



Quality minus Junk

En empirisk analyse av kvalitetsinvestering på Oslo Børs

John Inge Seljehaug og Morten Sandtveit

Veileder: Trond Døskeland

Masterutredning 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

Hovedformålet med denne studien er å undersøke om en kvalitetsbegrunnet investeringsstrategi er i stand til å skape meravkastning på Oslo Børs i perioden 1993-2013. Utredningen tar utgangspunkt i «Quality minus Junk»-faktoren til Asness, Frazzini & Pedersen (2013), som har dokumentert at den eksisterer og er i stand til å gi risikjustert meravkastning på det internasjonale aksjemarkedet. Målet er derfor å replikere studien på Oslo Børs og undersøke virkningen på norske finansielle data.

Studien er bygget opp rundt tre forskningsspørsmål. Første grunnstein undersøker om kvalitet har vært historisk priset på Oslo Børs, og hvilken forklaringskraft denne sammenhengen har. Videre blir aksjer inndelt i kvartilporteføljer på bakgrunn av hvilken kvalitetsscore de oppnår. Siste byggestein fokuserer på QMJ-faktoren som går lang i kvalitetsaksjer og «shorter» søppelaksjer. Her er motivasjonen å undersøke prestasjonen historisk og om dette er en suksessfull investeringstilnærming. Både kvalitetsporteføljene og QMJ-porteføljenes avkastning blir vurdert opp mot systematiske risikofaktorer.

I utredningen dokumenterer vi at det har vært en begrenset prising av kvalitet på Oslo Børs. Selv om det eksisterer enkelte påvirkningsfaktorer og mønster i prisingen, er kvalitetsprisingen preget av en svært lav forklaringskraft, som verifiserer tidligere funn på området. Konsekvensen av en begrenset sammenheng mellom aksjenes kvalitet og prising, kan blant annet tilskrives psykologisk, eller irrasjonell atferd hos investorene.

Et viktig bidrag i vår analyse er at den verifiserer den opprinnelige sammenhengen til Asness, et. al. om at høykvalitetsaksjer leverer positiv meravkastning, mens en portefølje med lavkvalitetsaksjer har levert gjennomgående lave eller negative alfa-verdier. Dette er en sammenheng som virker å være robust i forhold til hvordan porteføljene vektet og for størrelsen på porteføljen. Våre funn indikerer derimot at resultatene er sensitiv i forhold til hvor ofte forvalteren velger å oppdatere og rebalansere porteføljene. Dette gir seg utslag i at en del av avkastningsforskjellene reduseres ved mindre frekvent rebalansering, men fortsatt presterer kvalitetsaksjer best.

Siste empiriske funn i vår utredning er at selv om QMJ-faktoren ikke er i stand til å skape systematisk meravkastning gjennom hele analyseperioden på Oslo Børs, har den i årene etter

årtusenskiftet gitt meravkastning til forvalterne. Som følge av dette er det empirisk grobunn for å konkludere med at QMJ-faktoren er eksisterende på Oslo Børs.

Forord

Denne studien er utarbeidet som en del av vår avsluttende mastergrad i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole innenfor finansiell økonomi. Oppgaven er designet med det formål å replikere en kjent internasjonal studie innen aktiv porteføljeforvaltning, og arbeidet har foregått over ett semester.

Begge forfatterne har en stor tiltrekningskraft mot kapitalforvaltning som fagområde og interessefelt. Vi ønsker begge en fremtid innen finans og kapitalforvaltning, så valget av spesialiseringsfelt var i våre øyne selvsagt og svært interessant.

Arbeidet med oppgaven har vært spennende og tidkrevende. Samtidig har det vært et privilegium, siden det gitt oss den mulighet til å praktisere all den faglige kunnskapen vi har opparbeidet oss i løpet av fem år som studenter. Innsikten fra kursene finansmarkeder og kapitalforvaltning på NHH har spesielt gitt oss utbytte i dette arbeidet, men samtidig har vi blitt utfordret til å lære oss mer og sette oss inn i nye problemstillinger. I sum sitter vi igjen med en rikere forståelse for finansmarkedene, investeringsstrategier og kapitalforvaltning, som vi har stor tro på vil gi oss utbytte i fremtiden.

Vi vil rette en stor takk til vår veileder, Trond Døskeland, som har vært en god lagspiller gjennom hele prosessen. Det var Døskeland som gjorde oss oppmerksom på «Quality Minus Junk»-faktoren, og i tillegg har han bidratt med gode faglige råd, vurderinger og diskusjoner når det har vært nødvendig. Kellis Akselsen og Aksel Mjøs ved samfunns- og næringslivsforskning (SNF) fortjener også en stor takk. På grunn av at vi i vår porteføljekonstruksjon er avhengig av norske regnskapsdata, hadde dette aldri vært mulig uten dere. Til slutt vil vi takke Johannes Kolberg for tilgang til databasen til Børsprosjektet ved NHH, som vi har benyttet til å hente ut aksjepriser til vårt analyseformål.

Bergen, juni 2016.

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	1
Forord.....	3
Innholdsfortegnelse	4
Figurliste.....	7
Tabeller.....	8
1. Innledning	9
1.1 Bakgrunn for oppgaven.....	9
1.2 Problemstilling.....	9
1.3 Oppgavens struktur.....	10
2. Teori.....	12
2.1 Hypotesen om effisiente markeder.....	12
2.2 Effisiensparadokset.....	13
2.3 Anomalier.....	15
2.3.1 Kortvarig momentum og underreaksjon til ny informasjon.....	16
2.3.2 Reverseringseffekten.....	16
2.3.3 Størrelseseffekten	17
2.3.4 Verdi-effekten.....	17
2.3.5 Lavrisikoanomalien.....	18
2.4 Faktormodeller	19
2.4.1 Kapitalverdimodellen - CAPM.....	19
2.4.2 Flerfaktor-modeller.....	22
2.5 Verdsettelsesteori	25
2.5.1 Fundamental verdsettelse.....	25
2.5.2 Relativ verdsettelse.....	27
2.6 Quality minus junk.....	28
3. Empiriske studier av kvalitet	30
3.1 Quality minus Junk-anomalien.....	30
3.2 Empiriske studier om kvalitetsfaktorer	31
3.2.1 Lønnsomhet.....	32

3.2.2	Vekst.....	34
3.2.3	Sikkerhet.....	34
3.2.4	Utbetaling.....	36
3.3	Potensielle årsaker på kvalitetsanomalien	36
3.3.1	Flight to quality.....	37
3.3.2	Behavioral bias.....	37
4.	Datamaterialet.....	39
4.1	Aksjekurser	39
4.2	Selskapsutvalget	40
4.3	Regnskapsinformasjon.....	40
4.4	Screening av selskapene i datamaterialet.....	41
4.5	Justering for outliers i avkastningsseriene.....	42
5.	Metode.....	44
5.1	Avkastning.....	44
5.2	Standardavvik som risikomål	44
5.3	Beta og usystematisk risiko	45
5.4	Risikofritt aktivum.....	45
5.5	Markedsporteføljen.....	46
5.6	Konstruksjon av faktorporteføljer.....	47
5.6.1	Trefaktor-modellen.....	47
5.6.2	Momentum.....	48
5.6.3	Likviditet.....	49
5.7	Variabeldefinisjoner brukt i QMJ-faktoren.....	49
5.8	Konstruksjon av QMJ-faktoren.....	51
5.9	Prestasjonsvurdering.....	52
5.10	Regresjonsanalyser.....	53
5.10.1	Statistisk teori	53
5.10.2	Hypotesetesting.....	54
5.10.3	Regresjonsmodellens forklaringskraft.....	56
5.10.4	Brudd på modellens antagelser	56
5.10.5	Fama & MacBeths regresjonsmodell	57
5.11	Robusthetstester.....	58
6.	Analyser og resultater.....	59
6.1	Deskriptiv statistikk.....	59
6.2	Prisen på kvalitet.....	61

6.2.1	Fama-Macbeths to-stegsprosedyre	61
6.2.2	Robusthetstest for Pris/bok	66
6.2.3	Utviklingen av prisen på kvalitet.....	67
6.2.4	Konklusjon på forskningsspørsmål 1.....	67
6.3	Kvalitetsaksjenes meravkastning	68
6.3.1	Initielt verdivektede porteføljer	69
6.3.2	Kvintilenes faktoreksponering.....	71
6.3.3	Alternativ porteføljekonstruksjon: likevektede porteføljer.....	74
6.3.4	Desilporteføljer	77
6.3.5	Halvårlig rebalansering.....	78
6.3.6	Konklusjon på forskningsspørsmål 2.....	79
6.4	Avkastning for QMJ-faktoren.....	80
6.4.1	Korrelasjon mellom kvalitetporteføljene.....	80
6.4.2	QMJ-faktorens avkastningsmønster.....	82
6.4.3	QMJ-faktorens eksponering.....	83
6.4.4	Robusthetstest i forhold til delperioder	85
6.4.5	QMJ-faktorens risikoprofil.....	89
6.4.6	Konklusjon på forskningsspørsmål 3.....	90
7.	Konklusjon	92
	Litteraturliste	94
	Appendiks	102

Figurliste

FIGUR 1 EFFISIENS-PARADOKSET	15
FIGUR 2: KAPITALMARKEDSLINJEN	21
FIGUR 3: VERDIPAPIRMARKEDSLINJEN.....	22
FIGUR 4: RISIKOFRITT AKTIVUM.....	46
FIGUR 5: KUMULATIV QMJ-AVKASTNING.....	60
FIGUR 6: KVINTILENES KUMULATIVE MERA VKASTNING.....	61
FIGUR 7: PRISEN PÅ KVALITET	67
FIGUR 8: QMJ-FAKTORENS RISIKOPROFIL.....	89
FIGUR 9: QMJ-FAKTORENS RISIKOPROFIL UNDER DELPERIODER.....	90
FIGUR 10: PRISEN AV INDIVIDUELLE KVALITETSMÅL.....	110

Tabeller

TABELL 1: KONSTRUKSJON AV FAMA & FRENCH FAKTORER.....	47
TABELL 2: KOMPONENTER BAK QMJ-FAKTOREN.....	50
TABELL 3: REGRESJONSRESULTATER FOR PRISEN AV KVALITET	64
TABELL 4: REGRESJONSRESULTATER FOR AVKASTNINGSTALL.....	70
TABELL 5: FAKTOREKSPONERING UNDER VERDIVEKTING	73
TABELL 6: REGRESJONSRESULTATER FOR LIKEVEKTEDE PORTEFØLJER.....	75
TABELL 7: FAKTOREKSPONERING UNDER LIKEVEKTING.....	77
TABELL 8: KORRELASJON MELLOM KVALITETSAKTORER.....	81
TABELL 9: REGRESJONSRESULTATER FOR KVALITETSAKTORER	83
TABELL 10: FAKTOREKSPONERING MOT QMJ.....	85
TABELL 11: REGRESJONSRESULTATER FOR KVALITETSAKTORER I PERIODEN 2003-2013	88
TABELL 12: ANTAGELSER I KAPITALVERDIMODELLEN.....	106
TABELL 13: SELSKAPSUTVALGET	106
TABELL 14: ANTAGELSENE BAK OLS	107
TABELL 15: REGRESJONSRESULTATER FOR PRISEN AV KVALITET FOR DELPERIODE 1993- 2002.....	108
TABELL 16: REGRESJONSRESULTATER FOR PRISEN AV KVALITET FOR DELPERIODE 2003- 2013.....	109
TABELL 17: REGRESJONSRESULTATER FOR DESILPORTEFØLJER	110
TABELL 18: REGRESJONSRESULTATER FOR HALVÅRLIG REBALANSERING.....	111
TABELL 19: REGRESJONSRESULTATER FOR KVALITETSAKTORER FOR PERIODE 1993-2002	112

1. Innledning

1.1 Bakgrunn for oppgaven

Nesten helt siden Eugene Fama lanserte hypotesen om effisiente markeder i 1970 har teorien blitt angrepet. En rekke anomalier har påvist at det eksisterer systematiske avkastningsmønstre i de internasjonale finansmarkedene, som gjør at hypotesen i sin helhet ikke er en realistisk fremstilling av virkeligheten. Det er dette som har gitt grobunn for den aktive kapitalforvaltningen, og således også vår studie av Oslo Børs.

Gjennom de siste årene har det i finans kommet en rekke studier som bygger på et kvalitetsorientert perspektiv. Selv om Asness, et. al. (2013) sin QMJ-faktor er det siste store bidraget, er alle studier innen kvalitetsinvestering bygd opp rundt de samme byggesteinene. En kvalitetsorientert investeringsstrategi er basert på å investere i selskaper som fremstår som finansielle sunne og har mindre risiko i forhold til finansielle rater (Novy-Marx, 2012). Et annet fellestrekk er at de representerer en motpol i forhold til tidligere teori når det kommer til investorenes risikokompensasjon. Hvis investorer skal få kompensasjon for å ta på seg mer risiko, impliserer dette at selskaper av lav kvalitet skal generere høyere risikojustert meravkastning. Dette avviser kvalitetsstrategien, som sier at meravkastningen skal øke i takt med kvalitetsnivået (Zaremba, 2015). Asness, et. al. (2013) har med sin QMJ-strategi skapt en kvalitetsfaktor som går lang i kvalitetsaksjer og kort i søppelaksjer, hvor faktoren er bygd opp på samme måte som Fama & French sine verdi- og størrelsesporteføljer.

Vi ønsker derfor gjennom vår studie av Oslo Børs å finne svar på om gode selskaper også representerer gode investeringer. Hvorvidt det er hensiktsmessig for forvalteren å lete etter selskaper som har en bedre finansiell prestasjon i forhold til sine konkurrenter, og om investoren gjennom denne tilnæringsmåten oppnår høyere risikojustert meravkastning.

1.2 Problemstilling

Vårt motiv er å undersøke om det er tilfelle at kvalitetsaksjer på Oslo Børs gir meravkastning. Ved å følge en QMJ-investeringsstrategi, har kvalitetsaksjer levert høyere risikojustert meravkastning på Oslo Børs i perioden 1992 til 2013?

På bakgrunn av dette ønsker vi i vår masterutredning å finne svar på følgende forskningsspørsmål:

1) Finner vi en empirisk sammenheng mellom kvaliteten til en aksje og prisen?

Høy aksjepris i dag indikerer lavere fremtidig avkastning. Gitt at det eksisterer et positivt forhold mellom kvalitet og pris, burde avkastningen bli lavere. Vi er derfor interessert i å undersøke hvilken påvirkningskraft kvalitet har på aksjeavkastning.

2) Finner vi empiriske bevis for at høykvalitets-aksjer leverer høyere avkastning enn lavkvalitets-aksjer?

Hvis det er tilfelle at vi kan påvise at kvalitetsaksjer leverer meravkastning på det norske finansmarkedet, ønsker vi å aggregere dette til en kvalitetsfaktor lik Asness, Frazzini & Pedersens QMJ-faktor og undersøke følgende:

3) Leverer en «kvalitet minus søppel» (QMJ)-faktor signifikant risikjustert meravkastning i det norske finansmarkedet?

1.3 Oppgavens struktur

Oppgaven består i alt av syv kapitler. Første del fokuserer på sentrale aspekter innen finansiell teori, som skal være en brobygger til «Quality minus Junk» som fenomen og som gir leseren den nødvendige kunnskapen før vi går dypere i materien. I kapittel 2 presenteres hypotesen om markedseffisiens, dens ringvirkninger og hvilke implikasjoner bruddene på hypotesen har å si for kapitalforvaltning, og da særlig QMJ- faktoren. En rekke anomalier og mønster i aksjeavkastningen har blitt påvist gjennom de senere tiårene, og i denne seksjonen vil relevante anomalier for «Quality minus Junk» bli vektlagt. Enkelte av disse anomaliene har blitt påvist å være midlertidige og forsvunnet. Dette er en direkte konsekvens av inntoget av faktormodeller som forklarer bevegelsene i aksjekursene, og er således også viet plass til i denne delen av oppgaven. Siste moment i teoridelen av oppgaven tar for seg verdsettelsesteori og knytter det hele opp mot «Quality minus Junk»-tilnærmingen.

Oppgavens neste byggestein fokuserer på tidligere empiriske studier av kvalitet i tillegg til QMJ-faktoren. QMJ-faktoren er konstruert av Asness, et. al., så her vil både den originale studien og driverne bak kvalitetskonstruksjonen bli redegjort for. Fremgangsmåten og

resultatene fra den første studien er presentert i detalj, og det samme er annen relevant empiri på området som har fokusert på de samme kvalitetsmålene som inngår i QMJ-faktoren vi benytter. Avslutningsvis presenterer vi to potensielle årsaker på kvalitetsanomalien.

Kapittel 4 tar for seg analyseperioden og datamaterialet vi har samlet inn. Aksjekurser, innsamlet regnskapsinformasjon og screening av aksjene er alle redegjort for her. Vi har også rettferdiggjort for valgene vi har tatt i arbeidet, for å få et representativt datasett som vi kan benytte til analyse av Oslo Børs. Metoden for å konstruere QMJ er omfattende. For å være i stand til dette forutsetter man å ha en rekke regnskapsvariabler og andre kvalitetsmål. Disse er alle redegjort for i kapittel 5, og stegene bak konstruksjonen av QMJ er beskrevet i dette kapittelet. Relevant prestasjonsvurdering for å vurdere våre porteføljer presenteres her, i tillegg til hvordan regresjonsanalysen vår er bygd opp.

Selve resultatene og analysen strekker seg over kapittel 6. Her vil leseren få svar på om prisen på kvalitet er reflektert i aksjeprisene på Oslo Børs, om kvalitetsaksjene er i stand til å skape meravkastning for investoren, og avslutningsvis om den samlede QMJ-faktoren er en fruktig investeringstilnærming. Resultatene kan være sensitive og påvirkes av en rekke forhold. Som følge av dette har vi gjennomført en rekke robusthetstester for å undersøke hvordan resultatene eventuelt endrer seg ved å justere enkelte av forutsetningene som inngår i analysen.

Avslutningsvis vil vi i kapittel 7 legge frem våre konklusjoner, bemerkninger og eventuelle svakheter ved vår analyse av Oslo Børs.

2. Teori

En forvalter som praktiserer investeringsfilosofien «Quality Minus Junk» (QMJ), har tro på at han kan slå markedet, og at han derfor ikke opererer i et perfekt effisient marked. I dette kapitlet vil vi derfor ta for oss grunnleggende teori som omhandler finansmarkedet, aktivapriser og avkastning, samt kapitalforvaltning, som alle legger premissene for QMJ. Innledningsvis vil hypotesen om markedseffisiens bli presentert, før vi vil se på ulike modeller som forklarer verdipapirenes avkastning. Videre vil vi trekke inn relevant empirisk forskning og resultater som foreligger på området. Dette inkluderer både fundamentale og psykologiske forklaringer på fenomener som bryter med effisienshypotesen og finansiell teori. Siste del fokuserer på prisingsmodeller for aksjer, og knytter det hele opp mot konstruksjonen av «Quality minus Junk»-faktoren.

2.1 Hypotesen om effisiente markeder

Utgangspunktet for kapitalforvaltning er hypotesen om effisiente markeder. Hypotesen ble presentert av Eugene Fama (1970). Fama definerer et effisient marked som «*a market in which prices always fully reflects available information*». Intuisjonen bak hypotesen er at all informasjon som vil påvirke aksjen til enhver tid også er reflektert i prisen. Hvis ny informasjon blir allmenkjent som indikerer at en aksje er feilpriset, vil investorer som agerer raskt, ha mulighet til å oppnå avkastning utover normalt nivå. Investorene vil da presse prisen til et nytt likevektsnivå, og det vil kun være mulig å tjene normalprofitt igjen. Bodie, Kane & Marcus (2014) poengterer at ny informasjon som kommer til, er per definisjon tilfeldig og derfor vil aksjepriser følge en «Random Walk», slik at prisendringer vil være tilfeldige og upredikerbare.

Fama (1970) var en av de første til å dele effisienshypotesen inn i tre versjoner. Han argumenterer for at en effisient markedshypotese, hvor aksjepriser reflekterer all tilgjengelig informasjon, er en ekstrem nullhypotese. Selv om empiriske funn støtter opp om hypotesen, er det ikke realistisk å forvente at den holder i alle tilfeller. Derfor er en tredeling av hypotesen et nyttig virkemiddel for å finne ut hvor informasjonstilgangen bryter sammen. De tre variantene er svak, semi-sterk og sterk form.

Den svakeste formen av hypotesen sier at all tidligere handlingsinformasjon er reflektert i prisene. Som følge av dette vil det derfor ikke være mulig å utnytte historisk aksjekurser og

volum til å oppnå risikojustert meravkastning. Innenfor denne retningen vil verken trendanalyse eller andre tekniske analyser være i stand til å skape resultater. Årsaken er at prisinformasjonen er tilgjengelig for de fleste involverte partene, og er mulig å innhente tilnærmet uten kostnader. Ifølge hypotesen vil dermed kjøp- eller salgssignaler føre til at prisen vil justere seg straks signalet når markedet (Bodie, et. al, 2014).

Semi-sterk markedseffisiens innebærer at all offentlig tilgjengelig informasjon er reflektert i aktivaprisene. Dette inkluderer tidligere handelsinformasjon, men også informasjon om fundamentale forhold ved selskapene som lønnsomhet, ledelsens dyktighet, selskapets produkter, resultatestimater og markedsinformasjon (Bodie, et. al, 2014). Offentlig informasjon kan hentes fra årsrapporter, selskapsuttaleser eller fra analytikernes prognoser. Ifølge denne versjonen vil det derfor ikke være mulig å oppnå meravkastning ved en fundamental verdianalyse, da dette allerede skal være reflektert i aktivaprisen. En fundamental verdianalyse bruker inntjenings- eller dividendeprospekter sammen med en analyse av markedet, industrien og selskapet selv, til å komme opp med en fundamental verdi på selskapet. Håpet er at det skal gi en innsikt om aksjen er feilpriset i markedet. QMJ-strategien som vi undersøker i denne oppgaven er et eksempel på en aktiv investeringsstrategi som bryter med den semi-sterke formen av markedseffisiens.

Sterk markedseffisiens er den strengeste formen for markedseffisiens. Den innebærer at all informasjon, også privat informasjon (innsideinformasjon), er reflektert i verdipapirprisene. Fama (1970) argumenter for at den strengeste effisiensformen innebærer at investorer har monopolistisk adgang til informasjon som påvirker fremtidig prisutvikling. Dette er en ekstrem form, da den sier at det ikke er mulig å tjene på informasjon som ennå ikke er offentlig kjent. Det er få, om noen, som hevder at markedet er sterkt effisient (Bodie, et. al, 2014), da mye av jobben til regulatorer av aksje- og finansmarkedene består i å forhindre og straffe innsidehandling. Ifølge hypotesen vil ingen tjene på å ta avvikende posisjoner fra markedsporteføljen. Dette vil i tillegg skape ekstra transaksjons- og forvaltningskostnader, som gir mindreavkastning sett i forhold til å holde markedsporteføljen.

2.2 Effisiensparadokset

Selve tankegangen om at markedet ikke er fullt ut effisient ble for første gang introdusert av Grossman & Stiglitz (1980). De foreslår en modell, hvor det er et «equilibrium degree of disequilibrium», noe som innebærer at verdipapirprisene reflekter informasjon fra

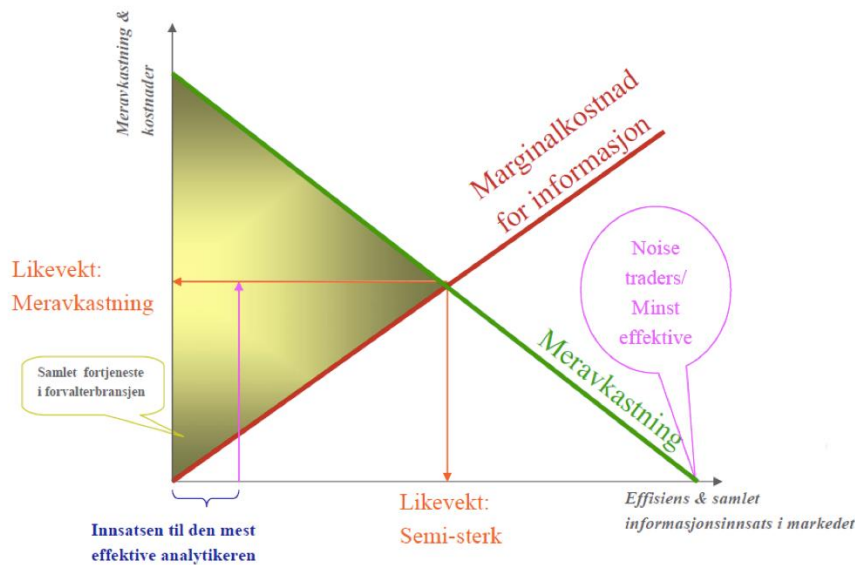
velinformerte investorer, men bare delvis. Dette betyr at forvaltere som bruker tid og kapital på å samle informasjon, blir kompensert for denne innsatsen gjennom å oppnå meravkastning. Denne informasjonsinnhenting bidrar til at prisen på verdipapirer blir presset tilbake til sitt likevektsnivå og markedet igjen blir effisient. Jensen (1978) støtter også opp om synspunktet, men har en mer generell og svakere definisjon av kjennetegnet på et effisient marked:

“A market is efficient with respect to information set θ_t , if it is impossible to make economic profits by trading on the basis of information set θ_t .”

Begge variantene innebærer at alle finansielle transaksjoner har en nåverdi lik 0. Dette er også tankegangen bak det som i finans blir omtalt som effisens-paradokset, som er illustrert i figur 1. Paradokset sier at det må være en viss grad av aktiv forvaltning for at markedet skal være effisient og tar utgangspunkt i den semi-sterke versjonen. Hvis aktørene tror at all informasjon er priset inn i aksjemarkedet, vil det føre til et investeringsunivers hvor ingen praktiserer aktiv forvaltning. Følgene er at ingen vil drive med informasjonsinnhenting, som fører til at ny informasjon ikke vil være reflektert i prisingen. Konsekvensene blir en situasjon hvor markedet ikke lenger er effisient, og aksjekursene reflekterer ikke all tilgjengelig informasjon. Investorer som analyserer aksjer vil da faktisk kunne oppnå meravkastning ved å dra nytte av ny informasjon de avdekker. Resten av aktørene vil i sin tur kopiere handlingsmønsteret, og prisene blir drevet tilbake til likevekt. Det er derfor mulig å oppnå meravkastning, men ikke mer enn at det dekker kostnadene for marginalinvestoren (Grossman & Stiglitz, 1980).

Ifølge Ang (2014) vil det være naturlig å anta at denne meravkastningen kommer fra segmentet av markedet som er illikvid og som det foreligger lite informasjon fra. Dette indikerer et «winners–losers game», hvor de dyktigste investorene oppnår meravkastning på bekostning av de mindre flinke investorene, som oftest taper penger på de aktive posisjonene sine. Taperne er ofte uerfarne institusjonelle investorer og privatpersoner.

I vårt kvalitetsunivers illustrerer figur 1 den mest effektive forvalteren, som praktiserer en QMJ-strategi. Vi ser at han tilegner seg informasjon uten store kostnader og er i stand til å oppnå en høy meravkastning. Dette kommer på bekostning av investorer som ofte plasserer kapital i selskaper som i større grad kategoriseres som søppel, eller at de oppdager for sent hvilke selskaper som det lønner seg å plassere formuen sin i.



Figur 1 Effisiens-paradokset

Kilde: Forelesningsnotater FIE 426 Kapitalforvaltning: Joakim Høgh-Krohn

2.3 Anomalier

En implikasjon av effisiens-hypotesen, er at aktiv forvaltning, ikke skaper meravkastning justert for risiko og transaksjonskostnader. Tilhengere av hypotesen mener at aktiv forvaltning er sløsing av ressurser og vanskelig å forsvare. Derfor vil en passiv forvaltningsstrategi som kun søker å holde en vel-diversifisert portefølje være optimalt, da hypotesen sier at alle aktivum skal ha en rettferdig pris¹ (Bodie, et. al, 2014). Synet kan oppsummeres med et av de mest kjente uttrykkene fra finansverdenen: «If you can't beat them, join them».

Helt siden Fama lanserte hypotesen om markedseffisiens, har det kommet en rekke angrep fra både finansaktører og forskere innen academia. Motstanderne til hypotesen hevder at aksjekursene delvis er predikerbare, og kan forklares på bakgrunn av atferdsmessige og psykologiske årsaker. Prisingen i markedet er ikke perfekt, og i enkelte perioder følger ikke aksjekursene en «random walk», verken på Wall Street eller Oslo Børs (Malkiel, 2003a).

I denne seksjonen vil noen av de mest kjente anomaliene og mønstrene som alle legger grunnlaget for QMJ-faktoren, og som i tidligere studier har vært brukt til å forklare aksjekursenes utvikling, bli presentert.

¹ Indeksfond og «Electronic-Traded Funds» er to kjente former for passive fond.

2.3.1 Kortvarig momentum og underreaksjon til ny informasjon

I et effisient marked kan ikke forvaltere benytte seg av historiske aksjekurser til å predikere hvordan aksjekursen vil utvikle seg i fremtiden. Men i en studie av Lo & MacKinlay (1999) forkaster de nullhypotesen om at prisene til verdipapirer følger en perfekt «random walk». Ifølge studien er aksjekursene påvirket av en kortvarig momentum-faktor, som tilsier at det eksisterer en positiv sammenheng mellom suksessfulle aksjer og prisutvikling. Momentum betyr at aksjer som i den siste avkastningsperioden har gitt høy fortjeneste, fortsetter å prestere godt, mens aksjer uten momentum fortsetter å gjøre det tilsvarende dårlig. Dette er også konklusjonen i en senere studie foretatt av Lo, Mamaysky, & Wang (2000). Investorer har en tendens til å plassere midlene sine i aksjer som nylig har gitt positiv avkastning og har en oppadgående trend. Dette fører til en videre forsterkende positiv kursutvikling, og blir i behavioral finance referert til som «bandwagon effect» (Malkiel, 2003a).

En årsak til denne anomalien kan skyldes for sterkt fokus på kortvarig fortjenestemomentum, likviditet og sentiment. En annen medvirkende årsak er hvis markedet mislykkes med å absorbere ny informasjon og korrigere prisingen deretter (Malkiel, 2003a). Fama (1998) undersøkte om markedet var i stand til å effektivt korrigere prisingen som følge av ny informasjon. Fama analyserte overraskende inntjeningsnyheter, aksjesplitter, dividendekunngjøringer, fusjoner og nye listenoteringer (IPOs). Funnene til Fama var at markedet under reagerte tilnærmet like mye som det over reagerte. Det er også verdt å trekke frem at anomalieffekten ifølge Fama forsvinner over tid og når den blir korrigert for risiko.

2.3.2 Reverseringseffekten

Reverseringseffekten er en anomali som ser på aksjekursutviklingen over et lengre tidsperspektiv, og tar for seg dynamikken med at aksjer som har gitt dårlig avkastning over tid tenderer til å konvergere tilbake mot gjennomsnittet. Samtidig er det en tilbakevendende effekt for at også tidligere vinner-aksjer beveger seg mot gjennomsnittet, og gir en dårligere utbetaling over tid. Dette er i finans kjent som «mean-reversion» (Malkiel, 2003a).

Det er gjort flere studier som utforsker denne effekten. Poterba & Summers (1988) fant bevis på at det eksisterte en slik sammenheng i markedet med en lenger tidshorisont, noe også Fama & French (1988) konkluderte med. Fama & French fant i sitt datamateriale at mellom 25 og 40 prosent av variasjonen over holding-perioden kunne forklares som følge av negativ korrelasjon med tidligere avkastning. Dette betyr at taper-aksjene gjorde det bedre i

påfølgende periode, mens det var motsatt for vinner-aksjene. DeBondt & Thaler (1985) argumenterer for at dette skyldes en overdreven optimisme og pessimisme som fører til at prisene avviker fra sin fundamentale verdi, før de rammes av «mean-reversion». Overreaksjonen kan skyldes overdreven tro på egne ferdigheter og er konsistent med beslutningsadferd-teorien til Kahneman & Tversky (1979).

2.3.3 Størrelseseffekten

En av de mest omtalte anomalier er størrelseseffekten, som har blitt påvist av blant annet av Banz (1981), Keim (1983) og Fama & French (1993). Dette mønsteret viser til at selskaper med liten markedsverdi, historisk har utkonkurrert og har gitt en høyere avkastning enn aksjer som kjennetegnes av en høy markedsverdi (Malkiel, 2003b). I perioden 1926-1975 presterte aksjer med en lav markedsverdi i snitt årlig 1,52 prosent bedre i forhold til porteføljen med høy markedsverdi (Banz, 1981).

Aksjer med lav markedsverdi er i utgangspunktet mer risikofylte, og har derfor en høyere beta-verdi, men til tross for dette veier ikke beta-risikoen opp for forskjellen i avkastningen mellom små og store selskaper (Malkiel, 2003a). En bakenforliggende årsak kan være at små selskaper ikke blir fulgt like godt av analytikere. Konsekvensen blir mindre informasjonstilgang for investorer, som derfor setter et høyere avkastningskrav, og ikke ønsker å investere i selskaper de har lite tilgang på informasjon til (Banz, 1981). En annen årsak kan også være at lav likviditet fører til at små selskaper omsettes mindre enn de store kjente selskapene, som fører til en større «spread» mellom kjøp- og salgskurs, og det er vanskelig å få igjennom større ordrer (Malkiel, 2003b). Et siste moment er at studiene som taler for størrelseseffekten kan være påvirket av survivor-bias. Dette innebærer at selskapene som legges til grunn for meravkastningen er de som har overlevd på børsen, mens små selskaper som har gjort det dårlig har forsvunnet. Dette forsterkes av at effekten av å holde portefølje med små selskaper utover 1980- og 1990-tallet var liten, eller ga ingen meravkastning (Malkiel, 2003a).

