under finanskrisen CAPM	Portefølje 4 under finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.436*** (0.0590)	0.531*** (0.0496)	0.502*** (0.0539)	0.540*** (0.0520)
LMH		0.941*** (0.194)		-0.245 (0.174)
SMB		0.268 (0.188)		0.205 (0.156)
UMD		-0.0890 (0.165)		-0.166 (0.145)
Alfa	-0.0162*** (0.00409)	-0.00898* (0.00521)	-0.0152*** (0.00322)	-0.0110** (0.00426)
R^2	0.523	0.659	0.699	0.716
adj. R^2	0.516	0.639	0.694	0.700
N	72	72	72	72

Market-to-Book value etter finanskrisen

	Portefølje 1 etter finanskrisen CAPM	Portefølje 1 etter finanskrisen FF	Portefølje 4 etter finanskrisen CAPM	Portefølje 4 etter finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.456*** (0.130)	0.550*** (0.0920)	0.557*** (0.116)	0.483*** (0.109)
LMH		0.879*** (0.139)		-0.564*** (0.196)
SMB		0.329 (0.215)		0.570*** (0.191)
UMD		-0.210** (0.102)		-0.283** (0.111)
Alfa	-0.0239*** (0.00499)	-0.0000716 (0.00505)	-0.00161 (0.00342)	0.00475 (0.00495)
R^2	0.168	0.747	0.439	0.593
adj. R^2	0.148	0.712	0.426	0.537
N	43	34	43	34

Risikojustering av ekstremporteføljer basert på markedskapitalisering

Markedskapitalisering før finanskrisen

	Portefølje 1 før finanskrisen CAPM	Portefølje 1 før finanskrisen FF	Portefølje 4 før finanskrisen CAPM	Portefølje 4 før finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.500*** (0.0581)	0.695*** (0.0393)	0.787*** (0.0331)	0.744*** (0.0331)
LMH		-0.121 (0.0747)		-0.171** (0.0661)
SMB		0.995*** (0.0926)		-0.163** (0.0787)
UMD		-0.0200 (0.0731)		-0.0350 (0.0794)
Alfa	-0.0242*** (0.00299)	-0.00258 (0.00273)	0.00525*** (0.00174)	0.00437* (0.00229)
R^2	0.463	0.741	0.874	0.883
adj. R^2	0.459	0.733	0.873	0.879
N	134	134	134	134

Markedskapitalisering under finanskrisen

	Portefølje 1 under finanskrisen CAPM	Portefølje 1 under finanskrisen FF	Portefølje 4 under finanskrisen CAPM	Portefølje 4 under finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.340*** (0.0623)	0.542*** (0.0486)	0.703*** (0.0472)	0.626*** (0.0499)
LMH		0.488** (0.206)		0.276* (0.160)
SMB		0.811*** (0.175)		-0.387** (0.161)
UMD		-0.234 (0.159)		-0.135 (0.148)
Alfa	-0.0326*** (0.00411)	-0.0147*** (0.00503)	0.00211 (0.00308)	-0.00495 (0.00442)
R^2	0.397	0.621	0.835	0.854
adj. R^2	0.389	0.599	0.833	0.846
N	72	72	72	72

Markedskapitalisering etter finanskrisen

	Portefølje 1 etter finanskrisen CAPM	Portefølje 1 etter finanskrisen FF	Portefølje 4 etter finanskrisen CAPM	Portefølje 4 etter finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.318** (0.134)	0.519*** (0.0875)	0.649*** (0.0598)	0.591*** (0.0544)
LMH		0.414** (0.154)		-0.254*** (0.0671)
SMB		0.987*** (0.185)		-0.0466 (0.104)
UMD		-0.0696 (0.104)		-0.0921 (0.0654)
Alfa	-0.0297*** (0.00542)	-0.0000690 (0.00474)	0.00592*** (0.00191)	0.00226 (0.00284)
R^2	0.111	0.801	0.766	0.822
adj. R^2	0.083	0.773	0.759	0.797
N	34	34	34	34

