



# Quality minus Junk

*En empirisk analyse av kvalitetsinvestering på Oslo Børs i perioden fra 1998 – 2018*

**Alfred Leira & Jonas Lerøen**

**Veileder: Jørgen Haug**

Masteroppgave, MSc i Økonomi og Administrasjon

Hovedprofil: BAN & FIE

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

## Forord

Denne utredningen er skrevet som en del av vår avsluttende mastergrad i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole, og tilsvarer 30 studiepoeng. Vi har henholdsvis business analytics (BAN) og finansiell økonomi (FIE) som hovedprofil. Vi ønsket en oppgave der vi kunne kombinere BAN og FIE, og vi syntes denne oppgaven passet oss veldig bra. Arbeidet med oppgaven har vært interessant, utfordrende og tidkrevende. Samtidig har det vært en enorm læringskurve, der vi har fått mulighet til å benytte alt vi har lært i løpet av studietiden.

Videre ønsker vi å takke Jørgen Haug for konstruktive kommentarer og veiledning gjennom semesteret. Vi vil også rette en takk til Børsprosjektet ved NHH og Kellis Akselsen ved Samfunns- og næringslivsforskning AS (SNF) for tilgang til aksjeprisdata og regnskapsdata som har vært helt nødvendig for gjennomføring av oppgaven.

Bergen, 20.12.2020

## Sammendrag

I denne masterutredningen undersøker vi om det er mulig å skape meravkastning på Oslo Børs ved å benytte en kvalitetsbasert investeringsstrategi. For dette formål har vi tatt utgangspunkt i metoden brukt i studien «Quality minus Junk» fra Asness, Frazzini og Pedersen (2018). Vi deler aksjer inn i porteføljer basert på deres samlede kvalitetsmål, som vi konstruerer ved å legge sammen standardiserte mål på lønnsomhet, sikkerhet og vekst. Vi finner at aksjer med høy kvalitetsscore i snitt har høyere priser på Oslo Børs, men at forklaringskraften er svært begrenset. Våre resultater viser videre at porteføljen bestående av høykvalitetsaksjer leverer signifikant positiv meravkastning. Til slutt konstruerer vi QMJ-faktoren, som går «long» i høykvalitetsaksjer og «short» i lavkvalitetsaksjer. Vi finner at QMJ-faktoren oppnår en risikojustert meravkastning over analyseperioden på Oslo Børs, også når vi kontrollerer for ulike risikofaktorer i markedet. Prisen på kvalitet har variert over tid, og mye tyder på at den økonomiske situasjonen landet befinner seg i har mye å si for hvordan selskaper blir priset. Basert på våre funn konkluderer vi derfor med at QMJ-strategien er i stand til å skape meravkastning på Oslo Børs. Våre funn er i stor grad konsistent med den opprinnelige studien.

---

# Innholdsfortegnelse

<b>Forord .....</b>	<b>2</b>
<b>Sammendrag .....</b>	<b>3</b>
<b>Innholdsfortegnelse.....</b>	<b>4</b>
<b>1. Innledning .....</b>	<b>6</b>
1.1 <i>Problemstilling.....</i>	7
1.2 <i>Oppgavens struktur.....</i>	8
<b>2. Teori.....</b>	<b>9</b>
2.1 <i>Faktormodeller.....</i>	9
2.1.1 <i>Bakgrunn for størrelsesfaktoren.....</i>	10
2.1.2 <i>Bakgrunn for verdifaktoren .....</i>	11
2.1.3 <i>Bakgrunn for momentumfaktoren .....</i>	11
<b>3. Empiriske studier på kvalitetsfaktorer .....</b>	<b>13</b>
3.1 <i>Lønnsomhet.....</i>	13
3.2 <i>Vekst.....</i>	13
3.3 <i>Sikkerhet.....</i>	14
<b>4. Datamaterialet .....</b>	<b>16</b>
4.1 <i>Data.....</i>	16
4.1.1 <i>Regnskapsdata.....</i>	16
4.1.2 <i>Aksjeprisdata .....</i>	17
4.1.3 <i>Faktorrisiko, risikofritt aktivum og KPI .....</i>	18
4.2 <i>Databehandling.....</i>	18
4.2.1 <i>Aksjedataen .....</i>	18
4.2.2 <i>Regnskapsdata.....</i>	20
4.3 <i>Selskapsutvalg.....</i>	21
<b>5. Metode .....</b>	<b>23</b>
5.1 <i>Samlet kvalitetsmål.....</i>	23
5.2 <i>Porteføljekonstruksjon .....</i>	24

---

5.2.1	Kvalitetssorterte porteføljer.....	25
5.2.2	QMJ-sorterte porteføljer.....	25
<b>6.</b>	<b>Resultater og diskusjon .....</b>	<b>26</b>
6.1	<i>Prisen av kvalitet.....</i>	26
6.1.1	Prisen på kvalitet over tid.....	29
6.1.2	Robusthetstest for pris/bok .....	30
6.1.3	Konklusjon på forskningsspørsmål 1 .....	31
6.2	<i>Kvalitetporteføljenes meravkastning .....</i>	31
6.2.1	Konklusjon på forskningsspørsmål 2 .....	33
6.3	<i>Kvalitet minus Junk .....</i>	34
6.3.1	Korrelasjon mellom kvalitetsporteføljene.....	34
6.3.2	Avkastningen til QMJ-faktoren.....	36
6.3.3	Robusthetstest for QMJ .....	39
6.3.4	Konklusjon på forskningsspørsmål 3 .....	40
<b>7.</b>	<b>Begrensninger og forslag til videre forskning .....</b>	<b>41</b>
7.1	<i>Begrensninger av oppgaven.....</i>	41
7.2	<i>Videre forskning .....</i>	42
<b>8.</b>	<b>Konklusjon .....</b>	<b>43</b>
	<b>Litteraturliste .....</b>	<b>45</b>
<b>9.</b>	<b>Appendix.....</b>	<b>48</b>
9.1	<i>Appendix A: Variabelkonstruksjon .....</i>	48
9.2	<i>Appendix B: Robusthetstester.....</i>	51
9.3	<i>Appendix C: Kumulativ meravkastning for kvalitetssorterte porteføljer.....</i>	55

# 1. Innledning

I flere tiår har det blitt forsøkt å forklare variasjonen i aksjeavkastningen gjennom empiriske studier. I finansiell litteratur har det materialisert seg et mangfold av nye forklarende faktorer og strategier, men så langt har ingen av faktorene, eller kombinasjoner av disse, klart å forklare hele bevegelsen i aksjeavkastningen. Selv om ikke hele variasjonen i avkastningen blir forklart, bidrar faktorene til å identifisere hva som påvirker deler av den. Kvalitetsfaktorer, som fanger opp samlede kvalitetskarakteristika som lønnsomhet, sikkerhet og vekst er relativt nye kandidater til å forklare forventet avkastning innen verdipapirprising. Samtidig har flere dimensjoner innen kvalitetsbasert investering isolert sett blitt forsket på i lang tid. For å nevne noen oppdager Ohlson (1980) og Altman (1968) at selskaper med høy kredittrisiko underpresterer i forhold til selskaper med lav kredittrisiko, Mohanram (2005) viser at selskaper med høy vekst opplever høyere avkastning, Novy-Marx (2013) dokumenterer at lønnsomme selskaper skaper høyere avkastning enn mindre lønnsomme selskaper og Frazzini og Pedersen (2014) finner bevis på at aksjer med lav beta gir en høy alfa.

Asness, Frazzini og Pedersen (2018) definerer kvalitet som noe en investor er villig til å betale en høyere pris for, alt annet likt. Videre hevder de i sin studie at dette er selskaper som er sikre, lønnsomme, voksende og har god ledelse. Ved gjennomgang av litteraturen på kvalitet har de funnet mål de mener investorer er villige til å betale en høyere pris for. Deretter kombinerer de kvalitetsmålene til en samlet kvalitetsscore som består av flere mål på lønnsomhet, vekst og sikkerhet. Basert på den samlede kvalitetsscoren, deler de aksjer inn i porteføljer. Porteføljene med lavest kvalitet blir omtalt som «junk», mens porteføljene med høyest kvalitet blir omtalt som «quality». Asness et al. (2018) konstruerer til slutt en kvalitetsfaktor «quality minus junk» (heretter omtalt som QMJ), som går lang i kvalitetsaksjer og kort i søppelaksjer, bygget opp på samme måte som gjort i Fama og French (1993). De finner i sin studie at QMJ gir statistisk signifikant meravkastning på det internasjonale markedet. Basert på risikoteori utgjør kvalitetsfaktoren et «puzzle» innen verdipapirprising, ettersom man forventer at man må påta seg høyere risiko for å oppnå høyere avkastning. I kvalitetsstrategien prøver man å oppnå en meravkastning ved å investere i selskaper som oppleves som mindre risikable og mer solide.

---

## 1.1 Problemstilling

Vårt formål med denne masteroppgaven er å undersøke hvorvidt det er mulig å skape meravkastning ved å følge Asness et al. (2018) sin kvalitetsbaserte strategi på Oslo Børs. Vi anser strategien som relevant med tanke på tiden vi er inne i med COVID-19. I løpet av de siste tjue årene har Oslo Børs eksempelvis opplevd dotcom-boblen, finanskrisen og oljekrisen. Det vil derfor være interessant å se om høykvalitetsaksjer er en trygg havn i dårlige tider. Asness et al. (2018) viser nemlig i sin studie til et fenomen de kaller «flight to quality», som oppstår i krisetider. Investorer selger seg da ut i selskaper med høy kredittrisiko, og investerer i selskaper med lav risiko som blir ansett som trygge. Vi vil se om selskaper definert ved høy kvalitet også representerer gode investeringer. Vi har derfor kommet frem til følgende problemstilling:

**Oppnår man en positiv meravkastning ved å følge en QMJ-strategi på Oslo Børs kontrollert for systematiske faktorrisikoer?**

For å undersøke om dette er tilfelle har vi kommet opp med følgende forskningsspørsmål som skal hjelpe oss med å besvare problemstillingen:

- 1. Eksisterer det en positiv sammenheng mellom kvaliteten til en aksje og den tilhørende prisen?**
- 2. Leverer kvalitetsaksjer en høyere meravkastning enn «junk»-aksjer?**
- 3. Oppnår QMJ-porteføljen en signifikant positiv alfa når vi kontrollerer for systematiske risikofaktorer i markedet?**

I denne utredningen vil vi ta utgangspunkt i studiet til Asness et al. (2018) og anvende metodene deres for å undersøke hvorvidt kvalitetsfaktorer kan bidra til å oppnå meravkastning.

For å svare på forskningsspørsmål 1 vil vi først konstruere mål på lønnsomhet, vekst og sikkerhet. Disse settes deretter sammen til en samlet kvalitetsscore. Alle tallene vil bli standardisert for å kunne gi en enklere tolkning på resultatene. For å undersøke om det faktisk eksisterer en sammenheng mellom kvalitet og prisen til en aksje, utfører vi tverrsnittlige regresjoner av pris/bok-raten (P/B) på de individuelle kvalitetsscorene til hver aksje, i tillegg til den samlede kvalitetsscoren. Målet er å finne ut om investorer er villig til å betale mer for selskaper med høy score på kvalitetsmål.

Vi deler deretter aksjer inn i porteføljer rangert etter den tilhørende kvalitetsscoren for å besvare forskningsspørsmål 2. Vi ønsker med det å se på meravkastningen til høykvalitetsaksjer versus lavkvalitetsaksjer. Vi utfører regresjoner på avkastning utover risikofri rente, og kontrollerer for ulike systematiske faktorrisikoer i markedet. Vår hypotese er at aksjer i høykvalitetsporteføljene opplever en høyere meravkastning enn aksjer i porteføljene definert av lav kvalitet. Dersom vi klarer å finne at det er en signifikant positiv sammenheng mellom kvalitet og meravkastning, vil vi konstruere QMJ-faktoren i likhet med Asness et al. (2018) for å undersøke forskningsspørsmål 3.