2.3.4 Verdi-effekten

I finans er det mange som hevder at verdi-aksjer er i bedre stand til å skape meravkastning, i forhold til det som blir klassifisert som vekst-aksjer. En verdi-aksje kjennetegnes av at den har en høy bokført verdi relativt til markedsverdien, mens det er motsatt for vekst-aksjer. Den første til å påvise denne sammenhengen var Nicholson (1960), før både Ball (1978) og

Basu (1983) viste til samme systematiske mønster i aksjekursutviklingen. En årsak til forklaringen tilskrives i stor grad overdreven tro på egne egenskaper til å selektere ut aksjer som gir høy vekst i fortjeneste. Investorene betaler derfor for mye for de såkalte vekst-aksjene, som i realiteten mislykkes med å skape den meravkastningen kjøperne forventer å opparbeide seg (Malkiel, 2003a).

Fama & French (1993) argumenterer for at verdieffekten ikke lar seg forklare i kapitalverdimodellen i perioden etter 1963, mens Ang & Chen (2005) hevder det motsatte. Ifølge sistnevnte studie så lykkes kapitalverdimodellen å prise inn denne effekten, om en tillater at markedsbetaen varierer over tid. Dette taler for at verdieffekten ikke er stabil og varierer etter hvilken tidsperiode en velger å se på. Faktisk fører en investeringsstrategi med verditilnærming til en negativ månedlig avkastning på 0,2 prosent ifølge Schwert (2001) i perioden 1993-1998.

2.3.5 Lavrisikoanomalien

Selve hjertet i CAPM-modellen er at forventet avkastning er økende med risikonivået, og at investorer krever risikopremie for å bære risiko man ikke kan diversifisere bort. Flere forskere innenfor lavrisiko-paradigmet har i sine studier derimot vist at dette ikke er et bevis som holder i virkeligheten, og påvist flere tilfeller hvor belønningen for å bære risiko i markedet har vært negativ (Baker & Haugen, 2012).

Black (1972) var en av de første som påviste denne sammenhengen. Men det er Baker & Haugen som regnes for å være de to største frontfigurene innenfor dette interessefeltet. De argumenterer for at man kan oppnå lik eller høyere risikojustert avkastning ved å investere i porteføljer med lavest volatilitet, som indikerer at investorer har vel så mye risikogevinster som avkastningsgevinster ved å utøve denne strategien. Økonomene fant i sin studie fra 1991 at porteføljer med lav risiko ex ante, oppnår høyere eller lik avkastning i det amerikanske aksjemarkedet. Samtidig påpeker de at risikonivået for porteføljene er markant lavere ex post. Dette taler for at investorer skal investere pengene sine i porteføljer som har hatt en lav historisk volatilitet. Ved å følge en slik investeringsstrategi kan en oppnå høyere utbetalt risikojustert avkastning, enn ved tilsvarende plassering i markedsporteføljen. Baker & Haugens studier i 1996, 2009 og 2014 viser samme avkastningsmønster, som dokumenterer at lavrisiko-porteføljer utkonkurrerer markedsporteføljen.

Jagannathan & Ma (2003) og Clarke, de Silva & Thorley (2006) har sett på virkningen av en lavrisikostrategi i det amerikanske aksjemarkedet. Begge påviste at ved å konstruere en minimum-varians portefølje (MVP) og investere i denne, realiserte man høyere profitt enn ved å investere i en kapitalveid benchmarkportefølje.² Dette taler for både en ettertraktet risikoprofil for investorene, og at det lønner seg å praktisere aktiv forvaltning. Blitzt & Vliet (2007) har bygd videre på disse funnene og konkludert med at anomalien også er gjeldende på det globale aksjemarkedet, og konkluderte slagkraftig at lavrisiko var av en egen effekt og like stor betydning som Fama & Frenchs faktorer.

2.4 Faktormodeller

Den grunnleggende antagelsen i finanst teori er at de som tar risiko, vil bli kompensert for det gjennom høyere forventet avkastning. Derfor er økonomiske modeller i finans motivert av avkastnings-risiko-forholdet. Ang (2014) argumenterer for at det er faktorrisiko som er drivkraften bak risikopremier, som innebærer at alle aktiva er eksponert mot en eller flere risikofaktorer og høyere eksponering fører til større risikopremier. Ang forklarer også at det er faktoreksponeringen som betyr noe for investoren, ikke aktivumet i seg selv. Det er derfor viktig å forstå hvilke risikofaktorer som ligger bak aktivumet for å kunne investere riktig.

2.4.1 Kapitalverdimodellen - CAPM

Kapitalverdimodellen var den første faktorteorien som ble utviklet og var revolusjonerende i sin tid, da den erkjente at det ikke er den totale risikoen for verdipapirer som er det relevante risikomålet, men hvordan verdipapirer beveger seg i forhold til hverandre (Ang, 2014). Modellen ble utviklet på 1960- tallet gjennom artiklene til Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966). Men selve grunnlaget for modellen er bygget på Harry Markowitz` moderne porteføljeoptimering fra 1952, hvor diversifisering og «mean-variance-optimization» står i sentrum (Ang, 2014).

Kapitalverdimodellen bygger på flere antagelser.³ De viktigste antagelsene forutsetter at investorene er rasjonelle «mean-variance»-optimerere, har homogene forventninger og at

² En kapitalveid benchmarkportefølje er et uttrykk for det best tilgjengelige estimatet på markedsporteføljen.

³ Økonomiske modeller er forenklinger av virkeligheten og dermed er det nødvendig å ta antagelser. Alle forutsetninger bak kapitalverdimodellen er presentert i tabell 12 i appendiks. Mange av dem er kritisert for å ikke ha forankring i virkeligheten. Antagelsene er derimot tatt for å vise den intuitive tankegangen bak modellen.

alle aktivum er tilgjengelig for kjøp og salg. Dette kommer i tillegg til at investorer kan låne og plassere til samme risikofrie rente (Bodie, et. al, 2014). Kjernen i modellen er derfor at investorer krever å bli kompensert for å ta på seg risiko, og da særlig for tap i dårlige tider. Dette utgjør størrelsen på risikopremien, som blir bestemt av den underliggende faktoren, som i modellen er gitt ved markedet.

Utledningen av CAPM gjøres i to steg, som består av risikoskalering og diversifisering, hvor utgangspunktet er at alle investorer utøver risikoaversjon. Deretter maksimerer investorene sin subjektive forventede nyttefunksjon gjennom å kombinere alle aktivum i investeringsuniverset. På den måten finner investoren den optimale blandingen mellom markedsporteføljen og det risikofrie aktivumet, som utgjør investorens risikoskalering. Dette gjøres ved at investorer maksimerer sharpe-raten gjennom å finne kapitalallokeringslinjen (KAL), som tangerer den effisiente fronten⁴. Analytisk kan dette vises som:

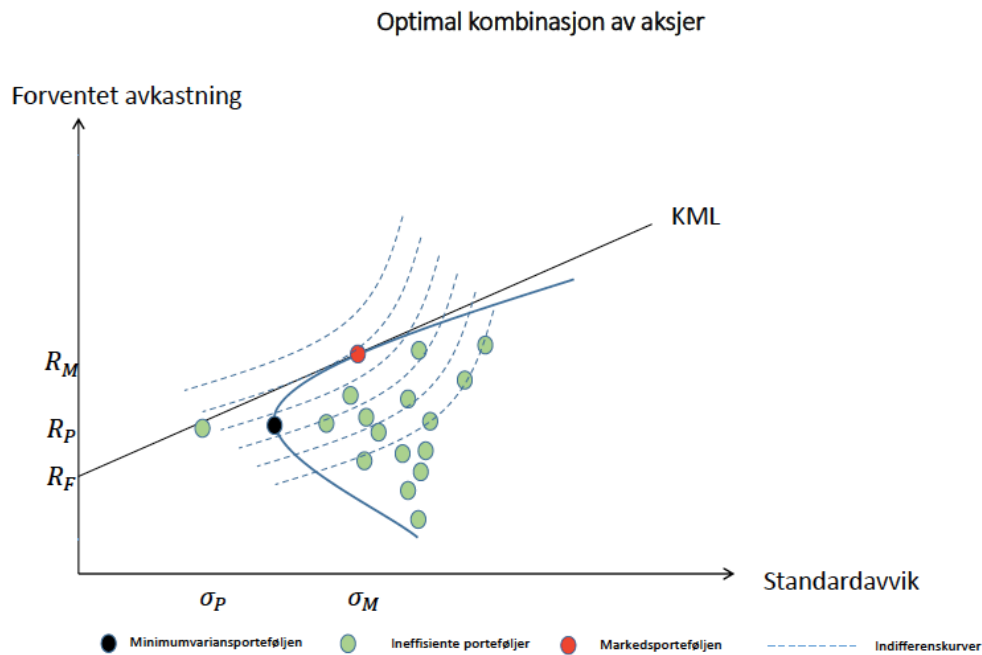
$$\text{Max } SR_p = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p} \quad (1)$$

Tangeringspunktet illustrerer den optimale risikable porteføljen, illustrert ved den røde porteføljen i figur 2. Gitt at det er mulig å handle alle aktivaene i markedet, vil den risikable porteføljen være lik markedsporteføljen. Dette kommer av at markedsporteføljen er en aggregering av alle risikable porteføljer. Noe som betyr at den er perfekt diversifisert, og er den porteføljen som tilbyr høyest mulige meravkastning per enhet risiko (sharpe-rate). Homogene investorer vil derfor ha de samme vektene som markedsporteføljen, som igjen resulterer i at kapitalallokeringslinjen vil være lik kapitalmarkedslinjen (KML) (Elton, Gruber, Brown, & Goetzmann, 2011). Matematisk kan kapitalmarkedslinjen defineres ved:

$$E(R_p) = R_f + \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma_m} * \sigma_p \quad (2)$$

Hvor $E(R_p)$ og $E(R_m)$ står for henholdsvis forventet avkastning til den optimale risikable porteføljen og markedet, mens R_f uttrykker avkastningen til det risikofrie aktivumet. På samme måte definerer σ_m og σ_p standardavviket til markedet og den optimale porteføljen.

⁴ Sharpe-raten viser hvor mye investorer blir kompensert for per risikoenhed. Hvis en skal være helt korrekt er det varians, ikke standardavvik som er det korrekte risikomålet ved markedsprisen på risiko.



Figur 2: Kapitalmarkedslinjen

På grunn av at markedsporteføljen per definisjon er en veldiversifisert portefølje, er det kun den systematiske risikoen som er et relevant risikomål for investoren. Dette skyldes at den usystematiske risikokomponenten til aksjer kan diversifiseres bort. Som en konsekvens av dette kan investorer kun kreve å få kompensasjon for den systematiske risikokomponenten (Elton, et. al., 2011).

Den systematiske risikoen måles ved beta (β) og viser samvariasjonen mellom markedet og porteføljer.⁵ Det gir oss et avkastnings-beta-forhold, som er utgangspunktet for verdipapirmarkedslinjen (VML), og som er selve kjennetegnet for CAPM-modellen. VML illustrerer aktivaenes forventede avkastning som en funksjon av deres enkelte risikobidrag, til en portefølje som allerede er diversifisert (Døskeland, FIE 426 Kapitalforvaltning - Risikopremier fra Markedet, 2016). Verdipapirmarkedslinjen kan uttrykkes som:

$$E(R_p) = R_f + [E(R_m) - R_f] * \frac{\sigma_{pm}}{\sigma_m^2} = R_f + \beta_p * [E(R_m) - R_f] \quad (3)$$

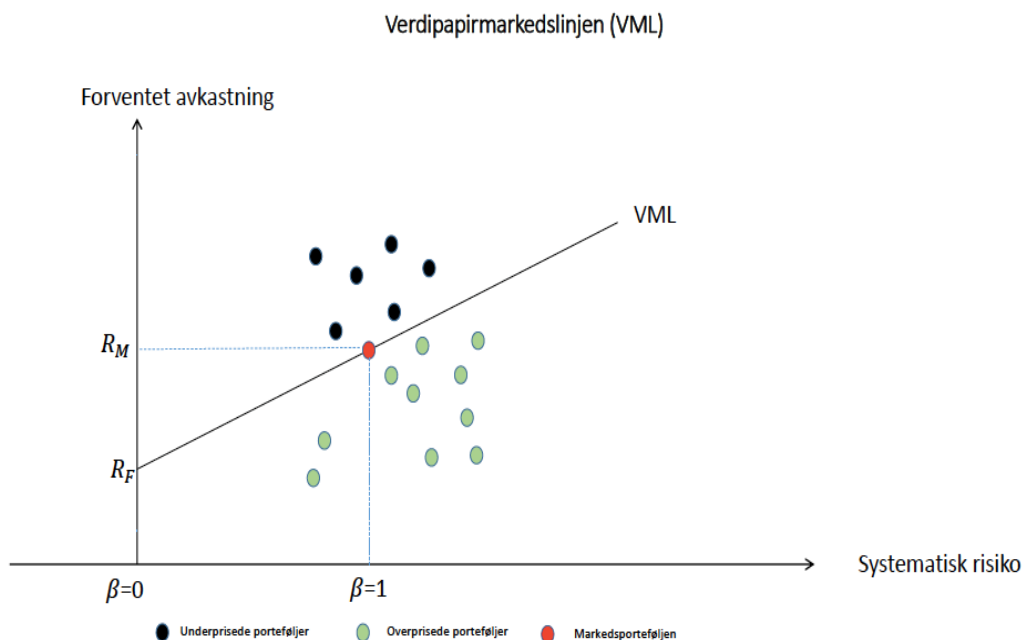
Hvor σ_{pm} og σ_m^2 er henholdsvis kovariansen mellom markedet og porteføljen og markedets varians.⁶ Markedet har derfor per definisjon en beta lik 1, som er illustrert i figur 3. Figuren

⁵ Porteføljen kan også være enkeltaktiva. I teorien er det slik de fleste utledninger fokuserer på enkeltaktiva og senere beviser at det også gjelder for porteføljer av aktivum.

⁶ Forholdet kan også uttrykkes som $[E(R_m) - R_f] * \rho_{pm} \frac{\sigma_p}{\sigma_m}$. Hvis aksjen samvarierer perfekt med markedet, altså $\rho = 1$, blir uttrykket for KML og VML sammenfallende.

stadfester også at investoren plasserer formuen sin i markedsporteføljen, som er korrekt priset. Figuren uttrykker at porteføljene er undervurderte dersom de ligger over VML, mens de er overvurderte dersom de ligger under. Porteføljer av kvalitetsselskap bør derfor være undervurderte og ligge over VML hvis de generer meravkastning.

Dette skiller seg fra kapitalmarkedslinjen, som forutsetter at investoren på forhånd ikke er diversifisert. Fellesnevneren på sin side er at både VML og KML indikerer et positivt forhold mellom risiko og forventet avkastning, som vår kvalitetsstrategi prøver å motbevise. Dette kommer av at kvalitetsselskap skal være sikrere per definisjon og derfor bør ha lavere forventet avkastning enn mer risikable selskap.



Figur 3: Verdipapirmarkedslinjen

2.4.2 Flerfaktor-modeller

CAPM er enkel, intuitiv og er den mest benyttede prisingsmodellen av praktikere innen finans. Men på grunn av alle antakelsene i modellen, har den også sine klare svakheter. Empirisk forskning har påvist at systematisk risiko, reflektert ved markedsrisiko, ikke greier å fange opp alle svingningene i forventet avkastning. Forskere har påvist at det eksisterer flere systematiske risikofaktorer som er med på å drive utviklingen i aksjekursen, som må tas

hensyn til for å få et korrekt bilde av den virkelige meravkastningen. De tre mest relevante modellene for denne masterutredningen vil bli presentert nedenfor.

Fama & Frenchs trefaktor modell

Merton (1973) og Ross (1976) var begge sentrale i utviklingen av å utvide rammeverket til en faktormodell, og finne en tilnæringsmåte som stemmer bedre overens med hvordan dynamikken i finansmarkedene er rent empirisk. Men det var først i den velkjente studien til Fama & French (1993) det ble påvist empirisk, at også andre faktorer enn markedsfaktoren spiller inn på aksjeprisutviklingen. Trefaktor-modellen er nedenfor definert matematisk, og viser at den forventende avkastningen avgjøres av følsomheten til tre faktorer: markeds-, størrelses-, og verdifaktoren.

$$E(r_i) = r_f + \beta_{i,MKT}(E(r_m) - r_f) + \beta_{i,SMB}E(SMB) + \beta_{i,HML}E(HML) \quad (4)$$

Den første faktoren viser differansen mellom avkastningen til markedsindeksen og den risikofrie renten. Dette er det samme som det tradisjonelle CAPM-uttrykket, og viser markedspremien til en veldiversifisert investor (Fama & French, 1993). «Small minus big»-faktoren viser hvilken meravkastning de små selskapene høster, i forhold til de store selskapene, og blir følgelig forkortet SMB. Som størrelsesanomalien påpeker, har små selskaper hatt en tendens til å utkonkurrere store selskaper. SMB-faktoren er derfor designet for å fange opp om dette fenomenet. Størrelsesfaktoren består av en portefølje hvor en tar en lang posisjon i små selskaper, og en «short» posisjon i store selskaper (for nærmere beskrivelse se avsnitt 2.3.3). Modellens siste påvirkningsvariabel, «high minus low», viser til fenomenet hvor verdiaksjer i snitt gir en høyere meravkastning i forhold til vekstaksjer. Denne verdipremien beregnes ifølge Fama & French (1993) ved at man konstruerer en portefølje hvor en går lang i aksjer med høy bok/marked-rate (verdiaksjer), og kort i aksjer som har en lav bok/marked-rate (vekstaksjer).

Carharts firefaktor modell

Den første som henviste til momentum-effekten var Levy (1967). Effekten fikk imidlertid ikke noe nærmere akademisk fokus før Jegadeesh & Titman (1993) dokumenterte at aksjer som hadde gjort det sterkt det foregående året, fortsatte å levere en høyere meravkastning også i den påfølgende perioden. Samtidig er momentum kjennetegnet av at aksjer som har prestert svakt, fortsetter i den samme negative trenden. På bakgrunn av disse arbeidene

foretok Carhart en ny studie i 1997, hvor han konkluderte med at momentum-faktoren hadde en så høy forklaringskraft at den burde bli lagt til i faktor-modellen til Fama & French.

$$E(r_i) = r_f + \beta_{i,MKT}(E(r_m) - r_f) + \beta_{i,SMB}E(SMB) + \beta_{i,HML}E(HML) + \beta_{i,WML}E(WML) \quad (5)$$

Selve momentum-effekten oppnås ved å lage en portefølje hvor en kjøper seg opp i aksjer som har prestert godt og gitt meravkastning det foregående året, mens en samtidig «shorter» aksjene som har gjort det dårligst i den samme tidsperioden. I modellen over er dette uttrykt som WML, tidligere vinnere minus tidligere tapere (Ang, 2014). Dette er et mønster som kan være med å redusere porteføljeforvalterens dyktighet, selv om han makter å skape positive alfa-verdier for porteføljen, som det ofte er et sterkt fokus på i media. Selve momentum-effekten oppstår som følge av irrasjonale handlingsmønstre av de involverte i finansmarkedene. Dette kommer typisk av at investorer underreagerer på ny informasjon om sentrale nøkkeltall, og har større tro på sine egne prognoser og verdiestimer (Carhart, 1997).

Faktormodell med likviditet

Pastor (2003) konkluderer at aksjer med lav likviditet gir en høyere forventet meravkastning, enn hva høylikviditetsaksjer er i stand til å gjøre. Funnene er også gjeldende etter at porteføljene er justert for markedsfaktoren, størrelse-, verdi-, og momentumeffekten. Årsaken skyldes at investorer krever å få en kompensasjon for å bære risiko i krisetider hvor likviditet er ekstra kostbart.

Isolert sett verdsetter investorer likviditet. Dette kommer som følge av at illikvide aksjer er forbundet med høyere kostnader, spesielt i dårlige tider hvis man ønsker å terminere illikvide investeringer. Dette rammer særlig investorer som allerede har tapt mye på investeringen og har en høyere marginalnytte (Pastor, 2003). Selv om kostnadene kan reduseres for investorer som har en lang investeringshorisont, og har råd til å sitte på en slik posisjon i nedgangstider, krever investorer en risikopremie for å være eksponert for denne risikotypen. Dette fører til at forventet avkastning vokser med likviditetsrisiko (Ibbotson, Chen, Kim, & Hu, 2013).

Det er viktig å understreke at selv om investorer har betalingsvillighet for likviditet, er ikke det nødvendigvis en sammenheng med at illikvide aksjer er forbundet med et generelt høyere risikonivå. Ibbotson, et. al. (2013) har dokumentert at porteføljer med lav likviditet faktisk hadde lavere volatilitet og beta enn tilsvarende porteføljer med høy grad av likviditet.

Risikoen kan dog eksistere i form av halerisiko og et behov for å eliminere posisjonen i krisetider.

2.5 Verdsettelsesteori

Asness, et. al. (2013) poengterer at investorer alt annet konstant, skal være villig til å betale en høyere pris for kvalitetsaksjer. I dette avsnittet vil derfor teoriene rundt aksjepris og hvordan aksjer verdsettes bli presentert.

Som tidligere nevnt vil investorer være enige om prisen på en aksje i et effisient marked. Men som vi har sett, er ikke finansmarkedet perfekt effisient, og det vil være mulig å oppnå meravkastning. Selv om dette ikke er en enkel oppgave, vil derfor investorer søke etter aksjer som er underpriset. For å oppnå dette bruker analytikere og investorer ulike verdsettelsesformer til å identifisere feilprisede aksjer. Ifølge Damodaran (2012) er det tre hovedmåter å verdsette selskaper på. For denne utredningen er det kun fundamental analyse og relativ analyse som er relevant. I en fundamental analyse benyttes informasjon om selskapet, bransjen og markedet generelt til å finne en «fair value» på selskapet. Dette skiller seg fra en relativ verdsettelse hvor verdien på et selskap, blir beregnet ut fra prisen på sammenliknbare selskaper. Dersom verdien av selskapet avviker fra markedsverdien, vil en rasjonell investor ta posisjoner i aksjen som avviker fra markedsporteføljen. Begge disse framgangsmåtene vil bli beskrevet nærmere nedenfor.

2.5.1 Fundamental verdsettelse

All verdsettelsesteori tar utgangspunkt i en nåverdiberegning, hvor prisen på en aksje er lik nåverdien av alle fremtidige kontantstrømmer fra aksjen. I den enkleste formen, er det utbytte (dividende) som er kontantstrømmene fra en aksje. Dette kalles «Dividend Discount Model» (DDM), og modellen kan vises som:

$$V_0 = \sum_{t=1}^T \frac{D_t}{(1+k)^t}, \quad (6)$$

hvor V_0 er lik verdien på selskapet, t er tidspunkt gitt ved år, D_t er utbytte i år t og k er lik avkastningskravet til selskapet.

Den største svakheten til modellen er at den ikke inkluderer kapitalgevinster, noe som vi vet også er en del av avkastningen til en aksje. For å ta høyde for kapitalgevinster videreutvikles modellen til å inkludere vekst som fanger opp dette fenomenet. Dette kan uttrykkes som:

$$V_0 = \sum_{t=1}^T \frac{D_0 (1+g)^{t-1}}{(1+k)^t} = \frac{D_1}{k-g}, \quad (7)$$

hvor g er lik veksten i utbytte.

Modellen kalles «Constant Growth Model» eller Gordons formel, og gir en enkel modell for utregning av verdien på et selskap, men den krever at selskapene vokser med en stabil rate. Damodaran (2012) poengterer at dette innebærer at selskapets andre prestasjonsmål også er forventet til å vokse med den samme raten. Den fundamentale veksten til et selskap er avhengig av utbetalingsraten og avkastningen på egenkapitalen som selskapet klarer å levere gjennom forholdet:

$$\text{Vekst} = \text{Utbetalingsrate} * \text{ROE} \quad (8)$$

Utbetalingsraten er lik andelen av overskuddet som blir betalt ut i utbytte og ROE er lik egenkapitalavkastningen til selskapet.

Forholdet viser at selskaper i utgangspunktet må velge mellom å betale utbytte eller holde overskuddet tilbake i selskapet for å investere for å skape fremtidig vekst. Selskaper som har gode investeringsmuligheter og som forventes å levere avkastning høyere enn avkastningskravet, vil være best tjent med en lavere utbetalingsrate og større investeringer. Dette vil gi selskapet høyere aksjepris, og investorene vil få avkastningen gjennom kapitalgevinster istedenfor utbytte. Motsatt vil selskaper med få investeringsmuligheter være best tjent med å betale høyere utbytte, da de ikke er i stand til å skape den avkastningen som kreves på nye investeringer. Ved å investere mer, vil de ødelegge verdier som resulterer i lavere avkastning for investorene (Damodaran, 2012).

En annen sentral fundamental verdsettelsesmetode er den diskonterte frie kontantstrømsmetode (DCF). Modellen verdsetter selskap ved å se på kontantstrømmene som er tilgjengelig for investorene, etter at selskapet har betalt for driften og gjort de nødvendige investeringene. Dette kan være de frie kontantstrømmene til selskapet før kreditorene har fått sine krav, eller kontantstrømmene til aksjonærene (etter at renter og avdrag er betalt). Koller, Goedhart & Wessels (2010) poengterer at DCF-modellen til hele

selskapet er foretrukket av både akademikere og praktikere. Dette kommer av at DCF-modellen som bruker kontantstrømmer til egenkapitalen er vanskeligere å bruke i praksis, da estimeringer av fremtidige renter og avdrag er tidkrevende og gjør modellen mer kompleks.

Den frie kontantstrømmen til selskapet er etter-skatt kontantstrømmene som selskapet genererer gjennom den daglige driften etter at det er foretatt kapitalinvesteringer og investeringer i arbeidskapitalen. Dette kan illustreres som:

$$FCFF = EBIT(1-t) + \text{avskrivninger} - \text{kapitalinvesteringer} - \text{økning i AK} \quad (9)$$

EBIT er lik driftsresultatet, t er bedriftens skattesats og AK er lik arbeidskapital.

Ifølge Koller, et. al. (2010) er det viktig at kontantstrømmene som kommer fra den ordinære driften skilles fra finansielle og andre kontantstrømmer. Det er derfor normalt å ta utgangspunkt i finansregnskapet til selskapet, for så å omorganisere det for å isolere de driftsrelaterte postene. Når kontantstrømmene fra driften er blitt identifisert, må kapitalinvesteringer og investeringer i arbeidskapital, som er nødvendige for at selskapet skal kunne operere i fremtiden, trekkes fra. Videre må de frie kontantstrømmene som gjenstår, prognostiseres for fremtiden for å komme frem til «Enterprise Value», som er verdien for selskapet som helhet. Dette gjøres ved å benytte samme formel som for DDM-modellen. Siste steget i den fundamentale verdsettelsen er å trekke fra gjelden for å finne verdien på egenkapitalen, eller den verdien som tilfaller aksjonærene (Koller, et. al., 2010).

2.5.2 Relativ verdsettelse

I relativ verdsettelse er det multipler som brukes som fremgangsmåte. De mest benyttede er fortjeneste-multipler og bokverdi-multipler, hvor de mest kjente er Pris/Fortjeneste (P/E) og Pris/Bok (P/B). P/E-multippelen skalerer prisen til selskapet med inntjeningen. Multippelen er enkel å bruke, men det er også dens største svakhet. De fleste fortjeningsbaserte multipler skalerer enten pris eller verdien på selskapet med et lønnsomhetsmål.

P/B-multippelen skalerer markedsprisen med den bokførte egenkapitalen i selskapet, hvor en høy verdi indikerer at aksjen er aggressivt priset. Videre i vår analyse er dette multippelen vi benytter og kan illustreres som:

$$\frac{P}{B} = \frac{\text{Pris}}{\text{Bokført Egenkapital per Aksje}} \quad (10)$$

Det er blitt utført flere studier på hva som driver pris/bok raten. En fremgangsmåte er at raten er en tilnærmet funksjon av avkastningen på egenkapitalen, som kan vises ved regresjonen: $\frac{P}{B} = a + b * ROE$

Et sterkt lineært forhold indikerer at egenkapitalavkastningen forklarer mye av P/B-forholdet, som igjen kan brukes til å identifisere over- og undervurderte selskaper. Damodaran (2012) presenterer en studie gjort på amerikanske oljeselskaper der det faktiske og prognostiserte P/B forholdet sammenliknes. Regresjonen gir et sterkt og signifikant positivt forhold mellom egenkapitalavkastningen og P/B- forholdet. Wilcox (1984) fant også en sterk positiv sammenheng mellom P/B- raten og egenkapitalavkastningen når han bruker data fra 1981 for 949 «value line» aksjer.

2.6 Quality minus junk

Quality minus Junk-teorien tar utgangspunkt i tidligere individuelle bekreftede kvalitetsegenskaper, og aggregerer disse sammen til en samlet kvalitetsscore. Derfor er det helt avgjørende å identifisere hvilke verdipapir som regnes for å være av god kvalitet, og være bevisst på hvilke faktorer som i teorien trigger en høyere pris. Nøkkelen til dette gjøres ved å ta utgangspunkt i Gordons prisingsformel. Ved å omformulere det originale uttrykket kan man på høyre side av likhetstegnet tydelig se hvilke kvalitetsmål som inngår i vurderingen, og det hele er uttrykt gjennom pris/bok-raten til et selskap.

$$\frac{\text{Pris}}{\text{Bok}} = \frac{1}{B} * \frac{\text{Utbytte}}{\text{Avkastningskrav-Vekst}} = \frac{\frac{\text{Overskudd}}{B} * \text{Utbytte}}{\text{Avkastningskrav-Vekst}} = \frac{\text{Lønnsomhet} * \text{Utbetalingsrate}}{\text{Avkastningskrav-Vekst}} \quad (11)$$

I ligningen over er prisen dividert med bokført verdi. Årsaken til dette er å gjøre størrelsen mer stasjonær over tid og sammenlignbar med uttrykket på høyre side av likhetstegnet. De fire variablene på høyre side er faktorene som til sammen utgjør den samlede kvalitetsscoren og som driver aksjeprisen. Bak hver av de ulike faktorene er det en rekke målinger som er lagt til grunn for å sikre en høyere forklaringskraft og en mer robust analyse (Asness, et. al., 2013).

Lønnsomhet

Den første kvalitetskarakteristikken er definert som lønnsomhet per enhet av den bokførte verdien. Hvis alle andre faktorer holdes konstant, betyr dette at selskaper som har en høyere lønnsomhet enn gjennomsnittet, krever en høyere pris på selskapets aksjer. Selve

lønnsomhetsmålet er beregnet på ulike måter og aksjens lønnsomhetsscore beregnes på bakgrunnen av gjennomsnittsscoren for de ulike komponentene. I QMJ-faktoren blir lønnsomhet målt med bruttfortjeneste, marginer, inntekter, årsresultat og pengestrøm (cash-flow) (Asness, et. al., 2013).

Vekst

Vekst er i denne analysen definert som den aggregerte veksten de siste fem årene i de ulike lønnsomhetsmålene presentert over. Dette leder til at selskaper som har økt vekst i fortjeneste krever en høyere aksjepris. Årsaken kommer hovedsakelig som følge av at aktørene i finansmarkedene, mislykkes med å forstå korrelasjonen mellom tidligere vekst og fremtidig resultatutvikling.

Sikkerhet

Investorer misliker risiko. Som en følge av skal investorer som plasserer pengene sine i aksjer med lav forventet fortjeneste, betale en høyere forsikringspremie. Årsaken er at dette er kvalitetsaksjer som blir ansett for å være en sikrere aksjeklasse med lav beta og liten volatilitet (avkastningsrisiko), i tillegg til lite gjeld, lav kredittrisiko og liten volatilitet (fundamentalbasert mål). Ut ifra verdsettelsesteori bør investorer ha en høyere betalingsvillighet for aksjer som har et lavere forventet risikonivå, og som gir en mer stabil utbetalingsprofil over tid. For å fange opp denne risikodynamikken i finansmarkedene, er sikkerhet en av de mest sentrale og bakenforliggende komponentene til QMJ-faktoren.

Utbetaling av utbytte

Utbetalingsprofilen til selskapet viser hvor mye av overskuddet som blir betalt ut til aksjonærene, eller holdt tilbake og reinvestert i virksomheten. Ledelsen kan også bestemme seg for å utstede nye aksjer, som fører til utvanning av aksjeposten til de eksisterende eierne. Økt utbytte kan være et tegn på aksjonærvennlighet og et virkemiddel for å minimere agentproblemer med ledelsen, men kan også være et signal om lavere fremtidig fortjeneste og vekstmuligheter. Hvis utbyttepolitikken med høyere dividendebetalinger til aksjonærene kommer som en følge av dårligere prognoser om fortjeneste og fremtidig vekst, skal ikke dette føre til en høyere aksjepris. Men hvis alle andre faktorer holdes konstant, skal høyere utbytte lede til høyere aksjepris (Asness, et. al., 2013).

3. Empiriske studier av kvalitet

I dette kapitlet vil eksisterende empiri fra kvalitetsuniverset som legger byggesteinene for vår oppgave bli presentert i detalj. QMJ-faktoren bygger som tidligere nevnt på en rekke individuelle kvalitetsmål, som også er årsaken til at empirikapitlet er todelt. Første del fokuserer på QMJ-anomalien til Asness, et. al. (2013), og retter søkelyset mot funnene og metoden som vi ønsker å replikere på Oslo Børs. I de påfølgende avsnittene bryter vi QMJ-faktoren ned i ytterligere bruddstykker og ser på tidligere forskning rundt de fire individuelle kvalitetsmålene som QMJ er motivert av. Avslutningsvis vil vi trekke frem potensielle forklaringer for anomalien.