Risikojustering av ekstremporteføljer basert på momentum

Momentum før finanskrisen

	Portefølje 1 før finanskrisen CAPM	Portefølje 1 før finanskrisen FF	Portefølje 4 før finanskrisen CAPM	Portefølje 4 før finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.688*** (0.0468)	0.762*** (0.0462)	0.657*** (0.0526)	0.754*** (0.0431)
LMH		-0.184** (0.0849)		-0.228*** (0.0825)
SMB		0.505*** (0.0824)		0.454*** (0.0905)
UMD		-0.719*** (0.0763)		0.679*** (0.0804)
Alfa	-0.0103*** (0.00314)	0.00357 (0.00288)	-0.00791*** (0.00285)	0.00310 (0.00281)
R^2	0.622	0.803	0.631	0.763
adj. R^2	0.619	0.797	0.628	0.755
N	134	134	134	134

Momentum under finanskrisen

	Portefølje 1 under finanskrisen CAPM	Portefølje 1 under finanskrisen FF	Portefølje 4 under finanskrisen CAPM	Portefølje 4 under finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.514*** (0.0688)	0.600*** (0.0510)	0.501*** (0.0582)	0.565*** (0.0506)
LMH		0.593*** (0.179)		0.296 (0.209)
SMB		0.272 (0.198)		0.248 (0.200)
UMD		-0.787*** (0.169)		0.529*** (0.175)
Alfa	-0.0183*** (0.00445)	-0.00968** (0.00476)	-0.0139*** (0.00385)	-0.00984* (0.00525)
R^2	0.563	0.717	0.615	0.674
adj. R^2	0.556	0.700	0.610	0.655
N	72	72	72	72

Momentum etter finanskrisen

	Portefølje 1 etter finanskrisen CAPM	Portefølje 1 etter finanskrisen FF	Portefølje 4 etter finanskrisen CAPM	Portefølje 4 etter finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.545*** (0.147)	0.558*** (0.136)	0.359*** (0.0917)	0.484*** (0.127)
LMH		0.222 (0.212)		0.0269 (0.209)
SMB		0.459 (0.275)		0.314 (0.236)
UMD		-0.717*** (0.160)		0.380** (0.139)
Alfa	-0.0245*** (0.00526)	-0.00265 (0.00583)	-0.00219 (0.00317)	0.00103 (0.00580)
R^2	0.222	0.709	0.246	0.421
adj. R^2	0.203	0.669	0.228	0.342
N	43	34	43	34

Risikojustering av ekstremporteføljer basert på PE-ratio

PE-ratio før finanskrisen

	Portefølje 1 før finanskrisen CAPM	Portefølje 1 før finanskrisen FF	Portefølje 4 før finanskrisen CAPM	Portefølje 4 før finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.554*** (0.0368)	0.611*** (0.0386)	0.662*** (0.0454)	0.731*** (0.0414)
LMH		0.223*** (0.0803)		-0.350*** (0.0872)
SMB		0.234** (0.0896)		0.409*** (0.102)
UMD		-0.0458 (0.0836)		0.173* (0.0927)
Alfa	0.00356 (0.00232)	0.00527* (0.00303)	-0.00652** (0.00265)	0.00614** (0.00304)
R^2	0.645	0.671	0.669	0.739
adj. R^2	0.642	0.661	0.667	0.731
N	134	134	134	134

PE-ratio under finanskrisen

	Porteføllje 1 under finanskrisen CAPM	Porteføllje 1 under finanskrisen FF	Porteføllje 4 under finanskrisen CAPM	Porteføllje 4 under finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.585*** (0.0456)	0.591*** (0.0543)	0.489*** (0.0573)	0.485*** (0.0572)
LMH		0.718*** (0.173)		0.0557 (0.238)
SMB		-0.0886 (0.202)		-0.0249 (0.221)
UMD		-0.252 (0.188)		-0.0772 (0.213)
Alfa	-0.00696* (0.00399)	-0.00693 (0.00554)	-0.0102*** (0.00380)	-0.0104* (0.00552)
R^2	0.677	0.732	0.614	0.615
adj. R^2	0.672	0.716	0.608	0.592
N	72	72	72	72