## 1.2 Oppgavens struktur

Oppgaven består av åtte seksjoner. I andre seksjon diskuterer vi teori som er relevant for masterutredningen, og som vi mener vil være til nytte for leseren. Seksjon 3 gir et innblikk i tidligere forskning på kvalitet, og er en brobygger til seksjon 4 og 5 som gjør rede for henholdsvis datamaterialet og metoden som er benyttet. I seksjon 6 vil vi diskutere resultatene av analysene som er blitt gjennomført, før vi i seksjon 7 utreder om oppgavens begrensninger og forslag til videre forskning. Avslutningsvis vil vi konkludere i seksjon 8.



---

## 2. Teori

### 2.1 Faktormodeller

I finans antar man at investorer er risikoaverse. Det innebærer at investorer ikke er villige til å påta seg høyere risiko uten å bli kompensert gjennom forventning om høyere avkastning. Aktivum får risikopremier fordi de er utsatt for underliggende faktorrisikoer (Ang, 2014). Flere modeller har blitt utviklet for å beskrive sammenhengen mellom avkastning og risiko. Den første modellen til å gjøre dette var kapitalverdimodellen, og modellen tilsa at aktivum som faller mer enn markedsporteføljen i dårlige tider har høyere risiko, og derfor må kompenseres med høyere risikopremier. Kapitalverdimodellen er en enfaktormodell, og definerer dårlige tider som tider der markedet har lav avkastning. Flerfaktormodeller ble konstruert for å kunne gi en bedre forklaring på avkastning ved å inkludere flere risikofaktorer. Slike modeller definerer dårlige tider basert på flere faktorer og tilstander (Ang, 2014).

Flerfaktormodellen vi har tatt utgangspunkt i er Carhart fire-faktor modell (1997), som er en standard benchmark innen akademia (Ødegaard, 2017). Modellen inkluderer faktorer for markedsrisiko, størrelse, verdi og momentum, og bygger på tidligere empirisk forskning innen verdipapirprising. Faktorene beskriver karakteristikker som er korrelert med høyere porteføljeavkastning. Carhart fire-faktormodell (1997) kan uttrykkes som

$$R_i = \alpha + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2(SMB) + \beta_3(HML) + \beta_4(UMD) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Alfa representerer avkastning utover det som er forventet (meravkastning), gitt porteføljens eksponering mot risikofaktorene i modellen (Jensen, 1968), og er et vanlig prestasjonsmål innen finans. En positiv alfa indikerer at porteføljen har prestert unormalt godt relativt til risikoeksponeringen mot de systematiske faktorene som er inkludert. Videre i utredningen bruker vi alfa for å beskrive konstanten (skjæringspunktet) fra en regresjon av en porteføljes avkastning på en gitt faktormodell.

Kapitalverdimodellen kan beskrives som spesialtilfellet av fire-faktor modellen der alle betaer unntatt markedsbetaen ( $\beta_1$ ) er lik null. Kapitalverdimodellen blir brukt for å beskrive sammenhengen mellom risiko og forventet avkastning, og ble introdusert på midten av 1960-

tallet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966). Det var Markowitz (1952) moderne porteføljeteorien som la grunnlaget for kapitalverdimodellen. Han presenterte i sitt arbeid metoder for hvordan man kunne finne høyest mulig forventet avkastning for ulike nivåer av volatilitet.

Fama og French (1992) fant at det er flere faktorer enn bare markedsrisiko som spiller inn på avkastningen til aksjer. I 1993 utvidet de kapitalverdimodellen med to nye faktorer; størrelse og verdi. I modellen blir størrelse og verdi betegnet som henholdsvis «SMB» (small minus big) og «HML» (high minus low). Dette ga en langt bedre forklaring på gjennomsnittlig avkastning enn bare markedsfaktoren alene. Fama og French (1993) tre-faktor modell kan beskrives som spesialtilfellet av fire-faktor modellen der momentumbetaen ( $\beta_4$ ) er lik null, og de resterende betaene lik 1.

Carhart (1997) utvidet tre-faktor modellen til Fama og French (1993) ved å inkludere momentum som en fjerde forklarende faktor. Denne faktoren har som formål å fange opp momentumeffekten til Jagadeh og Titman (1993), og Carhart mente at den ville bidra til en bedre forklaring på gjennomsnittlig avkastning. I modellen blir momentumfaktoren betegnet av «UMD» (up minus down).

### **2.1.1 Bakgrunn for størrelsesfaktoren**

Størrelseseffekten ble først dokumentert av Banz (1981), og har senere også blitt påvist av både Keim (1983) og Fama og French (1993) for å nevne noen. Studiene viser til at aksjer i selskaper med liten markedsverdi i snitt genererer høyere meravkastning over tid enn aksjer i selskaper med høy markedsverdi. Porteføljer bestående av aksjer i selskaper med lav markedsverdi er i utgangspunktet eksponert for høyere risiko. I studiene finner man derimot at selv når man justerer avkastningen for risiko ved hjelp av kapitalverdimodellen, så skaper porteføljer med små selskaper høyere avkastning (Bodie et al., 2013, s. 368). Berk (1995) finner empiriske bevis på at gjennomsnittlig avkastning og markedsverdi er negativt korrelert. Han forklarer dette med at dersom alle selskaper har samme kontantstrøm, så vil mer risikable selskaper ha lavere markedsverdi, og også derfor høyere forventet avkastning.

### 2.1.2 Bakgrunn for verdifaktoren

Flere studier har dokumentert virkningen til verdieffekten, og hevder at verdiaksjer i snitt opplever høyere avkastning enn vekstaksjer. Verdiaksjer er definert som aksjer som har en lavere pris enn hva selskapets fundamentale verdi skulle tilsi. Vekstaksjer er i motsetning aksjer som prises høyt i forhold til selskapets fundamentale verdi, som følge av at investorene forventer høy fremtidig vekst (Ang, 2014). Den vanligste måten å identifisere verdiaksjer er ved å se på finansielle multipler som eksempelvis pris/bok (P/B) og pris/fortjeneste (P/E).

Basu (1977) analyserer aksjer i perioden mellom 1956 og 1971. For å undersøke verdieffekten deles aksjene inn i porteføljer basert på P/E. Han konkluderer i sin studie med at porteføljene som består av aksjer karakterisert ved lav P/E-verdi (verdiaksjer) i snitt skaper en høyere risikojustert meravkastning enn porteføljene bestående av aksjer karakterisert ved høy P/E-verdi (vekstaksjer). Ang (2014) forklarer at siden vekstaksjer allerede har hatt en høy vekstrate, så gjenspeiles prisene på slike selskaper av overdreven optimisme om videre vekst. Når forventningene ikke blir oppfylt, faller naturligvis prisene og avkastningen på verdiaksjene blir lav i forhold til verdiaksjer. Med andre ord undervurderer investorer de fremtidige vekstutsiktene for verdiaksjer, mens de overvurderer vekstutsiktene for vekstaksjer (Ang, 2014).

Fama og French (1992) ser på verdieffekten ved å konstruere porteføljer basert på bokført verdi i forhold til markedsverdi (B/M). De presenterer resultater som viser at porteføljer bestående av aksjer med høy B/M-verdi i snitt skaper høyere avkastning enn porteføljer bestående av aksjer med lav B/M-verdi. Videre tester Fama og French (1998) verdieffekten på markeder internasjonalt. Resultatene viser at verdiaksjer utkonkurrerer vekstaksjer i 12 av 13 store markeder. Fama og French (1993, 1995, 1996) argumenterer for at verdieffekten oppstår som kompensasjon for kredittrisiko, noe kapitalverdimodellen ikke klarer å fange opp.

### 2.1.3 Bakgrunn for momentumfaktoren

Dersom aksjekurser enten overreagerer eller underreagerer på ny informasjon, vil det eksistere profitable strategier der man kjøper eller selger aksjer basert på tidligere avkastning (Jagadeh & Titman, 1993, s. 68). Momenteffekten ser på positiv korrelasjon mellom historisk- og fremtidig avkastning, og bygger på hypotesen om at markedet underreagerer på

ny informasjon. Det vil si at aksjekursene ikke reflekterer ny informasjon med en gang, men over tid. Jagladesh og Titman (1993) finner i sin studie at aksjer som har gjort det bra (dårlig) i en periode på 3-12 måneder fortsetter å gjøre det bra (dårlig) i påfølgende periode. Ved å følge en investeringsstrategi der man går «long» i tidligere vinnere og «short» i tidligere tapere klarer de å oppnå en signifikant positiv meravkastning over en periode på 3-12 måneder.

På den andre siden har studier som tester for avkastning over lengre perioder funnet indikasjoner på negativ korrelasjon mellom historisk- og fremtidig avkastning. Dette er kjent som reverseringseffekten, som tilsier at perioder med positiv (negativ) avkastning etter hvert vil følges av perioder med negativ (positiv) avkastning, og dermed konvergere tilbake til gjennomsnittet (Bodie et al., 2013, s. 365).

De Bondt og Thaler (1985) utforsker hvorvidt markedet har en tendens til å overreagere på ny informasjon. De undersøker porteføljer bestående av forrige periodes vinnere og tapere. I studiet konkluderer de med at en portefølje bestående av «taperaksjer» de siste tre årene i snitt ga en kumulativ avkastning som var omtrent 25 % bedre enn en portefølje bestående av «vinneraksjer» over de neste tre årene. Ifølge De Bondt og Thaler (1985) kommer reverseringseffekten av at markedet overreagerer på informasjon. Dette antyder at «vinneraksjer» er overpriset og «taperaksjer» er underpriset. Chan (1988) finner imidlertid at risikoen av vinnere og tapere ikke er konsistent, men varierer med tiden. Etter å kontrollere for endringer i risiko finner Chan at strategien bare oppnår en marginal meravkastning, og gir lite støtte til hypotesen om overreaksjon.

### 3. Empiriske studier på kvalitetsfaktorer

Som tidligere nevnt er QMJ-faktoren bygget opp av en samlet score på lønnsomhet, vekst og sikkerhet. Valget av kvalitetsfaktorer er gjort på bakgrunn av tidligere empirisk forskning på individuelle kvalitetsmål. Vi vil derfor gjøre rede for forskningen, for å gi en bedre forståelse for QMJ som faktor. Asness et al. (2018) argumenterer for at selv om det virker som studiene ikke har en sammenheng, så undersøker de samme sak, nemlig om høykvalitetsaksjer presterer bedre.

#### 3.1 Lønnsomhet

Novy-Marx (2013) fant at lønnsomme selskaper er i stand til å skape signifikant høyere meravkastning enn selskaper som har lav lønnsomhet. Videre argumenterer han for at bruttomarginen (salgsinntekt – varekostnad) over eiendeler er et bedre mål på lønnsomhet sammenlignet med lønnsomhet målt ved inntekter. Forklaringen på dette er at bruttomarginen representerer selskapets grunnleggende inntjening. Han viser imidlertid til at inntjening og kontantstrømmen også er i stand til å forklare en viss grad av aksjeavkastningen. I studiet viser Novy-Marx til at lønnsomhet får ytterligere forklaringskraft ved å kontrollere for verdifaktoren. Han peker på at dette kan komme av at selskaper med høy lønnsomhet ofte er vekstselskaper, mens selskaper med lav lønnsomhet ofte er verdiselskaper. Novy-Marx understreker at dette er snakk om «good growth» selskaper, som tenderer å prestere godt på tross av deres lave P/B-rate. Dette er motstridende mot den vanlige konsensusen rundt verdieffekten, ettersom lønnsomme selskaper har lengre durasjon på kontantstrømmene, mindre finansielle problemer og lavere operasjonell gjeld. Det tilsier at lønnsomme selskaper har lavere risiko, og derfor burde oppnå lavere forventet avkastning.