3.1 Quality minus Junk-anomalien

Ifølge finansiell teori skal investorer bli kompensert for å bære risiko, samtidig som risikoaversjon fører til en preferanse i mange tilfeller for å selektere aksjer som blir ansett for å være sikre og ha lav volatilitet. Ifølge Asness, et. al. (2013) er en kvalitetsaksje karakterisert ved at dette er et verdipapir som er ansett for å være en trygg plassering. Slike aksjer kjennetegnes av å være i selskaper som har en gitt en høy økonomisk lønnsomhet, er drevet på en sunn og god måte med en dyktig ledelse, i tillegg til økonomisk vekst. Konsekvensene av dette er at investorer skal være villig til å betale en høyere pris for kvalitetsaksjer.

For å konstruere QMJ-faktoren tar forskerne utgangspunkt i metodikken til Fama & French (1993) og Frazzini & Pedersen (2014). Forskerne sin studie er todelt for å se om kvalitetsfaktorens innvirkning er noe som kan isoleres til det amerikanske aksjemarkedet, eller om den også er gjeldende hvis en har et globalt investeringsunivers. Studien av det amerikanske aksjemarkedet strekker seg fra 1952 til 2012, mens den internasjonale porteføljen består av aksjemarkedene til 24 velutviklede land mellom 1985 og 2012, deriblant Norge. Her kommer det frem at en slik investeringsstrategi gir en positiv og signifikant risikojustert meravkastning i 23 av 24 land. QMJ-faktoren har gitt en månedlig risikojustert avkastning på 0,66 prosent for den amerikanske porteføljen, mens den globale QMJ har gitt en tilsvarende avkastning på 0,45 prosent. Hvis en isolerer QMJ-faktoren land for land så har den gitt en månedlig risikojustert meravkastning på 0,68 prosent på det norske aksjemarkedet. Dette indikerer at QMJ-strategien er aktuell for norske forvaltere og kan

være et velegnet verktøy til å skape risikojustert meravkastning i forhold til Oslo Børs. Videre kan de viktigste funnene fra studiene oppsummeres ved at QMJ-porteføljene har både en negativ marked, størrelse og verdi-eksponering, mens en er i stand til å skape en positiv alfa-verdi og lav residualrisiko. Noe som gjør denne porteføljekonstruksjon attraktiv for investorer er at også QMJ gir en høy avkastning ved nedgang i aksjemarkedet. Dette kan med andre ord omtales som «flight to quality» ved krisetider (Asness, et. al., 2013).

En sentral del av studien er om QMJ er priset i markedet til en fornuftig verdi. For å undersøke denne kvalitetsprisingen har forskerne benyttet en metode hvor de har utført en tverrsnitts- (cross-sectional) regresjon mellom aksjens samlede kvalitetsscore og pris/bok-raten. Selv om prisen på kvalitetsaksjer varierer med tiden og med bevegelsene i aksjemarkedet, fremkommer det at kvalitetsaksjer i snitt er forbundet med en høyere aksjepris. Årsaken til dette er spesielt en lav betaverdi og at de fungerer som en form for «safe haven» i perioder hvor aksjemarkedet krasjer. Som følge av dette har Asness, et. al. testet hypotesen om feilprising i markedet opp mot aksjeanalytikernes forventninger. Mens analytikere ex ante forventer kvalitetsaksjer skal gi lavere avkastning til investorene, så viser studien at det er faktisk motsatt ex post. Dette representerer et tilfelle av feilprising av kvalitetsaksjer og at denne typen aksjer er priset for lavt (Asness, et. al., 2013).

Forklaringskraften til kvalitetsprisingen er imidlertid svært svak, og gir kun en R^2 på tolv prosent i det amerikanske datasettet, mens den globale R^2 er på seks prosent. Selv om forklaringskraften vokser til 31 prosent og 26 prosent om man tar hensyn til selskapenes størrelse og siste års aksjeavkastning, er dette en indikasjon på at majoriteten av forholdet mellom pris og kvalitet ikke blir fanget opp (Asness, et. al., 2013). Det kan være flere årsaker til at det er en svak sammenheng mellom aksjenes kvalitetsscore og prisingen. En naturlig årsak kan skyldes at markedsprisene er basert på kvalitetsegenskaper som QMJ-faktoren ikke tar hensyn til. Videre kan kvalitetsegenskapene være korrelert med risikofaktorer i markedet som ikke blir fanget opp i modellen. Det samme utfallet får vi hvis markedsprisene mislykkes med å reflektere kvalitetsegenskapene som følge av atferdsmessige eller irrasjonelle forhold (Asness, et. al., 2013).

3.2 Empiriske studier om kvalitetsfaktorer

Komponentene bak QMJ- faktoren består som nevnt av lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling. I dette avsnittet vil det bli redegjort for de individuelle byggesteinene som QMJ

er konstruert på bakgrunn av. Motivasjonen er få frem at QMJ er et robust mål på kvalitet, og resultatene er mindre sensitive på grunn av at det er en rekke kvalitetsfaktorer som ligger bak.

3.2.1 Lønnsomhet

Det er velkjent i litteraturen at lønnsomhet er korrelert med både aksjeprising og avkastning. Utifra Gordons enkle verdsettelsesformel, har vi sett at lønnsomhet inngår som en forklaringsvariabel, og er direkte med på å bestemme verdien til selskapet.

Novy-Marx (2013) dokumenterer at aksjer med høy lønnsomhet gjør det bedre enn aksjer med lav lønnsomhet. Han hevder at bruttomarginen er det beste målet på lønnsomhet, men viser at inntjening (earnings) og «Cash Flow» også har forklaringskraft for aksjeavkastningen. Bruttomarginen er derimot det mest presise målet for økonomisk lønnsomhet, siden den reflekterer selskapet grunnleggende inntjening. Lønnsomhetsmålet bruttoprofit skalert med totale eiendeler, har omtrent like stor forklaringskraft som bok til markedet-raten (B/M) på tverrsnitts-avkastningen. Lønnsomhetsmålet har ytterligere forklaringskraft hvis vi kontrollerer for verdieffekten og dette gjør seg også gjeldende for store og likvide aksjer. Dette kan skyldes at selskaper med høy lønnsomhet ofte er det vi kaller vekstselskap, mens de med lav lønnsomhet er verdiselskap (Novy-Marx, 2013).

Fama & French (2006) finner at inntjening (earnings) er den sentrale forklaringskraften blant lønnsomhetsmålene, men mye av forklaringskraften forsvinner når det kontrolleres for størrelses- og verdi-effektene. Dette understøttes også av funnene i Fama & French (1992), Capaul, Rowley & Sharpe (1993) og Chan, Hamao & Lakonishok (1991) som alle dokumenterer at selskaper med høy B/M-rate, har høyere gjennomsnittsavkastning. Det er også som tidligere nevnt en av årsakene bak Fama & Frenchs trefaktor modell. Baker & Haugen (1996) og Cohen, Gompers & Vuolteenaho (2002) finner et positivt forhold mellom lønnsomhet og avkastning selv etter at de kontrollert for verdi-effekten.

Novy-Marx (2013) finner også at verdistrategier får enda større meravkastning dersom vi kontrollerer for bruttomarginen, og da særlig blant de største og mest likvide selskapene. Dette er vanskelig å avstemme med de vanligste forklaringene på verdi-effekten, da lønnsomme selskaper ofte har mindre finansielle problemer, lengre durasjon på kontantstrømmene og mindre operasjonell gjeld. Disse karakteristikene gjør at selskapene i teorien skal inneha lavere risiko og derfor ha lavere forventet avkastning.

Fama & French (2006) poengterer at selskapers investeringer er negativt korrelert med avkastningen. Fairfield, Whisenant & Yohn (2003) og Wei, Titman & Xie (2004) finner også tilsvarende resultat. Wei, et. al. (2004) poengterer at selskaper ofte gjør store investeringer etter gunstig verdsettelse. Investorer klarer ikke å forstå at selskaper ofte driver med «imperiebygging» istedenfor å investere til eiernes beste interesse. Wei, et. al. (2004) finner videre at selskaper som øker sine investeringer mest, gjør det dårligere enn benchmarken over de neste fem årene. Denne underpresteringen av selskaper som investerer mye kan skyldes agentproblematikk, som er et velkjent problem innenfor Corporate Finance. Jensen (1986) nevner flere årsaker til at agentproblematikken er reel for aksjonærer og for avkastningen på selskapets aksje. Ledelsen har insentiver til at selskapet skal vokse, heller enn å skape høyere avkastning for eierne. Dette problemet er økende med størrelsen på den frie kontantstrømmen som selskapet besitter. Jensen (1986) poengterer at en mulighet for å unngå denne problemstillingen er å øke utbyttet siden dette vil begrense kapitalen som ledelsen har, til å bygge ut sine imperier.

Sloan (1996) undersøker hvilken påvirkning «accruals» (periodiseringer) har på prisingen av verdipapirer. Han baserer begrepet på en tradisjonell periodiseringsbasert inntjeningsanalyse. «Accruals»-begrepet blir definert som forskjellen mellom endring i det vi kaller «non-cash» eiendeler og endring i arbeidskapital. Definisjonen er i all hovedsak i tråd med FASBs definisjon i deres standard om kontantstrømmer.⁷ Sloan (1996) finner at investorer har problemer med å forstå hvilken innvirkning periodiseringer og «cash» har på inntjeningen til selskapene, noe som fører til feilprising i verdipapirmarkedet. Richardson, Sloan, Soliman & Tuna (2005) utvider Sloans studie ved å bruke en mer omfattende definisjon på «accruals» og viser at feilprising tilknyttet «accruals» er direkte relatert til påliteligheten til den underliggende periodiseringen. De definerer «accruals» som forskjellen mellom periodisert inntjening og kontantbasert inntjening. Kontantbasert inntjening er under «clean surplus accounting» lik endring i bokført kontantbeholdning med tillegg for netto endring i utbetaling til eierne.⁸

Begge studiene finner et negativt forhold mellom periodiseringer og fremtidig avkastning. Dette fører til at selskaper med lave periodiseringer har fått fremtidig meravkastning, og særlig i periodene konsentrert rundt fremtidige inntjeningskunngjøringer.

⁷ FASB er det standardsettende organet for regnskapsprinsipper i USA.

⁸ Netto utbetaling til eierne er lik utbytte pluss tilbakekjøp av aksjer minus utsteding av nye aksjer.

3.2.2 Vekst

La Porta (1996), Dechow & Sloan (1997) og Richardson, et. al. (2005) har alle påvist at selskaper med høye periodiseringer, har en større fare/sannsynlighet for å levere skuffende fremtidige inntekter, og bidrar i snitt til en lavere avkastning enn selskaper med lave periodiseringer. Dette impliserer at aktørene i aksjemarkedet ikke er i stand til å trekke ut og implementere all tilgjengelig informasjonen i finansregnskapet. Vekst-selskaper har ofte en konservativ regnskapsføring, som påvirker fremtidige inntekter for selskapet, og som aksjemarkedet feiler med å ta hensyn til. Det er denne dynamikken Mohanram (2005) har tatt utgangspunkt i sin studie, hvor han konkluderer med at vekst-selskaper utkonkurrerer selskaper med lav vekstrate.

Hvis vi ser nærmere på studien til Mohanram (2005) benytter han en fundamental fremgangsmåte hvor han tar utgangspunkt i informasjonen i finansregnskapene, til å konstruere en indeksscore (GSCORE). Åtte signaler blir konstruert for å skille mellom tidligere vinnere og tapere, basert på lav bok/market-rate (vekst-selskaper), og han konstruerer porteføljer på bakgrunn av dette. Taperne med en lav GSCORE blir «shortet», mens en investerer i de resterende porteføljene. Ved å følge denne vekst-strategien viser det seg at selskaper med en høy GSCORE, oppnår en langt høyere meravkastning, sammenlignet med selskapene som har en lav score. Dette er tilfellet selv om disse høyscore-selskapene er forbundet med en lavere systematisk, idiosynkratisk og ex-ante risiko. Konsekvensen er at det er et misforhold mellom risikobaserte forklaringsmodeller som Gordons formel og det man ser i virkeligheten.

Nøkkelfaktoren er derfor å identifisere aksjer som er stabile på lønnsomhetssiden og har en høy GSCORE. Det er verdt å understreke at resultatene holder når man kontrollerer for størrelse, momentum, og verdi, noe som gjenspeiler at dette ikke er en priset faktor. Dette representerer en mulig «hedgingstrategi», som er spesielt attraktiv for store og likvide selskaper, fordi de kan utnytte dette fortrinnet uten for store kostnader og vanskeligheter (Mohanram, 2005).

3.2.3 Sikkerhet

En av årsakene til vektleggingen av sikkerhet er at Black, Jensen & Scholes (1972) har påvist at aksjer, obligasjoner og future-kontrakter med lave beta-nivåer alle generer positive alfa-verdier (meravkastning) på det amerikanske aksjemarkedet. Plasseringer med høy beta

på sin side, har en tendens til og systematisk gi negative alfa-verdier. Dette forholdet understøttes av Frazzini & Pedersen (2014) som har sett på dette i en internasjonal kontekst. I studien konkluderer de med at porteføljer med høye beta-verdier, oppnår både en lavere alfa og sharp-rate, sammenlignet med porteføljene med lave beta-verdier. I 18 av de 19 analyserte markedene, var den realiserte verdipapirlinjen lavere enn hva den skulle tilsi ifølge kapitalverdimodellen (Asness, et. al., 2013).

Ifølge rasjonell finansteori skal investorer bli kompensert for å ta på seg risiko når man investerer i aksjemarkedet. Endres kapitalstrukturen til et selskap til å inkludere mer finansiell gjeld, skal investoren få kompensasjon i form av høyere forventet avkastning, siden det nå er et større avvik mellom markedsverdier og bokverdier. Penman, Richardson & Tuna (2007) slår derimot dette argumentet i stykker i sin studie. Forskerne konkluderer med at finansiell gjeld er negativt korrelert med aksjeavkastningen. Med andre ord betyr dette at selskaper med lav gjeldsgrad oppnår i snitt en høyere avkastning sammenlignet med selskaper som har høy gjeldsgrad.

Metoden forskerne har brukt, består i å dekomponere bok/marked-raten (B/M) i to undergrupper. En komponent konstrueres og består av en ren selskapsspesifikk B/M, som fanger opp operasjonelle aktiviteter og potensiell operasjonell risiko, mens den andre er en gjeldsvariabel som fanger opp eventuell finansiell risiko. Ved hjelp av denne isolasjonsmetoden greier man å se hvordan aksjeavkastningen varierer, alt etter hvilken risikokomponent man er eksponert mot. I studien konkluderes det at det er kun den operasjonelle delen som bidrar til B/M-effekten, mens høyere gjeldsgrad fører til lavere forventet avkastning. Resultatene holder fortsatt når en kontrollerer for størrelse, markedsbeta, industrisektorer, volatilitet og risikoen i selskapenes forpliktelser (Penman, et. al., 2007).

George & Hwang (2010) forklarer det negative tverrsnittet mellom avkastning og gjeldsgrad, med at selskapene er eksponert mot ulik grad av misligholdskostnader (financial distress costs). I tilfeller med lav avkastning, bidrar misligholdskostnadene isolert sett til økt systematisk risiko. I tillegg, påvirker selskapenes kapitalstruktur størrelsen på misligholdskostnadene. Selskaper med høye kostnader velger derfor et lavt gjeldsnivå, og får en lav sannsynlighet for mislighold. Men denne posisjonen er likevel ikke nok til å eliminere den systematiske risikoen. Konsekvensen er at selskaper med et lavt gjeldsnivå har en lav

sannsynlighet for mislighold, mens risikokomponenten i stor grad består i eksponering mot systematisk risiko.

Det siste momentet innenfor sikkerhet som Asness, et. al. (2013) inkluderer i sin kvalitetsberegning er selskapenes kredittsituasjon. Det er gjennom studiene til Altman (1968) og Ohlson (1980) blitt påvist at selskaper med høy kreditt risiko, underpresterer i forhold til selskaper med lav kreditt risiko. Dette har også blitt verifisert i en senere studie av Campbell, Hilscher & Sziagyi (2008). Porteføljer som inneholder selskaper med finansielle problemer, har ikke bare en gjennomsnittlig lav avkastning, men også høye standardavvik og beta-verdier. I tillegg kommer en eksponering mot Fama & Frenchs størrelse- og verdi-faktorer. Det kan være flere årsakssammenhenger til at selskaper med høy kreditt risiko underpresterer, men en mulig forklaring kan være at långiverne sitter med forhandlingsmakten i konkurstilfeller. En annen årsak er at finansielle institusjoner har økt deres egenkapitalandel og har en preferanse mot trygge aktivaplasseringer. Alle disse faktorene er med på å senke prisen på selskaper som har finansielle problemer. Alternativt kan det komme som følge av at investorer gjør feilvurderinger og overpriser denne aksjetypen, i stedet for å avsløre deres dårlige framtidsutsikter (Campbell, et. al., 2008).

3.2.4 Utbetaling

Det er en rekke studier som har sett på hvordan selskapenes utdelingsforhold påvirker aksjenes meravkastning. Baker & Wurgler (2002), Pontiff & Woodgate (2008) og McLean, Pontiff & Watanabe (2009) har alle påvist i sine studier at tilbakekjøp av aksjer er positivt for prisutviklingen. Som en følge av dette er det naturlig å forvente at det er et negativt korrelasjonsforhold mellom aksjeavkastningen og utdelingsforholdet. Utbetalingseffekten er sterkere jo høyere utstedelsesaktiviteten er i markedet, og jo mer velutviklet børsen er. Den er også spesielt fremtredende i land hvor det er sterke lover som beskytter investorene, og det er små kostnader for selskapene som utsteder og kjøper tilbake aksjer (McLean, et. al., 2009).

3.3 Potensielle årsaker på kvalitetsanomalien

I likhet med at det er flere årsaker til en svak forklaringsammenheng mellom pris og kvalitet, er det også flere årsaker til at en kvalitetsstrategi er i stand til å høste risikojustert

meravkastning. De to viktigste forklaringsnøkklene slik vi ser det er verdsettelsen av kvalitet og likviditet under nedgangstider, i tillegg til andre psykologiske og atferdsmessige forhold.

3.3.1 Flight to quality

Asness, et. al. (2013) argumenterer for at QMJ-faktoren inkluderer en «flight to quality», som er et finansielt markedsfenomen, som ofte oppstår når det er sterke negative ubalanser i aksjemarkedet. Dette kjennetegnes av at investorene rebalanserer porteføljene sine ved å selge seg ut av aktiva med høy kredittrisiko, og i stedet plasserer investeringene sine i aktiva med et lavere risikonivå.⁹ Investorenes preferanser skifter fra å være avkastningsorienterte til risikoorienterte, og en søker derfor å finne aktiva som gir en positiv avkastning når aksjemarkedet er i resesjon. Dette fenomenet er også omtalt som «flight to liquidity», grunnet at likviditetskostnadene er positivt korrelert med kredittrisikoen. Under slike omstendigheter ønskes ikke bare kvalitetsinvesteringer, men også plasseringer som er likvide og lett å selge seg ut av (Vayanos, 2004).

Det kan være kostbart å sitte på en illikvid aksjeplassering hvis det for eksempel oppstår en finansiell krise. Dette fører til at det er likviditetskostnader som bidrar til å gjøre aktivumet mer risikabelt i volatile perioder, og at investorene blir mer sensitiv til risikoen de er eksponert mot. Under nedgangstider øker risikoaversjonen markant til aktørene i aksjemarkedet, og investorene krever en høyere risikopremie per enhet volatilitet de er eksponert mot. På grunn av at fenomenet i stor grad er drevet av investorenes risikoaversjon, kan ikke dette forklares ut i fra en standard avkastnings-risikobasert investeringsmodell, men må bruke atferdsmessige årsaker (Vayanos, 2004).

3.3.2 Behavioral bias

Et atferdsmessig standpunkt forklarer den unormale meravkastningen til QMJ-faktoren med at investorer systematisk undervurderer den fundamentale verdien til kvalitetsselskapene. Dette kommer som følge av at man i sine finansielle analyser ikke har stor nok oppmerksomhet på de riktige kvalitetsmålene, eller tillegger de for liten vekt og oppdaterer prognosene sine for sent. Dette er psykologiske forventningsskjevheter (bias) som ikke stemmer overens med effisienshypotesen (Rabin & Schrag, 1999).

⁹ «Flight to quality»-effekten gjør seg også gjeldene ved at investorer plasserer formuen sin fra aksjer som har høy systematisk risiko, til mindre risikable aksjer.

Mange investorer som praktiserer en aktiv handelsstrategi er rammet av en kognitiv forventningsskjevhet som gjør at man handler irrasjonelt. I mange tilfeller skyldes dette at investorene holder fast på sine prognoser for lenge, og underreagerer på ny informasjon som blir gjort tilgjengelig. Det samme blir utfallet når en forkaster informasjon som ikke stemmer overens med tidligere oppfatninger, og kun tar hensyn til nyheter som bekrefter ens tidligere estimer i videre analyser (Rabin & Schrag, 1999). En annen forventningsskjevhet som gjør at man tar feil valg er «overconfidence». Dette skyldes primært at man har for stor tiltro på egen privat informasjon, men kan også skyldes at man overreagerer på informasjon som er lett synlig i finansmarkedene (Griffin & Tversky, 1992). Dette fører til at analytikere og investorer ikke lykkes med å utnytte all tilgjengelig finansiell informasjon, noe som ofte fører til et for sterkt fokus på indikatorer som fortjeneste per aksje, momentum og volatilitet. På grunn av regnskapsprinsippene selskapene rapporterer etter, gir dette et misvisende bilde av virkeligheten. Investorer bør i stedet ha et sterkere fokus på kontantstrømmen eller fortjeneste over eiendeler (return over assets) når man verdsetter selskaper. Som en følge av denne skjevheten mellom forventninger og reell verdi, kan det ta tid før den eksisterende informasjonen blir reflektert i aksjeprisene (Bouchaud, Ciliberti, Landier, Simon, & Thesmar, 2016).

Verken Asness, et. al. (2013) eller Bouchad, Ciliberti, Landier, Simon & Thesmar (2016) finner bevis på at QMJ-faktoren kommer som følge av kompensasjon for risiko. Dette er en indikasjon på en del av meravkastningen fra en QMJ- strategi kan tilskrives psykologiske og atferdsmessige årsaker.

4. Datamaterialet

I de to foregående kapitlene har vi presentert teorien bak og eksisterende litteratur på «Quality Minus Junk»-faktoren. I dette kapitlet vil vi derfor presentere datamaterialet som vi skal bruke i oppgaven. Deretter vil vi i neste kapittel presentere metoden som ligger til grunn for analysen.

4.1 Aksjekurser

Aksjekursene som er benyttet i analysen er hentet fra Børsprosjektet ved NHH, som er en børsdatabase med tilgang til norske finansielle markedsdata. Databasen har kurser tilbake til 1983, da Oslo Børs ble gjort tilgjengelig elektronisk. Men på grunn av restriksjoner i tilgangen på regnskapsinformasjon, er tidsperioden i vår analyse avgrenset til å gjelde årene 1993-2013.

I analysen benytter vi månedlige aksjekurser til å beregne avkastningen. Vi kunne benyttet daglige aksjekurser som enkelte andre avkastningsstudier gjør, men vi mener at dette ikke beriker analysen i nevneverdig grad, og det vil bidra til unødvendig høy volatilitet. Dette er også i tråd med Asness, et. al. (2013). I utvalget vårt har vi ekskludert stemmerettsbegrensede (B) aksjer, i tillegg til utenlandseierbegrensede (F) aksjer, siden vi har tatt utgangspunkt i perspektivet til den norske investoren.¹⁰

Aksjekursene vi har tatt utgangspunkt i er klassifisert som generisk justert aksjekurs. I praksis vil det si at aksjekursen justeres for kapitalhendelser og endringer i kursene, som ikke gir noen endring i verdi for investoren. Kursene er derfor justert for utbytte, aksjesplitt og aksjespleiser, som alle bidrar til utvanning av eksisterende aksjonærer. Det mest klassiske eksempelet på dette er hvis selskapet foretar en emisjon.

Enkelte selskaper har vært representert på børsen gjennom hele tidsperioden og har vært omsatt hver måned. Men i en tidsserie på 21 år er det flere tilfeller hvor vi har selskaper som

¹⁰ Før 1995 var utenlandske aktørers mulighet til å eie aksjer i norske selskaper regulert. Historisk har andelen av norske selskaper som kan eies av utenlandske investorer vært begrenset til 33 prosent. Som en følge av dette har det i enkelte selskaper blitt innført et skille mellom ordinære (A) aksjer og frie (F) aksjer, hvor F-aksjene kun kan eies av utenlandske investorer (Ødegaard B. , 1999).

A-aksjer blir referert til som ordinære aksjer og har full stemmerett. B-aksjer på sin side er stemmerettsbegrensede, og investorer som eier disse har ingen stemmerett på generalforsamlingen (Ødegaard B. , 1999).

mangler aksjekurs i en eller flere påfølgende perioder. Dette kommer som en konsekvens av at selskapet enten har blitt tatt av børs, eller at den ikke har vært omsatt i den enkelte måneden. I tilfeller hvor dette er gjeldende har vi valgt å beholde rådataene, fremfor å interpolere dataene. Vi understreker at den månedlige aksjekursen vi benytter i analysen er den siste tilgjengelige aksjekursen for selskapet i måneden, og ikke et glidende gjennomsnitt. Årsaken er at vi ønsker å unngå kunstig lav volatilitet, som ofte kan oppstå om en interpolerer kursene, ved for eksempel glidende gjennomsnitt.

4.2 Selskapsutvalget

I løpet av analyseperioden, består selskapsutvalget vårt av 458 unike selskap som har vært aktive på Oslo Børs. Til sammenligning har det totalt vært 769 unike selskaper som har vært notert på børsen. Årsaken til avviket skyldes som tidligere nevnt mangelen på tilgjengelig regnskapsinformasjon. Antall unike aksjer som har vært handlet i løpet av et år i vårt opprinnelige datasett, har på det meste vært 236 aksjer. Året med lavest antall aksjer består av 125 selskaper, mens det i snitt har vært 193 noterte selskaper.¹¹ Etter at vi har gjennomført screeningen på bakgrunn av våre utvalgsriterier har antall aksjer i året blitt redusert til å variere mellom 80 og 191 selskaper, mens det i snitt har vært 144 selskaper.¹² Dette er likevel høyere enn hva Asness, et. al. (2013) fant, som i snitt inkluderte 120 selskaper på Oslo Børs.

4.3 Regnskapsinformasjon

For å være i stand til å rangere selskapene etter kvalitet og dele de inn i porteføljer, har vi vært nødt til å samle inn regnskapsinformasjon for samtlige av selskapene som er notert på Oslo Børs. Selve metodikken til Asness, et. al. (2013) består av en spesifikk oppskrift, hvor en rekke nøkkeltall og regnskapsinformasjon må inngå for å kunne være i stand til å rangere selskapene. I vårt arbeid med det norske finansmarkedet, har vi forsøkt flere fremgangsmåter. Vi har benyttet databasene til både Bloomberg og Datastream, men disse tjenestene var ikke i stand til å gi oss tilstrekkelig med regnskapsinformasjon. Løsningen ble derfor å hente regnskapsinformasjonen ved hjelp av SNF.

¹¹ I tabell 13 i appendiks presenterer vi en oversikt over antall selskap i perioden.

¹² Detaljene for selskapsscreeningen vi har benyttet er gjort rede for i avsnitt 4.4.

Databasen til SNF inneholder regnskapsinformasjon for alle norske aktive og «døde» (delistede) selskaper på Oslo Børs i perioden fra 1992 til 2013. I utgangspunktet hadde vi et definert mål om at analyseperioden vår skulle strekke seg tilbake til 1983, som er året hvor Oslo Børs ble elektronisk. Det var også årsaken til at vi i starten av arbeidet forsøkte å innhente regnskapsinformasjonen med Bloomberg og Datastream, siden de var i stand til å gi oss regnskapsinformasjon over en lengre tidsperiode, enn tilfellet var for SNF. På grunn av at SNF var den eneste kilden som hadde all regnskapsinformasjonen vi hadde behov for, var det også slik analyseperioden vår ble definert. Årsaken til at 2014 ikke er inkludert, er at SNF ikke hadde oppdatert databasen til å inkludere 2014-tallene da vi startet datainnsamlingen.

Biblioteket til SNF består av selskaps- og konsernregnskap for alle norske virksomheter og konserner i løpet av de siste 21 årene. Dette betyr at utenlandsk selskapsinformasjon er utelatt, og således ikke er en del av vårt datamateriale. Vi forsøkte å innhente regnskapsinformasjonen manuelt for de utenlandske selskapene som har vært notert på Oslo Børs, men på grunn av problemer med å finne årsregnskaper, spesielt for årene før 2000, ble det gjort en beslutning om å utelate disse fra analysen.

Regnskapsinformasjonen til SNF er innhentet via Brønnøysundregistrene. Samtlige årsregnskaper er standardisert og kvalitetssikret i forhold til gjeldende regnskapsregler, og oppdatert i takt med endringer etter hvert som nye regnskapsregler har blitt implementert i perioden (Bernert, Mjøs, & Olving, 2014).

4.4 Screening av selskapene i datamaterialet

En karakteristikk ved Oslo Børs er at det er en svært liten børs, som er dominert av et fåtall store aktører, sammenlignet med mange av de andre internasjonale børsene. Som følge av dette er ikke alle omsatte aksjer representative for markedet, og bør således heller ikke inngå i markedsporteføljen (Ødegaard B. A., 2016). Som en følge av dette ekskluderer Ødegaard alle aksjer som ikke tilfredsstiller et sett med minstekrav.

Ødegaard identifiserer i hovedtrekk to problemområder; likviditet og ekstreme kursbevegelser. Aksjer som har få handledager kan være problematisk i aksjeanalysen. Som en følge av dette har Ødegaard konstruert et likviditetskrav, hvor det kreves at samtlige aksjer som inngår i porteføljen må være omsatt i minimum 20 dager. I tillegg ekskluderes

aksjer med svært liten aksjeverdi, som ofte i finans blir referert til som «penny stocks». Årsaken til dette er at denne typen aksjer ofte har en svært ekstrem aksjeavkastning. Dette blir hensyntatt ved å ekskludere aksjer som har en lavere pris enn NOK 10, eller markedsstørrelse lavere enn NOK 1.000.000 (Ødegaard B. A., 2016). Disse utvalgsriteriene er lagt til grunn i markedsporteføljen vi benytter i analysen, som er hentet fra Ødegaard (2016). For nærmere detaljer angående konstruksjonen av markedsporteføljen, henviser vi til avsnitt 5.5.

På grunn av at vi ønsker et realistisk sammenligningsgrunnlag, har vi også valgt å praktisere en ekskluderingsmetode i tråd med den Ødegaard benytter for Oslo Børs. Selskapsutvalget vårt består derfor kun av selskaper som har en markedsverdi større enn NOK 1.000.000. Årsaken til dette er at man i tidligere studier har dokumentert at uregelmessigheter i avkastningen har en tendens til å forsvinne, eller bli betydelig redusert, om en begrenser aksjeutvalget til kun å gjelde selskaper med høy markedsverdi (large-cap) (Blitz & Vliet, 2007). Når det kommer til aksjekursen, har vi i vårt datamateriale en sterk vekt av selskaper som handles til en pris lavere enn NOK 10. På grunn av at vårt opprinnelige selskapsutvalg allerede er begrenset som følge av mangelfulle regnskap, får vi en svær stor reduksjon om vi utelukker selskaper med en pris lavere enn NOK 10. Vi finner det derfor ikke hensiktsmessig å foreta den samme justeringen siden resultatet blir et fattig selskapsutvalg og lite diversifiserte porteføljer. Tatt dette i betraktning, ønsker vi likevel å justere for de potensielt mest ekstreme avkastningsirregularitetene. Vi velger derfor å modifisere kravet på NOK 10, og nedjusterer grensen til å gjelde NOK 2.

På grunn av at vi i vår studie ser på månedlige aksjekurser, kan vi ikke benytte Ødegaards elimineringsmetode med daglige handledager. Vi har valgt å sette et noe mer konservativt krav, hvor vi forutsetter at aksjene omsettes i ni måneder i løpet av året for å kunne bli hensyntatt i porteføljekonstruksjon. Dette er samme kravet som Dingsør & Sørgeard (2015) forutsetter, som også analyserer månedlige aksjekurser på Oslo Børs.

4.5 Justering for outliers i avkastningsseriene

Et problemområde i vårt selskapsutvalg er at vi har en del uregelmessigheter i avkastningsserien som bidrar til negative alfaverdier. Dette er ekstreme datapunkter som forstyrrer analysen, og slår spesielt ut på det ene sikkerhetsmålet vi benytter. Vi har forsøkt å eliminere denne ubalansen ved først og fremst å winsorisere aksjeutvalget, noe som betyr at

vi setter en øvre og nedre grense for hvilken verdi aksjeavkastningen kan ha for en gitt observasjon. Fordelen med denne fremgangsmåten er at avkastningen ikke fullstendig elimineres fra datautvalget, men blir begrenset til en gitt prosentil av verdiene i analyseperioden. Utgangspunktet for vårt valgte winsorieringsnivå var 98 prosent, som regnes for å være det mest benyttede nivået innenfor finans (Leone & Minutti-Meza, 2013). Dette betyr at alle observasjoner under 1. og 99. prosentilene blir justert til disse to nivåene.