PE-ratio etter finanskrisen

	Porteføllje 1 etter finanskrisen CAPM	Porteføllje 1 etter finanskrisen FF	Porteføllje 4 etter finanskrisen CAPM	Porteføllje 4 etter finanskrisen FF
$R_m - r_f$	0.594*** (0.108)	0.727*** (0.123)	0.363*** (0.116)	0.389*** (0.138)
LMH		0.438** (0.210)		-0.159 (0.256)
SMB		0.375 (0.241)		0.606** (0.248)
UMD		-0.111 (0.139)		-0.00691 (0.213)
_cons	-0.0140*** (0.00431)	0.00225 (0.00581)	0.00400 (0.00357)	0.0147** (0.00649)
R^2	0.324	0.653	0.218	0.290
adj. R^2	0.308	0.606	0.199	0.192
N	43	34	43	34

Risikojustering av ekstremporteføljer basert på P/E-ratio med P/E-effekt

	Porteføllje 1 før finanskrisen Utvidet FF	Porteføllje 4 før finanskrisen Utvidet FF	Porteføllje 1 under finanskrisen Utvidet FF	Porteføllje 4 under finanskrisen Utvidet FF	Porteføllje 1 etter finanskrisen Utvidet FF	Porteføllje 4 etter finanskrisen Utvidet FF
$R_m - r_f$	0.655*** (0.0370)	0.666*** (0.0404)	0.540*** (0.0524)	0.524*** (0.0565)	0.579*** (0.102)	0.559*** (0.118)
LMH	0.0968 (0.0826)	-0.161* (0.0881)	0.431** (0.179)	0.270 (0.238)	0.186 (0.192)	0.133 (0.243)
SMB	0.281*** (0.0887)	0.338*** (0.0953)	-0.0131 (0.180)	-0.0814 (0.225)	0.426* (0.216)	0.547** (0.220)
UMD	-0.0302 (0.0745)	0.149* (0.0888)	-0.0945 (0.174)	-0.195 (0.210)	-0.136 (0.147)	0.0213 (0.189)
LPMHP	0.419*** (0.109)	-0.628*** (0.106)	0.646*** (0.195)	-0.484** (0.221)	0.608*** (0.185)	-0.703*** (0.154)
Alfa	0.00556* (0.00293)	0.00571** (0.00262)	-0.00742 (0.00466)	-0.0101* (0.00580)	0.00637 (0.00552)	0.00996* (0.00545)
R^2	0.703	0.790	0.779	0.649	0.753	0.497
adj. R^2	0.691	0.782	0.762	0.623	0.709	0.407
N	134	134	72	72	34	34

Ekstremporteføljer basert på markeds kapitalisering på sektornivå

Markedskapitalisering portefølje 4 på sektornivå før finanskrisen

	OSE10	OSE15	OSE20	OSE25	OSE30	OSE40	OSE45	OSE50	OSE55	OSE60
R_{m-R_f}	1.045*** (0.101)	0.945*** (0.0678)	0.740*** (0.0790)	0.731*** (0.105)	0.770*** (0.0824)	0.733*** (0.0744)	1.143*** (0.249)	0.747*** (0.161)	0.430*** (0.121)	0.571*** (0.117)
LMH	0.260 (0.250)	0.201 (0.159)	-0.0347 (0.184)	-0.980*** (0.287)	-0.309 (0.284)	-0.158 (0.185)	-1.695** (0.801)	-0.896*** (0.314)	-0.398 (0.256)	0.475 (0.419)
SMB	0.00470 (0.218)	-0.0425 (0.129)	-0.159 (0.200)	-0.129 (0.270)	-0.270 (0.208)	-0.248* (0.136)	0.527 (0.723)	-0.0662 (0.266)	-0.101 (0.238)	0.200 (0.221)
UMD	-0.0602 (0.215)	0.0386 (0.138)	0.246 (0.204)	-0.151 (0.279)	0.285 (0.239)	0.138 (0.149)	1.214* (0.685)	-1.119*** (0.198)	-0.206 (0.251)	0.603* (0.310)
Alfa	0.00201 (0.00704)	-0.00369 (0.00462)	0.00798 (0.00715)	0.00973 (0.00798)	0.000459 (0.00775)	0.00706 (0.00522)	0.0251 (0.0218)	0.0238*** (0.00882)	0.00410 (0.00951)	0.0113 (0.00912)
R^2	0.583	0.694	0.486	0.420	0.453	0.546	0.341	0.591	0.159	0.362
adj. R^2	0.570	0.685	0.470	0.402	0.436	0.532	0.288	0.567	0.132	0.323
N	134	134	134	130	129	133	55	72	133	71