#### 3.2 Vekst

Mohanram (2005) konkluderte i sin studie med at selskaper med høy vekst oppnår høyere avkastning enn selskaper med lav vekst. I studiet kombinerer Mohanram fundamental regnskapsinformasjon, som inntekt og kontantstrøm, med regnskapsmål skreddersydd for vekstselskaper. Dette samles til en indeks som blir kalt GSCORE. Ved å benytte en strategi som går lang i selskaper med høy GSCORE og kort i selskaper med lav GSCORE viser han

til en positiv meravkastning. Det understrekes imidlertid at mesteparten av avkastningen kommer fra det korte benet. Han utdyper at styrken i strategien ligger i å velge ut hvilke aksjer man skal styre unna, heller enn å velge hvilke aksjer man skal kjøpe. Mohanram (2005) viser til at denne fundamentale vekstorienterte strategien i stor grad er i stand til å differensiere mellom fremtidige vinnere og tapere. Funnene hans er ikke konsistent med risiko-avkastningsteori ettersom selskapene med lavere systematisk, usystematisk og ex-ante risiko oppnår høyere avkastning.

### 3.3 Sikkerhet

Miller og Scholes (1972) indikerte at aksjer med høy beta tenderte å ha negativ alfa, mens aksjer med lav beta tenderte å ha positiv alfaer. Black, Jensen og Scholes (1972) viste dette empirisk, og fant at aksjer, obligasjoner og futurekontrakter med lav betaverdi genererer positive alfaer, og således er i stand til å skape meravkastning. Frazzini og Pedersen (2013) kan vise til tilsvarende sammenheng. De konkluderer i sin studie med at høy beta er assosiert med lav alfa på internasjonale markeder. Ved å konstruere en «betting-against-beta» (BAB) faktor, som går lang i aksjer med lav beta og kort i aksjer med høy beta, oppnår de en signifikant positiv meravkastning.

Penman, Richardson og Tuna (2007) dekomponerer bok/markeds-ratioen (B/M) til en selskapsverdi B/M (som reflekterer operasjonelle aktiviteter og potensielt operasjonell risiko) og en gjeldsvariabel (som reflekterer finansiell risiko). Dekomponeringen har som formål å fange opp hvilken risiko man er eksponert for. I analysen finner de empiriske bevis for at den operasjonelle delen har positiv påvirkning på avkastning, mens gjeldsvariabelen er negativt assosiert med fremtidig avkastning. Med andre ord konkluderer forskerne at selskaper med lav gjeldsgrad i snitt opplever høyere meravkastning enn selskaper med høy gjeldsgrad.

George og Hwang (2010) undersøker videre på resultatene som vist fra Penman et al. (2007). De forklarer at selskaper med høye kostnader ved mislighold velger å ha lav gjeldsgrad, og får en lav sannsynlighet for mislighold. Selskapene beholder imidlertid den samme eksponeringen til den systematiske risikoen for å bære høye kostnader. George og Hwang (2010) konkluderer at selskaper med lav gjeldsgrad har lavere sannsynlighet for mislighold og større eksponering for den systematiske risikoen enn selskaper med høy gjeldsgrad.

Selskaper med høy kredittrisiko gjør det signifikant dårligere enn selskaper med lav kredittrisiko (Altman, 1968; Ohlson, 1980). I nyere tid har dette også blitt påvist av Campbell, Hilscher og Szilagyi (2008). De finner at porteføljer som består av selskaper med høy risiko for konkurs leverer uvanlig lav avkastning i snitt, på tross av høye standardavvik og markedsbetaer. I tillegg er porteføljene særlig eksponert for Fama og French (1993) faktorrisikoer. Bruno og Haug (2018) finner at det eksisterer et negativt forhold mellom selskapets idiosynkratiske risiko og forventet avkastning, ettersom økt gjeldsgrad er noe selskapet velger selv. Campbell et al. (2008) konkluderer med at disse aksjene har negativ alfa. Ifølge forskerne kan mulige forklaringer være at långiverne har fått økt forhandlingsmakt ved konkurs over dataperioden, eller at finansielle institusjoner som foretrekker trygge aksjer har økt sin egenkapitalandel.

## 4. Datamaterialet

I følgende seksjon vil vi presentere kildene vi benytter, og databehandlingen vi gjennomfører. Utredningen følger det originale studiet til Asness et al. (2018) så langt det er mulig, hvor eventuelle avvik og egne forutsetninger vil fremheves.

### 4.1 Data

For vårt utvalg har vi to hovedkilder, en kilde for innhenting av aksjeprisdata og en for regnskapsdata. I tillegg henter vi ut data for faktorrisikoer, risikofritt aktivum og konsumprisindeksen i Norge.

#### 4.1.1 Regnskapsdata

I konstruksjonen av QMJ har vi behov for regnskapsdata, som vi henter fra databasen til *samfunns- og næringslivsforskning* (SNF) ved NHH. Databasen inneholder selskaps- og konsernregnskap for de fleste norske virksomheter i perioden 1993 til 2018.

Videre er QMJ satt sammen av 16 individuelle kvalitetsmål, fordelt på *lønnsomhet* (6), *vekst* (5) og *sikkerhet* (5). Lønnsomhet er målt ved bruttoprofit over totale eiendeler (GPOA), egenkapitalavkastning (ROE), avkastning på totale eiendeler (ROA), kontantstrøm over totale eiendeler (CFOA), bruttomargin over totale inntekter (GMAR) og periodisering (ACC). Vekst er målt ved femårig endring i lønnsomhetsmålene, sett bort ifra periodisering. Sikkerhet er målt ved lav beta (BAB), lav gjeldsgrad (LEV), lav konkurrisiko i henhold til Altman Z-score (Z-score) og Ohlson O-score (O-score) og lav ROE-volatilitet (EVOL). Asness et al. (2018) bruker kvartalsregnskap for å konstruere de individuelle kvalitetsmålene. Vi har bare tilgang til årlige regnskap, og bruker derfor årlige regnskapstall i utregningen av kvalitetsmålene. Detaljert beskrivelse av utregningen for de individuelle kvalitetsmålene og benyttede variabler er lagt ved i appendix A.

Ettersom kvalitetsmålet *vekst* bruker femårig endring i lønnsomhetsmålene, vil dette medføre en naturlig definert periode for analysen. Restriksjonene i vekstmålet fører til at den endelige dataperioden blir avgrenset fra januar 1998 til november 2018.



## 4.1.2 Aksjeprisdata

Vår hovedkilde for aksjeprisdata er *Børsprosjektet* ved NHH. *Børsprosjektet* er en database som inneholder aksjeprisdata for alle børsnoterte selskaper i Norge fra 1980 til dags dato. Grunnet restriksjonen av regnskapsdata vil vi hente ut aksjeprisdata fra 1993 til 2018.

Vi henter månedlige aksjeprisdata. I datasettet vil det over en periode på 26 år være 643 unike aksjer som har blitt handlet på Oslo Børs. For hver aksje i datasettet er det en tilhørende unik kode for å kunne identifisere selskapet, og tilsvarer variabelen *CompanyID* i datasettet. Videre har vi brukt variabelen *Last* for aksjekursen og *AdjLast* for å beregne aksjeavkastningen. *Last* representerer den siste registrerte månedlige *sluttkursen* for hvert selskap. Variabelen får en verdi når aksjen har blitt handlet i tilhørende måned, med en dato som gjenspeiler aksjens siste registrerte handledag for måneden. *AdjLast* representerer aksjekurser for selskapene justert for dividende, aksjesplitt og reverserte aksjesplitter. Avslutningsvis viser *SharesIssued* antall aksjer utstedt for hvert selskap, og vi benytter variabelen for å beregne markedsverdien til selskapene.

I det ufiltrerte aksjeprisdatasettet har vi totalt 59 313 observasjoner. Omtrent tjue prosent<sup>1</sup> av datasettet mangler observasjoner for *AdjLast*. 643 observasjoner har verdien null for *SharesIssued*, som betyr at observasjonene ikke har en markedsverdi. Oppsummerende statistikk for det ufiltrerte datasettet er presentert i tabell 1.

**Tabell 1:** Nøkkeltall på ufiltrert aksjeprisdata

Variabel	N	Gj.snitt	Std.avvik	Min	Max
Last	47 381	65.98	149.72	0.02	3960
AdjLast	47 381	22 912.33	828 075.8	0.02	49 019 626
SharesIssued	59 313	133 939 000	417 205 300	0	20 272 457 825

Tabellen viser nøkkeltall for variablene i ufiltrert aksjeprisdata (månedlige observasjoner). Dataen er hentet fra *Børsprosjektet* ved NHH i tidsperioden januar 1993 til november 2018. Variabelen *Last* representerer den siste registrerte månedlige sluttkursen for hvert selskap. Variabelen *AdjLast* viser aksjekurser for selskapene justert for dividende, aksjesplitt og reverserte aksjesplitter. Avslutningsvis er variabelen *SharesIssued* lik antall aksjer utstedt for hvert selskap.

<sup>1</sup> 11 932 observasjoner

### 4.1.3 Faktorrisiko, risikofritt aktivum og KPI

Vi henter månedlige data for Fama og French faktorer i tillegg til Carhart (1997) momentum faktor fra Bernt Arne Ødegaard sin nettside<sup>2</sup> i perioden fra 1993 til 2018. Ødegaard har beregnet historisk månedlig data for Fama og French faktorene i henhold til Fama and French (1998), og momentumfaktoren i henhold til Carhart (1997) på norsk data. I tillegg henter vi den likevektede markedsporteføljen fra Ødegaard. Markedsporteføljen er en indeks av alle tilgjengelige aksjer som er listet på Oslo Børs. Vi benytter NIBOR-renten som risikofritt aktivum. NIBOR-renten er definert som den effektive norske internbankrenten med en løpetid på en måned. I perioden fra 1993 til 2014 henter vi NIBOR-renten fra Norges Bank<sup>3</sup>. Fra 2014 til 2019 henter vi renten fra Oslo Børs<sup>4</sup>. Noen individuelle kvalitetsmål benytter konsumprisindeksen i sin utregning, og vi henter norske KPI-tall i perioden fra 1993 til 2018 fra SSB<sup>5</sup> med basisår i 2015<sup>6</sup>.

## 4.2 Databehandling

Videre vil vi gjøre rede for vår databehandlingsprosess. Tabell 3 viser betydningen av de mest sentrale restriksjonene på datasettet.

### 4.2.1 Aksjedataen

I henhold til Asness et al. (2018) begrenser vi utvalget til å kun inkludere ordinære aksjer. Fra *Børsprosjektet* tilsvarende dette i hovedsak *ordinary shares*<sup>7</sup>. *Børsprosjektet* velger å definere en relativt liten andel aksjer i kategorien *A-aksjer* og *B-aksjer*, henholdsvis 1946 og 2556 observasjoner. Ettersom *A-aksjer* kan defineres som ordinære aksjer, så inkluderer vi alle observasjoner i utvalget. Siden *B-aksjene* kan ha noe usikkerhet i hvordan de defineres fra selskap til selskap, og representerer et uskyldig antall i utvalget, velger vi å ekskludere nevnte observasjoner. Utvalget består dermed av 59 313 observasjoner. Månedlige observasjoner uten justerte aksjekurser ekskluderes fra utvalget, og tilsvarende totalt 11 932 observasjoner.