En annen utfordring med vårt selskapsutvalg er at vi har flere selskaper med en unormal høy P/B-verdi. Historisk har den gjennomsnittlige P/B-raten vært litt over 1 på Oslo Børs, mens den i de høyeste årene i løpet av 2000-tallet har vært opp mot 2,5-3,0 (Knivsflå, 2015). Siden det i vårt datamateriale er enkelte innslag av selskaper som kategoriseres som ekstremobservasjoner på P/B-raten, med verdier opp mot 100 og 1000, er dette noe vi ønsker å justere for. For å eliminere observasjonene som er mest ekstreme, har vi derfor valgt å sette en øvre grense for denne raten på 10 i vår tidsserie. Antall selskaper i vårt utvalg blir derfor mindre enn dersom vi baserer oss på Ødegaards seleksjonskriterier. Men på grunn av at vi likevel har flere selskaper i vårt datamateriale enn tilsvarende for Asness, et. al. (2013) har i sin analyse for Oslo Børs, anser vi dette som en hensiktsmessig tilnærming.

5. Metode

Formålet med vår masterutredning er å replikere QMJ-studien til Asness, et. al. på det norske aksjemarkedet, i perioden 1993-2013. Som en følge av dette tar vi utgangspunkt i det samme rammeverket som den opprinnelige studien, og har forsøkt å praktisere den samme metoden så langt det lar seg gjøre på vårt eget datamateriale. Noen antakelser og forenklinger har vi likevel vært nødt til å gjøre på grunn av begrensinger i datasettet. I dette kapittelet vil både disse vurderingene og metoden i sin helhet bli redegjort for.

5.1 Avkastning

I likhet med Asness, et. al. (2013) deler vi selskapsutvalget vårt inn i delporteføljer, som er gjort på bakgrunn av den aggregerte kvalitetsscoren selskapene oppnår. Mens en i den opprinnelige studien konstruerte porteføljer inn i ti desiler, har vi på grunn av at Oslo Børs er en liten børs i internasjonal målestokk, og at vi i tillegg mangler en del selskaper, valgt å konstruere fem kvintilporteføljer for å oppnå tilstrekkelig diversifiserte porteføljer. I vår analyse er porteføljene verdivektet før totalavkastningen beregnes.

5.2 Standardavvik som risikomål

I tråd med Baker & Haugen (2012) og Frazzini & Pedersen (2014), benytter vi standardavviket som risikomål. Standardavviket er matematisk definert som kvadratrotten av variansen, mens selve variansen er summen av de kvadrerte avvikene fra forventningsverdien i avkastningsserien. På grunn av at det aritmetiske gjennomsnittet blir regnet for å være den best egnede estimatoren for forventet avkastning, kan variansen uttrykkes som følgende:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (r(k) - \bar{r})^2 \quad (12)$$

På bakgrunn av dette er standardavviket gitt ved $\sigma = \sqrt{\sigma^2}$

$$\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (r(k) - \bar{r})^2} \quad (13)$$

Frazzini & Pedersen forutsetter at man har minimum seks måneder uten manglende avkastningsdata (120 handledager) for å estimere standardavviket om man har daglige aksjekurser. Alternativet kan man bruke et rullerende ett års tidsperspektiv med minst tolv

observasjoner for å regne ut standardavviket hvis man har månedlige aksjekurser, slik som det er i vårt tilfelle. Korrelasjonen på sin side varierer ikke like mye fra dag til dag sammenlignet med standardavviket, noe som er årsaken til at vi trenger minst 36 observasjoner for å estimere kovariansen (De Santis & Bruno, 1997). Korrelasjonen er gitt ved:

$$\rho_{i,m} = \frac{\sigma_{i,m}}{\sigma_i \sigma_m}, \text{ hvor } \sigma_{i,m} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n ((r(k) - \bar{r})(r(m) - \bar{r}_m)) \quad (14)$$

5.3 Beta og usystematisk risiko

Beta-komponenten viser aksjenes systematiske risikokomponent, som investoren blir kompensert for å bære. Beta-verdien er gitt ved følgende uttrykk:

$$\beta = \rho_{i,m} \frac{\sigma_i}{\sigma_m}, \quad (15)$$

hvor $\rho_{i,m}$ er kovariansen mellom den enkelte aksjen og markedsindeksen, mens σ_i og σ_m henholdsvis uttrykker standardavviket til aksjen og markedsporteføljen.

Den idiosynkratiske risikoen, ofte omtalt som den usystematiske risikoen, får ikke investoren betaling for å ta på seg. Dette er på grunn av at man kan eliminere bort denne risikoen ved å investere i en veldiversifisert portefølje. Den usystematiske risikoen er gitt ved:

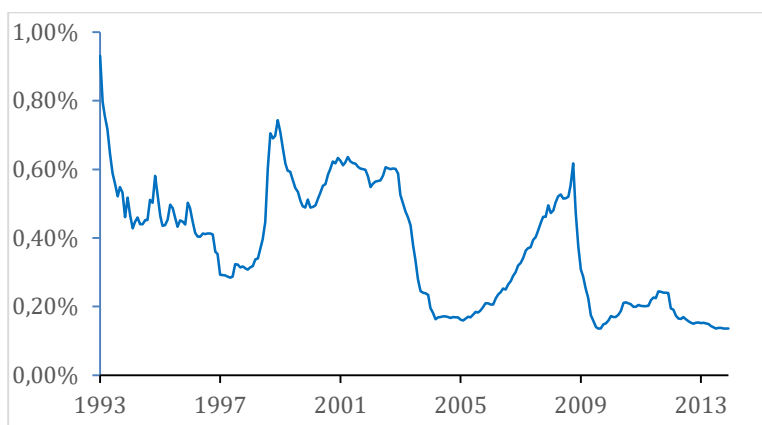
$$\sigma_{(\varepsilon)}^2 = \sigma_i^2 - \beta_i^2 \sigma_m^2 \quad (16)$$

5.4 Risikofritt aktivum

For å lage et estimat for det risikofrie alternativet kan man ifølge Ødegaard (2016) og Eitrheim, Grytten, & Klovland (2007) bruke to tilnæringsmåter. Den mest vanlige metoden er å ta utgangspunkt i den månedlige eller årlige norske interbankrenten (NIBOR). Denne renten er kun tilgjengelig fra 1986, så i analyseår lenger tilbake må «overnight» NIBOR-renten brukes som en approksimasjon. I vår oppgave har vi tilgang til alle løpetider for NIBOR-renten gjennom hele analyseperioden. Den risikofrie avkastningen er derfor i vår oppgave definert som den effektive norske interbankrenten, med en løpetid på en måned.

Utviklingen av det risikofrie aktivumet gjennom vår analyseperiode er illustrert i figur 4. Her fremgår det at rentenivået har variert mye alt etter hvilket år vi fokuserer på i analysen, men

det er likevel noen utviklingstrekk som er verdt å trekke frem. Fra starten av analyseperioden var den månedlige renten betraktelig høyere sammenliknet med i dag. Selv om figuren indikerer en fallende rentekurve, er det to tilfeller hvor rentenivået brått stiger, før renten igjen avtar. Dette var i forbindelse med nedgangstider i den norske realøkonomien, representert i forkant av da IT-boblen sprakk i 2001 og i årene forut Finanskrisen. Dette førte til at sentralbanken måtte kraftig nedjustere renten for å unngå ubalanse i den norske økonomien (Gjerdrem, 2009). Det er også viktig å understreke at det risikofrie aktivumet skiller seg fra hva Asness, et. al. (2013) benytter for Oslo Børs. På grunn av at de benytter Treasury Bill rate og vi tar utgangspunkt i NIBOR, kan dette være en årsak til forskjeller i oppnådd meravkastning.



Figur 4: Risikofritt aktivum

5.5 Markedsporteføljen

Markedsporteføljen vi har valgt å ta utgangspunkt i vår analyse, er en likeveid (equally weighted) og verdivektet indeks av alle tilgjengelige aksjer som er listet på Oslo Børs. Dette er gjort etter at aksjene tilfredsstillir Ødegaards (2016) kriterier for representativitet. Aksjene i denne markedsporteføljen inkluderer dividender, aksjesplitter og andre kapitalhendelser, men fanger ikke opp tilbakekjøp av aksjer.

To alternativ vi kunne brukt som markedsportefølje er OBX og TOT. OBX-indeksen består av de 30 mest likvide aksjene på Oslo Børs, men blir primært brukt av investorer som har derivathandel som hovedformål. TOT på sin side er en verdivektet portefølje som består av alle aktive aksjer på Oslo Børs i dag. Indeksen er som følge av en omlegging i 1999, en sammenslåing av den gamle indeksen TOTX og dagens «all share index». Verken OBX eller TOT er utbyttejustert. Som en konsekvens av dette, i tillegg til at vi fokuserer på

porteføljer og ikke enkeltaksjer, definerer vi benchmarkporteføljen som den verdivektede og likeveide porteføljen av alle representative aksjer på Oslo Børs (Ødegaard B. A., 2016).

5.6 Konstruksjon av faktorporteføljer

Porteføljekonstruksjonen i vår oppgave er tett forankret opp mot rammeverket til Fama og French (1993), Næs, Skjeltnor, & Ødegaard (2008) og Asness, et. al. (2013). I denne seksjonen vil vi derfor klargjøre i detalj hvordan risikofaktorene verdi (HML), størrelse (SMB), momentum (UMD) og likviditet (LIQ) er konstruert.

5.6.1 Trefaktor-modellen

For å kunne konstruere SMB- og HML-faktoren er man avhengig av å splitte opp aksjemarkedet, hvor median-verdien brukes som referansepunkt. Metoden Fama & French (1993) benytter for å sortere selskapene på det amerikanske aksjemarkedet er å dele inn i to kategorier, ved å skille mellom store og små selskaper. De store selskapene kjennetegnes utelukkende av å ha en markedsverdi høyere enn medianen, mens små selskaper på har en lavere markedsverdi enn medianen. I det påfølgende steget deles de to hovedkategoriene i tre undergrupper, basert på bok/market-verdien til selskapet. Resultatet blir dermed tre porteføljer av store selskaper, hvor en skiller mellom lav (B/L), medium (B/M) og høy (B/H) bok/market-verdi, som illustrert i tabell 1. Porteføljene blir rebalansert i slutten av hver periode og holdes konstant gjennom perioden (Fama & French, 1993).

Book/market			
Size	L	M	H
Small	S/L	S/M	S/H
Big	B/L	B/M	B/H

Tabell 1: Konstruksjon av Fama & French faktorer

Prisingen av størrelsesfaktoren er gjort på bakgrunn av porteføljene illustrert i tabellen over. SMB er designet slik at forvalteren tar en lang posisjon i små selskaper, mens de store selskapene blir «shortet». SMB-faktoren kan derfor uttrykkes som differansen mellom den gjennomsnittlige avkastningen for de tre små porteføljene og de tre store porteføljene. Formelt kan dette illustreres som:

$$SMB = \frac{1}{3} \times (\text{liten verdi} + \text{liten nøytral} + \text{liten vekst}) - \frac{1}{3} (\text{stor verdi} + \text{stor nøytral} + \text{stor vekst}) \quad (17)$$

HML-porteføljen består på samme måte av lange posisjoner i selskaper som har en høy bok/marked-rate, mens man «shorter» posisjonen som har lav rate. HML kan dermed uttrykkes som differansen mellom den gjennomsnittlige avkastningen for de to verdi-porteføljene (høy B/M) og vekst-porteføljene (lav B/M):

$$HML = \frac{1}{2} (\text{liten verdi} + \text{stor verdi}) - \frac{1}{2} (\text{liten vekst} + \text{stor vekst}) \quad (18)$$

Splittingen av aksjemarkedet er gjort på samme måte for Oslo Børs. Alle børslistede selskaper er dobbeltsortert i seks porteføljer ved samme fremgangsmåte som presentert over, og faktorporteføljene er rebalansert ved utgangen av hver juni måned for både størrelse- og verdi-porteføljen. Begge porteføljene er konstruert med den hensikt at det ikke fører til en investeringskostnad for forvalteren. Avkastningen for de ulike porteføljene består av den verdiveide avkastningen for de ulike selskapene, og det er det vi har lagt til grunn i vår analyse. I stedet for å replikere faktorkonstruksjonen av disse risikofaktorene selv, har vi tatt utgangspunkt i avkastningsseriene til Ødegaard (2016), som oppdaterer porteføljene for det norske markedet kontinuerlig.

5.6.2 Momentum

For å hensynta momentum-effekten som Jegadeesh & Titman (1993) påviste var gjeldende i det amerikanske aksjemarkedet, utvidet Carhart trefaktor-modellen til Fama og French for å fange opp denne dynamikken. I faktorkonstruksjonen skiller man mellom PR1YR og «Up minus Down» (UMD), som begge fanger opp den samme effekten i aksjeavkastningen.

For å lage PR1YR, sorteres selskapene i datamaterialet i tre forskjellige porteføljer. Sorteringen gjentas i slutten av hver måned, og blir gjort på grunnlag av den realiserte avkastningen over de siste elleve månedene. Avkastningen blir rangert og delt inn i tre porteføljer på følgende måte; 30 prosent av selskapene med høyest avkastning, 40 prosent av selskapene med moderat avkastning og 30 prosent av selskapene med dårligste avkastning. PR1YR-faktoren er definert ved differansen mellom den gjennomsnittlige avkastningen for porteføljen med høyest og lavest avkastning (Næs, et. al., 2008).

UMD følger samme metode med kryss-sortering, som de øvrige risikofaktorene til Fama og French. Faktoren har mange likhetstrekk med PR1YR, men det som gjør at den skiller seg ut fra den andre momentum-faktoren, er at UMD prøver å justere for størrelseseffekten (Næs, et. al., 2008). Som følge av dette forholdet, bruker vi UMD videre i våre analyser.

5.6.3 Likviditet

For å finne frem til likviditetsfaktoren har selskapene blitt inndelt i tre porteføljer på bakgrunn av forrige måneds gjennomsnittlige «spread», og holdes konstant i en måned før prosessen gjentas på nytt. «Spread» er i dette tilfellet definert som differansen mellom beste kjøpskurs og salgskurs, delt på midtpunktkursen (Næs, et. al., 2008).

5.7 Variabeldefinisjoner brukt i QMJ-faktoren

I dette avsnittet vil vi klargjøre detaljene for hvordan de bakenforliggende variablene for QMJ-faktoren er konstruert. Som tidligere skrevet bruker Asness, et. al. (2013) et utvalg av kvalitetsmål for sikre robusthet. De er som tidligere nevnt interessert i finne lønnsomme, stabile og trygge selskaper som betaler ut mye av overskuddet som utbytte, bruker et bredt sett variabler for hvert kvalitetsmål til å konstruere fire sammensatte «proxier». Variablene er i hovedsak regnskapstall, men inkluderer også enkelte markedstall. Forfatterne lager et gjennomsnitt av de individuelle kvalitetsmålene for å komme frem til et samlet kvalitetsmål. Asness, et. al. (2013) bruker kvartalsregnskap til å konstruere månedlige kvalitetsmål, men vi har kun tilgang til årlig regnskapsinformasjon og bruker derfor dette i konstruksjonen av kvalitetsmålene.

For å gi hver kvalitetsvariabel lik betydning i utregningen av kvalitetsmålene, rangeres og standardiseres variablene for å oppnå en Z-score. Formelt kan dette uttrykkes som:

$$Z(x) = Z_x = \frac{x - \mu_r}{\sigma_r}, \text{ hvor } x \text{ er de enkelte kvalitetsvariablene og } r \text{ er en vektor av rangering.}$$

μ_r og σ_r er henholdsvis gjennomsnittet og standardavviket for tverrsnittet av vektoren r .

Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet	Utbetaling
<input type="checkbox"/> Bruttoprofitt over totale eiendeler	<input type="checkbox"/> Femårig vekst for hvert lønnsomhetsmål	<input type="checkbox"/> Beta-verdier	<input type="checkbox"/> Netto egenkapitalutstedelse
<input type="checkbox"/> Egenkapitalavkastningen		<input type="checkbox"/> Idiosynkratisk risiko	<input type="checkbox"/> Netto gjeldsutstedelse
<input type="checkbox"/> Avkastningen på totale eiendeler		<input type="checkbox"/> Gjeldsgrad	<input type="checkbox"/> Total netto utbetaling over bruttoprofitt
<input type="checkbox"/> Kontantstrøm over totale eiendeler		<input type="checkbox"/> Konkursrisiko	
<input type="checkbox"/> Bruttomarginene		<input type="checkbox"/> Inntjeningsvolatilitet	
<input type="checkbox"/> Andel av resultatet som har kontanteffekt			

Tabell 2: Komponenter bak QMJ-faktoren

I tabell 2 er samtlige variabler som inngår i QMJ- konstruksjonen presentert. Vi ser at de ulike kvalitetsmålene består av en rekke regnskapsvariabler og antagelser. Detaljene for hver variabel er beskrevet i appendiks.

Lønnsomhet er målt ved bruttoprofitt over totale eiendeler (GPOA), egenkapitalavkastningen (ROE), avkastningen på totale eiendeler (ROA), kontantstrøm over totale eiendeler (CFOA), bruttomarginen over totale inntekter (GMAR) og andelen av resultatet som har kontanteffekt (dvs lav peridisering, (ACC)). Z-scoren til lønnsomhetsmålet er definert som gjennomsnittet av de individuelle z-scorene:

$$\text{Lønnsomhet} = z(z_{GPOA} + z_{ROE} + z_{ROA} + z_{CFOA} + z_{GMAR} + z_{ACC}) \quad (19)$$

Vekst er målt ved å beregne femårig foregående vekst i lønnsomhetsmålene, sett som et gjennomsnitt over lønnsomhetsmålene.¹³ For disse Z-scoren til vekst er i likhet med lønnsomhetsmålet beregnet ved å ta gjennomsnittet av z-scorene til hvert vekstmål:

$$\text{Growth} = z(z_{\Delta GPOA} + z_{\Delta ROE} + z_{\Delta ROA} + z_{\Delta CFOA} + z_{\Delta GMAR} + z_{\Delta ACC}) \quad (20)$$

Sikkerhet er målt gjennom lave beta-verdier (BAB), lav idiosynkratisk risiko (IVOL), lav gjeldsgrad (LEV), lav konkursrisiko (Ohlsons O-score og Altmans Z-score) og lav inntjeningsvolatilitet (EVOL). Z-scoren til sikkerhet er beregnet ved å ta et gjennomsnitt av z-scorene til de individuelle sikkerhetsmålene:

$$\text{Sikkerhet} = z(z_{BAB} + z_{IVOL} + z_{lev} + z_O + z_Z + z_{EVOL}) \quad (21)$$

¹³ I årene før 1997, har vi ikke kunne beregne femårig-vekst på grunn av manglende regnskapsinformasjon. Vi har derfor i disse årene brukt akkumulert vekst, slik 1993 benytter vi ettårig vekst og det er først i 1997 vi benytter femårig vekst.

Vi måler utbetaling ved netto egenkapital-utstedelse, netto gjeldsutstedelse og total netto utbetaling over bruttoprofit. Z-scoren til utbetaling kalkuleres ved å ta gjennomsnittet av de individuelle z-scorene:

$$Utbetaling = z(z_{EISS} + z_{DISS} + z_{NPOP}) \quad (22)$$

Siste steg består i å kombinere faktorene til en samlet kvalitetsscore:

$$Kvalitet = z(Lønnsomhet + Vekst + Sikkerhet + Utbetaling) \quad (23)$$

I likhet med Asness, et. al. (2013) krever vi at selskapene har en positiv bokført egenkapital. Selve B/M-raten er beregnet som bokført egenkapital per aksje dividert med den sist tilgjengelige aksjeprisen.

5.8 Konstruksjon av QMJ-faktoren

For å være i stand til å rangere aksjene innenfor kvalitetsuniversitetet, benytter vi en stegvis tilnæringsmåte hvor vi konstruerer to porteføljer med testfaktorer. Disse to er 1) kvalitetssorterte porteføljer og 2) kvalitet minus søppel-faktorer, som i resten av oppgaven omtales som QMJ-faktoren. Felles for begge test-faktorene er at porteføljene vi konstruerer blir vektet med den samlede («laggede») markedsverdien for selskapene på Oslo Børs.

For å besvare forskningsspørsmål to må vi konstruere porteføljer som er rangert etter kvalitet, da vi ønsker å undersøke om høykvalitets-aksjer oppnår høyere avkastning enn lavkvalitets-aksjer. Konstruksjonen er i tråd med rammeverket til Asness, et. al. (2013). Vi konstruerer kvintilporteføljer i slutten av hver måned som er basert på samlet kvalitetsscore. I den opprinnelige studien benytter forskerne desilporteføljer for å sortere aksjene, men på grunn av at Oslo Børs er en liten børs i internasjonal målestokk og med et relativt lavt antall aksjer omsatt, velger vi å benytte kvintilporteføljer for å få porteføljer som er tilstrekkelig diversifisert (Ødegaard B. , 1999). Porteføljene verdivektes og oppdateres hver måned, med en rebalanseringsstrategi for å beholde verdivektene (Asness, et. al., 2013).

For å besvare forskningsspørsmål 3 tar porteføljekonstruksjonen av QMJ utgangspunkt i tilnærmingen til Fama & French (1993) og Asness, et. al. (2013). Faktorene som inngår i porteføljen er konstruert i krysningpunktet til de seks verdivektede porteføljene, basert på kvalitet. Dette betyr at vi ved månedslutt splitter aksjene i to størrelses-porteføljer, bestemt

utelukkende av deres markedsverdi. Ifølge Asness et. al. (2013) går skillepunktet for de to porteføljene (for størrelse) på den 80. prosentilen til landets markedsverdi, noe vi også antar holder i vår analyse. Dette betyr at vi benytter en dobbeltsorteringsmetode, hvor vi først rangerer selskapene basert på størrelse, før vi foretar en ny rangering på bakgrunn av kvalitet. Aksjene deles inn i 3 porteføljer, hvor de 30 prosent laveste rangeres som søppelaksjer og de 30 prosent høyeste rangeres som kvalitetsaksjer. Avkastningen til QMJ-faktoren er dermed differanseavkastningen mellom de to høykvalitetsporteføljene og de to lavkvalitetsporteføljene.

$$\begin{aligned}
 QMJ &= \frac{1}{2}(Liten\ Kvalitet + Stor\ Kvalitet) - \frac{1}{2}(Liten\ S\o p p e l + Stor\ S\o p p e l) \\
 &= \frac{1}{2}(Liten\ Kvalitet - Liten\ S\o p p e l) + \frac{1}{2}(Stor\ Kvalitet - Stor\ S\o p p e l) \\
 &\quad \underbrace{\hspace{10em}}_{\text{Kvalitet i små aksjer}} \qquad \underbrace{\hspace{10em}}_{\text{Kvalitet i store aksjer}} \qquad (24)
 \end{aligned}$$

5.9 Prestasjonsvurdering

Vi har tatt utgangspunkt i absolutte og risikjusterte avkastningstall når vi i vår analyse har evaluert prestasjonen til de fem kvalitetssorte kvintilporteføljene og til QMJ-faktoren. Investorer som vurderer aktiv forvaltning, er spesielt interessert i hvilken avkastning de kan opparbeide seg utover den risikofrie renten, noe som i finans er referert til som risikopremie. Som følge av dette må vi inkludere den risikofrie renten, gitt med NIBOR i vår analyseperiode.¹⁴

Det mest benyttede prestasjonsmålet for porteføljeevaluering er sharpe-raten (SR). Sharp-raten viser hvordan investoren belønnes i forhold til risiko, gitt ved standardavviket. Sharp-raten er et absolutt prestasjonsmål som viser hvilken avkastning porteføljen er i stand til å levere, per enhet risiko. På bakgrunn av dette kan vi vise hvor attraktiv de ulike porteføljene er i forhold til hverandre, hvor høyere SR er assosiert med høyere prestasjon (Sharpe, 1966).

I analysen vår, er vi først og fremst opptatt av den risikjusterte meravkastningen som porteføljen har oppnådd. Meravkastningen, som også kalles alfa, finner vi gjennom å utføre

¹⁴ Den risikofrie renten er i vår tidsserie definert som månedlig Norwegian Interbank Offered Rate (NIBOR). Rentene er hentet fra Norges Bank og Oslo Børs, som i perioden har hatt ansvaret for å kalkulere NIBOR.

regresjoner på porteføljens avkastning mot systematiske risikofaktorer. Vårt siste prestasjonsmål er informasjonsraten (IR). IR-målet beregnes ved å skalere porteføljens alfa med residualrisikoen (usystematiske risiko). Årsaken til at IR er mye benyttet i kapitalforvaltning, er at det viser den aktive porteføljens bidrag til den risikable porteføljens totale sharpe-rate (Bodie, et. al, 2014).¹⁵ I oppgaven vurderer vi alfa etter at vi har kontrollert for faktorer for markedet, størrelse (SMB), verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ).

5.10 Regresjonsanalyser

I analysen trengs det regresjonsanalyse for å besvare våre tre forskningsspørsmål. Til dette formålet trenger vi både enkel- og flerfaktor-regresjoner. I dette delkapittelet vil den statistiske teorien bak regresjonsanalyse bli presentert. Vi vil også komme inn på eventuelle problemer og utfordringer ved regresjonsanalyse som metode.

5.10.1 Statistisk teori

Regresjonsanalyse er en statistisk metode som benyttes for å teste sammenhengen mellom to eller flere variabler. Hensikten er å undersøke hvor mye den avhengige variabelen kan forklares ved hjelp av en eller flere andre variabler (uavhengige eller forklarings-variabler). Den mest kjente typen er den lineære regresjonsmodellen, som viser den lineære sammenhengen mellom variablene man ønsker å undersøke relasjonen til (Wooldridge, 2014). Den lineære regresjonsanalysen kan uttrykkes som:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (25)$$

Intuisjonen bak koeffisientene i uttrykket er som følger:

Y_i : Den avhengige variabelen som vi vil forklare.

α : Konstantledd som er verdien av Y-variabelen når X-variablene har verdien 0.

¹⁵ Dette forutsetter at investoren holder den optimale porteføljevekten som maksimerer sharp-rate.

β_i : Forklaringsvariablenes forklaringskraft på Y-variabelen, når vi holder de andre faktorene konstant, «centeris paribus».¹⁶

X_i : Forklaringsvariabler. Kan også kalles kontrollvariabel.

ε_i : Feilledd eller residualer som representerer andre faktorer enn X-variablene som påvirker Y-variabelen.

Minste kvadrats metode

For å kunne estimere en lineær regresjonslinje må minst to av observasjonene være ulike. Dette innebærer at vi er interessert i å estimere en linje som best mulig passer mellom y- og x-variablene. Den mest benyttede måten å estimere koeffisientene α og β_k er gjennom det vi kaller minste kvadratsmetode («ordinary least squares», OLS). Denne metoden bygger på Gauss-Markov antagelsene og går ut på å minimisere de kvadrerte avvikene (feilleddene) fra den estimerte regresjonslinje.¹⁷ De seks Gauss-Markov antagelsene er presentert i tabell 14 i appendiks, men de viktigste er linearitet, og normalfordelte og uavhengige feilledd. I en tidsserieanalyse kan heller ikke feilleddene inneha seriekorrelasjon (Wooldridge, 2014).

Vi vil estimere følgende linje:

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_k X_k \quad (26)$$

Feilleddene, ε_i , er derfor lik forskjellen mellom Y_i og \hat{Y}_i . Den forventede verdien på feilleddene er 0, $E(\varepsilon_i) = 0$. Formelt kan denne utledningen ses som:

$$\min \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_1 X_{i1} - \dots - \hat{\beta}_k X_{ik})^2 \quad (27)$$

5.10.2 Hypotesetesting

For å kunne gi en fullstendig statistisk inferens på bakgrunn av regresjonsanalysen, må Gauss-Markov antagelsene være oppfylt. OLS-estimatorer er de beste lineære «unbiased» estimatorer (BLUE). Men for å kunne bruke de estimerte koeffisientene i analysen, er det viktig å gjennomføre en hypotesetest. Her tester vi om de estimerte koeffisientene, α og β_k er statistisk forskjellig fra verdien av den virkelige koeffisienten i populasjonen. Siden den

¹⁶ Kalles også beta-verdien til forklaringsvariabelen.

¹⁷ OLS-regresjonen er utredet som en tverrsnitts-regresjon, men er også fullt ut brukelig på tidsserie-datasett.

virkelige verdien er ukjent, må vi lage en hypotese, som kalles nullhypotesen. Det er vanlig å anta at denne verdien er lik 0, men det er også mulig å teste om betakoeffisienten er lik andre konstanter. Vi må også utforme en alternativ hypotese, som er det vi ønsker at den estimerte koeffisienten skal ha som verdi. Hypotesetesten er en to-sides test og den som brukes når teorien ikke kan gi noe klart svar på hvilken retning koeffisienten burde ha (Wooldridge, 2014). I vår analyse vil vi derfor bruke en to-sides test fordi finansteorien ikke gir noe klart svar på om meravkastning er mulig. Formelt kan hypotesen uttrykkes som:

$$\begin{aligned} H_0: \beta_k &= 0 \\ H_1: \beta_k &\neq 0 \end{aligned} \tag{28}$$

Den statistiske testen vi bruker kalles en t-test og er definert som:

$$\begin{aligned} T_{\beta_k} &\equiv \frac{\hat{\beta}_k}{se(\hat{\beta}_k)} \\ T_{\beta_k} &\equiv \frac{\hat{\beta}_k - \beta}{se(\hat{\beta}_k)} \end{aligned} \tag{29}$$

Hvor $\hat{\beta}_k$ er koeffisienten vi er interessert i å måle, β_k er den hypotisererte verdien av koeffisienten og $se(\hat{\beta}_k)$ er standardfeilen til koeffisienten. Den første testen er den spesifikke hvor nullhypotesen er lik som i ligning 28. Den andre testen er en mer generell test, hvor nullhypotesen ikke trenger å være at beta-koeffisienten er lik 0, men ta andre verdier. Neste skritt er å bestemme et forkastningsområdet for testen. Forkastningsområdet er avhengig av at vi kjenner den statistiske fordelingen til datasettet vårt. I de fleste tilfeller antas det at datasettet er t-fordelt, noe som vi også antar i vår analyse.¹⁸ Forkastningsområdet avhenger av signifikansnivået, det vil si sannsynligheten for å forkaste H_0 når den egentlig er sann. Det mest populære signifikansnivået er fem prosent. Vi forkaster dermed nullhypotesen når vi får en t-verdien som er høyere enn den kritiske t-verdien som blir bestemt utfra signifikansnivået. Siden vi kjører en to-sides test, er den kritiske verdi 1,95. Når vi kan forkaste nullhypotesen, sier vi at koeffisienten er statistisk signifikant (Wooldridge, 2014). I vår analyse vil vi vise at en koeffisient er signifikant på fem prosentsnivået ved at den er markert ved uthevet skrift i våre tabeller.

¹⁸ Strengt talt, må modellen tilfredsstillere strengere antagelser under CLM antagelsene for at en t-fordeling kan brukes.

5.10.3 Regresjonsmodellens forklaringskraft

I en regresjonsanalyse er det også nyttig å analysere hvor godt OLS regresjonslinjen passer til dataene. Et mål på dette er R^2 , som forteller hvor mye av den totale variasjonen i dataene som er forklart av variasjonen i modellen. Dette er et mål som aldri reduseres når vi inkluderer flere forklaringsvariabler, og er derfor et dårlig mål på om ytterligere variabler burde inkluderes i modellen. Justert R^2 er også et mål på modellens forklaringskraft, men som «straffer» når vi inkluderer flere uavhengige variabler som ikke har ytterligere forklaringskraft. Dette betyr at justert R^2 kun øker når den nye variabelen har en absolutt t-verdi som er større enn 1. Dessverre er ikke dette målet mye bedre enn R^2 som estimator for populasjonens R^2 fordi den ikke klarer å rette opp den skjevheten som i R^2 når den estimerer populasjonens virkelige verdi.

5.10.4 Brudd på modellens antagelser

I dette avsnittet vil mulige brudd på modellens forutsetninger bli presentert. De mest vanlige bruddene er heteroskedastisitet, autokorrelasjon og ikke-normalfordelte feilledd.

Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet innebærer at variansen til feilleddene er avhengig av verdien på forklaringsvariabelen. Dette får ikke implikasjoner for verdien på regresjonskoeffisientene, men påvirker evnen til å gjøre statistisk inferens. En måte å oppdage heteroskedastisitet er å «plotte» feilleddene opp mot de estimerte verdiene fra modellen. Dersom et tydelig mønster dannes, er ikke variansen lenger konstant, og vi har problemer med heteroskedastisitet. En måte å unngå problemer med varians som ikke er konstant, er å bruke heteroskedastisitet-robuste standardfeil, og dermed robuste t-verdier (Wooldridge, 2014).¹⁹

Autokorrelasjon (seriekorrelasjon)

Autokorrelasjon er ofte et problem i både stasjonære og ikke-stasjonære modeller som ikke har uendelig etterslep. Seriekorrelasjon gjør seg gjeldene når feilleddene ikke er ukorrelerte over tid, og får som følge at vi ikke lenger kan stole på standardfeilen og statiske tester. En måte å oppdage autokorrelasjon er ved å «plotte» feilleddene som en funksjon av tiden. Dersom et mønster dannes, eksisterer det et problem med autokorrelasjon. Seriekorrelasjon

¹⁹ Heteroskedastisitet-robuste standardfeil krever store datasett for at sannsynlighetsfordelingen skal være tilnærmet lik t-fordelingen.

kan derfor være et problem i vår analyse siden vi benytter en tidsserie av aksjekurser. Dette er derimot ikke et problem når vi skal analysere aksjeavkastningen, siden disse er månedlige endringer i aksjekursene. Å bruke endringer i y-variabelen vil eliminere mye av seriekorrelasjonen (Wooldridge, 2014).

Ikke-normalfordelte feilledd

Dersom feilleddene fra regresjonsanalysen ikke er normalfordelt kan vi ikke lenger stole på de statistiske testene som utføres for å gjøre statistisk inferens. Dette er imidlertid sjeldent et problem, siden vi ved store datasett kan bruke sentralgrense-teoremet til å konkludere med at feilleddene har en tilnærmet normalfordeling (Wooldridge, 2014).