Ekstremporteføljer basert på PE-ratio på sektornivå

PE-ratio portefølje 1 på sektornivå før finanskrisen

	OSE10	OSE15	OSE20	OSE30	OSE40	OSE45	OSE55
R_{m-R_f}	0.900*** (0.0995)	0.834*** (0.222)	0.608*** (0.0727)	0.340 (0.338)	0.411*** (0.110)	0.523 (0.351)	0.483** (0.207)
LMH	0.414 (0.312)	0.123 (0.483)	0.431** (0.183)	0.0609 (0.975)	-0.290 (0.256)	-1.349 (1.144)	0.667 (0.443)
SMB	-0.252 (0.294)	1.310** (0.519)	0.241 (0.168)	0.157 (0.483)	-0.161 (0.190)	0.517 (0.989)	0.708 (0.484)
UMD	-0.249 (0.292)	0.0567 (0.339)	0.121 (0.169)	-0.0260 (0.853)	-0.0560 (0.179)	0.400 (0.824)	-0.211 (0.362)
LPMHP	0.594 (0.363)	1.179** (0.467)	0.268 (0.259)	1.083 (1.063)	-0.137 (0.264)	0.687 (0.652)	0.0253 (0.524)
Alfa	-0.00647 (0.00852)	0.0199 (0.0139)	0.00135 (0.00643)	-0.0205 (0.0366)	0.0127** (0.00628)	0.0268 (0.0307)	0.0101 (0.0147)
R^2	0.467	0.168	0.334	0.078	0.263	0.207	0.213
adj. R^2	0.444	0.124	0.308	-0.114	0.230	0.060	0.117
N	120	99	134	30	117	33	47

PE-ratio portefølje 4 på sektornivå før finanskrisen

	OSE10	OSE15	OSE20	OSE25	OSE30	OSE35	OSE40	OSE45
R_{m-R_f}	0.912*** (0.149)	0.835*** (0.160)	0.695*** (0.0837)	0.736*** (0.251)	0.155 (0.312)	-0.126 (0.502)	0.950*** (0.249)	1.177*** (0.205)
LMH	0.244 (0.347)	0.871 (1.080)	-0.0832 (0.235)	-0.517 (0.600)	-0.716 (0.625)	1.511 (1.363)	-0.105 (0.690)	-1.039* (0.526)
SMB	0.345 (0.283)	-0.260 (0.686)	0.147 (0.186)	0.949 (0.579)	-1.101* (0.569)	-0.475 (0.830)	0.423 (0.467)	0.852 (0.652)
UMD	0.467* (0.277)	0.597 (0.639)	0.314 (0.210)	0.0321 (0.409)	0.611 (0.664)	-0.233 (1.032)	0.575 (0.498)	0.166 (0.495)
LPMHP	-0.406 (0.385)	-2.042*** (0.635)	-0.699** (0.287)	-0.849 (0.626)	-0.511 (0.750)	-1.337 (1.238)	-0.0739 (1.098)	-0.432 (0.564)
Alfa	0.0117 (0.0102)	-0.0123 (0.0265)	0.0117* (0.00642)	0.0192 (0.0164)	0.00869 (0.0202)	-0.0116 (0.0263)	-0.00761 (0.0184)	0.0115 (0.0156)
R^2	0.405	0.565	0.437	0.286	0.279	0.104	0.318	0.377
adj. R^2	0.375	0.484	0.415	0.219	0.191	-0.062	0.226	0.341
N	106	33	133	59	47	33	43	93