---

<sup>2</sup> Link til nettside: [http://finance.bi.no/~bernt/financial\\_data/ose\\_asset\\_pricing\\_data/index.html](http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html)

<sup>3</sup> Link til nettside: <https://www.norges-bank.no/en/topics/Statistics/Historical-monetary-statistics/Short-term-interest-rates/>

<sup>4</sup> Link til nettside: <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk>

<sup>5</sup> Link til nettside: <https://www.ssb.no/kpi>

<sup>6</sup> (2015 = 100)

<sup>7</sup> Det er 57 367 observasjoner som identifiseres som «ordinary shares» (ordinære aksjer)

---

Oslo Børs er relativt liten i størrelse og domineres av et fåtall store aktører sammenlignet med internasjonale børser. Ødegaard (2020) mener derav at ikke alle aksjer bør inkluderes i en empirisk analyse av aksjeavkastning på Oslo Børs. Ødegaard (2020) peker på at illikvide aksjer og aksjer med lav markedsverdi kan være problematisk. Aksjer med lav markedsverdi er kjent for å ekskluderes i lignende studier, ettersom de ofte har problemer knyttet til lav likviditet og ekstreme avkastningsverdier. Ødegaard (2020) anbefaler videre å ekskludere alle observasjoner for en gitt aksje hele året dersom aksjekursen har blitt handlet på et nivå under NOK 10 eller at markedsverdien er observert på et nivå under NOK 1 000 000. I vårt ufiltrerte datasett er omtrent 25% av observasjoner handlet under NOK 10. I tillegg må vi fjerne observasjoner for gitt aksje resten av året selv om de har blitt handlet for høyere enn NOK 10. Dette vil ha en vesentlig reduksjon på datamaterialet, og vi finner restriksjonen for konservativ, i tillegg til at det gir muligheter for bias. Et eksempel på effekten av en slik restriksjon vil være at vi har med aksjer i perioder der de presterer bra, men i år med kriser og nedgang vil aksjene ekskluderes fra utvalget i analysen. Følgende vi det skape et datasett som til en viss grad blir skjermet mot negative hendelser i analyseforløpet. Et konkret eksempel er oljeserviceselskaper som presterer bra på 2000-tallet, men hvor kursen faller vesentlig under oljekrisen i 2014. Følgende ville aksjen blitt ekskludert fra analysen i den dårlige perioden.

For å kunne motvirke nevnt bias, men likevel begrense problemer knyttet til lav likviditet og ekstreme aksjeavkastninger, senker vi Ødegaards krav på handlet kurs til NOK 1 i utvalget. I tillegg fjerner vi kun konkrete observasjoner der aksjekursen handles under NOK 1. Krav på markedsverdien har vi satt tilsvarende Ødegaard, men vil i samsvar med kurskravet kun fjerne de spesifikke observasjonene. Filtringen basert på månedsintervall er i samsvar med det originale studiet til Asness et al. (2018). Tabell 3 viser betydningen av restriksjonene.

I rådataen er det 377 tilfeller av aksjer med to observasjoner for en gitt måned. Vi sørger for at det ikke forekommer mer enn én observasjon per aksje i gitt måned, da dette skal være den sist observerte. Videre ekskluderes 643 observasjoner som har verdien null på antall utstedte aksjer, da vi krever en markedsverdi for aksjene i analysen.

I rådataen fra *Børsprosjektet* er en svært liten andel observasjoner registrert med en dato for siste handledag for måneden. Dette indikerer at aksjen ikke har blitt handlet videre den måneden, og er motstridende i henhold til Asness et al. (2018), som forutsetter sammenhengende handledager. Vi velger å ekskludere observasjoner som ikke blir handlet

de fem siste dagene i gitt måned, og utgjør 514 observasjoner. Dette vil si at vi fjerner de minst likvide aksjene fra utvalget. Filtringen vil ikke skape en bias på våre resultater ettersom likviditet ikke er direkte knyttet til prestasjonen til en aksje.

For å beregne aksjeavkastningen for selskapene har vi benyttet den siste månedlige justerte aksjekursen. Det er totalt 5080 observasjoner som mangler avkastningsdata, og de ekskluderes fra utvalget. I beregningen av markedsverdien til aksjene benytter vi den ujusterte sluttkursen og antall utstedte aksjer. Dette er fordi kapitalendringene vi ønsker å justere for allerede er inkludert i antall utstedte aksjer. Tabell 2 viser en oversikt over nøkkeltall på avkastning og markedsverdi.

**Tabell 2:** Nøkkeltall for avkastning og markedsverdi i aksjeprisdata

Variabel	N	Gj.snitt	Std.avvik	Min	Max
Markedsverdi	36 104	9 335 084	32 860 160	3284	631 352 126 000
Avkastning	36 104	0.013	0.171	-0.904	7.044

Tabellen viser nøkkeltall for variablene markedsverdi og avkastning i det filtrerte datasettet. Dataen er hentet fra *Børsprosjektet* ved NHH i tidsperioden januar 1993 til november 2018. Observasjonene er månedlig.

Vi winsorierer aksjeutvalget ved å sette en øvre og nedre grense for avkastningsverdiene. Dette er for å ta høyde for ekstreme avkastningsverdier, som vil påvirke analysen negativt ifølge Ødegaard (2020). Vi velger en winsorieringsnivå på 98 prosent, da dette er det mest benyttede nivået innen finans (Leone et al., 2013). Avkastningsverdier som er under 1. og over 99. prosentilene vil bli tilegnet grenseverdien<sup>8</sup>. Nedre og øvre tak av observasjoner på aksjeavkastning blir da henholdsvis -0.37 og 0.53.

## 4.2.2 Regnskapsdata

En utfordring i regnskapsutvalget er at enkelte selskaper har ekstreme P/B-verdier. Det historiske gjennomsnittet på Oslo Børs har ligget på litt over 1. Ettersom enkelte selskaper har observasjoner mellom 100 og 1000, vil dette ha en vesentlig betydning når vi skalerer P/B-verdiene. Vi setter derfor en øvre grense på 10, hvor observasjoner med verdier over grensen ekskluderes. Dette gjelder omtrent 4% av utvalget. Vi ekskluderer videre

<sup>8</sup> Gjeldene for 722 av 36104 observasjoner

observasjoner med negativ egenkapital fra utvalget i henhold til Asness et al. (2018), som tilsvarer 2% av observasjonene.

### 4.3 Selskapsutvalg

I følgende underseksjon vil vi presentere det ferdigstilte utvalget vi benytter i analysen, som er en sammensetning av aksjeprisutvalget og regnskapsutvalget. Datasettene kobles sammen med deres unike selskaps-id i variabelen *CompanyID* for aksjeprisutvalget og *orgnr* for regnskapsutvalget. Vi ser en reduksjon i antall observasjoner fra aksjeprisutvalget til det endelige utvalget. Reduksjonen kommer av at vi mangler regnskapsdata for en betydelig andel børsnoterte selskaper.

Vi vil påpeke at perioden 2014 til 2018 inneholder mindre aksjer med regnskapsdata enn de foregående årene. Dette kommer trolig av at databasen til *SNF*, som oppdaterer databasen fortløpende, ikke er ferdig med å standardisere regnskapene for alle selskaper i perioden. Det synes å gjelde aksjer som børsnoteres i perioden<sup>9</sup>. Dette kan gjøre at senere studier på lignende tema kan få et mer beriket utvalg etter hvert som databasen oppdateres.

---

<sup>9</sup> Eksempelvis XXL

**Tabell 3:** Utviklingen i antall aksjer i utvalget per år etter stegvis filtrering

År	Antall Aksjer	Kursdata	Aksjekurs > NOK 1	Aksjeavkastning	Markedsverdi > NOK 1000000	Regnskapsdata
1998	227	218	216	158	158	118
1999	224	219	216	161	161	129
2000	222	213	210	169	169	132
2001	208	199	194	152	152	113
2002	194	187	175	126	126	100
2003	188	180	164	121	121	100
2004	182	180	174	145	145	117
2005	214	210	209	176	176	140
2006	234	233	233	205	205	144
2007	266	265	265	233	233	174
2008	260	255	254	214	214	155
2009	242	234	222	180	180	133
2010	234	231	221	180	180	121
2011	228	224	222	184	184	117
2012	218	218	213	173	173	110
2013	218	218	213	175	175	112
2014	214	211	210	183	183	102
2015	206	205	200	181	181	93
2016	196	196	192	178	178	91
2017	202	201	200	190	190	83
2018	196	195	194	187	187	79

Tabellen viser antall aksjer i utvalget for hvert år etter vi gjennomfører filtrering. «Antall Aksjer» viser summen av antall unike aksjer i datasettet for et gitt år før filtrering. Datasettet inneholder alle observasjoner som kategoriseres som «Ordinære Aksjer» og «A-Aksjer». Kravet for å bli inkludert for et gitt år er at de har minst én observasjon. «Kursdata» er antall aksjer som er igjen i utvalget etter vi filtrerer for manglende observasjoner på justert sluttkurs. «Aksjekurs» er antall aksjer som er igjen i utvalget etter vi ekskluderer alle observasjoner hvor kursen handles for under NOK 1. «Aksjeavkastning» er antall aksjer som er igjen i utvalget etter vi filtrerer vekk observasjoner som mangler representative avkastningsdata. «Markedsverdi» representerer antall aksjer som er igjen etter vi filtrerer vekk observasjoner som har under NOK 1000000 i markedsverdi. «Regnskapsdata» viser antall aksjer som gjenstår etter vi slår sammen aksjeprisdata og regnskapsdata. Utvalget viser antall aksjer som har regnskapsdata, filtrert for negativ egenkapital og P/B over 10.

## 5. Metode

I følgende seksjon vil vi presentere metoden benyttet i utredningen. Vi tar utgangspunkt i metodikken til Asness et al. (2018). Etersom utvalget vi bruker i analysen er av ulik størrelse til det opprinnelige studiet, har det vært behov for noen avveininger. Avveininger vi velger å gjøre fra det opprinnelige studiet vil bli fremhevet.

### 5.1 Samlet kvalitetsmål

Vi vil nå klargjøre detaljene for hvordan de bakenforliggende variablene i QMJ-faktoren konstrueres. Asness et al. (2018) benytter et utvalg av kvalitetsmål for å sikre robusthet. Vi ønsker å finne selskaper som er lønnsomme, stabile, voksende og med lav risiko. Asness et al. (2018) konstruerer et gjennomsnitt av de individuelle kvalitetsmålene, som skal gi et samlet kvalitetsmål for hver aksje.

For å konstruere et samlet kvalitetsmål for hver aksje, rangerer vi aksjene basert på tverrsnittet av hver individuell kvalitetsvariabel  $x$  for hver måned. Vi rangerer alle kvalitetsvariablene i en stigende rekkefølge, foruten om BAB og EVOL, som rangeres i en synkende rekkefølge, da lave BAB og EVOL verdier skal tilegnes en høyere kvalitetsscore.

$$r_x = \text{rank}(x) \quad (2)$$

Hvor  $x$  representerer kvalitetsvariablene

Videre beregner vi z-score ved å skalere rangeringene på nytt. Dette gjøres for at det gjennomsnittlige tverrsnittet blir null og tverrsnittlig standardavvik blir lik en for hver av kvalitetsvariablene  $x$  hver måned.

$$z(x) = z_x = \frac{[r_x - \bar{r}_x]}{\sigma(r_x)} \quad (3)$$

Hvor  $r_x$  er lik kvalitetsvariabelens verdi,  $\bar{r}_x$  er lik gjennomsnittet av utvalget og  $\sigma(r_x)$  er lik standardavviket for utvalget.