5.10.5 Fama & MacBeths regresjonsmodell

For å besvare vårt første forskningsspørsmål, om det er en empirisk sammenheng mellom selskapenes kvalitet og aksjeprisen, benytter vi en to-steps regresjonsmodell. Fama & Macbeth (1974) presenterte denne to-steps-modellen for å håndtere problemer med tverrsnitts-korrelasjon, som vi også må forholde oss til i vår analyse. Modellen estimerer i første steg en sekvens av tverrsnitts-regresjoner, for eksempel månedlig aksjekurser. Andre steg i modellen består videre av å kalkulere tidsserien av gjennomsnittet for tverrsnitt-koeffisientene. Dette gjør man ved å teste om koeffisientene er statistisk forskjellig fra de forventede verdiene ut ifra teori eller empiri. Standardfeilen for statistiske tester for regresjoner blir kalkulert ut fra variasjonen i tidsserien av tverrsnitts-koeffisienter. Tverrsnitts-koeffisientene vil ikke ha problemer med seriekorrelasjon, dersom det under den sammenordnede hypotesen om at prognostiserte feilledd er uforutsigbare og første stegs-regresjonene inneholder all relevant informasjon som påvirker den avhengige variabelen (Dymond, 2015).

I vår analyse bruker vi en implementasjon i programmet Stata, som utfører Fama & MacBeths to-steps prosess automatisk. I første steg estimeres tverrsnitts-koeffisientene for kvalitetsmålene hver måned. I andre steg finner prosedyren tidsserie-gjennomsnittet av de samme koeffisientene. Prosessen tar hensyn til seriekorrelasjon, men også heteroskedastisitet. Som en følge av dette produseres det standardfeil som er konsistent med Newey & West (1987) sine standardfeil, med etterslep på x-antall perioder.

5.11 Robusthetstester

Vår studie av Oslo Børs er bygget på den samme metodikken og fremgangsmåten som i den opprinnelige studien av QMJ-filosofien. Men i vår analyseperiode hersker vi over et datasett med en kortere tidsperiode, og vi har i tillegg valgt å inkludere en faktormodell med likviditet. På bakgrunn av dette ønsker vi å kartlegge hvor sensitiv avkastningsmønsteret og faktoreksponeringen vår er. Ved å gjøre enkle justeringer i forhold til analyseperiode, faktorsammensetning, porteføljeinndeling og transaksjonskostnader, ønsker vi å se om resultatene våre er konsistente, eller beveger seg i en motsatt retning. Vi vil derfor foreta relevante robusthetstester under hvert forskningsspørsmål.

6. Analyser og resultater

Ut i fra tidligere empiri, har vi stadfestet at kvalitet er en faktor som investorer er opptatt av når de plasserer pengene sine i det finansielle markedet. I dette kapitlet vil vi presentere hvordan de ulike kvalitetsmålene virker inn på aksjeprisingen og avkastningen i vårt aksjeutvalg på det norske aksjemarkedet, og ikke minst se på innflytelsen av QMJ-faktoren i sin helhet.

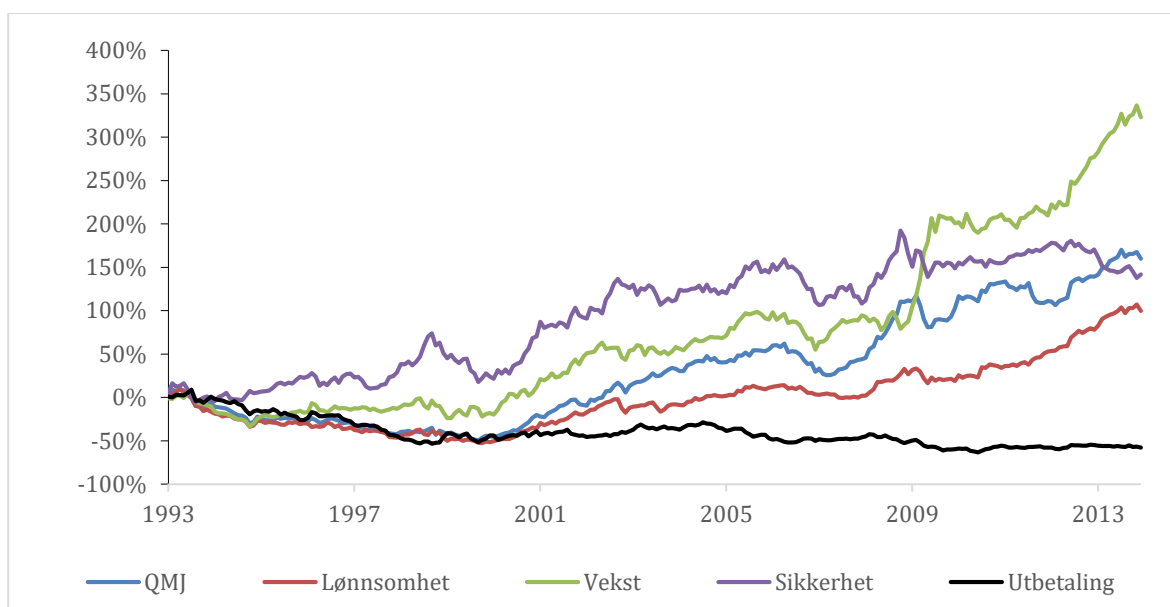
Innledningsvis vil vi presentere deskriptiv statistikk om den kumulative avkastningen til QMJ- faktoren og de andre faktorene basert på de enkelte kvalitetsmålene, samt porteføljer av kvalitetsselskap. Neste skritt i analysen knytter seg til prisingen av kvalitet og vi vil derfor i avsnitt to undersøke om det er en empirisk sammenheng mellom prisen og kvaliteten til aksjer. Videre vil vi undersøke hvordan høy-kvalitetsaksjer presterer i forhold til lavkvalitetsaksjer gjennom se på avkastningsmønsteret til kvintilporteføljer. Avslutningsvis vil vi se om den aggregerte QMJ-faktoren har vært i stand til å levere gode resultater på Oslo Børs.

6.1 Deskriptiv statistikk

I figur 5 er den kumulative avkastningen til QMJ-faktoren og de andre porteføljene basert på de enkelte kvalitetsmålene illustrert for hele analyseperioden. Her kommer det frem at QMJ ikke har vært i stand til å gi en utelukkende positiv meravkastning. Ut ifra det historiske avkastningsbildet fremgår det tydelig at QMJ-tilnærmingen skapte en negativ meravkastning for forvalteren i begynnelsen av tidsepoken. Årsaken er at QMJ-faktoren i begynnelsen av perioden har gitt svært negativ aksjeavkastning. Selv om dette bedret seg på slutten av 1990-tallet, har ikke porteføljen levert positiv kumulativ avkastning før på begynnelsen av 2000-tallet. I de resterende årene fortsetter den kumulative avkastningen å vokse, hvor faktoren spesielt etter finanskrisen har levert svært gode resultater, og har ved utgangen av 2013 gitt en kumulative avkastning på over 150 prosent. De andre porteføljene har levert et tilsvarende avkastningsmønster med unntak av porteføljen basert på utbetaling, som har levert en kumulativ negativ avkastning gjennom hele perioden. Fra figuren kommer det frem at det er porteføljen basert på sikkerhet som har prestert jevnest gjennom perioden, noe som indikerer at investeringer i sikre selskap har vært en gjennomgående god strategi. Vekstporteføljen har

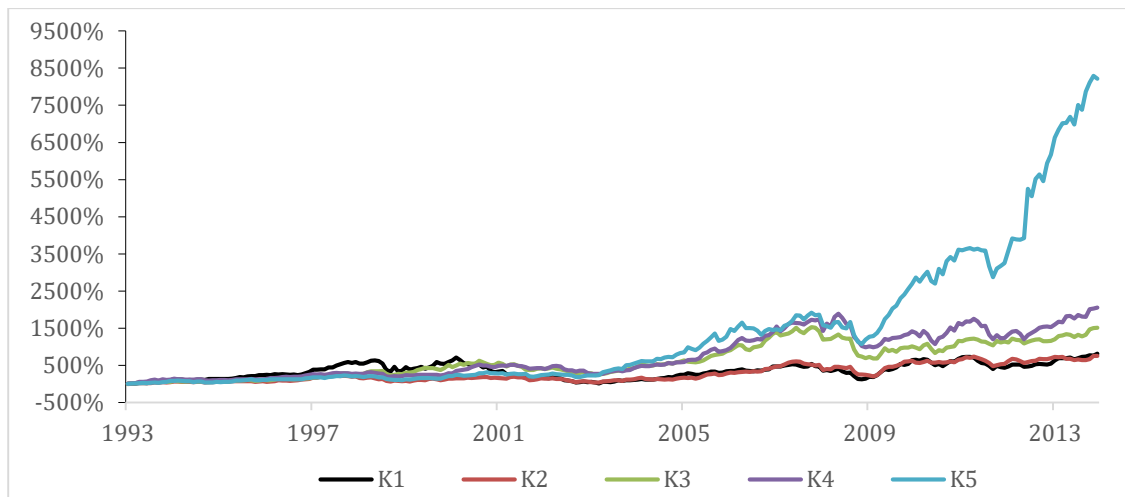
levert høyest kumulativ avkastning etter 2009 og har derfor vært en særlig god tilnærming de siste årene.

På bakgrunn av den deskriptive innsikten kan det virke som QMJ først er en suksessfull investeringsstrategi fra årtusenskiftet, og at man må ha kapasitet og evne til å være langsiktig, i tillegg til å tåle lange perioder med tap før forvalteren kan høste fruktene.



Figur 5: Kumulativ QMJ-avkastning

Hvis en fokuserer kun på aksjenes kvalitetsnivå, som under forskningsspørsmål 2, kan den kumulative meravkastningen for de ulike kvintilene oppsummeres i figur 6. I likhet med den samlede QMJ-faktoren følger den kumulative avkastningen for de fem kvalitetsporteføljene hverandre tett i begynnelsen av analyseperioden, noe som kommer av at kvalitetsstrategi har vært vanskelig å skape positiv meravkastning fra. Ut i fra den historiske prestasjonen til porteføljene basert på kvalitet, ser vi at dette er en trend som vedvarer til om lag midtveis på 2000-tallet, hvor lavkvalitetsaksjene (gitt med kvartil 1 og 2) skiller lag fra resten og gjør det markant dårligere enn porteføljene som innehar et høyere kvalitetsnivå. Dette er i tråd med forventningsmønsteret til kvalitetsstrategien, og underbygges av at høykvalitetsaksjenes (kvartil 5) prestasjon øker markant og har en høyere kumulativ vekst for de siste årene enn de andre kvartilene.



Figur 6: Kvintilenes kumulative meravkastning

6.2 Prisen på kvalitet

I dette delkapittelet vil vi analysere om det er slik at investorer er villig til å betale en høyere pris for kvalitetsaksjer. For å undersøke dette, gjennomfører vi en tverrsnitts regresjon på z-scoren av hver aksjes pris til bok-rate (P/B) på deres samlede kvalitetsscore, $Kvalitet_t^i$. Dette gjøres for månedlige P/B-rater og kvalitetsscore. For å kunne undersøke denne sammenhengen nærmere, gjennomfører vi også regresjoner på P/B-raten og de resterende kvalitetsmålene. For å kontrollere om resultatene er robuste eller sensitive, deler vi også inn i to delperioder for å undersøke om eventuelle sammenhenger er konsistent over analyseperioden vår. Avslutningsvis er tidsutviklingen for prisen på kvalitet redegjort for.

6.2.1 Fama-Macbeths to-stepsprosedyre

For å undersøke om høykvalitetsaksjer blir handlet til en høyere pris enn lavkvalitetsaksjer, gjennomfører vi en regresjonsanalyse. Formelt er denne uttrykt som:

$$P_t^i = a + b * Kvalitet_t^i + \varepsilon_t^i \quad (30)$$

hvor P_t^i er lik $z(PB)_t^i$

I regresjonen undersøker vi om høy kvalitet er assosiert med en høy pris i tverrsnittet. Vi standardiserer i likhet med Asness, et. al. (2013) P/B-raten og kvalitetsscoren, for å begrense effekten fra ekstremverdier ytterligere. Standardiseringen gir også en enkel tolkning av

regresjonskoeffisienten b . Hvis kvaliteten forbedrer seg med et standardavvik, øker pris til marked-raten med b standardavvik.²⁰²¹

Videre tar vi i bruk Fama & MacBeths (1974) tostegs-prosedyre for å analysere tidsserien av tverrsnittene for kvalitet-koeffisienten. De to første kolonnene i tabell 3 rapporterer resultatene fra regresjonen av pris på kvalitet. Hver måned gjennomføres en regresjon av skalert pris på kvalitets-målet, og tidsserie-gjennomsnittet av tverrsnitts-koeffisientene blir rapportert. Standardfeilene justeres for autokorrelasjon og heteroskedastisitet i tråd med Newey & West (1987) med en ettersleplengde på tolv måneder. Vi inkluderer også kontrollvariabler for selskapsstørrelse og aksjeavkastning over det siste året, og benytter Z-scoren på disse kontrollvariablene for konsistens og enklere tolkning.

De to første kolonnene indikerer at prisen av kvalitet, b , er positiv både med og uten kontrollvariabler. De estimerte koeffisienten er på henholdsvis 0.11 og 0.13 med og uten kontrollvariabler, når alt annet holdes konstant. Begge estimatene er sterkt statistisk signifikant (t-verdi på 4.69 og 4.95). Som en følge av dette funnet kan vi hevde at investorer er villig til å betale mer for kvalitets-aksjer på Oslo Børs. Et standardavviks økning i kvalitet (månedlig, eller i tverrsnittet), øker pris-bok raten med 0.11 standardavvik, noe som er lavere enn det Asness, et. al. (2013) fant på det amerikanske og det internasjonale utvalget sitt.

Forklaringskraften for prisen på kvalitet er i overensstemmelse med Asness, et. al. (2013), og har et veldig lavt forklaringsnivå. De fremstiller dette som et «puzzle» for verdipapirprising og likestiller dette med det kjente «puzzle» om lav R^2 for verdipapiravkastning presentert av Roll (1988). I vår analyseperiode forklarer kvalitet kun 3 prosent av variasjonen i tverrsnittet av priser. Når vi inkluderer kontrollvariablene for størrelse og avkastning forbedres dette noe, og R^2 øker til 17 prosent. Fortsatt er majoriteten av tverrsnitts P/B-ratene uforklart i modellen.

Videre ser vi at koeffisienten for størrelse og avkastning er positiv og statistisk signifikant, som betyr at store selskaper er dyrere når vi kontrollerer for kvalitet. Dette er analogt til størrelseseffekten, som vi har presentert i avsnitt 2.3.3. Både Banz (1981), Keim (1983) og Fama & French (1993) har omtalt denne effekten, og Asness, et. al. (2013) finner en

²⁰ Vi har undersøkt om bruk av log av P/B-rate istedenfor bruk av z-score har noen betydning, men fant ingen store avvik.

²¹ Asness, et. al. undersøkte også om bruk av log fremfor z-score på «PB-raten» hadde betydning på de kvantitative resultatene, men fant heller ingen store avvik.

tilsvarende størrelseseffekt i sin analyse. De antyder det faktumet at store selskap har en høyere pris, selv om de har samme kvalitet, kan være en av årsakene bak størrelseseffekten. Når det er sagt, er det viktig å understreke at en annen årsak til størrelseseffekten kan skyldes lav likviditet hos små selskap (Malkiel, 2003a). Dette vil da gi små selskaper betydelige likviditetsrabatter, og derfor kan vi ikke avvise at store selskaper har en høyere pris, skyldes en rasjonell årsaksforklaring.

Et annet nøkkelmoment er at siste års avkastning har en positiv effekt på nåværende P/B-rate. Metoden til Asness, et. al. (2013) inkluderer siste års avkastning for å ta hensyn til at priser og bokverdier ikke er målt på samme tidspunkt. Dette vil si at den positive effekten reflekterer at høy nylig avkastning øker prisen på selskap, mens de bokførte verdiene ikke har hatt tid til å bli korrigert. En annen årsak til effekten kan være knyttet til momentum-anomalien, som presentert i avsnitt 2.3.1. Både Lo & Mackinlay (1999) og Lo, et. al (2000) finner bevis for denne kortvarige momentum-effekten spiller inn, og at investorer har en tendens til å investere i aksjer som har gjort det godt nylig. Denne effekten er omtalt som «bandwagon effect», og det kan godt tenkes at prisen på Oslo Børs er påvirket av denne sammenhengen.

De resterende kolonnene i tabell 3 rapporterer regresjoner på de separate kvalitetsscorene, både for den «univariable» og «multivariable» spesifikasjonen. Den utførte regresjonen er som følger:

$$P_i^t = a + b_1 Lønnsomhet_i^t + b_2 Vekst_i^t + b_3 Sikkerhet_i^t + b_4 Utbetaling_i^t + \varepsilon_i^t \quad (31)$$

Funnene viser vekst og sikkerhet har entydig positiv effekt på prisen, mens lønnsomhet og utbetaling påvirker prisen negativt. Den negative effekten for lønnsomhet er vanskelig å forklare ut i fra tidligere empiri. Lønnsomhet skal ifølge verdsettelsesteori være positiv for aksjepriser, da høyere lønnsomhet gir større resultater for selskapene, som igjen øker utbyttet og kontantstrømmene til investorene. Dette har også Asness, et. al. (2013) påvist både på det amerikanske og det internasjonale aksjemarkedet. Effekten i vår analyse er derimot liten og ikke statistisk signifikant i den «univariable» spesifikasjonen, men sterkere og signifikant i den «multivariable» spesifikasjonen. Den negative effekten i vår analyse kan skyldes metodiske svakheter i utforming av lønnsomhetsmålet, eller være preget av «omitted variable bias». Sistnevnte betyr at modellen mangler en eller flere viktige forklaringsnøkler som er korrelert med lønnsomhet, og i vårt tilfelle kan en mulig utelatt variabel være

oljeprisen. På Oslo Børs er flere av de nasjonale oljeselskapene blant de største selskapene, i tillegg til at olje er en viktig del av verdikjeden for norske selskap. Det er derfor en mulighet for at lønnsomheten blir direkte påvirket av oljeprisen. Det er gjort flere studier på korrelasjonen mellom oljeprisen og markedsavkastningen på Oslo Børs, hvor blant annet Næs, et. al. (2008) har påvist en positiv korrelasjon.

	Oslo Børs 1993 -2013						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Kvalitet	0.11 (4.69)	0.13 (4.95)					
Lønnsomhet			-0.03 (-1.44)				(-0.13) (-5.39)
Vekst				0.11 (3.93)			0.10 (4.50)
Sikkerhet					0.29 (14.12)		0.39 (12.97)
Utbetaling						(-0.06) (-2.36)	(-0.07) (-2.90)
Størrelse		0.24 (5.92)					0.25 (5.60)
Ret(t-12, t)		0.13 (4.59)					0.13 (4.74)
Average R ²	0.03	0.17	0.01	0.03	0.10	0.02	0.33

Tabell 3: Regresjonsresultater for prisen av kvalitet

Tabellen rapporterer koeffisientene fra Fama MacBeth-regresjonen hvor den avhengige variabelen er z-scoren av selskapets pris/bok-rate i måned t. Forklaringsvariablene er kvalitetsscoren i måned t, og de individuelle kvalitetsmålene lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling. Vi inkluderer også kontrollvariabler for størrelse og siste års aksjeavkastning. Standardfeilene er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon med et etterslep på 12 måneder. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift.

Koeffisientene for vekst og sikkerhet er sterkt statistisk signifikante både i den envariable og flervariable spesifikasjonen, med og uten kontrollvariablene for størrelse og nylig avkastning. Når vi kun inkluderer vekst som forklaringsvariabel, får vi en estimert effekt på 0.11 «ceteris paribus». I den multivariable spesifikasjonen får vi en estimert koeffisient på 0.10. Et standardavviks endring i vekstfaktoren vil derfor føre til 0.10 standardavviks endring i selskapet P/B-rate. Dette er i tråd med verdsettelsesteori gjennom Gordons formel, som presentert i avsnitt 2.5 og tidligere empiri på området. Modellen sier at vekst alt annet likt, vil øke prisen på en aksje, som skyldes at vekst er en indikasjon på økt fremtidig lønnsomhet. Utfra fra våre empiriske resultater, har vi grunnlag for å si at investorer på Oslo Børs har økt betalingsvillighet for selskaper som har høy historisk vekst.

De estimerte koeffisientene for sikkerhet er 0.29 og 0.39, for henholdsvis den envariable og flervariable spesifikasjonen. Asness, et. al. (2013) finner derimot en tvetydig sikkerhetseffekt. Forskerne trekker paralleller til den flate verdipairlinje (Black, Jensen, & Scholes (1972) og Frazzini & Pedersen (2014)) og teorien om begrensning ved belåning (Black (1972) og Frazzini & Pedersen (2014)). Teorien går ut på at risikovillige investorer som har problemer med belåning, vil skifte over til plasseringer i mer risikable aksjer. Forvalterne vil derfor by opp prisen på risikokable aksjer (og dermed gi lavere avkastning) mens prisen på sikrere aksjer faller til et lavere nivå (og gi høyere avkastning). I vår analyseperiode for Oslo Børs derimot, kan det se ut som at dette ikke er tilfelle. Investorene på Oslo Børs ser ut til å være villig til å betale mer for sikre aksjer, som kan tyde på at investorer har høyere risikoaversjon, eller alternativt ikke har problemer med belåning.

Prisen på utbetaling er i vår analyse estimert til å være negativ, med en koeffisient på mellom 0.06 og 0.07, som er sterkt statistisk signifikant i begge spesifikasjonene. En mulig årsak til dette kan tilskrives «reverse causality», som betyr at selskaper som har høye (lave) priser, kan opportunistisk utstede (tilbakekjøpe) aksjer (Asness, et. al., 2013). Denne effekten underbygges også av funnene til Baker & Wurgler (2002), Pontiff & Woodgate (2008) og McLean, et. al. (2009), som har påvist at effekten blant annet har vist seg å være sterkere jo høyere utstedelsesaktiviten er i markedet.

Partialeffekten til størrelse og nylig avkastning er som det fremgår av tabell 3 også positive. Store selskap vil derfor ha høyere pris, gitt at selskapene har samme lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling. Videre har vi dokumentert at siste års avkastning er med å bestemme prisen, noe som er med på å legge føringer for hvordan forvalterne i fremtiden velger å investere.

Forklaringskraften til prisen på kvalitet er dokumentert til å være lav, men når vi inkluderer alle kvalitetsmålene i modellen øker forklaringskraften noe. Den gjennomsnittlige R^2 øker til 33 prosent, som er et bevis på at det er fortsatt en liten del av prisen som blir forklart gjennom våre mål for lønnsomhet, vekst, utbetaling og sikkerhet. Potensielle årsaker til denne begrensede forklaringskraften kan, som vi har skrevet i avsnitt 3.1, være blant annet at markedsprisene er basert på andre kvalitetsmål enn de vi har vurdert i vår analysen. I tillegg kan dette skyldes atferdsmessige forhold, og at investorer tar irrasjonelle beslutninger.

6.2.2 Robusthetstest for Pris/bok

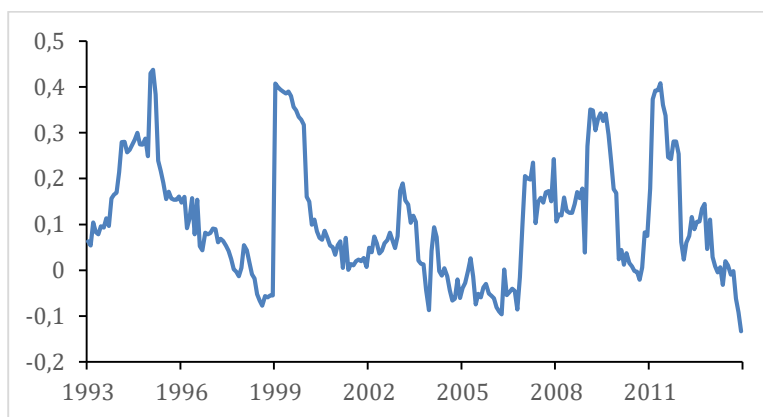
Som et ledd i testingen av våre resultater har vi valgt å dele opp den opprinnelige tidsperioden i to mindre bruddstykker, for å undersøke hvilke utslag dette eventuelt får. Vi har benyttet en tidsinndeling, hvor periode en utgjør 1993-2002, og periode to består av de resterende årene. Resultatene fra delperiode 1 er oppsummert i tabell 15 i appendikset, mens den siste delperioden er illustrert i tabell 16.

Når man retter søkelyset mot de første årene i vår analyse, gjelder det samme påvirkningsmønsteret som tidligere. Kvaliteten (0.09) er på tilnærmet samme nivå som tidligere, noe som også er gjentakende for de andre kvalitetsmålene. Det eneste unntaket er størrelse (0.41), som er markant sterkere mellom 1993 og 2002, sammenlignet med den opprinnelige tidsserien (0.24). Størrelseseffekten som Banz (1981), Keim (1983) og Fama og French (1993) har påvist, er på det sterkeste på Oslo Børs i denne perioden. Store selskaper har derfor i denne delperioden blitt jevnt over handlet til en høyere pris enn det små selskap har, selv når de har samme kvalitet. Implikasjonen av dette er at størrelseseffekten kan ha blitt handlet bort over tid på Oslo Børs, siden virkningen har blitt fattigere når man inkluderer hele tidsserien. Dette stemmer overens med bevisene til Malkiel (2003a), om at størrelseseffekten forsvant på de internasjonale finansmarkedene i løpet av 1990-tallet.

At størrelseseffekten har forsvunnet over tid, underbygges av at størrelseseffekten er redusert til 0.08 fra 2003-2013, som er på nivået med den samlede tidsserien. Videre legger vi merke til at kvaliteten som helhet, og de øvrige faktorene som inngår i kvalitetsscoren, er på nivå og har samme mønster som for hele tidsperioden. Ved å kontrollere resultatene for pris/bok i to delperioder, ser vi at det er en konsistent påvirkningssammenheng med små forskjeller, hvor den eneste store forskjellen er den store størrelseseffekten fra 1993-2002. På bakgrunn av dette kan det tyde på at resultatene for kvalitet i liten grad er sensitiv i forhold til hvilken analyseperiode man ser på, og at investorene på Oslo Børs har litt høyere betalingsvilje for kvalitetsselskaper.

6.2.3 Utviklingen av prisen på kvalitet

For vårt analyseformål er det spesielt interessant å undersøke hvordan prisen på kvalitet har utviklet seg gjennom perioden.²² I figur 7 har vi derfor illustrert tidsserien av kvalitetskoeffisienten fra Fama & Macbeth- regresjonen, som vi har estimert fra 1993-2013. Som det fremgår av figuren har prisen på kvalitet variert fra over 0.4 standardavvik på sitt høyeste til -0.14 på sitt laveste, alt etter hvordan konjunktorene i økonomien har utartet seg. Det som er spesielt verdt å merke seg er at prisen på kvalitet er lavere, og i enkelte tilfeller negativ i de gode økonomiske periodene. Dette er spesielt fremtredende på høyden av IT-boblen og i årene før finanskrisen slo inn for fullt. I kontrast ser vi at prisen på kvalitet øker markant i nedgangsperioder, som kan tyde på investorer verdsetter kvalitetsaksjer spesielt i disse periodene. Dette kan tyde på kvalitetsaksjer har en «flight to quality»-effekt, som vi har antydnet tidligere. Investorer blir derfor mer risikoavers i trange økonomiske tider, og verdsetter i større grad likvide og mer sikre aksjer. Dette vil ofte være assosiert med kvalitetsselskaper.



Figur 7: Prisen på kvalitet

6.2.4 Konklusjon på forskningsspørsmål 1

I dette delkapittelet har vi undersøkt om investorer på Oslo Børs har en høyere betalingsvillighet for kvalitetsaksjer enn for lavkvalitetsaksjer. I analysen finner vi bevis på at dette er tilfelle, og det er en signifikant positiv effekt mellom pris og kvalitet. Vi kan

²² Vi fokuserer i forskningsspørsmål en på prisen på kvalitet historisk på Oslo Børs. I figur 10 i appendikset har vi derfor lagt ved utviklingen av de andre individuelle kvalitetsmålene.

derfor konkludere med at investorene på Oslo Børs er villig til å betale en litt høyere pris for kvalitet. Funnene fra robusthetstesten viser at effekten er robust for valg av analyseperiode, selv om den ikke er av stor størrelsesorden.

Vi har også funnet signifikante positive effekter mellom aksjeprisen og vekst, i tillegg til en signifikant negativ effekt mellom utbetaling og aksjepris. Et sentralt moment i analysen av forskningsspørsmål 1, er at vi har sett at prisingen av kvalitet har variert i perioden. Mønsteret vi har avdekket, har vist at prisen på kvalitet er på sitt sterkeste i urolige tider, mens den er svært begrenset i gode perioder. Dette kan tyde på at kvalitetsaksjer utøver en form for «flight to quality», som kommer av at investorer ønsker å plassere formuen i kvalitetsaksjer når realøkonomien forverres, noe som driver opp prisen på denne formen for aksjer. Avslutningsvis vil vi understreke at forklaringskraften i modellene er svært begrenset i likhet med tidligere studier. Vi konkluderer derfor med at det har vært en begrenset prising av kvalitet på Oslo Børs i vår analyseperiode.

6.3 Kvalitetsaksjenes meravkastning

I analysens første grunnstein påviste vi at aksjeprisen på Oslo Børs i begrenset grad blir bestemt på bakgrunn av kvalitetsfaktorene. Årsakssammenhengen bak dette fenomenet er som allerede påvist, svært sammensatt. Selv trekker Asness, et. al. (2013) frem at en forklaringsnøkkel til denne svakheten kan skyldes at markedet benytter andre kvalitetskarakteristikk i forbindelse med aksjeprisingen, som ikke fanges opp i kvalitetsscoren i vår regresjonsmodell. Dette kommer i tillegg til at det kan være andre sikkerhetsmål som vi ikke hensyntar, eller at det er begrenset markedseffisiens. At markedet i virkeligheten ikke fullt ut er effisient, impliserer at høykvalitetsaksjer skal levere en høyere avkastning sammenlignet med lavkvalitetsaksjer, siden aktørene i markedet underpriser høykvalitets-aksjer. Det er virkningene av bruddet på markedseffisiens vi tar utgangspunkt i den påfølgende seksjonen, og undersøker hvordan differansen i avkastning mellom høy- og lavkvalitetsaksjer er i det norske finansmarkedet.

Vår opprinnelige investeringstilnærming består av en månedlig rebalanseringsstrategi, hvor vi deler inn aksjeutvalget vårt i fem porteføljer basert på deres kvalitetsegenskaper. Utgangspunktet er rammeverket til Asness, et. al. (2013) som benytter firefaktor-modellen for å forklare avkastningsmønsteret, men i tillegg velger vi å inkludere likviditetsfaktoren. Dette skyldes at likviditet har en positiv sammenheng med aksjeavkastning ifølge flere

empiriske studier (Næs, et. al., 2008). For å undersøke porteføljenes avkastning, består derfor forklaringsvariablene i porteføljeanalysen av markedsporteføljen, størrelses- og verdifaktoren som i den opprinnelige trefaktor-modellen til Fama & French (1993). I tillegg kommer Jegadeechs momentumfaktor, og likviditetsvariabelen:

$$r_{t-r_f} = \alpha + \beta^{MKT} MKT_t + \beta^{SMB} SMB_t + \beta^{HML} HML_t + \beta^{UMD} UMD_t + \beta^{LIQ} LIQ_t + \varepsilon_t \quad (32)$$

I likhet med tidligere, vil vi også utføre robusthetstester knyttet til avkastningsmønsteret og se hvor sensitive resultatene under forskningsspørsmål to er. For dette formålet vil likevektede porteføljer, desilporteføljer og halvårlig rebalansering bli vurdert.

6.3.1 Initielt verdivektede porteføljer

Kvintilenes alfa-verdi er summert i tabell 4 nedenfor, hvor porteføljen lengst til høyre representerer en selvfinansiert portefølje (HL) som er lang i kvalitetsaksjer og kort i lavkvalitetsaksjer. Porteføljene leverer månedlig meravkastning på mellom 1,14 prosent og 1,99 prosent, som er avkastningen i henholdsvis kvintil 2 og kvintil 5. Vi ser at avkastningsforholdet er som forventet, hvor lavkvalitetsaksjene leverer en lavere meravkastning sammenlignet med aksjene som har et høyt kvalitetsnivå. Selv om forskjellen mellom de ulike kvintilene ikke er stor, ser vi at man oppnår en stadig høyere avkastning i takt med økt kvalitetsnivå. Unntaket er imidlertid mellom kvintil 1 og 2, hvor det i vårt tilfelle er kvintil 2 som leverer den laveste profitten til investorene. Våre funn støtter opp om resultatene til Asness, et. al. (2013) om at kvalitetsaksjer genererer positiv meravkastning. Differanseavkastningen for hele perioden er på 0,68 prosent månedlig. Selv om dette er tilfelle, er det viktig å understreke at den selvfinansierte «long-short» porteføljen ikke leverer en signifikant høyere avkastning enn de med lav kvalitetsverdi. Årsaken til at differanseavkastningen ikke er signifikant positiv skyldes at det er liten forskjell mellom avkastningen til den høyest- og lavest rangerte porteføljen, og vi kan som følge av dette ikke konkludere med at det er en signifikant forskjell i gjennomsnittsavkastningen.