PE-ratio portefølje 4 på sektornivå etter finanskrisen

	OSE10	OSE20	OSE25	OSE30	OSE35	OSE45
$R_m - r_f$	0.936** (0.431)	0.349 (0.343)	0.632** (0.307)	0.839*** (0.264)	0.222 (0.315)	0.370 (0.274)
LMH	1.625** (0.727)	0.349 (0.546)	0.702 (0.586)	0.419 (0.532)	-0.341 (0.427)	-0.495 (0.472)
SMB	-0.0643 (0.781)	0.423 (0.660)	0.340 (0.686)	0.231 (0.713)	2.051*** (0.454)	1.050* (0.563)
UMD	-0.161 (0.611)	0.0510 (0.345)	0.209 (0.458)	0.370 (0.386)	-0.635 (0.514)	-0.262 (0.385)
LPMHP	-1.348** (0.568)	-0.594 (0.597)	-1.298** (0.600)	-0.808 (0.529)	-0.607 (0.795)	0.282 (0.620)
Alfa	-0.0141 (0.0154)	0.00780 (0.0162)	0.0182 (0.0172)	0.00759 (0.0142)	0.0496** (0.0183)	0.0357** (0.0135)
R^2	0.350	0.068	0.138	0.187	0.275	0.176
adj. R^2	0.234	-0.098	-0.022	0.042	0.141	0.028
N	34	34	33	34	33	34

3.4 Out of sample

Regresjoner av laggede variabler på variablene for å finne i hvor stor grad de avhenger av forrige måneds premie. For alle regresjonstabellene i dette delkapittelet er standardfeil i parentes. Signifikansnivå: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$ og *** $p < 0,01$.

Før finanskrisen

	LMH før finanskrisen	SMB før finanskrisen	UMD før finanskrisen	LPMHP før finanskrisen
LMH[n-1]	-0.00570 (0.0864)			
SMB[n-1]		-0.0710 (0.0902)		
UMD[n-1]			-0.0514 (0.0912)	
LPMHP[n-1]				0.146* (0.0796)
Konstantledd	0.0133*** (0.00253)	-0.0234*** (0.00289)	0.00159 (0.00212)	0.00411** (0.00193)
R^2	0.000	0.005	0.003	0.021
adj. R^2	-0.008	-0.002	-0.005	0.014
N	134	134	134	134

Under finanskrisen

	LMH under finanskrisen	SMB under finanskrisen	UMD under finanskrisen	LPMHP under finanskrisen
LMH[n-1]	0.0307 (0.116)			
SMB[n-1]		-0.0771 (0.152)		
UMD[n-1]			0.0264 (0.128)	
LPMHP[n-1]				0.176 (0.110)
Konstantledd	-0.00159 (0.00214)	-0.0223*** (0.00459)	0.00273 (0.00262)	0.00154 (0.00270)
R^2	0.001	0.006	0.001	0.031
adj. R^2	-0.013	-0.008	-0.014	0.017
N	72	72	72	72

Etter finanskrisen

	LMH etter finanskrisen	SMB etter finanskrisen	UMD etter finanskrisen	LPMHP etter finanskrisen
LMH[n-1]	0.174 (0.213)			
SMB[n-1]		-0.0304 (0.129)		
UMD[n-1]			-0.00464 (0.264)	
LPMHP[n-1]				0.378** (0.150)
Konstantledd	-0.0145*** (0.00435)	-0.0237*** (0.00457)	0.0158*** (0.00434)	-0.00676* (0.00338)
R^2	0.029	0.001	0.000	0.137
adj. R^2	-0.001	-0.030	-0.031	0.110
N	34	34	34	34