Vi beregner z-scoren for lønnsomhet ved å ta gjennomsnittet av z-scorene til GPOA, ROE, ROA, CFOA, GMAR og ACC.

$$Lønnsomhet = z(z_{gpoa} + z_{roe} + z_{roa} + z_{cfoa} + z_{gmar} + z_{acc}) \quad (4)$$

Vi beregner z-scoren for vekst ved å ta gjennomsnittet av z-scorene til femårig vekst i  $\Delta$ GPOA,  $\Delta$ ROE,  $\Delta$ ROA,  $\Delta$ CFOA og  $\Delta$ GMAR.  $\Delta$  betegner femårig endring.

$$Vekst = z(z_{\Delta gpoa} + z_{\Delta roe} + z_{\Delta roa} + z_{\Delta cfoa} + z_{\Delta gmar}) \quad (5)$$

Vi beregner z-scoren for sikkerhet ved å ta gjennomsnittet av z-scorene til beta (BAB), LEV, Ohlsons O-score, Altmans Z-score og EVOL for hver aksje i hver måned.

$$Sikkerhet = z(z_{bab} + z_{lev} + z_{o-score} + z_{z-score} + z_{evol}) \quad (6)$$

Avslutningsvis beregner vi den totale kvalitetsscoren ved å ta gjennomsnittet av z-scoren til lønnsomhet, vekst og sikkerhet.<sup>10</sup>

$$Kvalitet = z(Lønnsomhet + Vekst + Sikkerhet) \quad (7)$$

Ved manglende variabler innad i kvalitetsvariablene tar vi gjennomsnittet av de gjenstående variablene slik at vi likevel vil få en z-score for lønnsomhet, sikkerhet eller vekst. Vekst har i noen tilfeller manglende data for alle fem variablene, da selskapet gjerne ikke var opprettet for fem år siden. Vi velger å likevel gi selskapene en kvalitetsscore dersom de mangler vekstmålet for å ikke miste for mange selskaper i utvalget. Det er uklart om behandlingen av manglende data i variablene er forskjellig fra metoden til Asness et al. (2018).

## 5.2 Porteføljekonstruksjon

I følgende underseksjon vil vi ta for oss konstruksjonen av kvalitetssorterte porteføljer og QMJ-porteføljen som blir benyttet i forskningsspørsmål 2 og 3.

---

<sup>10</sup> Korrelasjonsmatrise og diskusjon av sammenhengen mellom de individuelle kvalitetsmålene er presentert i underseksjon 6.3.1. (tabell 6)



### 5.2.1 Kvalitetssorterte porteføljer

For å konstruere kvalitetssorterte porteføljer sorterer vi alle selskapene basert på deres samlede kvalitetsscore hver måned. Asness et al. (2018) deler selskapene inn i ti desilporteføljer basert på kvalitet. Ettersom vi anvender studiene på Oslo Børs resulterer det i en vesentlig mindre populasjon<sup>11</sup>. Vi har dermed valgt å konstruere fem kvintilporteføljer for å kunne sikre at porteføljene er diversifisert med et hensiktsmessig antall selskaper for hver måned. Vi mener en slik tilnærming vil gi et bedre grunnlag for vår analyse på Oslo Børs. Porteføljene verdivektes og oppdateres hver måned. Rebalanseringsstrategien for å beholde vektene hver måned er i henhold til det opprinnelige studiet.

### 5.2.2 QMJ-sorterte porteføljer

I konstruksjonen av QMJ-sorterte porteføljer følger vi tilnærmingen til Fama & French (1993) og Asness et al. (2018). For å konstruere QMJ-faktoren sorterer vi først selskapene basert på deres markedsverdi, og deretter på kvalitet. For hver måned deler vi selskapene inn i to størrelsesporteføljer, hvor skillepunktet ifølge Asness et al. (2018) ligger på 80-prosentilen til markedsverdien av Oslo Børs. Videre deler vi både porteføljen med små og store selskaper inn i tre kvalitetsporteføljer basert på deres totale kvalitetsmål i en 30/40/30-split. Selskapene i porteføljen som representerer de 30 % med lavest kvalitetsmål defineres som søppelaksjer, mens porteføljene som representerer de 30 % med høyest kvalitetsmål defineres som kvalitetsaksjer. Alle seks porteføljene blir hver måned oppdatert og rebalansert for å opprettholde vektningen i hver portefølje. QMJ-porteføljen har som formål å gjenspeile risikofaktoren i avkastning knyttet til kvalitet, og beregnes som den månedlig gjennomsnittlige avkastningen av små-høykvalitetsporteføljene og stor-høykvalitetsporteføljene, minus den månedlige gjennomsnittlige avkastningen til små-søppelporteføljene og stor-søppelporteføljene. Vi benytter den samme fremgangsmåten i konstruksjonen av faktorporteføljene til lønnsomhet, vekst og sikkerhet.

$$QMJ = \frac{1}{2}(\text{Liten Kvalitet} - \text{Liten Søppel}) + \frac{1}{2}(\text{Stor Kvalitet} - \text{Stor Søppel}) \quad (8)$$

---

<sup>11</sup> Dersom vi hadde benyttet desilporteføljer ville vi i enkelte perioder opplevd porteføljer med under 10 aksjer.

## 6. Resultater og diskusjon

### 6.1 Prisen av kvalitet

I denne seksjonen vil vi besvare forskningsspørsmål 1. Nærmere bestemt vil vi se på om aksjer definert ved høy kvalitet er assosiert med høyere priser enn aksjer definert ved lav kvalitet på Oslo Børs. For å undersøke dette spørsmålet utfører vi Fama og Macbeths (1973) tverrsnitts regresjon av z-scoren til hver enkelt aksjes pris til bok rate (P/B) på deres samlede kvalitetsscore som definert i underseksjon 5.1. Regresjonen kan uttrykkes som

$$P_t^i = a + b * Kvalitet_t^i + \varepsilon_t^i \quad (9)$$

hvor  $P_t^i = z(PB)_t^i$

Regresjonen har som formål å undersøke om høy kvalitet er assosiert med høyere priser i tverrsnittet. Vi benytter z-verdier i tråd med Asness et al. (2018) for å begrense effekten fra ekstremverdier, i tillegg til at regresjonskoeffisienten  $b$  får en enkel tolkning. Dersom kvalitet øker med ett standardavvik, så øker P/B-raten med  $b$  standardavvik. Vi inkluderer også kontrollvariabler for selskapsstørrelse og avkastning over det siste året. Asness et al. (2018) begrunner dette med at større selskaper er mer likvide og har lavere likviditetsrisiko enn små selskaper, og dermed har høyere priser og lavere avkastning. Tidligere avkastning blir inkludert for å ta hensyn til at priser og bokverdier ikke blir målt samtidig. En positiv koeffisient på tidligere avkastning reflekterer helt enkelt at høy nylig avkastning øker nåværende priser mens bokverdiene ikke har hatt tid til å justere seg. For konsistens og lettere tolkning av koeffisientene bruker vi z-score her også.

**Tabell 4:** Prisen på kvalitet

Prisen på kvalitet: Oslo Børs 1998-2018						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Kvalitet	<b>0.17</b> (15.79)	<b>0.17</b> (15.38)				
Lønnsomhet			<b>0.17</b> (12.49)			<b>0.20</b> (9.11)
Vekst				<b>0.10</b> (9.15)		0.04 (1.89)
Sikkerhet					<b>0.15</b> (13.79)	<b>0.13</b> (10.12)
Størrelse		<b>-0.09</b> (-11.12)				<b>-0.05</b> (-9.24)
Ret(t-12, t)		<b>0.07</b> (5.52)				<b>0.05</b> (3.77)
Gj.snittlig R2	0.06	0.10	0.05	0.04	0.05	0.23

Tabellen rapporterer gjennomsnittet over tid av koeffisientene fra Fama-Macbeth regresjonene for hele perioden (1998 til 2018) for aksjer på Oslo Børs. Den avhengige variabelen er z-scoren av pris til bok rate (P/B) i måned t for hver aksje. Vi bruker kvalitet og en rekke mål på kvalitet som forklarende variabler, i tillegg til kontrollvariabler for størrelse og siste års avkastning. Alle variabler er standardisert for lettere tolkning. Størrelse er z-scoren av markedsverdien for hver aksje. Ret(t-12, t) er fjorårets avkastning for hver aksje. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5 % er angitt med fet skrift.

Fra tabell 4 ser vi i kolonne (1) og (2) at prisen samvarierer positivt med kvalitet, både for seg selv og når vi kontrollerer for størrelse og siste års avkastning. Dette er konsistent med at selskaper med høy kvalitet omsettes for en høyere pris på Oslo Børs. Koeffisientene for kvalitet fra regresjonene uten og med kontrollvariabler viser 0,17, og er sterkt statistisk signifikant (t-verdi på 15,79 og 15,38). Regresjonene tilsier at vi med stor sikkerhet kan si at investorer er villig til å betale en høyere pris for selskaper med høyere kvalitet. Vi kan tolke koeffisienten som at ett standardavviks økning i kvalitet fører til 0,17 standardavviks økning i pris til bok raten. Videre forklarer kvalitet alene bare 6 % av den tverrsnittlige variasjonen i priser på Oslo Børs. Lav forklaringskraft er i samsvar med resultatene fra Asness et al. (2018). Selv om Asness et al. (2018) understreker at man ikke kan si hva  $R^2$  «bør» være ut fra teori, ser forklaringskraften til kvalitet på pris ut til å være svært begrenset.

Koeffisienten for størrelse er negativ (-0,09 og -0,05), og kan tolkes som at større selskaper er lavere priset, selv for samme kvalitet. Dette er motstridende i forhold til størrelseeffekten dokumentert av Banz (1981), som tilsier at større selskaper burde være høyere priset enn mindre selskaper, selv for samme kvalitet. På den andre side har flere studier fått en negativ

størrelseeffekt i 20-årsperioden etter at Banz (1981) publiserte sin studie. Ifølge Næs et al. (2008) har størrelseeffekten vist seg å være svært sensitiv til valg av tidsperiode. Det kan derfor være at våre resultater reflekterer dette. Videre er koeffisienten for siste års avkastning positiv, som tilsier at tidligere avkastning har en positiv effekt på nåværende priser. Når vi inkluderer kontrollvariablene, stiger forklaringskraften til 10 %. Kvalitetskoeffisienten forblir på 0,17, men signifikantnivået faller marginalt, og mesteparten av den tverrsnittlige variasjonen i prisen forblir uforklart.

Kolonne (3) – (6) viser tverrsnittregresjoner på de respektive kvalitetskomponentene, både hver for seg og samlet. Regresjonen er definert som

$$P_t^i = a + b_1 Lønnsomhet_t^i + b_2 Vekst_t^i + b_3 Sikkerhet_t^i + b_4 Utbetaling_t^i + \varepsilon_t^i \quad (10)$$

Regresjonene viser at koeffisientene for lønnsomhet, vekst og sikkerhet er positiv og statistisk signifikant hver for seg. At investorer betaler en høyere pris for selskaper kjent ved disse karakteristikene er naturlig. Høyere lønnsomhet tyder på at selskapet tjener penger og har en sterk fundamental selskapsstruktur. Slike selskaper har som nevnt tidligere lengre durasjoner på kontantstrømmene, mindre finansielle problemer og lavere operasjonell gjeld. De har derfor lavere risiko, og blir naturligvis priset høyere for dette (Berk, 1995). Vi kan lese av at ett standardavviks økning i lønnsomhet fører til 0,17 standardavvik økning i pris, alt annet konstant. For sikkerhet er de estimerte koeffisientene henholdsvis 0,15 og 0,13, som er i samsvar med vanlig konsensus om at investorer betaler en høyere pris for mindre risikable aksjer. Koeffisienten for vekst er 0,10 når alt annet holdes konstant, og viser 0,04 når vi inkluderer alle variablene og kontrollerer for størrelse og siste års avkastning. Vekst er derimot ikke lenger statistisk signifikant når vi inkluderer alle variablene i regresjonen. At vekst har en positiv påvirkning på pris til bok raten er i tråd med teori, da vekst indikerer økt fremtidig lønnsomhet. Fra Gordons formel vet vi at vekst, alt annet likt, vil føre til en økning i prisen.