	Oslo Børs 1993 - 2013					
	K1	K2	K3	K4	K5	HL
Meravkastning	1.32 (2.24)	1.14 (2.39)	1.34 (3.15)	1.42 (3.61)	1.99 (4.69)	0.68 (1.45)
CAPM alfa	-0.54 (-1.30)	-0.46 (-1.52)	-0.09 (-0.32)	0.11 (0.44)	0.67 (2.21)	1.20 (2.57)
3-Faktor alfa	0.01 (0.02)	-0.01 (-0.03)	0.26 (0.99)	0.37 (1.48)	1.03 (3.51)	1.03 (2.14)
4-Faktor alfa	0.11 (0.26)	0.08 (0.27)	0.29 (1.09)	0.29 (1.16)	1.00 (3.38)	0.90 (1.86)
5-Faktor alfa	0.10 (0.27)	0.08 (0.27)	0.29 (1.09)	0.29 (1.16)	1.00 (3.39)	0.90 (1.89)
Beta	1.07	0.98	0.95	0.91	0.87	-0.20
Sharpe Ratio	0.14	0.15	0.20	0.23	0.30	0.09
Information Ratio	0.01	0.01	0.04	0.05	0.15	0.12
Adjusted R2	0.63	0.70	0.66	0.65	0.58	0.10

Tabell 4: Regresjonsresultater for avkastningstall

Tabellen rapporterer resultater for regresjonen på månedlig avkastning for verdivektede kvintilporteføljer mot de fem systematiske risikofaktorene. Kolonnen helt til høyre viser en selvfinansierende portefølje som er lang i høykvalitetsaksjer og kort i lavkvalitetsaksjer. Alfa er skjæringspunktet i tidsserie-regresjonen av månedlig meravkastning, hvor de forklarende variablene er markedets meravkastning (MKT), størrelses (SMB), verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ). T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Beta er eksponeringen mot markedsporteføljen. Informasjonsraten er 5-faktor alfa dividert med standardavviket av feilleddene fra regresjonen. Sharpe-raten og informasjonsraten er begge månedlig.

Når vi kontrollerer mot systematiske risikofaktorer, ser vi en trend som er mer i likhet med Asness, et. al. (2013), hvor høykvalitetsaksjer presterer bedre enn selskaper med lavere kvalitet. Årsaken til at høykvalitetsaksjer utkonkurrerer lavkvalitetsaksjer er fordi de har lavere eksponering mot markedsfaktoren og de andre risikofaktorene. Når vi justerer meravkastningen for CAPM-faktoren, leverer porteføljen med høykvalitetsaksjer en meravkastning på 67 basispoeng per måned med t-statistikk på (2.21) og er dermed signifikant større enn 0.²³ Porteføljen med lavkvalitets-aksjer leverer en negativ alfa på 54 basispoeng, men er ikke statistisk signifikant.²⁴ Dette gir oss en månedlig signifikant differanseavkastning på 1,20 prosent og dermed kan vi konkludere med at det er forskjell i avkastning mellom høykvalitets- og lavkvalitets-aksjer.

²³ CAPM-faktoren er en verdivektet markedsportefølje.

²⁴ Porteføljen med nest høyest kvalitet leverer også en positiv risikostjustert meravkastning, men den er heller ikke statistisk signifikant.

Når vi introduserer Fama-French faktorene, har vi en vedvarende lik trend. Høykvalitetsaksjene leverer en positiv månedlig alfa på 1,03 prosent med en t-verdi 3.51. Lavkvalitetsaksjene oppnår nå ingen meravkastning, og er ikke signifikant, som skyldes at porteføljen har negativ eksponering mot størrelse (-0.17). HL-porteføljen gir oss en differanseavkastning på 1,03 prosent med en t-verdi på (2.14). Selv om vi kan konkludere med at differanseavkastningen er positiv, er ikke grunnlaget veldig sterkt. Det er også verdt å legge merke til at alle porteføljene har gjort det bedre enn markedet, når vi kontrollerer for ytterligere risikofaktorer. For firefaktor-, og femfaktor-modellen er trenden den samme, men meravkastningen reduseres jo flere risikofaktorer vi inkluderer. Den selvfinansierende porteføljen som er lang i kvalitetsaksjer og kort i lavkvalitetsaksjer oppnår positiv månedlig differanseavkastning på 0,90 prosent for både firefaktor-, og femfaktor-modellen hvor begge er marginal statistisk signifikant.

Fra tabellen kan vi også se at høykvalitets-porteføljen har levert høyest sharperate og informasjonsrate i perioden, og kvalitetsmålene stiger jevnt med kvalitetsnivået. Dette viser at lavkvalitetsaksjer også leverer de dårligste resultatene når vi vurderer risikoen ut fra både den totale risikoen og ut ifra et relativt risikomål. Sharpe-raten til den selvfinansierende portefølje blir lav fordi lavkvalitetsporteføljen leverer en høy meravkastning som gir en lav differanseavkastningen, samtidig som den får et høyere risikonivå. Men når vi kun ser på den systematiske risikoen, leverer HL-porteføljen mye bedre og i samme størrelsesorden som høykvalitetsaksjene.

6.3.2 Kvintilenes faktoreksponering

I hvilken grad en kvalitetsinvestering høster meravkastning, eller om den kan forklares på bakgrunn av andre dokumenterte risikopremier kan diskuteres. I forrige avsnitt så vi at meravkastningen holder seg høy selv når vi kontrollerer for ytterligere risikofaktorer. I den forbindelse vil det også være interessant å se i hvilken grad meravkastningen (over risikofri avkastning) er eksponert mot de fem risikofaktorene vi har inkludert i analysen.

På grunn av at kvalitetsstrategien bygger på å investere i porteføljen med kvalitetsaksjer, og «shorte» de med lavest kvalitet, velger vi å fokusere på kvintil 1 og kvintil 5 i denne analysen. Hensikten er å illustrere hvordan faktoreksponeringene varierer og dette er presentert i tabell 5.

Forventet faktoreksponering

Porteføljer som er lang i kvalitetsaksjer og som «shorter» lavkvalitetsaksjer er ventet å ha en negativ markedseksponering. I tillegg så er det ut i fra etablert teori forventet at høykvalitetsaksjer og en «long-short» portefølje skal ha både negativ verdi- og størrelses-effekt. Selve motivasjonen for å bedrive aktiv forvaltning er som nevnt troen om at en besitter evnene til å slå markedet, som er bakgrunnen for at en forventer å realisere en positiv alfa-verdi i høykvalitetsporteføljene. Dette kommer i tillegg til en lav residualrisiko, og at avkastningen fra høykvalitetsporteføljene genererer høy meravkastning i perioder hvor det er finansiell uro i finansmarkedene, eller nedgangskonjunkturer.

Lavkvalitets-porteføljen (K1)

I tabell 5 har vi illustrert hvordan porteføljens månedlige meravkastning blir påvirket av de systematiske risikofaktorene. Vi ser tydelig at porteføljen med søppelaksjer påvirkes signifikant av tre av de fem risikofaktorene, hvor størrelses- og verdifaktorene ikke er signifikant.

Det er markedsbetaen som har den største eksponeringen, noe som ikke er overraskende siden det er forventet at markedsindeksen vil forklare en stor del av variasjonen i avkastning for en representativ portefølje. Men vi kan ikke konkludere med at betaen er signifikant større enn 1. Dette er det Ibbotson & Kaplan (2000) omtaler som «rising tide lifting all boats», altså hvis markedet har positiv avkastning, vil også andre porteføljer ha positiv avkastning. Vi ser av tabellen at markedscoeffisienten er størst i kvintil 1 (1.07), og at momentum (-0.19) og likviditet (-0.53) er signifikant negative. Eksponeringen mot momentum er i tråd med forventninger da lav-kvalitetsaksjer ofte har gjort det dårlig den siste perioden. Den negative eksponeringen mot likviditetspremien er derimot vanskeligere å ta stilling til. Men det er kanskje naturlig å tenke seg at lav-kvalitetsaksjer er mindre likvide enn det høy-kvalitetsaksjer er. Dette lar derimot seg ikke vise i vår analyse.

Høykvalitets-porteføljen (K5)

For kvalitetsporteføljen ser vi at den er kun er signifikant eksponert mot markedsfaktoren og størrelseseffekten. Vi ser også at kvintil 5 har en eksponering mot markedet som er signifikant lavere enn 1 (0.87). Dette er i tråd med forventningene assosiert med kvalitet, om at aksjer med høy kvalitet er knyttet til et lavere risikonivå. Høykvalitetsporteføljen er negativ eksponert mot størrelse (-0.24), verdi (-0.07) og likviditet (-0.16), samt positiv mot momentum (0.02). Siden de tre siste eksponeringene ikke er signifikant må vi derfor være

forsiktig med å trekke konklusjoner fra denne sammenhengen. Det kan være en indikasjon på at det er andre årsaker enn de systematiske faktorrisikoene, som forklarer avkastningen til høykvalitetsaksjer.

Lang høykvalitet, kort lavkvalitet (HL)

Ved å kjøpe høykvalitetsaksjer og «shortselge» lavkvalitetsaksjer ser vi faktoreksponeringen er i tråd med den forventende effekten. Både markedet (-0.20), størrelse (-0.07) og verdi (-0.07) er alle negativt eksponert, hvor markedsbetaen er signifikant lavere enn 0. Koeffisientene for størrelse og verdi er derimot ikke signifikante, så vi kan ikke slå fast denne sammenhengen. Momentum (0.21) og likviditet (0.38) er på sin side begge signifikante og positive. Dette er en sterk indikasjon på at investorer som kjøper kvalitetsaksjer, som har gjort det godt i den foregående perioden, og «shorter» søppelaksjer som har gjort det dårlig, oppnår en positiv avkastning av dette kjøpet. Den positive eksponeringen mot likviditetspremien indikerer at kvalitetsselskaper høster en likviditetspremie. Dette er ikke helt i tråd med forventningene om at kvalitetsaksjer har en «flight to liquidity»-mekanismen, men det kommer av den store negative eksponeringen som søppelselskapene har mot faktoren.

Oslo Børs 1993- 2013						
	K1	K2	K3	K4	K5	HL
MKT	1.07 (0.84)	0.98 (-0.37)	0.95 (-0.93)	0.91 (-1.75)	0.87 (-2.07)	-0.20 (-1.97)
SMB	-0.17 (-1.54)	-0.22 (-2.62)	-0.26 (-3.37)	-0.21 (-2.91)	-0.24 (-2.80)	-0.07 (-0.49)
HML	0.00 (0.05)	-0.07 (-1.19)	0.05 (0.97)	0.12 (2.38)	-0.07 (-1.15)	-0.07 (-0.76)
UMD	-0.19 (-2.80)	-0.15 (-2.99)	-0.05 (-1.17)	0.09 (2.10)	0.02 (0.36)	0.21 (2.50)
LIQ	-0.53 (-4.58)	-0.32 (-3.75)	-0.12 (-1.55)	-0.09 (-1.15)	-0.16 (-1.75)	0.38 (2.63)

Tabell 5: Faktoreksponering under verdivekting

Tabellen rapporterer eksponeringen verdivektete kvintilporteføljer har mot de systematiske risikofaktorene. Kolonnen helt til høyre viser en selvfinansierende portefølje som er lang i høykvalitetsaksjer og kort i lavkvalitetsaksjer. MKT er markedsbetaen. SMB og HML er størrelsespremien og verdipremien. UMD er momentumpremien og LIQ er likviditetspremien. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Markedsbeta (MKT) er testet mot $H_0 = 1$, resten er testet mot $H_0 = 0$.

6.3.3 Alternativ porteføljekonstruksjon: likevektede porteføljer

Grunnpilaren bak konstruksjonen av kvalitetsporteføljer, er at forvalteren konstruerer initialt verdiveide porteføljer. Det er dette som er praksisen for tidligere studier på det amerikanske og internasjonale aksjemarkedet foretatt av Asness, et. al. (2013) og Zaremba (2015), og således også vårt utgangspunkt for analysen av Oslo Børs. Hvorvidt avkastningsresultatene endrer seg ved å endre porteføljevektene, eller mønsteret forblir det samme, er noe vi ønsker å kontrollere for i vår investeringsperiode. Som en alternativ strategi antar vi derfor at forvalteren på investeringspunktet konstruerer porteføljene slik at han er likevektet når han gjør sine plasseringer. I likhet med den verdivektede investeringsstrategien, rebalanseres porteføljene ved månedsslutt. Det eneste som skiller de to fremgangsmåtene, er at man ved månedsslutt selger og kjøper aksjer så man opprettholder likevekten ved investeringstidspunktet. Ved en likevektstrategi vil derfor små aksjer få større betydning ved utregning av porteføljens avkastning enn under en verdivektet strategi.

Avkastning under strategi med likevektede porteføljer

Et moment som er viktig å merke seg er at selv om vi har kvintiler basert på bakgrunn av deres kvalitet, ser vi at det er en gjennomgående stor meravkastning i vårt datasett. Også den laveste kvintilen oppnår en positiv meravkastning (0,68 prosent), som er i kontrast til Asness, et. al. sin originale studie på det internasjonale markedet. Vi vet midlertidig ikke hvordan denne sammensetningen har vært i den foregående studien på Oslo Børs. Oslo Børs er i underkant av en halv prosent av den totale vektningen i den internasjonale portefølje til Asness, et. al., noe som gjør at resultatene fra det norske finansmarkedet i liten grad influerer funnene til forskerne.

Selv om vi ser i tabell 6 at det er utelukkende positiv meravkastning for alle porteføljene, er trenden lik som for den verdivektede strategien. Lavkvalitet-porteføljen leverer konsistent lavest meravkastning gjennom alle våre risikomodeller med negativ alfaverdier på mellom 0,65 og 1,14 prosent med høye t-verdier (mellom 2.78 – 4.93). Vi ser også at meravkastningen stiger i takt med økt kvalitetsnivå, som under den opprinnelige investeringsstrategien. Høykvalitetsporteføljen leverer litt lavere meravkastning over det risikofri alternativet enn den verdivektede porteføljen. Når vi kontrollerer for markedet, reduseres meravkastningen til 44 basispoeng med t-verdi på (1.98).²⁵ Videre har porteføljen

²⁵ Markedsporteføljen er nå en likevektet markedsportefølje.

levert marginale negative alfaverdiene når vi inkluderer ytterligere risikofaktorer i tillegg til markedet, men de er ikke signifikant under likevektning. Dette viser at mye av meravkastningen skyldes eksponering mot størrelseseffekten, noe som er naturlig siden de små selskapene har større vektning i denne strategien.

	Oslo Børs 1993- 2013					
	K1	K2	K3	K4	K5	HL
Meravkastning	0.68 (1.76)	0.78 (2.40)	1.13 (3.51)	0.88 (2.71)	1.51 (4.57)	0.83 (3.57)
CAPM alfa	-0.65 (-2.78)	-0.37 (-1.99)	0.01 (0.04)	-0.23 (-1.13)	0.44 (1.98)	1.09 (4.69)
3-Faktor alfa	-1.14 (-4.93)	-0.82 (-4.51)	-0.53 (-2.97)	-0.84 (-4.67)	-0.12 (-0.53)	1.02 (4.13)
4-Faktor alfa	-1.07 (-4.64)	-0.75 (-4.20)	-0.49 (-2.77)	-0.82 (-4.54)	-0.03 (-0.16)	1.03 (4.13)
5-Faktor alfa	-1.07 (-4.62)	-0.75 (-4.13)	-0.52 (-2.89)	-0.83 (-4.55)	-0.05 (-0.24)	1.02 (4.06)
Beta	0.94	0.81	0.86	0.84	0.82	-0.13
Sharpe Ratio	0.11	0.15	0.22	0.17	0.29	0.22
Information Ratio	-0.32	-0.29	-0.20	-0.32	-0.02	0.28
Adjusted R^2	0.58	0.69	0.70	0.70	0.63	0.06

Tabell 6: Regresjonsresultater for likevektede porteføljer

Tabellen rapporterer resultater for regresjonen på månedlig avkastning for likevektede kvintilporteføljer mot de fem systematiske risikofaktorene. Kolonnen helt til høyre viser en selvfinansierende portefølje som er lang i høykvalitetsaksjer og kort i lavkvalitetsaksjer. Alfa er skjæringspunktet i tidsserie-regresjonen av månedlig meravkastning, hvor de forklarende variablene er markedets meravkastning (MKT), størrelse (SMB), verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ). T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Beta er eksponeringen mot markedsporteføljen. Informasjonsraten er 5-faktor alfa dividert med standardavviket av feilleddene fra regresjonen. Sharpe-raten og informasjonsraten er begge månedlig.

Den forverrede prestasjonen til lavkvalitetsaksjene gir seg utslag i at differanseavkastning HL-porteføljen nå er signifikant positiv. Den likevektede HL-porteføljen leverer også en høyere alfa-verdi for femfaktor-modellen (12 basispoeng høyere) og som er sterkt statistisk signifikant (t-verdi på 4.06). Dette viser at for å oppnå risikojustert meravkastning, kan investoren også likevekte porteføljen og oppdatere denne månedlig. Som en følge av dette gir de en indikasjon på at resultatene er robust i vår analyseperiode uavhengig av porteføljevæktning, selv om høykvalitetsporteføljen i seg selv gir negativ alfaverdi. En implikasjon av dette er at store kvalitetsselskap er den største driveren bak meravkastningen.

Hvis vi vurderer våre andre prestasjonsmål, ser vi liknende resultater. Lavkvalitetsporteføljen har lavest sharpe- og informasjonsrate. Høykvalitetsporteføljen har oppnådd høyest meravkastning per risikoenhet når vi vurderer den totale risikoen. Men det er kun HL- porteføljen som har en positiv informasjonsrate, noe som skyldes at de andre porteføljene har oppnådd negative alfaverdier.

Faktorsensitivitet under alternativ porteføljevoting

Forventet eksponering mot risikofaktorene er de samme som tidligere, hvor en forventer en negativ eksponering mot markedet, SMB og HML i HL-porteføljen. Som ved tidligere praksis, er kjernen i analysen fokusert på kvintil 1 og kvintil 5. Tabell 7 presenterer faktoreksponeringene under likevektning.

Hvis en retter fokuset mot kvintil 1, gir en likevektet investeringsstrategi en markedsfaktor marginalt mindre enn 1 (0.94), selv om faktoren ikke er signifikant. I likhet med verdivektning gir UMD (-0.10) en negativ faktoreksponering, mens SMB (0.35) gir en påvirkningseffekt i motsatt retning i forhold til verdivektning, og er i dette tilfellet blitt positiv. Verken verdi- eller likviditetsfaktoren er signifikant og har noen systematisk innflytelse på avkastningsmønsteret for kvintil 1.

For kvintil 5 er markedseksponeringen under likevekt (0.82) noe lavere enn ved verdivektning (0.87), men er fortsatt signifikant lavere enn 1. Faktorsammensetningen følger samme utviklingstrekk som kvintil 1, med positiv SMB (0.37) og negativ UMD (-0.11). Faktorpåvirkningen er motsatt i forhold en verdivektet porteføljekonstruksjon og hva som er naturlig å forvente. Den positive eksponeringen mot størrelseseffekten kan skyldes at små selskap utgjør en større andel av porteføljene. At forvalteren realiserer en negativ momentumeffekt i høykvalitetsporteføljen kan være en indikasjon på hvorfor Asness, et. al. (2013) benytter verdivektede porteføljer. Dette er en indikasjon på at risikofaktorene er sensitive i forhold til hvilken porteføljevoting forvalteren benytter. Resten av faktorene er ikke signifikant.

Sammenhengene i HL-porteføljen er tydelig svekket i forholdet til tidligere. Mønsteret er det derimot det samme som under verdivektning, med en negativ markedsfaktor (-0.13), som er den eneste eksponeringen som er signifikant. Dette kan tyde på at under likevektning, fører de små selskapene til forstørrelser i faktorpåvirkningen og ødelegger noe av effektene man

ønsker å realisere ved å følge en kvalitetsstrategi. I tillegg viser robusthetstesten at verdivekting forklarer i høyere grad bevegelsene i avkastning for kvalitetsporteføljene.

Oslo Børs 1993- 2013						
	K1	K2	K3	K4	K5	HL
MKT	0.94 (-1.18)	0.81 (-5.10)	0.86 (-3.85)	0.84 (-4.14)	0.82 (-4.14)	-0.13 (-2.42)
SMB	0.35 (5.57)	0.34 (6.79)	0.34 (6.94)	0.41 (8.25)	0.37 (6.30)	0.01 (0.21)
HML	-0.02 (-0.38)	0.03 (0.75)	0.05 (1.50)	0.14 (3.96)	0.03 (0.80)	0.05 (1.03)
UMD	-0.10 (-2.62)	-0.09 (-3.14)	-0.04 (-1.35)	-0.02 (-0.77)	-0.11 (-3.04)	-0.01 (-0.17)
LIQ	0.01 (0.08)	-0.04 (-0.69)	0.09 (1.61)	0.02 (0.45)	0.07 (1.06)	0.06 (0.83)

Tabell 7: Faktoreksponering under likevektning

Tabellen rapporterer eksponeringen likevektede kvintilporteføljer har mot de systematiske risikofaktorene. Kolonnen helt til høyre viser en selvfinansierende portefølje som er lang i høykvalitetsaksjer og kort i lavkvalitetsaksjer. MKT er markedsbetaen. SMB og HML er størrelsespremien og verdipremien. UMD er momentumpremien og LIQ er likviditetspremien. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Markedsbeta (MKT) er testet mot $H_0 = 1$, resten er testet mot $H_0 = 0$.

6.3.4 Desilporteføljer

Årsaken til vi har valgt å konstruere kvintilporteføljer i vår opprinnelige investeringsfilosofi, er for å sikre at vi får et tilstrekkelig antall aksjer i våre konstruerte porteføljer. Dette kommer som en konsekvens av at Oslo børs er som tidligere nevnt et lite aksjeunivers relativt til mange andre internasjonale børser, og at man ved å benytte desiler kan stå i fare for å ikke oppnå en tilstrekkelig diversifiseringsgrad i porteføljene (Ødegaard B. , 1999). Dette impliserer at man i det norske finansmarkedet må være forsiktig å trekke konklusjoner på bakgrunn av desilporteføljer alene, og at man bør ta en forhåndsregel ved å benytte kvintilporteføljer. I vårt datamateriale vil en desilinndeling gi enkelte perioder med under 10 selskaper i hver portefølje, noe som gir porteføljer med liten diversifiseringsgevinst. I tabell 17 i appendikset viser vi resultatene fra denne robusthetstesten.

Hafskjær & Østnes (2013), som har undersøkt lavrisikoanomalien, finner ikke betydelige avvik mellom kvintil- og desilporteføljer på det norske markedet. Vi ønsker derfor å kontrollere om dette gjelder kvalitetsstrategien i vårt datasett. Som en robusthetstest har vi derfor valgt å eksperimentere med porteføljekonstruksjonen, hvor vi nå i dette scenarioet

deler aksjene inn i ti porteføljer. Meravkastningen følger det samme mønsteret som tidligere, hvor alfa-verdien stiger i takt med kvalitetsnivået på porteføljene våre. Det eneste unntaket med hensyn på meravkastning, er at alfa-verdien til desil 2 fremstår som en irregularitet med en positiv koeffisient, i forhold til desil 1 og desil 3, som begge leverer negativ meravkastning. Ingen av alfa-verdiene leverer høy nok t-verdi til at vi kan konkludere med det er en statistisk sammenheng mellom kvalitet og avkastning.

For å vurdere desilporteføljenes historiske prestasjoner i forhold til kvintilene, tar vi også i bruk sharp-raten og informasjonsraten. I likhet med i den originale porteføljekonstruksjonen, har lavkvalitetsporteføljen en langt lavere sharp-rate (0.10) sammenlignet med høykvalitetsporteføljen (0.26), så ut fra et totalt risikomål, gir også desilporteføljer den samme prestasjonen. Informasjonsraten gir oss et litt annet bilde, selv om porteføljene med lavkvalitetsaksjer har en dårligere prestasjon enn porteføljene med høykvalitetsaksjer. Ratene er generelt lavere enn for kvintilporteføljer og prestasjonene er gjennomgående varierende gjennom kvalitetsnivåene. Dette gir en indikasjon på at residualrisikoen er større for desilporteføljer enn for kvintilporteføljene. Vi må derfor være forsiktig konkludere noe ut ifra denne robusthetstesten og råder til forvalteren å bruke kvintilporteføljer på Oslo Børs.

6.3.5 Halvårlig rebalansering

Utgangspunktet for kvalitetsstrategien er at porteføljene oppdateres og rebalanseres hver måned. Denne høyfrekvente rebalanseringen vil føre til økte transaksjonskostnader, i forhold til om man har en lengre holdingperiode. Ang (2014) påpeker at årsaken til at investorer rebalanserer sjeldent, er nettopp for å spare unødige transaksjonskostnader. Videre understreker han at rebalansering er den enkleste måten å skaffe seg likviditet på. Dette er fordi det «tvinger» investorer til å kjøpe når prisene er lave og selge når prisene er høye, noe som er definisjonen på en motsyklisk handelsstrategi. Døskeland (2014) har også sett på viktigheten av transaksjonskostnader, og trekker frem at kostnader kan spise opp store deler av avkastningen, og det er derfor viktig å ta hensyn til dette.

På bakgrunn av denne innsikten, vil vi derfor undersøke om meravkastningen endrer seg ved halvårlig rebalansering, og om investorene er bedre tjent ved å oppdatere porteføljen kun en gang i halvåret. I tabell 18 i appendiks presenterer vi resultatene fra denne robusthetstesten. Vi velger som tidligere å fokusere på meravkastningen og femfaktor alfaen, siden disse er de mest sentrale aspektene i analysen.

Når vi ser på meravkastningen utøver den det samme mønsteret som i tidligere analyse, men den er generelt lavere enn ved månedlig rebalansering. I tillegg er meravkastningen også mindre signifikant. Det som er mest interessant å trekke frem, er at HL-porteføljen har oppnådd en differanseavkastning på 14 basispoeng, selv om den ikke er signifikant. Det er derfor mindre forskjeller ved halvårlig rebalansering. Den store forskjellen er at det er kvintil 2 og 3 som har lavest meravkastning, noe som indikerer at det er vanskelig å holde en lavkvalitetsportefølje over en lengre periode uten å rebalansere. I likhet med tidligere er femfaktor alfaen gjennomgående positiv, men det er mindre forskjeller mellom porteføljene. Kvintil 5 leverer fortsatt høyest alfaverdi, noe som reflekteres i at HL-porteføljen har positiv differanseavkastningen på 0,21 prosent. Ved å kontrollere for alternativ rebalansering reduseres også t-verdien. Den er under halvårlig rebalansering så lav, at vi ikke kan konkludere at HL-porteføljen har gitt meravkastning. Samtidig så er det verdt å trekke frem at investorer med halvårlig rebalansering har lavere forvaltningskostnader, i form av lavere transaksjonskostnader når man må kjøpe og selge aksjene i porteføljene.

6.3.6 Konklusjon på forskningsspørsmål 2

I dette delkapittelet har vi undersøkt om kvalitetsaksjer leverer gjennomgående større avkastning enn det lavkvalitetsaksjer gjør. Vi har vurdert både meravkastning utover det risikofriet alternativet og risikojustert meravkastning i forhold til markedet og andre systematiske risikofaktorer. I analysen har vi dokumentert at en portefølje som består av høykvalitetsaksjer leverer positiv meravkastning og alfa-verdier, mens en portefølje med lavkvalitetsaksjer har levert gjennomgående lave eller negative alfa-verdier. Dette viser seg igjen i at en selvfinansierende portefølje som kjøper kvalitetsaksjer og «shorter» lavkvalitetsaksjer, leverer signifikant meravkastning justert for risikofaktorer gjennom perioden. Denne meravkastningen er robust for valg av porteføljevæktning og for størrelse på porteføljene, selv om en likevektet strategi gjør at meravkastningen til kvalitetsaksjer i seg selv skyldes eksponering mot størrelseseffekten. En implikasjon av dette funnet er at det ser ut til å være de store kvalitetsselskapene som er hoved-driveren bak meravkastningen.

Avslutningsvis har vi sett at funnene våre er sensitiv i forhold til hvor ofte forvalteren velger å oppdatere og rebalansere porteføljene. Selv om økt handel bidrar til økte transaksjonskostnader, og således spiser opp en del av meravkastningen, kan funnene i vår analyse indikere at en del av forskjellene i meravkastningen forsvinner ved lavere rebalanseringsrate.

6.4 Avkastning for QMJ-faktoren

Utredningen har så langt bevist at kvalitet i begrenset grad har vært reflektert i prisingen på Oslo Børs. I tillegg har vi sett hva som kjennetegner høykvalitetsselskaper, og hvordan denne selskapskategorien har vært i stand til å prestere bedre enn aksjer med et lavt kvalitetsnivå. Dette har gitt seg uttrykk i systematisk meravkastning for kvalitetsaksjer. Som en forlengelse ønsker vi i studiens siste del å undersøke om investeringsfilosofien «Quality minus Junk» er i stand til å levere risikojustert meravkastning. Vi vil derfor i dette delkapittelet fokusere på den samlede QMJ-faktoren, som legger grobunn for forskningsspørsmål nummer tre.

Første del fokuserer på vår samlede analyseperiode fra 1993-2013. Her vil søkelyset i hovedsak bli rettet mot QMJ-faktorens avkastningsmønster og faktoreksponering, men i tillegg vil også korrelasjonen mellom de ulike kvalitetsfaktorene som inngår i QMJ-faktoren bli kartlagt. Avslutningsvis vil vi kontrollere om QMJ-faktoren er robust for valg av analyseperiode ved å utføre robusthetstest i forhold til tidsinndelingen.

I metodekapittelet er stegene bak konstruksjonen av QMJ-faktoren beskrevet i detalj. Vi husker at investoren er lang i den gjennomsnittlige porteføljen bestående av småkvalitets-, og storkvalitetsselskaper, mens en samtidig «shorter» tilsvarende portefølje bestående av småsøppel-, og storsøppelselskaper. QMJ-faktoren er selve hjertebarnet innenfor en kvalitetsorientert investeringstilnærming, og det er ved å konstruere denne man skal være i stand til å oppnå meravkastning. Vi har konstruert porteføljer for lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling på tilsvarende måte som den samlede QMJ-faktoren. I tabell 9 er meravkastning og risikojustert meravkastning etter samtlige faktormodellene for QMJ-faktoren presentert, i tillegg til de individuelle kvalitetsmålene. Våre andre prestasjonsmål i analysen, i form av sharp-raten og informasjonsraten, er også viet plass i dette avsnittet.

6.4.1 Korrelasjon mellom kvalitetporteføljene

I tabell 8 er korrelasjonen mellom kvalitetsmålene presentert, hvor tabellen rapporterer korrelasjonskoeffisientene mellom meravkastningen til faktorene. Her fremkommer det at de parvise korrelasjonene er generelt positive, men utbetalingsporteføljen er negativt korrelert med de andre enkelt-kvalitetsmålene. Dette vil si at når en aksje er kvantifisert som å ha høy kvalitet i henhold til et kvalitetsmål, tenderer den også til å ha høy kvalitet i henhold til de andre kvalitetsmålene. Dette trenger imidlertid ikke være tilfellet, da det ikke er automatisk

gitt at selskaper scorer høyt på samtlige kvalitetsmål. Et eksempel på denne dynamikken kan være at et lønnsomt selskap, ikke nødvendigvis trenger inneha høy vekst. Det er årsaken til at Asness, et. al. (2013) argumenterer for at kvalitetsbedømmingen av et selskap ikke skal være avhengig av et enkelt måltall. Som en følge av denne bakgrunnen har vi i likhet med foregående forskere løst dette ved å kombinere målene for lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling til et samlet kvalitetsmål.

Når det kommer til påvirkningssammenhengen, varierer de parvise korrelasjonene mellom QMJ-faktoren og de andre kvalitetsfaktorene mellom 0.23 og 0.55. Den høyeste korrelasjonen finner vi mellom lønnsomhet og kvalitet, mens den laveste sammenhengen er mellom vekst og kvalitet. Den høye korrelasjonen mellom lønnsomhet og kvalitet, samt sikkerhet og kvalitet er naturlig og bekreftet i tidligere studier. Zaremba (2015) har blant annet dokumentert at selskaper presterer bedre jo høyere lønnsomhet og lavere gjeldsgrad de har, og knytter dette opp mot kvalitetsinvestering.

Lønnsomhetsmålet er positivt korrelert med både vekst (0.38) og sikkerhet (0.26), mens det er marginalt negativt korrelert med utbetaling (-0.02). En mulig forklaring til den positive sammenhengen mellom lønnsomhet og vekst, kan skyldes at økt lønnsomhet isolert sett skal lede til høyere fremtidig vekst. Den negative sammenhengen mellom vekst og utbetaling viser det naturlige forholdet at økt utbetaling fører til lavere vekst, noe som vi har illustrert gjennom Gordons formel. Den negative sammenhengen mellom utbetaling og lønnsomhet (-0.02) er vanskeligere å forklare på bakgrunn av eksisterende empiri på området. Selskaper som har høy lønnsomhet bør alt annet konstant, ha høyere utbetalingsrate, men det kan også reflektere at selskaper som driver godt og dermed har høy lønnsomhet, reinvesterer overskuddet i selskapet for å generere fremtidig vekst.

Oslo Børs 1993- 2013					
	QMJ	LMJ	VMJ	SMJ	UMJ
QMJ	1.00				
LMJ	0.55	1.00			
VMJ	0.23	0.38	1.00		
SMJ	0.49	0.26	0.08	1.00	
UMJ	0.31	-0.02	-0.04	-0.12	1.00

Tabell 8: Korrelasjon mellom Kvalitetsfaktorer

6.4.2 QMJ-faktorens avkastningsmønster

Ved å rangere aksjene på bakgrunn av kvalitet og størrelse, og således dele de inn i verdivektede porteføljer, er det forventet at man skal være i stand til å oppnå en positiv meravkastning. Hvis det ikke er tilfelle, lønner det seg ikke å praktisere denne investeringsfilosofien, og investoren er bedre tjent med et annet alternativ, som for eksempel passiv forvaltning som er knyttet til lave transaksjonskostnader.

Slik som det fremkommer i tabell 9, har QMJ-faktoren generert en marginal meravkastning og risikojustert meravkastning etter alle våre risikomodeller. Selv om det er tilfelle, har ingen av alfa-verdiene høy nok t-verdi til at vi kan konkludere med at de har prestert godt i perioden, eller at det er en systematisk sammenheng. Tabellen viser også resultatene fra de andre faktorporteføljene basert på henholdsvis lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling. Porteføljen basert på vekst har i likhet med QMJ levert en positiv alfa-verdi, men den er kun marginalt signifikant. Porteføljen basert på sikkerhet gir en marginal ikke-signifikant positiv alfa. Videre viser avkastningsmønsteret at utbetaling leverer en signifikant negativ alfa. Siste individuelle kvalitetsmål, som er gitt ved lønnsomhetsporteføljen har levert en marginal negativ meravkastning og marginale alfa-verdier som ikke er signifikante.

I likhet med forklaringskraften for pris på kvalitet, er også her forklaringskraften til modellene svært lav. Med en justert R^2 på det høyeste med ti prosent, indikerer dette at det er andre variabler enn de systematiske risikofaktorene som forklarer majoriteten av meravkastningen til faktorporteføljene.

Ut ifra våre andre prestasjonsvurderinger har QMJ-faktoren levert marginal positiv sharpe-rate og informasjonsrate over hele analyseperioden og støtter derfor opp om konklusjonen om at QMJ-faktoren har levert marginal positive resultater.

Oslo Børs 1993 - 2013					
	QMJ	Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet	Utbetaling
Meravkastning	0.06 (0.29)	-0.05 (-0.23)	0.51 (1.90)	0.04 (0.17)	-0.66 (-3.09)
CAPM alfa	0.29 (1.34)	0.09 (0.42)	0.46 (1.69)	0.23 (0.99)	-0.56 (-2.54)
3-Faktor alfa	0.25 (1.15)	0.05 (0.24)	0.42 (1.52)	0.10 (0.42)	-0.50 (-2.21)
4-Faktor alfa	0.17 (0.76)	-0.02 (-0.08)	0.47 (1.66)	0.01 (0.05)	-0.50 (-2.21)
5-Faktor alfa	0.17 (0.77)	-0.02 (-0.08)	0.46 (1.63)	0.01 (0.06)	-0.50 (-2.21)
Beta	-0.09	-0.05	0.05	-0.08	-0.04
Sharpe Ratio	0.02	-0.01	0.15	0.01	-0.20
Information Ratio	0.05	-0.01	0.12	0.00	-0.15
Adjusted R2	0.09	0.04	0.01	0.01	0.02

Tabell 9: Regresjonsresultater for kvalitetsfaktorer

Tabellen rapporterer resultater for regresjonen på månedlig avkastning for verdivektede faktorporteføljer mot de fem systematiske risikofaktorene. Faktorporteføljene er lang i kvalitetsaksjer og kort i søppelaksjer. QMJ faktoravkastning er derfor gjennomsnittsavkastningen til de to høykvalitetsaksjene fratrukket gjennomsnittsavkastningen til de to lavkvalitetsporteføljene (søppel). Porteføljene basert på lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling er konstruert på samme måte. Alfa er skjæringspunktet i tidsserie-regresjonen av månedlig meravkastning, hvor de forklarende variablene er markedets meravkastning (MKT), størrelses (SMB), verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ). T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Beta er eksponeringen mot markedsporteføljen. Informasjonsraten er 5-faktor alfa dividert med standardavviket av feilleddene fra regresjonen. Sharpe-raten og informasjonsraten er begge månedlig.

6.4.3 QMJ-faktorens eksponering

Tabell 10 rapporter eksponeringen for de ulike kvalitetsmålene mot de systematiske risikofaktorene. QMJ-faktoren er forventet å være eksponert negativt mot markedet og SMB, noe som også er tilfellet her, selv om ingen av faktorene har høye nok t-verdier til at vi kan slå fast denne sammenhengen for vår femfaktor-modell.²⁶ Hvis likviditet på sin side utelates, har porteføljen en sterkere negativ signifikant eksponering mot markedet, noe som kan indikere at noe av den negative eksponeringen mot markedet skyldes at noen av

²⁶ Av tabell 10 fremgår det at eksponeringen mot markedet er nesten signifikant, med en t-verdi på 1.95.

kvalitetsselskapene har lav likviditet. Denne sammenhengen kan knyttes opp mot funnene til Ibbotson, et. al. (2013), som har dokumentert at porteføljer med lav likviditet hadde en lavere beta-verdi enn porteføljer med høy likviditet.

Videre har størrelse en ikke-signifikant negativ effekt på QMJ-porteføljen, men dette støtter likevel opp om argumentet at kvalitetsselskaper som porteføljen er lang i, er store, samtidig som «shortede» søppelselskaper er små. Siden QMJ-porteføljen også består av små kvalitetsselskap kan dette tyde på at det er de store småselskapene som også er rangert som kvalitetsselskap. Verdieffekten har på sin side en marginal ikke-signifikant positiv effekt, mens likviditet har en positiv signifikant eksponering. Funnet er i kontrast med hva som foreligger av tidligere empiri på området, som tilsier at kvalitetsaksjer skal være likvide og er kjennetegnet av en «flight to liquidity»-effekt i krisetider. Vayanos (2004) understreker at investorer ikke bare er opptatt av aksjer som gir god avkastning, men også er likvide. Ut i fra vår analyse av QMJ-faktoren på Oslo Børs, kan det se ut til at kvalitetsselskapene i mindre grad innehar høy likviditet.

Hvis en fokuserer på QMJ-faktoren ser en at denne har en positiv eksponering mot momentum-faktoren. Dette indikerer at kvalitetsaksjer har gjort det godt i den foregående perioden, eller at søppelaksjer har gjort det tilsvarende dårlig. En implikasjon av dette forholdet kan være at den positive meravkastningen fra QMJ-faktoren, kan skyldes momentumeffekten.

De andre faktorporteføljene sortert på de individuelle kvalitetsfaktorene har generelt få signifikante eksponeringer. Men det er verdt å legge merke til at alle har en negativ eksponering mot markedet, selv om ingen har høye nok t-verdier til at vi kan konkludere med denne effekten.²⁷ I tillegg til en negativ markedseksponering har utbetalingsporteføljen en marginal signifikant negativ eksponering mot størrelseeffekten (t-verdi på 1.95). Dette kan derfor se ut som denne porteføljen inneholder store selskap med en høy utbetalingsprofil. Videre har sikkerhetsporteføljen signifikant positiv eksponering mot momentum og en marginal negativ eksponering mot verdieffekten. Den negative sammenhengen med verdieffekten er konsistent med antagelsen om at sikre aksjer, skal ha en høyere pris, noe vi har vist også er tilfelle i det norske finansmarkedet i vår tidsserie. Til slutt er det også verdt å nevne at lønnsomhetsporteføljen er positivt eksponert mot

²⁷ Vekstfaktoren har en positiv ikke-signifikant eksponering mot markedet.

momentum. Det ser derfor ut til at lønnsomme og sikre selskaper som har gjort det bra forrige periode, fortsetter den positive prestasjonen i påfølgende måned.

Oslo Børs 1993 - 2013					
	QMJ	Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet	Utbetaling
MKT	-0.09 (-1.95)	-0.05 (-1.08)	0.05 (0.70)	-0.08 (-1.53)	-0.04 (-0.79)
SMB	-0.06 (-1.00)	-0.02 (-0.34)	0.07 (0.88)	0.07 (1.05)	-0.13 (-1.95)
HML	0.02 (0.51)	-0.01 (-0.22)	0.11 (1.88)	-0.08 (-1.80)	0.06 (1.28)
UMD	0.13 (3.33)	0.10 (2.64)	-0.05 (-1.12)	0.12 (2.96)	0.02 (0.43)
LIQ	0.14 (2.12)	0.09 (1.32)	-0.04 (-0.44)	0.10 (1.49)	0.09 (1.37)

Tabell 10: Faktoreksponering mot QMJ

Tabellen rapporterer eksponeringen verdivektede faktorporteføljer har mot de systematiske risikofaktorene. Faktorporteføljene er lang i kvalitetsaksjer og kort i søppelaksjer. QMJ faktoravkastning er derfor gjennomsnittsavkastningen til de to høykvalitetsaksjene fratrukket gjennomsnittsavkastningen til de to lavkvalitetsporteføljene (søppel). Porteføljene basert på lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling er konstruert på samme måte. MKT er markedsbetaen. SMB og HML er størrelsespremien og verdipremien. UMD er momentumpremien og LIQ er likviditetspremien. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Markedsbeta (MKT) er testet mot $H_0 = 1$, resten er testet mot $H_0 = 0$.

6.4.4 Robusthetstest i forhold til delperioder

Robusthetstesten i forhold til QMJ-faktoren går ut på å eksperimentere om avkastningen og faktorsammensetningen endrer seg ved å dele analyseperioden i to like delperioder. Asness, et. al. (2013) sin robusthetstest er delt opp i tre delperioder, men på grunn av at vi hersker over en kortere tidsperiode har vi som tidligere valgt en todeling, hvor første periode er fra 1993-2002, og siste del strekker seg fra 2003-2013.

Delperiode 1: 1993-2002

Innledningsvis har vi undersøkt hvordan QMJ-faktoren har endret seg de første årene vi har regnskapsdata på. Ved å utføre en regresjon på selve QMJ-faktoren, er det en tydelig trend at resultatene fra den foregående analysen har forverret seg. QMJ-faktoren presterer dårlig og leverer negativ meravkastning for alle risikomodeller, selv om ingen av modellene er

signifikant. Resultatet er konsistent med kumulative negativ avkastningen til QMJ-faktoren på 90-tallet.

Den eneste faktorporteføljen som leverer høye nok t-verdier er utbetalingsporteføljen. Porteføljen har i denne perioden oppnådd signifikant negativ meravkastning, som fortsatt er gjeldende når det justeres for markedsrisiko. Når det kommer til faktoreksponeringen, er påvirkningsmønsteret generelt sett uendret, bortsett fra at QMJ-faktoren nå har en positiv ikke-signifikant eksponering mot størrelseseffekten. Ut ifra de første årene er det viktig å være oppmerksom på at selv om QMJ-faktoren har prestert dårlig, er ikke dette en systematisk sammenheng vi kan slå fast. Dette kommer av lave t-verdier, som også er tilfelle for faktoreksponeringene. Alle resultatene fra delperiode 1 er presentert i tabell 19 i appendiks.

Delperiode 2: 2003-2013

Fra tabell 11 fremkommer det at QMJ-porteføljen leverer en meravkastning på 42 basispoeng mellom 2003 og 2013 (med t-verdi på 1.70). Meravkastningen øker ytterligere når vi introduserer risikofaktorene og justert for beta-risiko oppnår vi en signifikant alfa på 55 basispoeng. Videre er meravkastningen på henholdsvis 66, 53 og 51 basispoeng for tre-, fire-, og femfaktor-modellene (med t-verdier på 2.53, 2.08 og 2.02). En mulig årsak til økningen i risikojustert meravkastning kan være at QMJ-porteføljen har negativ eksponering mot størrelse- og likviditets-faktorene. Dette er naturlig siden kvalitetselskap ofte er store og mer likvid enn det søppelselskap er. Funnene viser derimot at det er marginale forskjeller mellom de ulike faktormodellene i vår analyseperiode, og merverdien av momentum (UMD) og likviditet (LIQ) i dette tidsrommet er begrenset.

Når vi retter søkelyset mot de andre faktorporteføljene, kommer det frem at lønnsomhetsporteføljen har oppnådd en positiv risikojustert meravkastning for både en- og trefaktor-modellene, med høye nok t-verdier til at vi kan konkludere at de har levert gjennomgående gode resultater. Når vi ytterligere kontrollerer for momentum og likviditetseffekter forsvinner den signifikante effekten, selv om det fortsatt er positive verdier. Vekstporteføljen leverer også positiv meravkastning. Dette er fortsatt gjeldende etter at vi kontrollerer for systematiske risikofaktorer, men det er kun meravkastningen (porteføljeavkastningen fratrukket risikofri avkastning) som er signifikant. Sikkerhet- og utbetalingsporteføljen har generelt levert negative alfa-verdier, men ikke av en

størrelsessammenheng hvor vi kan konkludere med at de systematisk har levert negativ avkastning.

Et annet utviklingstrekk i forhold til kvalitet, er at QMJ nå har blitt mer negativ eksponert mot størrelse (-0.09), mens likviditet har gått fra å være positiv til negativ (-0.13). Begge faktorene har derimot ikke en signifikant innvirkning på kvalitetsfaktoren. En mulig forklaring til denne transformasjonen er at det nå er en større vekt av store selskaper som nå også blir rangert for å være kvalitetsselskaper. QMJ- porteføljen er nå signifikant negativ eksponert mot markedet (-0.20), som er et utviklingstrekk som i større grad støtter opp om funn i tidligere studier. Verdieffekten er også i denne delperioden estimert til å være positiv, men er fortsatt ikke signifikant. Positiv momentum-eksponering (0.13) tyder på at forvalteren oppnår gevinster i QMJ-porteføljen av å plassere i selskaper som har gjort det godt i den foregående perioden.

Faktoreksponeringen til porteføljen som er basert på lønnsomhet er i stor grad som tidligere, men det er to utviklingstrekk som likevel er verdt å merke seg. For det første er størrelsesfaktoren (-0.07) sterkere negativ, samtidig som signifikansnivået har økt. Men det som er mer interessant å notere seg, er at momentumfaktoren har en positiv og signifikant (0.15) effekt, i forhold til ingen signifikant påvirkning for hele perioden. Dette kan være en indikasjon på at ved å kjøpe selskaper som har gjort det bra i foregående periode, har vært mer suksessfullt i perioden etter 2002, og at det har blitt et sterkere fokus på denne investeringstilnærmingen.

Hvis vi ser på porteføljen for vekst, er det en større sammenheng i forklaringsmønsteret mellom vekst og avkastning i andre delperiode. Meravkastningen til vekstporteføljen (57 basispoeng) har blitt transformert til å være marginalt signifikant (t-verdi på 1.98). På den andre siden har vekstfaktoren en positiv marginal signifikant eksponering mot verdieffekten, som kan indikere at porteføljen er lang i verdiselskap, mens en «shorter» vekstselskap. Dette er et overraskende funn, da porteføljen, delvis per konstruksjon, skal inneholde selskap med høy vekst.

For de andre porteføljene, som er basert på sikkerhet og utbetaling, er trenden i stor grad i likhet med den opprinnelige analysen. Men en nyanse er her at sikkerhetsfaktoren nå har en positiv signifikant eksponering mot momentum (0.15). Verdieffekten trekker også i samme retning for sikkerhetsfaktoren (0.08), men er ikke i stor nok størrelsesorden til at denne har

en signifikant påvirkningskraft. Slik som det fremgår av tabell 11 er sikkerhet sterkere negativ eksponert mot størrelse (-0.07) de senere årene. Avslutningsvis påpeker vi at utbetalingsporteføljen ikke har noen signifikante eksponeringer, selv om den nå er positivt påvirket av likviditets-faktoren.

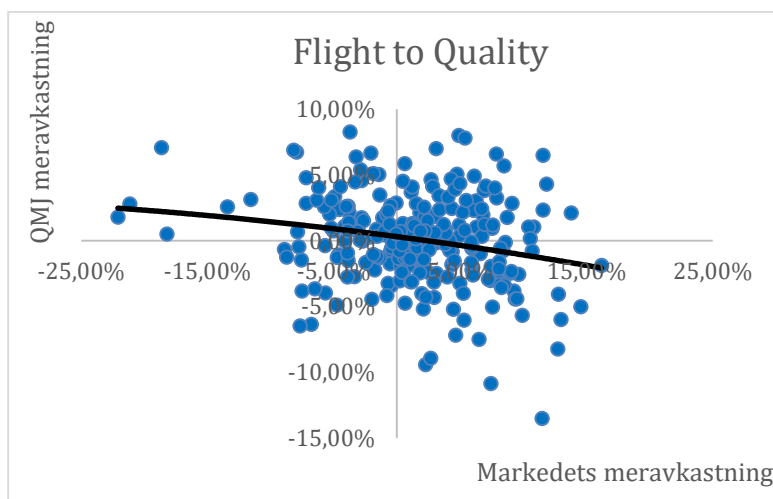
Oslo Børs 2003 - 2013					
	QMJ	Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet	Utbetaling
Meravkastning	0.42 (1.70)	0.40 (1.80)	0.57 (1.98)	-0.16 (-0.66)	-0.49 (-1.93)
CAPM alfa	0.55 (2.17)	0.52 (2.26)	0.44 (1.49)	-0.06 (-0.22)	-0.32 (-1.23)
3-Faktor alfa	0.66 (2.53)	0.53 (2.19)	0.50 (1.66)	-0.04 (-0.16)	-0.29 (-1.08)
4-Faktor alfa	0.53 (2.08)	0.39 (1.69)	0.54 (1.76)	-0.17 (-0.67)	-0.29 (-1.06)
5-Faktor alfa	0.51 (2.02)	0.40 (1.72)	0.52 (1.70)	-0.17 (-0.66)	-0.28 (-1.02)
MKT	-0.20 (-2.73)	-0.06 (-0.84)	0.01 (0.08)	-0.07 (-0.89)	-0.09 (-1.14)
SMB	-0.09 (-1.22)	-0.07 (-1.03)	0.01 (0.08)	0.07 (0.86)	0.06 (0.74)
HML	0.07 (1.23)	0.04 (0.63)	0.14 (1.92)	0.08 (1.35)	0.03 (0.41)
UMD	0.13 (2.94)	0.15 (3.68)	-0.05 (-0.94)	0.15 (3.24)	0.00 (0.05)
LIQ	-0.13 (-1.34)	0.07 (0.74)	-0.14 (-1.15)	0.03 (0.26)	0.07 (0.63)
Sharpe Ratio	0.15	0.16	0.22	-0.06	-0.06
Information Ratio	0.19	0.16	0.16	-0.06	-0.10
Adjusted R2	0.10	0.08	0.03	0.06	0.00

Tabell 11: Regresjonsresultater for kvalitetsfaktoren i perioden 2003-2013

Tabellen rapporterer resultater for regresjonen på månedlig avkastning for verdivektede faktorporteføljer mot de fem systematiske risikofaktorene. Faktorporteføljene er lang i kvalitetsaksjer og kort i søppelaksjer. QMJ faktoravkastning er derfor gjennomsnittsavkastningen til de to høykvalitetsaksjene fratrukket gjennomsnittsavkastningen til de to lavkvalitetsporteføljene (søppel). Porteføljene basert på lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling er konstruert på samme måte. Alfa er skjæringspunktet i tidsserie-regresjonen av månedlig meravkastning, hvor de forklarende variablene er markedets meravkastning (MKT), størrelses (SMB), verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ). T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Markedsbeta (MKT) er testet mot $H_0 = 1$, resten er testet mot $H_0 = 0$. Informasjonsraten er 5-faktor alfa dividert med standardavviket av feilleddene fra regresjonen. Sharpe-raten og informasjonsraten er begge månedlig.

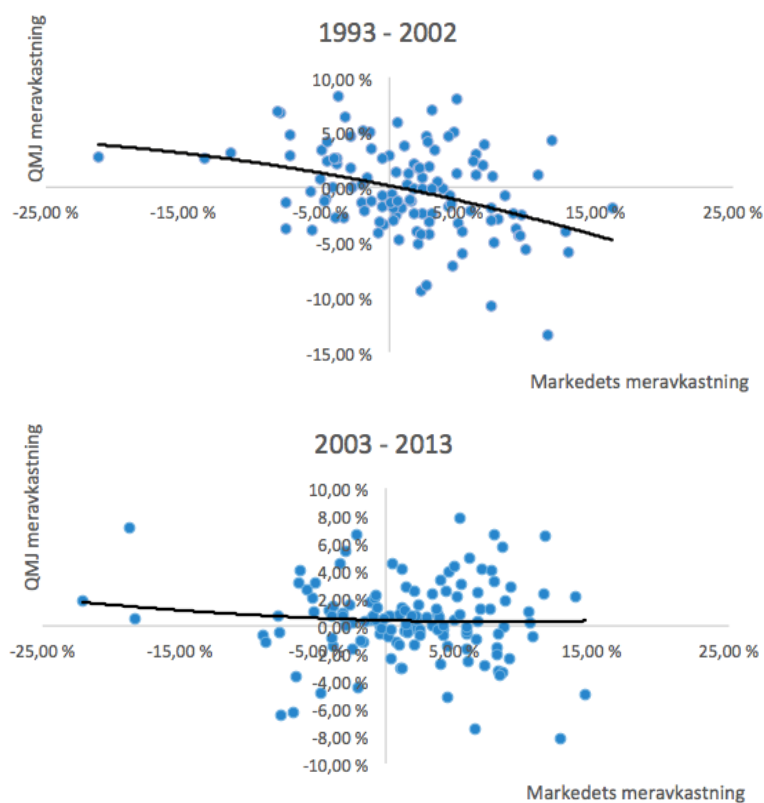
6.4.5 QMJ-faktorens risikoprofil

Avslutningsvis vil vi utforske QMJ-faktorens risikoprofil ytterligere, ved å sammenligne faktorens prestasjoner mot markedsporteføljen. I figur 8 har vi «plottet» meravkastningen til QMJ-porteføljen mot meravkastningen til markedet. Her fremkommer det at trendlinjen har en negativ helningsgrad, noe som er konsistent med QMJ-faktorens negative markedsbeta som vi har dokumentert i analysen. Men med en relativt stor variasjon i risikoprofilen, er det en stor del av residualrisikoen som modellen ikke fanger opp. Som allerede påvist tidligere, gir dette seg utslag i en lav forklaringskraft (R²). Videre har kurven negativ andre ordens polynom (konkavitet), noe som ikke er konsistent med en «flight to quality»- mekanisme, som en kvalitetsorientert investor ofte er opptatt av.



Figur 8: QMJ-faktorens risikoprofil

I figur 9 har vi i likhet med tidligere delt opp tidsperioden i to like delperioder. Ved å gjøre denne tidsjusteringen, ser vi i den første delperioden at den negative sammenhengen er enda tydeligere enn før, og konkavitet i større grad er utbredt. For årene 2003 til 2013 derimot, er det et motsatt mønster. Stigningstallet til trendlinjen er flatere, noe som indikerer en lavere negativ eksponering mot markedet. Men i denne perioden er det en marginal konveksetet i forhold til tidligere, som indikerer det eksisterer en mulig tendens av «flight to quality»- mekanisme. Dette impliserer at prisen på lavkvalitetselskaper faller mer enn prisen på høykvalitetselskaper i dårlige tider.



Figur 9: QMJ-faktorens risikoprofil under delperioder

6.4.6 Konklusjon på forskningsspørsmål 3

I dette delkapittelet har vi dokumentert at en portefølje som går lang i kvalitetsaksjer og kort i søppelaksjer, ikke har vært i stand til og systematisk slå Oslo Børs. Som en konsekvens av at den samlede kvalitetsfaktoren ikke har vært i stand til å generere signifikant meravkastning i løpet av hele analyseperioden, kan vi dermed ikke slå fast at denne investeringsstrategien systematisk gir høyere avkastning enn en passiv forvaltningsstrategi.

Ved å utføre en kumulativ aggregering av avkastningen til QMJ-faktoren, har vi også påvist at kvalitetsfaktoren kjennetegnes av to trekk i vår analyseperiode. I den første delperioden har kvalitetsfaktoren vært en lite suksessfull investeringsstrategi, og levert negativ meravkastning. Selv om faktoren har forbedret seg utover 1990-tallet, har det tatt tid før den kumulative meravkastningen har akselerert og blitt positiv. Det er først på begynnelsen av 2000-tallet den kumulative meravkastningen har blitt positiv, men som vi har dokumentert

har forvaltere med en kvalitetstilnærming høstet en fruktig avkastning løpet av den siste delperioden.

Ved å sammenligne risikoprofilen til QMJ-faktoren med markedsporteføljen, finner vi lite bevis på at det er en «flight to quality»-mekanisme for vår analyseperiode. Likevel understreker vi at for den siste delperioden kan det tyde på at effekten er representert, men i begrenset grad. Dette støttes også opp av en negativ eksponering mot likviditet i siste delperiode, selv om effekten ikke kan signifikant fastsettes. Videre er QMJ-faktoren i takt med forventninger negativt eksponert mot størrelseseffekten og positivt eksponert mot momentumeffekten.

7. Konklusjon

I denne utredningen har vi undersøkt om en kvalitetstilnærming er en god strategi i det norske finansmarkedet. Analysen har tatt utgangspunkt i Asness, et. al. (2013) sine metoder og resultater for det internasjonale finansmarkedet, hvor formålet vårt har vært å sette rammeverket inn i perspektivet til en norsk investor. Analysen er utført i perioden 1993-2013 og vi benytter en investeringsstrategi med verdivektede porteføljer og en månedlig rebalansering.

En kvalitetsaksje er kjennetegnet av å være sikker og lønnsom, i tillegg til å ha høy vekst og høy utbetalingsrate. Ut i fra vår analyseperiode er det et mønster hvor det i snitt er tilfelle at høykvalitetsaksjer har vært assosiert med en høyere prising på det norske finansmarkedet. Dette er også i overenstemmelse med effisienshypotesen og Gordons formel om at kvalitetsaksjer skal kreve en høyere pris. Likevel er sammenhengen preget av en svak forklaringsammenheng, hvor konsekvensen er at majoriteten av prisingen av kvalitet forblir uforklart på Oslo Børs. Det kan være flere årsaker til at det eksisterer en svak sammenheng mellom aksjeprisingen og dens kvalitetsscore. To naturlige forklaringsnøkler er at markedsprisene er basert på kvalitetsegenskaper som QMJ-faktoren ikke tar hensyn til, eller at kvalitetsegenskapene er korrelert med risikofaktorer i markedet som ikke blir fanget opp i modellen. I tillegg er en potensiell årsak til den svake forklaringskraften for prisingen av kvalitet en irrasjonell investoratferd.

Studien dokumenterer også at det eksisterer en form for «puzzle» i aktivaprisingen. Kvalitetsaksjer har en tendens til å være underpriset, mens lavkvalitetsaksjer fremstår som høyt priset, noe som bryter med effisienshypotesen og tankegangen bak prisingen av verdipapirer. Alternativt kan høykvalitetsaksjer være assosiert med et høyere risikonivå, som da vil være i overenstemmelse med prisingsmodeller. Ut i fra funnene i vår studie og i Asness et. al. (2013) om lav beta og en potensiell «flight to quality»-mekanisme, ser det ikke ut til at det er det som er drivkraften, selv om vi understreker at man aldri kan utelukke at det ikke er tilfelle. Som en konsekvens av prisingsforholdet oppnår høykvalitetsaksjer en høyere risikojustert meravkastning.

Hovedfokus i studien har vært rettet mot høykvalitetsaksjenes evne til å levere positiv meravkastning, og det er også et forhold som vi har bevist har rot i virkeligheten på Oslo Børs. I analysen har vi god dokumentasjon på at en portefølje bestående av aksjer med høy

kvalitet generer positiv risikojustert meravkastning, mens mønsteret for lavkvalitetsporteføljer er motsatt. Selv om dette er tilfellet, kan det ut ifra våre funn se ut som om resultatene først gjør seg virkelig gjeldende etter årtusenskiftet. Kvalitetsaksjer har også et lavere risikonivå enn markedet og en negativ eksponering mot størrelses-, og verdieffekten, noe som gjør at kvalitetsselskaper ofte er store selskap som kan klassifiseres som vekstselskaper. Kvalitetsaksjer innehar også en positiv eksponering mot momentumeffekten, noe som indikerer at kvalitetsaksjer som har gjort det bra, fortsetter den samme trenden. Som et ledd i vurderingen har vi også vurdert alternative strategier med likevektede porteføljer, desilporteføljer og halvårlig rebalansering. Under likevektning er avkastningsmønsteret tilnærmet likt, men funnene indikerer at det er de store kvalitetsselskapene som leverer høyest meravkastning. Ved å benytte desilporteføljer oppnår forvalteren også tilnærmet samme meravkastning, men en del av diversifiseringsgevinsten forsvinner. En lavere rebalanseringsrate gjør imidlertid at forskjellene mellom porteføljene blir mindre og meravkastningen blir redusert.

Studiens siste funn har vist at QMJ-faktoren, som går lang i kvalitetsselskaper og «short» i søppelselskaper har levert varierende risikojustert meravkastning på Oslo Børs mellom 1993 og 2013. Som en konsekvens av dårlige prestasjoner innledningsvis i analyseperioden har vi ikke grunnlag til å si at en aggregert kvalitetsfaktor har vært i stand til å gi forvalteren ønsket effekt under hele perioden. Når det er sagt understreker vi at QMJ-faktoren har hatt økt suksessrate og har vært i stand til å slå en passiv forvaltningsstrategi mellom 2003 og 2013, gitt ved markedsindeksen på Oslo Børs. Funnet er en tydelig indikasjon på at QMJ-faktoren har vært eksisterende på Oslo Børs, og kan være en kilde til fremtidig meravkastning. Siden effekten også gjør seg gjeldene etter at vi har kontrollert for de andre systematiske risikofaktorene, har vi grunnlag for hevde at det vært en egen effekt på Oslo børs, og særlig i den siste delperioden.

Avslutningsvis vil vi bemerke at enkelte av resultatene er svakere og strider med funnene til Asness, Frazzini & Pedersen. Siden vi også har et begrenset selskapsutvalg, indikerer dette at det er behov for videre forskning på kvalitetsanomalien i det norske finansmarkedet.

Litteraturliste

- Altman, E. I. (1968). Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *Journal of Finance*, vol. 23(4), ss. 589-609.
- Ang, A. (2014). *Asset Management- A Systematic Approach to Factor Investing*. New York: Oxford University Press.
- Ang, A., & Chen, J. (2005). *CAPM over the Long Run: 1926 - 2001*. NBER Working Paper.
- Asness, C. S., Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2013, Oktober 9). Quality Minus Junk. Working Paper. Hentet fra: http://www.econ.yale.edu/~shiller/behfin/2013_04-10/asness-frazzini-pedersen.pdf
- Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market Timing and Capital Structure. *The Journal of Finance*, vol. 52(1), ss. 1-32.
- Baker, N. L., & Haugen, R. A. (1996). Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, vol. 41(3), ss. 401-439.
- Baker, N. L., & Haugen, R. A. (2012). *Low Risk Stocks Outperform within All Observable Markets of the World*. Durango: Haugen Financial Systems.
- Ball, R. (1978). Anomalies in Relationships between Securities' Yields and Yield-Surrogates. *Journal of Financial Economics*, 6, ss. 103-126.
- Banz, R. W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics* 9, ss. 3-18.
- Basu, S. (1983). The Relationship between Earnings' Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence. *Journal of Financial Economics*, vol. 12(1), ss. 129-156.
- Berner, E., Mjøs, A., & Olving, M. (2014). *Regnskapsboka - Dokumentasjon og kvalitetssikring av SNFs og foretaksinformasjon for norske selskaper*. Bergen: Samfunns- og næringslivsforskning AS, arbeidsnotat.

-
- Black, F. (1972, July). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *Journal of Business*, vol. 45(3), ss. 444-455.
- Black, F., Jensen, M. C., & Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. I M. C. Jensen, *Studies in the Theory of Capital Markets* (ss. 79-121). New York: Praeger.
- Blitz, D. C., & Vliet, P. (2007). The Volatility Effect. *The Journal of Portfolio Management*, vol. 34(1), ss. 102-113.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2014). *Investment, 10th Global Edition*. New York: McGraw-Hill Education.
- Bouchaud, J.-P., Ciliberti, S., Landier, A., Simon, G., & Thesmar, D. (2016). *The Excess Returns of "Quality" Stocks: A Behavioral Anomaly*. HEC Paris: Toulouse School of Economics, and Capital Fund Management.
- Campbell, J. Y., Hilscher, J., & Szilagyi, J. (2008). In search of Distress Risk. *The Journal of Finance*, vol. 53(6), ss. 2899-2939.
- Capaul, C., Rowley, I., & Sharpe, W. F. (1993). International value and growth stock returns. *Financial Analyst Journal*, vol. 49, ss. 27-36.
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, vol. 52(1), ss. 57-82.
- Chan, L. K., Hamao, Y., & Lakonishok, J. (1991, Desember). Fundamentals and Stock Returns in Japan. *The Journal of Finance*, vol. 46(5), ss. 1739-1764.
- Clarke, R., de Silva, H., & Thorley, S. (2006). Minimum-Variance Portfolios in the U.S. Equity Market. *The Journal of Portfolio Management*, vol. 33(1), ss. 10-24.
- Cohen, R. B., Gompers, P. A., & Vuolteenaho, T. (2002). Who underreacts to cash-flow news? evidence from trading between individuals. *Journal of Financial Economics*, vol. 66, ss. 409-462.
- Damodaran, A. (2012). *Investment Valuation* (3. utg.). New Jersey: John Wiley & Sons.