Vi ser også at forklaringskraften stiger til 23 % når vi inkluderer alle variablene. Fortsatt blir bare en mindre del av variasjonen i prisen forklart av kvalitetsvariabler. En mulig forklaring på den lave forklaringskraften kan være at det finnes andre kvalitetsmål enn de vi har inkludert som reflekterer markedsprisene bedre. Det kan også være at det er svakheter i beregningene av kvalitetsmålene, og at det blir utelatt signifikante mål på kvalitet når vi konstruerer variablene. Asness et al. (2018) peker på at en mulig forklaring til den lave

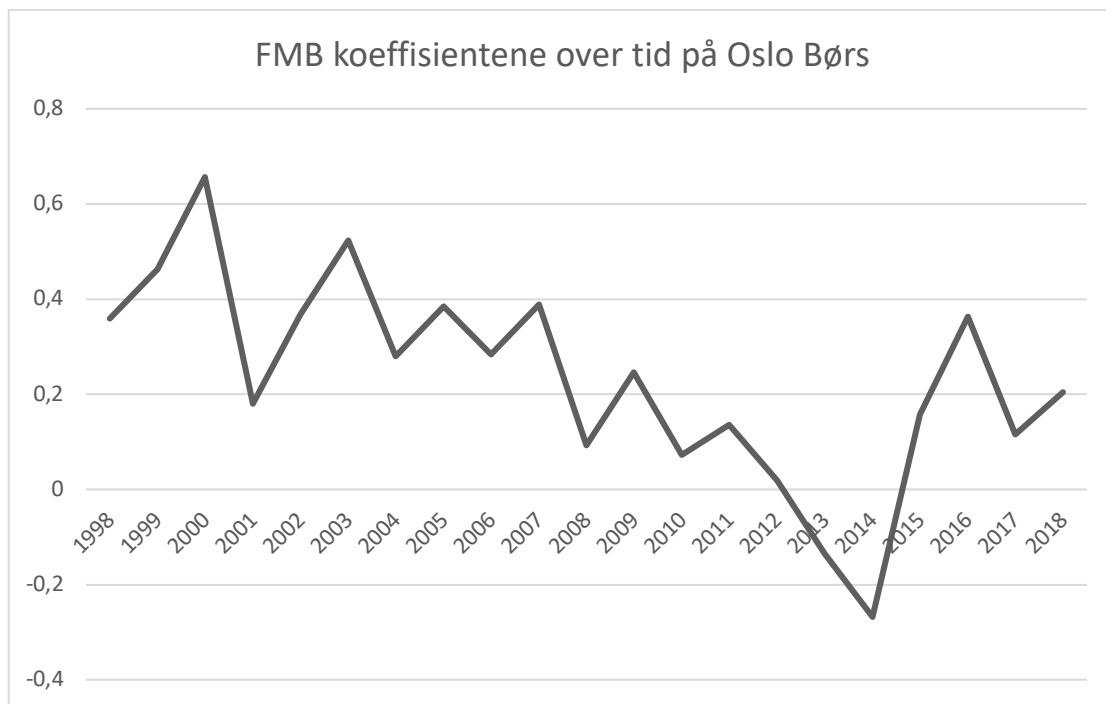
---

forklaringskraften kommer av at markedet bruker andre mål på kvalitet for å prise aksjer, og at dette ikke fanges opp i vår modell. Det vil si at en mulig løsning kunne vært å legge til flere variabler som måler kvalitet. Uansett er det viktig å understreke at selv om forklaringskraften er lav, så er modellene fortsatt i stand til å gi signifikante forklaringer.

### **6.1.1 Prisen på kvalitet over tid**

For å se hvorvidt investorer er villige til å betale en høyere pris for kvalitetsaksjer er det interessant å se på hvordan prisingen av kvalitet på Oslo Børs har variert over tid. Fra figur 1 ser vi at kvalitet har vært nokså volatil over tid, der prisen har variert fra over 0,6 standardavvik på det høyeste til under -0,2 på sitt laveste. Vi ser videre at prisen på kvalitet tydelig korrelerer med hvordan økonomien i Norge er. For eksempel legger vi merke til at kvalitetskarakteristikk blir priset lavere i gode økonomiske perioder. Ved tilfellet før oljeprisen falt i 2014 ser vi at investorer faktisk ville ha en lavere pris for å være villig til å investere i selskaper definert ved høy kvalitet. Dette tyder på at økonomien på den tiden var veldig god i Norge, noe som gjorde at investorer hadde en høyere risikoappetitt i håp om å oppnå høyere avkastning.

Videre er det verdt å merke seg at prisen på kvalitet stiger i nedgangsperioder. Vi ser at dette er tilfellet for dotcom-boblen, finanskrisen og oljekrisen. For Norge er dette spesielt fremtredende for oljekrisen, som kan komme av at det er en sterk sammenheng mellom oljeprisen og markedsavkastningen på Oslo Børs. Asness et al. (2018) viser til samme sammenheng på det internasjonale markedet, og forklarer dette med at kvalitetsaksjer opplever en «flight to quality»-effekt i nedgangsperioder. Vi ser altså at investorer verdsetter kvalitetsaksjer i høyere grad i dårlige økonomiske perioder, som kommer av at risikoappetitten faller når det er økonomisk uro.



**Figur 1:** Figuren viser koeffisientene fra Fama-Macbeth regresjonene over tid. Den avhengige variabelen er z-scoren av pris til bok rate (P/B) for en aksje. Kvalitetsscoren blir brukt som den forklarende variabelen. Vi legger inn graf for tidsserien av de tverrsnittlige koeffisientene fra tabell 4, kolonne (1).

### 6.1.2 Robusthetstest for pris/bok

For å teste om resultatene i forskningsspørsmål 1 er robuste har vi valgt å dele opp datautvalget i to perioder. Videre utfører vi de samme regresjonene og undersøker hvorvidt resultatene er konsistent over tid, eller om de beveger seg i motsatt retning. Formålet er å teste hvor sensitivt datautvalget er over tid. Første delperiode går fra 1998 til 2008, mens andre delperiode går fra 2009 til 2018. Resultatene fra delperiode 1 og 2 er illustrert i tabell 9 og 10 i appendix B.

Når vi undersøker resultatene fra første delperiode, ser vi at påvirkningsmønsteret er tilnærmet likt som resultatene for hele perioden vist i tabell 4. Kvalitet og de individuelle kvalitetsmålene er alle signifikant og positiv hver for seg. De individuelle kvalitetsmålene samlet viser også lik sammenheng. Samtidig ser vi at lønnsomhet er sterkere i perioden fra 1998-2008. I andre delperiode finner vi også lignende sammenheng. I denne delperioden er imidlertid ikke lønnsomhet like sterk når vi tar regresjon på de samlede kvalitetsmålene, og er heller ikke signifikant i denne perioden. På den andre siden er sikkerhet mye sterkere og statistisk signifikant.

---

Resultatene indikerer at lønnsomhet var viktigere for investorer i første delperiode. I andre delperiode ser vi at sikkerhet er høyere priset. En forklaring på dette kan være at investorer har foretrukket mindre risikable aksjer i perioden etter finanskrisen. Totalt sett indikerer resultatene fra de to delperiodene på at resultatene i forskningsspørsmål 1 i liten grad er sensitiv over tid.

### 6.1.3 Konklusjon på forskningsspørsmål 1

Vi har i forskningsspørsmål 1 hatt som formål om å undersøke hvorvidt investorer på Oslo Børs er villig til å betale en høyere pris for kvalitetsaksjer. I analysen finner vi at kvalitet har en signifikant positiv effekt på pris til bok raten til et selskap. Vi ser også at alle kvalitetsmålene har signifikante positive koeffisienter. Ved å øke kvalitet med ett standardavvik finner vi at pris til bok raten øker med 0,17 standardavvik, både med og uten kontrollvariablene. Basert på våre funn konkluderer vi derfor med at investorer på Oslo Børs er villige til å betale en høyere pris for kvalitetsaksjer. Fra robusthetstesten fant vi at resultatene i stor grad har vært konsistent og lite sensitiv over tid. Historisk har vi også sett at kvalitet blir priset høyere i dårlige økonomiske tider, og lavere i gode økonomiske tider. Dette tyder på at investorer ser på kvalitetsaksjer som en «trygg havn» i dårlige tider. Videre finner vi at forklaringskraften til kvalitet er svært begrenset, og vi kan derfor ikke utelukke at vi utelater sentrale variabler i analysen vår.

## 6.2 Kvalitetporteføljenes meravkastning

Vi fant i første forskningsspørsmål at kvalitetsfaktorene har begrenset forklaringskraft på pris til bok raten på Oslo Børs. Asness et al. (2018) nevner tre mulige forklaringer på den lave forklaringskraften. For det første kan det hende at markedet bruker andre (bedre) mål på kvalitet i sin prissetting. For det andre kan det hende at kvalitet er linket til risiko på en måte som ikke blir fanget opp av våre mål på sikkerhet. Til slutt peker de på at markedet kan ha begrenset effisiens. Den siste forklaringen tilsier at høykvalitetsaksjer har høyere risikojustert avkastning enn lavkvalitetsaksje, ettersom markedsprisene ikke reflekterer kvalitet til det fulle. I denne delen tar vi derfor utgangspunkt i at markedet ikke er effisient.

For å besvare forskningsspørsmål 2 ser vi på avkastningen til kvalitetssorterte porteføljer. Tabell 5 viser avkastningen til aksjer etter å ha sortert dem inn i fem porteføljer basert på kvalitetsscoren deres. Tabellen beskriver meravkastning og alfaer etter å ha kontrollert for

henholdsvis kapitalverdimodellen, Fama & French (1993) tre-faktormodell og Carhart (1997) fire-faktormodell.

Alfaene som fremstilles kommer fra følgende regresjon, med de første 1, 3 eller 4 høyresidige variabler inkludert

$$r_t - r_f = \alpha + \beta^{MKT} MKT_t + \beta^{SMB} SMB_t + \beta^{HML} HML_t + \beta^{WML} WML_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Vi ser at meravkastningen stiger gradvis basert på kvalitetsscoren til de forskjellige porteføljene, med unntak av portefølje 4. Dette er illustrert i figur 3 i appendix C. Den månedlig gjennomsnittlige meravkastningen varierer mellom 0,56 % og 1,86 %, som tilhører henholdsvis portefølje 1 og 5. Resultatene viser lignende trend som Asness et al. (2018), nemlig at porteføljer med høyere kvalitet leverer signifikant høyere meravkastning. Porteføljen lengst til høyre (H-L) viser differansen mellom den høyeste og laveste porteføljen og den tilhørende t-verdien, og resultatene viser at høykvalitetsaksjer i snitt oppnår en signifikant høyere meravkastning enn lavkvalitetsaksjer (1,30 % per måned og t-verdi 3,29).

Videre ser vi at forskjellen mellom alfa i lavkvalitets- og høykvalitetsporteføljen blir større når vi kontrollerer for markedet og tre-faktormodellen. Dette kommer av at høykvalitetsaksjer har lavere eksponering mot faktorrisikoene enn lavkvalitetsaksjer. Når vi justerer for kapitalverdimodellen alene ser vi at aksjer med høy kvalitet er aksjer med lavere beta (som delvis kommer av konstruksjonen for kvalitet). Vi ser at portefølje 4 og 5 har lavest betaverdi på 1,1, mens portefølje 1 og 2 har høyest betaverdi på 1,23 og 1,31. Videre har lavkvalitetsporteføljen en signifikant negativ alfa (-0,6), mens høykvalitetsporteføljen fortsatt leverer en positiv signifikant alfa (0,8).