-
- De Santis, G., & Bruno, G. (1997, December). International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk. *The Journal of Finance*, vol. 52, ss. 1881-1912.
- DeBondt, W. F., & Thaler, R. (1985, Juli). Does the Stock Market Overreact? *Journal of Finance*, vol. 40, ss. 793-805.
- Dechow, P. M., & Sloan, R. G. (1997). Returns to contrarian investment strategies: Tests of naive expectations hypotheses. *Journal of Financial Economics*, vol. 43(1), ss. 3-27.
- Dingsør, E., & Sørgaard, Ø. (2015). *Historien bak Lavrisikoanomalien: En empirisk studie av aksjer med lav volatilitet på Oslo Børs*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Dymond, L. H. (2015). *A Recent History of Recognized Economic Thought: Contributions of the Nobel Laureates to Economic Science*. Lulu Publishing Services.
- Døskeland, T. M. (2014). *Personlig Finans*. Fagbokforlaget.
- Døskeland, T. M. (2016). FIE 426 Kapitalforvaltning - Risikopremier fra Markedet. Bergen: NHH.
- Eitrheim, Ø., Grytten, O. H., & Klovland, J. T. (2007, Desember 13). Historical Monetary Statistics of Norway - some cross checks of the new data. *Norges Bank Occasional Papers no. 38*, ss. 386-434.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Brown, S. J., & Goetzmann, W. N. (2011). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. John Wiley & Sons, Inc.
- Fairfield, P. M., Whisenant, S. J., & Yohn, T. L. (2003, januar). Accrued earnings and growth: Implications for the future profitability and market mispricing. *The Accounting Review*, vol. 78, ss. 353-371.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, vol. 25, ss. 383-417.
- Fama, E. F. (1998). Market Efficiency, Long Term Returns, and Behavioral Finance. *Journal of Financial Economics*, vol. 49(3), ss. 283-306.

-
- Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*, vol. 96(2), ss. 246-273.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, vol. 47, ss. 427-465.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2006). Profitability, investment & average returns. *Journal of Financial Economics*, vol. 82, ss. 491-518.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1974). Tests of the multiperiod two-parameter model. *Journal of Financial Economics*, vol 1, ss. 43-66.
- Fama, E., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, vol. 33(1), ss. 3-56.
- Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2014). Betting against beta. *Journal of Financial Economics*, vol. 111, ss. 1-25.
- George, T. J., & Hwang, C.-Y. (2010). A Resolution of the Distress Risk and Leverage Puzzles in the Cross Section of Stock Returns,”. *Journal of Financial Economics*, vol. 96, ss. 56-79.
- Griffin, D., & Tversky, A. (1992). The Weighting of Evidence and the Determinants of Confidence. *Cognitive Psychology*, vol. 24, ss. 411-435.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of efficient markets. *American Review*, vol. 70, ss. 393-498.
- Høgh- Krohn, J. (2015). Forelesningsnotater FIE 426 Kapitalforvaltning.
- Ibbotson, R. G., & Kaplan, P. D. (2000). Does Asset Allocation Policy Explain 40, 90, or 100 Percent of Performance. *Association for Investment Management and Research*, ss. 26-33.
- Ibbotson, R. G., Chen, Z., Kim, D. Y.-J., & Hu, W. Y. (2013). Liquidity as an investment Style. *Financial Analysts Journal*, vol. 69(3), ss. 30-44.
- Jagannathan, R., & Ma, T. (2003). Risk Reduction in Large Portfolios: Why Imposing the Wrong Constrains Helps. *The Journal of Finance*, vol. 58(4), ss. 1651-1684.

-
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Return to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, vol. 48, ss. 65-91.
- Jensen, M. C. (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*, vol. 6, ss. 95-101.
- Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *American Economic Review*, ss. 323-329.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, vol. 47(2), ss. 263-291.
- Keim, D. B. (1983, June 12). Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, ss. 13-32.
- Knivsfå, K. H. (2015). BUS 400 Styring av større foretak - Balansert målstyring og strategiske kart. NHH.
- Koller, T., Goedhart, M., & Wessels, D. (2010). *Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies*, (5. utg.). John Wiley & Sons inc.
- La Porta, R. (1996). Expectations and the Cross Section of Stock Returns. *Journal of Finance*, vol. 51, ss. 1715-1742.
- Leone, A. J., & Minutti-Meza, M. (2013). *Influential Observations and Inference in Accounting Research*. Miami: University of Miami.
- Levy, R. A. (1967). Relative strength as a criterion for investment selection. *Journal of Finance*, vol. 22, ss. 595-610.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and The Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, ss. 13-37.
- Lo, A. W., & MacKinlay, C. A. (1999). *A Non-Random Walk down Wall Street*. Princeton: Princeton University Press.

-
- Lo, A. W., Mamaysky, H., & Wang, J. (2000). Foundations of Technical Analysis: Computational Algorithms, Statistical Inference, and Empirical Implementation. *The Journal of Finance* vol 4, ss. 1705-1765.
- Malkiel, B. G. (2003a). The Efficient Market Hypotesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17(1), ss. 59-82.
- Malkiel, B. G. (2003b). *A Random Walk Down Wall Street - The time tested strategy for succesful investing*. New York: W.W Norton & Company.
- McLean, D. R., Pontiff, J., & Watanabe, A. (2009). Share issuance and cross-sectional returns: International evidence. *Journal of Financial Economics*, vol. 94, ss. 1-17.
- Merton, R. C. (1973, September). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, vol. 41(4), ss. 867-888.
- Mohanram, P. (2005). Separating Winners from Losers among Low Book-to-Market Stocks using Financial Statement Analysis. *Review of Accounting Studies*, vol. 10, ss. 133–170.
- Mossinn, J. (1966, Oktober). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, vol. 34(4), ss. 768-783.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Postitive Semi- Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistant Covariance Matrix. *Econometrica*, vol. 55(3), ss. 703-708.
- Nicholson, S. F. (1960). Price-Earnings Ratios. *Financial Analysts Journal*, vol. 16, ss. 43-45.
- Novy-Marx, R. (2012). *The Quality Dimension of Value Investing*. Working Paper. Hentet fra: <http://rnm.simon.rochester.edu/research/QDoVI.pdf>
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, vol. 108(1), ss. 1-28.
- Næs, R., Skjeltorp, J. A., & Ødegaard, B. (2008, Januar). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? *Norsk Økonomisk Tidsskrift* no 2.

-
- Ohlson, J. A. (1980, September). Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, vol. 19(1), ss. 109-131.
- Pastor, L. (2003, June). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *The Journal of Political Economy* 111, 3; ss. 642-684.
- Penman, S., Richardson, S., & Tuna, I. (2007). The Book-to-Price Effect in Stock Returns: Accounting for Leverage. *Journal of Accounting Research*, vol. 45(2), ss. 427-467.
- Pontiff, J., & Artemiza, W. (2008). Share Issuance and Cross-sectional Returns. *The Journal of Finance*, vol. 63(2), ss. 921-945.
- Poterba, J., & Summers, L. (1988). Mean Reversion in Stock Returns: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics*, vol. 22(1), ss. 27-59.
- Rabin, M., & Schrag, J. (1999). First Impressions Matter: A Model of Confirmatory Bias. *Quarterly Journal of Economics*, ss. 37-85.
- Richardson, S. A., Sloan, R. G., Soliman, M. T., & Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence, and stock. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 39, ss. 437-485.
- Roll, R. (1988). R2. *The Journal of Finance*, vol. 43(2), ss. 541-566.
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, vol. 13, ss. 341-360.
- Schwert, W. G. (2001). *Stock Volatility in the New Millennium: How Wacky is Nasdaq*. NBER Working Papers.
- Sharpe, W. F. (1964, September). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, vol. 19, ss. 425-442.
- Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future. *The Accounting Review*, vol. 71, ss. 289-315.
- Vayanos, D. (2004). *Flight to Quality, Flight to Liquidity and the Pricing of Risk*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

- Wei, J. K., Titman, S., & Xie, F. (2004). Capital Investment and Stock Return. *Journal of Financial And Quantitative Analysis*, vol. 39(4), ss. 677-700.
- Wilcox, J. W. (1984). The P/B-ROE Valuation Model. *Financial Analysts Journal*, vol. 40(1), ss. 58-66.
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to Econometrics*. Cengage Learning.
- Zaremba, A. (2015). *Quality Investing and Cross Section of Country Returns*. Poznan, Polen: Poznan University of Economics.
- Ødegaard, B. (1999). *Price differences between equity classes. Corporate Control, Foreign Ownership or Liquidity?* BI Norwegian School of Management and Norges Bank.
- Ødegaard, B. A. (2016). *Empirics of the Oslo Stock Exchange. Basic, descriptive, results 1980-2015*. Stavanger: Universitetet i Stavanger (UiS) og Norges Handelshøyskole (NHH).
- Østnes, K., & Hafskjær, H. (2013). *The Low Volatility Puzzle: Norwegian Evidence*. BI Norwegian Business School.

Appendiks

Variabelkonstruksjoner bak QMJ-faktoren

Lønnsomhet

$$Lønnsomhet = z(z_{GPOA} + z_{ROE} + z_{ROA} + z_{CFOA} + z_{GMAR} + z_{ACC})$$

GPOA er lik salgsinntekter (eller driftsinntekter) fratrukket varekostnaden over totale eiendeler $((SALGSINN - VAREKOST)/ TE)$. Salgsinntekter er inntekter fra selskapets ordinære virksomhet, men dersom salgsinntekter ikke er tilgjengelig brukes totale inntekter. Grunnen kan være at disse selskapene har inntekter som i hovedsak er knyttet til royalties, leieinntekter og gevinster tilknyttet salg av anleggsmidler (Berner, et. al., 2014). Varekostnaden utgjør vareforbruk pluss beholdningsendringer, mens totale eiendeler er lik summen av omløpsmidler og anleggsmidler.

ROE er avkastningen eierne av selskapet får på kapitalen de har investert i selskapet. Det er lik årsresultatet etter skatt over bokført egenkapital $(\text{ÅRSRS}/ BE)$. Årsresultatet inkluderer alle selskapets inntekter, kostnader, tap og gevinster. Resultatet er etter selskapets samlet skattekostnad og inkluderer ekstraordinære poster. Bokført egenkapital består av den delen av selskapet som er finansiert med egenkapital. Asness, et. al. (2013) definerer bokført egenkapital som selskapets egenkapital fratrukket preferanseaksjer, og ekskluderer ikke-kontrollerende eierinteresser (minoritetsinteresser). I vårt datamateriale er ikke preferanseaksjer tilgjengelig, og vi bruker derfor summen av innskutt egenkapital, opptjent egenkapital og uspesifisert egenkapital.

ROA er avkastningen på kapitalen som er investert i selskapet, og er lik årsresultatet over totale eiendeler $(\text{ÅRSRS}/ TE)$.

CFOA er årsresultatet med tilbakelagte avskrivninger, fratrukket endring i arbeidskapitalen og kapitalinvesteringer, delt på totale eiendeler $((\text{ÅRSRS} + AVSKR - \Delta AK - CAPX)/ TE)$. Dette er også kalt frie kontantstrømmer til selskapet. Siden dette ses i sammenheng med den totale kapitalen som er investert i selskapet, vil bruk av driftsresultatet etter skatt gi et bedre bilde på selskapenes underliggende inntjening. Bruk av driftsresultatet vil derimot være mer tidkrevende siden en «proxy» på skatt på driftsresultatet først må utarbeides. Dette er i vårt tilfelle tilnærmet umulig, da dette

krever regnskapsnoter. Det er usikkert om dette vil gi bedre resultater, og vi velger derfor å bruke årsresultatet.

Arbeidskapital defineres som omløpsmidler fratrukket kontanter og kortvarige plasseringer minus kortsiktig gjeld, med tillegg for kortvarig finansiell gjeld og betalbar skatt. Dette er tilnærmet lik det vi kaller driftsrelatert arbeidskapital. Vi har derfor valgt å beregne arbeidskapitalen som differansen mellom driftsrelaterte omløpsmidler og driftsrelaterte kortsiktige forpliktelser. Dette ses formelt som:

Varelager + kundefordringer + andre omløpsmidler – (kassakreditt + leverandørgjeld + offentlige avgifter + annen kortsiktig gjeld)

Andre omløpsmidler og annen kortsiktig gjeld inneholder henholdsvis kortsiktige omløpsmidler og kortsiktige gjeldsposter, som ikke kan plasseres i andre omløps- eller kortsiktig gjeld-grupper (Berner, et. al., 2014). De kan inneholde finansielle poster, men dette er mest sannsynlige små og ubetydelige poster, og vil derfor i liten grad påvirke resultatet. Kapitalinvesteringer (CAPX) er i utredningen beregnet som forskjellen i bokførte driftsmessige anleggsmidler fra foregående år pluss avskrivninger²⁸.

GMAR er lik salgsinntekter fratrukket varekostnaden delt på totale inntekter $((\text{SALGSINN} - \text{VAREKOST})/\text{TOTINN})$. Det kalles også bruttomarginen og er lik bruttoprofitt over totale inntekter. ACC er lik avskrivninger minus endring i arbeidskapital delt på totale eiendeler $(-(\Delta\text{AK} - \text{AVSKR}) / \text{TE})$.

Vekst

$$\text{Growth} = z(z_{\Delta\text{GPOA}} + z_{\Delta\text{ROE}} + z_{\Delta\text{ROA}} + z_{\Delta\text{CFOA}} + z_{\Delta\text{GMAR}} + z_{\Delta\text{ACC}})$$

Her står Δ for femårig vekst for hvert lønnsomhetsmål, og vi definerer vekstmålet som femårig endring delt på den «laggede» lønnsomhetsvariabel. ²⁹

Femårig vekst i bruttoprofitt over totale eiendeler (GPOA) er beregnet som $((BP_t - BP_{t-5}) / TE_{t-5})$, hvor BP er lik salgsinntekter – varekostnad. Femårig vekst i

²⁸ Fra 1999 inkluderer dette også nedskrivninger. Før 1999 er ikke nedskrivninger tilgjengelig i vårt datamaterialene. Dette skyldes en endring i regnskapsloven i 1998 da nedskrivninger ble flyttet inn som en del av driftskostnadene. Før ble nedskrivninger sett på som en ekstraordinær kostnad. Dette kan forskyve analysen litt i årene rundt 1999., men ses bort fra i vår studie.

²⁹ Femårig vekst er først tilgjengelig fra 1997. I de foregående årene har vi gradvis aggregert veksten opp etter som vi har fått flere tilgjengelige regnskapsår.

egenkapitalavkastning (ROE) er beregnet som $((\text{ÅRSRS}_t - \text{ÅRSRS}_{t-5}) / \text{BE}_{t-5})$. Femårig vekst i total kapitalavkastning (ROA) er beregnet som $((\text{ÅRSRS}_t - \text{ÅRSRS}_{t-5}) / \text{TE}_{t-5})$. Femårig vekst i kontantstrøm over total eiendeler er beregnet som $((\text{CFOA}_t - \text{CFOA}_{t-5}) / \text{TE}_{t-5})$. Femårig vekst i bruttomarginen (GMAR) er beregnet som $((\text{BP}_t - \text{BP}_{t-5}) / \text{Totinn}_{t-5})$. Femårig vekst i (lave) accruals (ACC) er beregnet som $((\text{MWCPD}_t - \text{MWCPD}_{t-5}) / \text{TE}_{t-5})$, hvor MWCPD er lik $(-\Delta \text{AK} - \text{Askriv})$.

Sikkerhet

$$\text{Sikkerhet} = z(z_{BAB} + z_{IVOL} + z_{lev} + z_O + z_Z + z_{EVOL})$$

BAB er lik minus marketsbeta ($-\beta$). Betaene er som beskrevet tidligere estimert som i Frazzini & Pedersen (2014). IVOL er lik minus aksjens idiosynkratiske risiko og er som tidligere skrevet beregnet som standardavviket til beta-justerte avkastning. LEV er lik total gjeld (summen av langvarig gjeld, kortvarig gjeld og minoritetsgjeld) over totale eiendeler: $-\left((\text{LG} + \text{KG} + \text{MINTBAL}) / \text{TE}\right)$.³⁰

Ohlsons O-score er beregnet som følgende:

$$O = -\left(1,32 - 0,407 * \log\left(\frac{\text{JSTEIENDELER}}{\text{KPI}}\right) + 6,03 * \text{TLTA} - 1,43 * \text{WCTA} + 0,076 * \text{CLCA} - 1,72 * \text{ONEG} - 2,37 * \text{NITA} - 1,83 * \text{FUTL} + 0,285 * \text{INTWO} - 0,521 * \text{CHIN}\right).$$

JSTEIENDELER defineres som justerte totale eiendeler som er lik totale eiendeler pluss 10 prosent av forskjellen mellom bokført egenkapital og markedsverdien til egenkapitalen $(\text{TE} + 0,1 * (\text{ME} - \text{BE}))$. KPI er konsumprisindeksen hvor basisåret er 1998. Videre er TLTA lik bokført verdi av gjeld dividert med JSTEIENDELER $((\text{KG} + \text{LG}) / \text{JSTEIENDELER})$. WCTA kalkuleres som omløpsmidler minus kortvarig gjeld skalert med justerte eiendeler $((\text{OM} - \text{KG}) / \text{JSTEIENDELER})$. CLCA utgjør kortvarig gjeld dividert med omløpsmidler, mens ONEG er en dummyvariabel som lik 1 dersom totale forpliktelser er større enn totale eiendeler $(1(\text{G} > \text{TE}))$. NITA er lik årsresultatet over totale eiendeler $(\text{AARSRS} / \text{TE})$, mens FUTL er lik åreresultatet før skatt delt på totale forpliktelser $(\text{RESFS} / \text{G})$. INTWO er også en dummyvariabel som er lik 1 dersom årsresultatet er negativ for året eller fjoråret $(1(\text{MAX}\{\text{AARSRS}_t, \text{AARSRS}_{t-1}\} < 0))$. CHIN

³⁰ I vårt datasett er minoritetsinteresser for de fleste lik 0, så den har ikke noen betydning i analysen.

er lik endring i årsresultatet og er definert som $(AARSRS_t - AARSRS_{t-1}) / (|AARSRS_t| + |AARSRS_{t-1}|)$.

Altmans Z_score er kalkulert som:

$$Z = \frac{1,2 * AK + 1,4 * TO + 3,3 * EBIT + 0,6 * ME + TOTINN}{TE}$$

AK utgjør arbeidskapitalen, og TO er lik tilbakeholdt overskudd, beregnet som årsresultatet minus utbytte. EBIT er lik driftsresultatet, mens ME er markedsverdien til egenkapitalen (Market Cap) og TOTINN er lik selskapets totale inntekter.

EVOL er standardavviket til årlig egenkapitalavkastning (ROE) og det kreves fem år uten manglende regnskapsinformasjon.³¹

Utbetaling

$$Utbetaling = z(z_{EISS} + z_{DISS} + z_{NPOP})$$

EISS er lik minus et-års endring i utestående aksjer $(-\log(\frac{ANTAKSJ_t}{ANTAKSJ_{t-1}}))$, hvor ANTAKSJ står for utestående aksjer.³² DISS står for et års endring i totale forpliktelser $(-\log(\frac{G_t}{G_{t-1}}))$, hvor G er lik summen av kortvarig gjeld, langvarig gjeld og minoritetsinteresser. Til slutt utgjør NPOP summen av netto utbetaling $(AARSRS - \Delta BE)$ over de siste fem årene delt på bruttoprofit $(SALGSINN - BRTPRFT)$ over de siste fem årene.

³¹ Asness, et. al. bruker i hovedsak kvartalsvis ROE. Men vi har kun tilgang til årlige regnskapstall og bruker derfor årlig ROE.

³² Asness, et. al. bruker split-justerte utestående aksjer. Det har vi ikke tilgang til, noe som kan gjøre at analysen blir litt «skewed».

Tabell 12: Antagelser i Kapitalverdimodellen

- Investorer er rasjonelle mean-variance-optimere
- En-periodes investeringshorisont
- Investorer har homogene forventning (identisk inputliste) ← Individuell atferd

- Alle aktiva er offentlig holdt og blir omsatt på børs. Short-posisjoner er lov, mens lån og utlån kan gjøres til samme risikofrie rente ← Markedsstruktur
- All informasjon er offentlig tilgjengelig
- Null skatter
- Ingen transaksjonskostnader

Tabell 13: Selskapsutvalget

År	Totalt antall børsnoterteselskaper	Norske selskaper med regnskapstall	Vårt utvalg	Ødegaard
2013	240	175	150	
2012	239	188	149	122
2011	251	198	152	131
2010	279	198	159	144
2009	265	211	158	120
2008	284	230	172	150
2007	290	236	191	225
2006	257	216	161	195
2005	238	203	165	166
2004	207	181	141	132
2003	217	186	136	109
2002	224	192	134	119
2001	243	205	155	143
2000	258	220	168	183
1999	261	221	162	185
1998	269	223	154	190
1997	249	204	140	199
1996	202	157	104	169
1995	188	148	105	148
1994	188	133	90	143
1993	176	125	80	144
Gjennomsnitt	239	193	144	156

Tabell 14: Antagelsene bak OLS

- ❑ MLS 1: Lineære parametere
Vi krever at det er et lineært forhold mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene.
- ❑ MLS 2: Tilfeldig innhenting av observasjoner.
- ❑ MLS 3: Ikke multikollinearitet
Ingen av forklaringsvariablene er konstante og det er ikke et eksakt lineært forhold mellom forklaringsvariablene.
- ❑ MLS 4: Uavhengige residualer (Zero Conditional Mean)
Feilleddene, har en forventningsverdi uavhengig av verdien på forklaringsvariablene.
 $E(\epsilon|X_1, X_2, \dots, X_k) = 0$
- ❑ MLS 5: Homoskedastisitet
Feilleddene, sin varians er uavhengig av verdien på forklaringsvariablene.
I en tidsserieanalyse må også variansen til feilleddene være konstant gjennom tiden.
 $\text{VAR}(\epsilon|X_1, \dots, X_k) = \sigma^2$
- ❑ MLS 6: Normalitet/ autokorrelasjon
Feilleddene er uavhengig av forklaringsvariablene, og er normalt distribuert med gjennomsnitt på 0 og varians.
 $\epsilon \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$

Tabell 15: Regresjonsresultater for prisen av kvalitet for delperiode 1993-2002

	Oslo Børs 1993 - 2002						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Kvalitet	0.09 (2.68)	0.09 (2.57)					
Lønnsomhet			-0.05 (-1.86)				-0.13 (-6.13)
Vekst				0.12 (2.84)			0.09 (3.63)
Sikkerhet					0.30 (7.57)		0.40 (7.46)
Utbetaling						-0.12 (-5.26)	-0.10 (-4.44)
Størrelse		0.41 (14.35)					0.43 (12.08)
Ret(t-12, t)		0.10 (2.19)					0.08 (2.17)
Average R ²	0.03	0.25	0.01	0.04	0.11	0.02	0.43

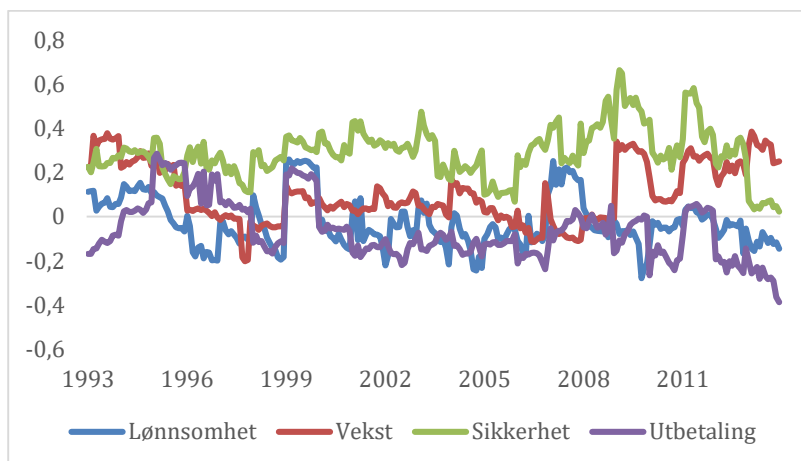
Tabellen rapporterer koeffisientene fra Fama MacBeth-regresjonen hvor den avhengige variabelen er z-scoren av selskapets pris/bok-rate i måned t. Forklaringsvariablene er kvalitetsscoren i måned t, og de individuelle kvalitetsmålene lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling. Vi inkluderer også kontrollvariabler for størrelse og siste års aksjeavkastning. Standardfeilene er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon med et etterslep på 12 måneder. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift.

Tabell 16: Regresjonsresultater for prisen av kvalitet for delperiode 2003-2013

	Oslo Børs 2003 - 2013						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Kvalitet	0.12 (4.08)	0.17 (4.77)					
Lønnsomhet			-0.01 (-0.39)				-0.12 (-2.96)
Vekst				0.09 (2.72)			0.10 (2.98)
Sikkerhet					0.28 (18.93)		0.39 (11.32)
Utbetaling						-0.01 (-0.17)	-0.03 (-0.92)
Størrelse		0.08 (6.67)					0.08 (4.78)
Ret(t-12, t)		0.16 (4.93)					0.17 (5.16)
Average R^2	0.03	0.10	0.02	0.02	0.08	0.02	0.24

Tabellen rapporterer koeffisientene fra Fama MacBeth-regresjonen hvor den avhengige variabelen er z-scoren av selskapets pris/bok-rate i måned t. Forklaringsvariablene er kvalitetsscoren i måned t, og de individuelle kvalitetsmålene lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling. Vi inkluderer også kontrollvariabler for størrelse og siste års aksjeavkastning. Standardfeilene er justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon med et etterslep på 12 måneder. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift.

Figur 10: Prisen av individuelle kvalitetsmål



Tabell 17: Regresjonsresultater for desilporteføljer

	Oslo Børs 1993- 2013										
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	HL
Meravkastning	1.05 (1.59)	1.68 (2.83)	0.90 (1.74)	1.31 (2.60)	1.35 (2.78)	1.35 (3.08)	1.33 (3.07)	1.47 (3.49)	1.85 (4.08)	1.89 (4.14)	0.84 (1.49)
5-Faktor alfa	-0.51 (-0.97)	0.25 (0.51)	-0.47 (-1.21)	-0.20 (-0.51)	-0.47 (-1.30)	-0.11 (-0.36)	-0.44 (-1.30)	0.03 (0.09)	0.56 (1.50)	0.32 (0.89)	0.83 (1.38)
Beta	1.00 (-0.04)	0.97 (-0.23)	0.80 (-2.55)	0.98 (-0.19)	1.15 (2.08)	0.85 (-2.27)	0.90 (-1.43)	0.89 (-1.79)	0.82 (-2.29)	0.93 (-0.93)	-0.06 (-0.49)
SMB	-0.02 (-0.11)	-0.28 (-2.06)	-0.05 (-0.42)	-0.27 (-2.46)	-0.29 (-2.94)	-0.15 (-1.68)	-0.01 (-0.06)	-0.18 (-2.17)	-0.28 (-2.60)	0.02 (0.16)	0.03 (0.18)
HML	-0.06 (-0.58)	0.11 (1.23)	-0.07 (-0.91)	-0.08 (-1.14)	0.09 (1.30)	0.00 (0.03)	0.15 (2.38)	0.11 (2.06)	0.01 (0.11)	-0.15 (-2.30)	-0.09 (-0.82)
UMD	-0.27 (-3.16)	-0.17 (-2.13)	-0.14 (-2.17)	-0.11 (-1.74)	-0.09 (-1.50)	0.01 (0.12)	0.09 (1.58)	0.02 (0.37)	0.05 (0.86)	-0.11 (-1.94)	0.16 (1.57)
LIQ	-0.75 (-5.09)	-0.39 (-2.79)	-0.59 (-5.29)	-0.14 (-1.22)	0.14 (1.40)	-0.29 (-3.20)	-0.13 (-1.32)	-0.19 (-2.29)	-0.14 (-1.24)	-0.18 (-1.83)	0.57 (3.28)
Sharpe Ratio	0.10	0.18	0.11	0.16	0.18	0.19	0.19	0.22	0.26	0.26	0.09
Information Ratio	-0.02	0.10	-0.01	0.05	0.01	0.07	0.00	0.09	0.17	0.14	0.09
Adjusted R ²	0.53	0.48	0.55	0.52	0.59	0.59	0.50	0.61	0.45	0.56	0.09

Tabellen rapporterer resultater for regresjonen på månedlig avkastning for verdivektede desilporteføljer mot de fem systematiske risikofaktorene. Kolonnen helt til høyre viser en selvfinansierende portefølje som er lang i høykvalitetsaksjer og kort i lavkvalitetsaksjer. Alfa er skjæringspunktet i tidsserie-regresjonen av månedlig meravkastning, hvor de forklarende variablene er markedets meravkastning (MKT), størrelses (SMB), verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ). T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Beta er eksponeringen mot markedsporteføljen. Markedsbeta (MKT) er testet mot $H_0 = 1$, resten er testet mot $H_0 = 0$. Informasjonsraten er 5-faktor alfa dividert med standardavviket av feilleddene fra regresjonen. Sharpe-raten og informasjonsraten er begge månedlig.

Tabell 18: Regresjonsresultater for halvårlig rebalansering

Oslo Børs 1993- 2013						
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	HL
Meravkastning	1.50 (2.77)	1.20 (2.47)	1.34 (2.98)	1.52 (3.98)	1.64 (3.91)	0.14 (0.34)
5-Faktor alfa	0.30 (0.86)	0.33 (1.15)	0.20 (0.74)	0.53 (2.10)	0.51 (1.94)	0.21 (0.50)
MKT	1.00 (-0.02)	0.95 (-0.73)	0.98 (-0.43)	0.85 (-2.77)	0.93 (-1.18)	-0.07 (-0.73)
SMB	-0.06 (-0.54)	-0.38 (-4.51)	-0.22 (-2.76)	-0.33 (-4.49)	-0.14 (-1.75)	-0.08 (-0.65)
HML	0.06 (0.80)	-0.11 (-1.89)	0.11 (2.11)	0.11 (2.21)	-0.05 (-0.93)	-0.11 (-1.26)
UMD	-0.23 (-3.69)	-0.17 (-3.32)	-0.05 (-0.99)	0.17 (3.83)	-0.06 (-1.27)	0.17 (2.31)
LIQ	-0.52 (-4.86)	-0.28 (-3.14)	-0.24 (-3.01)	-0.04 (-0.51)	-0.17 (-2.20)	0.34 (2.72)
Sharpe Ratio	0.17	0.16	0.19	0.25	0.25	0.02
Informasjon Ratio	0.06	0.08	0.05	0.14	0.13	0.03
Adjusted R^2	0.63	0.69	0.69	0.63	0.66	0.07

Tabellen rapporterer resultater for regresjonen på månedlig avkastning for verdivektede kvintilporteføljer mot de fem systematiske risikofaktorene. Porteføljene oppdateres og rebalanseres halvårlig. Kolonnen helt til høyre viser en selvfinansierende portefølje som er lang i høykvalitetsaksjer og kort i lavkvalitetsaksjer. Alfa er skjæringspunktet i tidsserie-regresjonen av månedlig meravkastning, hvor de forklarende variablene er markedets meravkastning (MKT), størrelses (SMB), verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ). T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Beta er eksponeringen mot markedsporteføljen. Markedsbeta (MKT) er testet mot $H_0 = 1$, resten er testet mot $H_0 = 0$. Informasjonsraten er 5-faktor alfa dividert med standardavviket av feilleddene fra regresjonen. Sharpe-raten og informasjonsraten er begge månedlig.

Tabell 19: Regresjonsresultater for kvalitetsfaktorer for periode 1993-2002

	Oslo Børs 1993 - 2002				
	QMJ	Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet	Utbetaling
Meravkastning	-0.33 (-0.93)	-0.54 (-1.53)	-0.05 (-0.13)	0.26 (0.68)	-0.85 (-2.42)
CAPM alfa	-0.04 (-0.12)	-0.39 (-1.09)	-0.01 (-0.03)	0.50 (1.30)	-0.79 (-2.20)
3-Faktor alfa	-0.39 (-1.09)	-0.56 (-1.48)	-0.15 (-0.35)	0.14 (0.37)	-0.66 (-1.77)
4-Faktor alfa	-0.43 (-1.22)	-0.58 (-1.51)	-0.14 (-0.31)	0.09 (0.23)	-0.67 (-1.76)
5-Faktor alfa	-0.43 (-1.25)	-0.58 (-1.50)	-0.14 (-0.31)	0.09 (0.24)	-0.67 (-1.76)
MKT	-0.14 (-2.08)	-0.08 (-1.12)	-0.06 (-0.64)	-0.16 (-2.15)	0.03 -0.35
SMB	0.04 -0.38	0.04 -0.32	0.12 -0.81	0.20 -1.65	-0.23 (-1.89)
HML	0.00 -0.06	-0.02 (-0.23)	0.05 -0.66	-0.14 (-2.04)	0.05 -0.66
UMD	0.12 -2.06	0.04 -0.64	-0.03 (-0.45)	0.11 -1.8	0.02 -0.35
LIQ	0.26 -2.74	0.11 -1.02	-0.03 (-0.26)	0.15 -1.41	0.13 -1.25
Sharpe Ratio	-0.09	-0.14	-0.01	0.07	-0.22
Information Ratio	-0.12	-0.15	-0.03	0.02	-0.18
Adjusted R2	0.20	0.01	-0.03	0.19	0.02

Tabellen rapporterer resultater for regresjonen på månedlig avkastning for verdivektede faktorporteføljer mot de fem systematiske risikofaktorene. Faktorporteføljene er lang i kvalitetsaksjer og kort i søppelaksjer. QMJ faktoravkastning er derfor gjennomsnittsavkastningen til de to høykvalitetsaksjene fratrukket gjennomsnittsavkastningen til de to lavkvalitetsporteføljene (søppel). Porteføljene basert på lønnsomhet, vekst, sikkerhet og utbetaling er konstruert på samme måte. Alfa er skjæringspunktet i tidsserie-regresjonen av månedlig meravkastning, hvor de forklarende variablene er markedets meravkastning (MKT), størrelses (SMB), verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ). T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5% er indikert med uthevet skrift. Markedsbeta (MKT) er testet mot $H_0 = 1$, resten er testet mot $H_0 = 0$. Informasjonsraten er 5-faktor alfa dividert med standardavviket av feilleddene fra regresjonen. Sharpe-raten og informasjonsraten er begge månedlig.