Vi observerer liknende trend når vi inkluderer kontroller for tre-faktormodellen og fire-faktormodellen. En portefølje som går «long» i aksjer definert ved høy kvalitet og «short» i aksjer definert av lav kvalitet oppnår i snitt unormalt høy avkastning (1,3% og 1,2% månedlig). De tilhørende t-verdiene er 3,31 og 3,03, og tallene er derfor statistisk signifikant. Sharpe-raten sier noe om hvor stor avkastning man har i forhold til risikoen. Vi ser at Sharpe-raten øker med kvalitet, og tilsier at høykvalitetsaksjer oppnår en høyere avkastning også når man justerer for risiko. Dette representerer et kjent «puzzle», som går ut på at markedet muligens priser kvalitet for lavt ettersom høykvalitetsaksjer som kjent burde ha en



lavere risiko enn lavkvalitetsaksjer. En mulig forklaring på meravkastningen vi opplever kan derfor være feilprising i markedet.

**Tabell 5:** Meravkastning til porteføljer sortert på kvalitet

	Kvalitetssorterte porteføljer					H-L
	Portefølje 1 (Lav)	Portefølje 2	Portefølje 3	Portefølje 4	Portefølje 5 (Høy)	
Meravkastning	0.56 (1.22)	<b>1.05</b> (2.14)	<b>1.07</b> (2.47)	<b>0.89</b> (2.17)	<b>1.86</b> (4.21)	<b>1.30</b> (3.29)
CAPM-alfa	<b>-0.6</b> (-2.21)	-0.2 (-0.77)	0.05 (-0.18)	0.2 (-0.63)	<b>0.8</b> (2.53)	<b>1.4</b> (3.54)
3-faktor alfa	-0.4 (-1.28)	0.03 (0.09)	0.3 (0.99)	0.2 (0.73)	<b>1</b> (3.23)	<b>1.3</b> (3.31)
4-faktor alfa	-0.4 (-1.28)	0.1 (0.36)	0.2 (0.71)	0.1 (0.56)	<b>0.9</b> (2.88)	<b>1.2</b> (3.03)
Beta	1.23	1.31	1.14	1.1	1.1	-0.13
Sharpe Rate	0.28	0.48	0.55	0.49	0.94	0.73

Tabellen viser resultatene fra regresjonene på månedlig avkastning for kvalitetssorterte porteføljer mot systematiske risikofaktorer. Hver måned blir aksjene rangert basert på den tilhørende kvalitetsscoren. De rangerte aksjene blir videre inndelt i en av fem porteføljer. Portefølje 1 og portefølje 5 representerer henholdsvis aksjene med lavest og høyest kvalitet. H-L representerer differansen mellom den høyeste og laveste porteføljen. Porteføljene er verdivektet og rebalansert hver måned. Alfa beskriver skjæringspunktet (konstanten) i regresjonen av månedlig avkastning, der den månedlige avkastningen til markedsporteføljen (MKT) og størrelse (SMB), verdi (HML) og momentum (UMD) faktorporteføljer. Dataperioden går fra januar 1998 til november 2018. T-verdiene er vist under, og signifikansnivå på 5 % er angitt med fet skrift. Avkastning og alfa er i månedlig prosent. Beta er eksponeringen mot markedsporteføljen. Sharpe rate er lik meravkastning dividert med standardavviket. Sharpe rate er konvertert til årlig.

## 6.2.1 Konklusjon på forskningsspørsmål 2

I forskningsspørsmål 2 har vi ønsket å undersøke hvorvidt porteføljer bestående av aksjer definert ved høy kvalitet er i stand til å skape en høyere meravkastning enn porteføljer bestående av aksjer definert ved lav kvalitet. For dette formål har vi sett på avkastning utover den risikofrie renten, risikojustert avkastning og hvordan porteføljene reagerer på ulike faktorrisikoer i markedet. I analysen finner vi at porteføljer bestående av høykvalitetsaksjer gjennomgående leverer signifikant positiv meravkastning og positive alfaer når vi kontrollerer for ulike faktorrisikoer. Videre finner vi at porteføljer som består av lavkvalitetsaksjer leverer svake eller negative alfaer. Vi viser også at ved å følge en portefølje som går «long» i høykvalitetsaksjer og «shorter» lavkvalitetsaksjer, så oppnår man 1,2 % månedlig meravkastning i snitt når vi kontrollerer for MKT, SMB, HML og UMD. Vi

kan derfor konkludere med at høykvalitetsaksjer leverer en høyere meravkastning enn lavkvalitetsaksjer. Funnet antyder at markedet har begrenset effisiens, og vi ser at høykvalitetsaksjer har høyere risikojustert avkastning enn lavkvalitetsaksjer. Asness et al. (2018) forklarer dette med at markedsprisene ikke reflekterer kvalitetskarakteristikkene til det fulle.

## 6.3 Kvalitet minus Junk

I siste del av oppgaven vil vi legge fokus på forskningsspørsmål 3. Vi vil undersøke avkastningen til QMJ-faktorene vi har konstruert, og med det svare på spørsmålet om QMJ-porteføljen er i stand til å oppnå en signifikant positiv alfa. Vi inkluderer også her ulike risikofaktorer som kontrollvariabler. Som nevnt i underseksjon 5.2.2 er QMJ en portefølje som går «long» i gjennomsnittet av «liten kvalitet» og «stor kvalitet» og «short» i gjennomsnittet av «liten junk» og «stor junk». Vi konstruerer i tillegg til QMJ-faktoren porteføljer på hver enkelt kvalitetskomponent ved bruk av samme metode. Vi presenterer resultatene i tabell 7, som viser meravkastning for QMJ-faktoren og de individuelle kvalitetsfaktorene. Videre presenteres alfa ved å kontrollere for ulike faktorrisikoer, i tillegg til faktoreksponeringen. Til slutt beskrives den risikojusterte avkastningen til porteføljene, uttrykt gjennom Sharpe-raten.

### 6.3.1 Korrelasjon mellom kvalitetsporteføljene

Tabell 6 viser korrelasjonen mellom de respektive kvalitetskomponentene, der korrelasjonskoeffisienten viser meravkastningen mellom faktorporteføljene. Vi finner i likhet med Asness et al. (2018) at alle de parvise korrelasjonene mellom kvalitetsfaktorene er positive. Den gjennomsnittlige parvise korrelasjonen mellom kvalitetskomponentene er 0,58 på Oslo Børs. Det fremkommer at selskaper som er definert ved høy kvalitet i en av komponentene også opplever å ha høy kvalitet i de andre, selv om de måler forskjellige selskapskarakteristikker. Asness et al. (2018) argumenterer for at hver av disse variablene er et kvalitetsmål investorer burde være villige å betale for, men de trenger ikke nødvendigvis å være sammenhengende. For eksempel kan et selskap være lønnsomt, men ikke oppleve høy vekst. På samme måte kan et selskap oppleve høy vekst, men fortsatt ikke være lønnsom. Asness et al. (2018) argumenterer derfor for at man ikke skal dømme i hvilken grad et selskap innehar kvalitet basert på bare ett mål. De løser derfor dette ved å kombinere flere

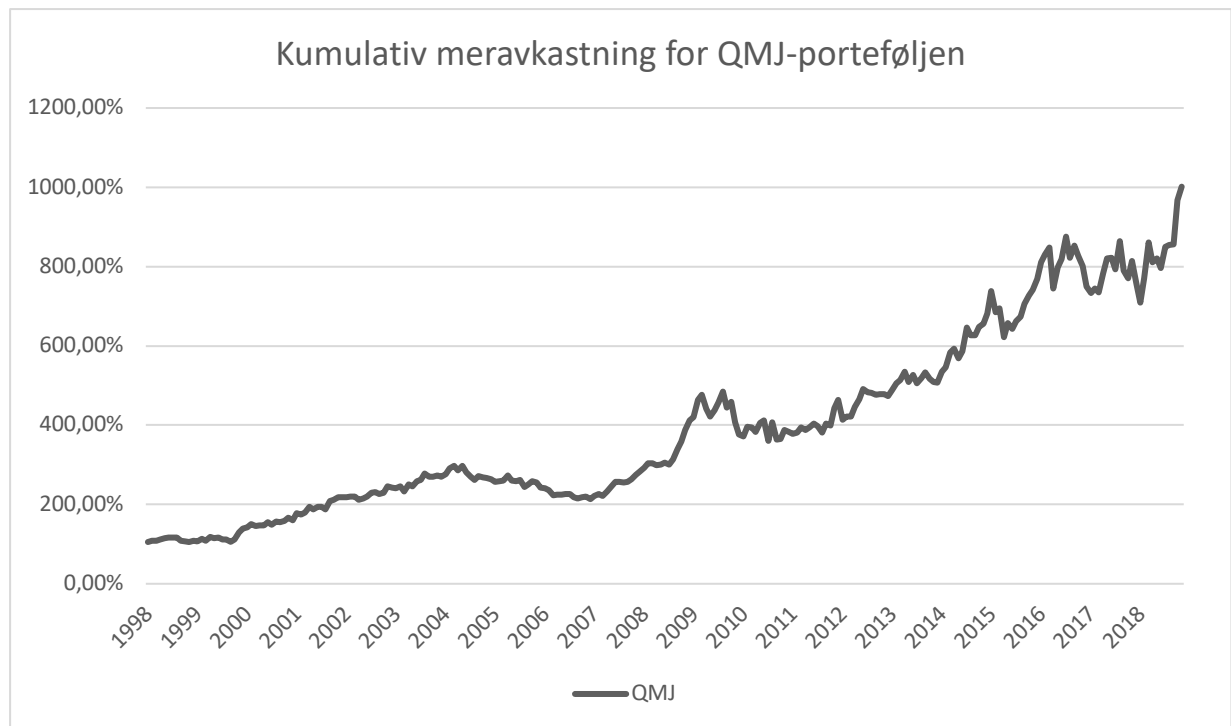
mål på kvalitet, og de positive korrelasjonene mellom faktorene bidrar til en dypere beskrivelse av kvalitet.

**Tabell 6:** Korrelasjon mellom kvalitetsfaktorer

	Oslo Børs 1998-2018			
	QMJ	Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet
QMJ	1.00			
Lønnsomhet	0.68	1.00		
Vekst	0.54	0.55	1.00	
Sikkerhet	0.82	0.47	0.42	1.00

Tabellen viser korrelasjonen mellom kvalitetsfaktorene over hele dataperioden (1998 til 2018). Kvalitet minus junk (QMJ) faktoren er skjæringspunktet mellom seks verdivektede porteføljer konstruert på størrelse (markedsverdi) og kvalitet. Aksjer blir først delt inn i to porteføljer sortert på størrelse (markedsverdi). Vi benytter en dobbeltsorteringsmetode, der vi deretter sorterer inn i porteføljer på kvalitet. QMJ-faktor avkastningen er den gjennomsnittlige avkastningen i de to høykvalitetsporteføljene minus den gjennomsnittlige avkastningen i de to lavkvalitetsporteføljene. Porteføljene sortert på lønnsomhet, vekst og sikkerhet er konstruert på samme måte.

### 6.3.2 Avkastningen til QMJ-faktoren



**Figur 2:** Figuren viser den kumulative meravkastningen for QMJ-porteføljen fra januar 1998 til november 2018.

Tabell 7 beskriver hvordan kvalitetsfaktorene presterer. Resultatene viser at alle kvalitetsfaktorene oppnår en signifikant positiv meravkastning. Når vi kontrollerer for henholdsvis 1-, 3- og 4-faktor modeller på Oslo Børs finner vi også at alfa er signifikant positiv. Blant de fire faktorene ser vi at QMJ er den sterkeste både med og uten kontrollvariabler. Dette er naturlig, da faktoren bygger på både lønnsomhet, vekst og sikkerhet. QMJ-faktoren gir i snitt en månedlig meravkastning på 1,03 % med en tilhørende t-verdi på 3,51. Etter å kontrollere for 1-, 3- og 4-faktor modellene gir QMJ en månedlig signifikant positiv meravkastning på henholdsvis 1,24, 1,17 og 1,08 prosent i snitt (tilhørende t-verdier på 4,23, 3,99 og 3,64).

Tabellen viser også kvalitetsporteføljenes faktoreksponering. Det fremkommer at QMJ har negativ faktoreksponering mot MKT (markedet) og HML (verdi), mens porteføljen er positivt eksponert mot SMB (størrelse) og UMD (momentum). Samtidig er det bare MKT og HML som har høy nok t-verdi til at vi kan slå fast denne sammenhengen. Negativ eksponering mot MKT og HML tilsier at porteføljen satser på aksjer med lav beta og aksjer som er lavt priset. Ifølge Asness et al. (2018) er den negative verdieksponeringen forventet,

---

ettersom høykvalitetsaksjer har høyere priser og HML er «long» billige aksjer. Slike aksjer er også kjent som verdiaksjer. Verdt å merke seg er det at høykvalitetsaksjer er mindre risikable enn lavkvalitetsaksjer ifølge fire-faktor modellen, og oppnår en høyere meravkastning (ikke lavere meravkastning).

At QMJ ikke er negativt eksponert for SMB er overraskende, da vi forventet at QMJ porteføljen gikk long i store selskaper og short i små selskaper. Tallene tyder imidlertid på at dette ikke er tilfellet. Dette er i kontrast med funnene til Asness et al. (2018), som kan vise til signifikant negativ eksponering mot SMB i sine studier. Vi finner imidlertid at bare vekstfaktoren har negativ eksponering mot SMB, men tallet er ikke signifikant. En positiv eksponering for UMD på den andre siden er forventet, ettersom høykvalitetsaksjer har en tendens til å ha høy historisk avkastning. Samtidig er det viktig å notere seg at SMB og UMD ikke er statistisk signifikant (t-verdi på 1,43 og 1,89), og vi kan derfor ikke dra en sikker konklusjon basert på dette.

Videre kan vi lese av tabellen at sikkerhetsfaktoren naturligvis har den største negative markedseksponeringen av de fire porteføljene. Faktoren består av aksjene med lavest risiko og betaer, og bekrefter at de sikreste aksjene har lav beta, mens usikre aksjer har høyere beta.

Tabell 8 viser i hvilken grad den lange og korte siden i QMJ-strategien bidrar til alfa med hensyn på fire-faktor modellen. Det er ofte mer kostbart og krevende å ta korte posisjoner enn lange. Israel og Moskowitz (2013) observerer at SMB-alfa er dominert av den lange siden, mens den lange siden bidrar til omtrent halvparten av HML-alfa og UMD-alfa. I våre resultater ser vi at både den lange og korte siden er statistisk signifikant, og bidrar til en positiv QMJ-alfa. Over dataperioden ser vi at det har vært et balansert bidrag fra begge sidene, der den lange siden står for 46 % av QMJ-alfaen, mens den korte siden står for 54 %.

**Tabell 7:** Kvalitet minus junk: avkastning

	Kvalitetsfaktorer			
	QMJ	Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet
Meravkastning	<b>1.03</b> (3.51)	<b>0.70</b> (2.57)	<b>0.96</b> (3.46)	<b>0.89</b> (3.12)
CAPM-alfa	<b>1.24</b> (4.23)	<b>0.83</b> (3.01)	<b>0.97</b> (3.41)	<b>1.13</b> (3.95)
3-faktor alfa	<b>1.17</b> (3.99)	<b>0.77</b> (2.84)	<b>1.05</b> (3.65)	<b>1.08</b> (3.78)
4-faktor alfa	<b>1.08</b> (3.64)	<b>0.71</b> (2.58)	<b>1.01</b> (3.49)	<b>1.01</b> (3.47)
MKT	<b>-0.22</b> (-3.39)	<b>-0.15</b> (-2.57)	-0.05 (-0.83)	<b>-0.24</b> (-3.86)
SMB	0.11 (1.43)	0.10 (1.41)	-0.09 (-1.27)	0.06 (0.88)
HML	<b>-0.17</b> (-2.49)	<b>-0.23</b> (-3.74)	<b>-0.17</b> (2.54)	<b>-0.14</b> (-2.17)
UMD	0.10 (1.89)	0.07 (1.38)	0.03 (0.65)	0.08 (1.60)
Sharpe Rate	0.77	0.56	0.76	0.68

Tabellen viser resultatene fra regresjonene på månedlig avkastning for de konstruerte faktorporteføljene mot systematiske risikofaktorer og den tilhørende eksponeringen mot nevnte systematiske risikofaktorer. Kvalitet minus junk (QMJ) faktoren er skjæringspunktet mellom seks verdivektede porteføljer konstruert på størrelse (markedsverdi) og kvalitet. Aksjer blir først delt inn i to porteføljer sortert på størrelse (markedsverdi). Vi benytter en dobbeltsorteringsmetode, der vi deretter sorterer inn i porteføljer på kvalitet. QMJ-faktor avkastningen er den gjennomsnittlige avkastningen i de to høykvalitetsporteføljene minus den gjennomsnittlige avkastningen i de to lavkvalitetsporteføljene. Porteføljene sortert på lønnsomhet, vekst og sikkerhet er konstruert på samme måte. Alfa beskriver skjæringspunktet (konstanten) i regresjonen av månedlig meravkastning. De forklarende variablene er avkastningen til markedet (MKT), størrelse (SMB), verdi (HML) og momentum (UMD). Dataperioden går fra januar 1998 til november 2018. T-verdiene er vist under, og signifikansnivå på 5 % er angitt med fet skrift. Avkastning og alfa er i månedlig prosent. Sharpe rate er lik meravkastning dividert med standardavviket. Sharpe rate er konvertert til årlig.

**Tabell 8:** Den lange og korte siden av QMJ

	Lang versus kort	
	1998-2018	% av QMJ-alfa
Kvalitet	<b>0.50</b> (2.39)	46%
Junk	<b>-0.58</b> (-2.93)	54%
QMJ-alfa	<b>1.08</b> (3.64)	100 %

Tabellen viser resultatet fra regresjonen på månedlig avkastning på QMJ kontrollert for fire-faktor modellen. Alfaene rapportert er fire-faktor alfa og viser QMJ-porteføljens lange og korte side over hele dataperioden (januar 1998 til november 2018), der den lange siden er vist ved "Kvalitet", og den korte siden er vist ved "Junk". Alfa er i månedlig prosent. T-verdiene er vist under, og signifikansnivå på 5 % er angitt med fet skrift.

---

### 6.3.3 Robusthetstest for QMJ

For å se om resultatene i forskningsspørsmål 3 er robuste deler vi opp analyseperioden. Asness et al. (2018) deler analyseperioden i tre delperioder, men ettersom vi råder over en kortere periode i vårt datasett, ser vi det som mest hensiktsmessig å dele opp i to delperioder. Første delperiode går fra 1998 til 2008, mens andre delperiode går fra 2009 til 2018, og resultatene er vist i tabell 11 og 12 i appendix B.

Fra tabell 11 som illustrerer første delperiode ser vi at QMJ har prestert tilsvarende godt som for hele perioden. QMJ-faktoren leverer signifikant positiv meravkastning, også når vi kontrollerer for 1-, 3- og 4-faktor modellen. Videre ser vi at lønnsomhet presterer bedre, mens sikkerhet presterer litt dårligere i årene fra 1998 til 2008, sammenlignet med hele perioden. Dette samsvarer med resultatene vi fant i tabell 9, som indikerte at lønnsomhet har vært viktigere for investorer i perioden fra 1998 til 2008. Til slutt finner vi at vekstfaktoren ikke er statistisk signifikant under delperiode 1.

Tabell 12 viser resultatene fra andre delperiode, og vi ser at QMJ-faktoren leverer svært høye og signifikante alfaverdier når vi kontrollerer for 1-, 3- og 4-faktor modellen. Tallene tyder på at QMJ-faktoren har levert svært gode resultater i årene etter finanskrisen. Konsistent med resultatene fra tabell 10 finner vi at lønnsomhet ikke lenger er signifikant for de fleste faktormodellene. Vi finner at lønnsomhet bare leverer signifikant positiv alfa når vi kontrollerer for kapitalverdimodellen i andre delperiode. Samtidig ser vi at sikkerhetsfaktoren leverer svært gode resultater, og bygger opp under resultatene vi fikk i tabell 10, som antyder at sikre aksjer har vært viktigere i perioden etter finanskrisen. Det kan tyde på at investorer har fått en lavere risikoappetitt i de senere årene.

Resultatene fra begge delperiodene viser at faktoreksponeringen har vært tilsvarende lik sammenlignet med hele perioden. Vi merker oss at QMJ-faktoren har hatt en signifikant positiv eksponering for momentum i delperiode 2, noe som ikke var tilfellet for resultatene fra hele perioden. Dette tyder på at strategien som handler om å kjøpe selskaper som har gjort det bra foregående periode har vært god i årene etter 2008. Det er også verdt å merke seg at QMJ-faktoren har vært markant sterkere eksponert for markedet under delperiode 2, sammenlignet med både delperiode 1 og hele perioden.

### 6.3.4 Konklusjon på forskningsspørsmål 3

I forskningsspørsmål 3 har vi sett på hvordan QMJ-faktoren presterer på Oslo Børs. Vi finner at en portefølje som kjøper høykvalitetsaksjer og selger lavkvalitetsaksjer oppnår en signifikant positiv meravkastning på 1,03 % i snitt per måned. Meravkastningen viser seg også å være signifikant positiv når vi kontrollerer for 1-, 3- og 4-faktormodellen. Vi finner også at kvalitetskomponentene som QMJ bygger på leverer en positiv meravkastning. Vi kan derfor konkludere med at QMJ-porteføljen har levert en signifikant meravkastning over vår dataperiode. Vi har også sett at resultatene er konsistente over flere delperioder. En investor som følger denne kvalitetsbaserte strategien, vil derfor kunne forvente å oppnå en unormal høy avkastning på bakgrunn av porteføljekonstruksjonen. Når vi ser på faktoreksponeringen QMJ er utsatt for, ser vi at QMJ-porteføljen vår satser på lav beta, små selskaper, lav pris til bok og aksjer som har opplevd positiv avkastning over siste periode. Videre er det bare lav beta og lav pris til bok som er statistisk signifikant av de nevnte faktorene.



---

## 7. Begrensninger og forslag til videre forskning

I følgende seksjon vil vi presentere de mest fremtredende begrensningene i vår utredning og foreslå områder for videre forskning.

### 7.1 Begrensninger av oppgaven

I analysen råder vi over en relativt kort periode<sup>12</sup>, og det er mulig at kvalitetsfaktorene kan være sensitive for tidsperioden. Vi finner i robusthetstesten fra forskningsspørsmål 3 at kvalitetsfaktorene i stor grad er robust over dataperioden. Samtidig har tidligere forskning vist at dette kan endre seg over tid. For eksempel ble størrelseseffekten dokumentert av Banz (1981) forsket på i tjueårsperioden etter publiseringen med motstridende resultater. Det kan derfor hende at studier på samme tema vil gjøre det vesentlig dårligere noen år frem i tid dersom QMJ-faktorene er sensitive for valg av tidsperiode på Oslo Børs.

Å anskaffe all nødvendig data er alltid krevende i en studie. Vi har for eksempel ikke hatt tilgang til regnskapsdata for alle selskaper på Oslo Børs. Dette har ført til et lavere utvalg enn vi optimalt hadde sett for oss, ettersom regnskapsdata har vært helt nødvendig for å inkludere selskaper i porteføljene. Dette fører til at vi i snitt har 111 aksjer årlig over perioden. Eksempelvis har vi bare 79 aksjer for utvalget i 2018. Porteføljene blir derfor mindre diversifisert enn ønskelig. For å motvirke dette har vi redusert antall porteføljer fra 10 til 5, som er et avvik fra Asness et al. (2018). Videre har vi måttet foreta en rekke forutsetninger og til en viss grad avviket fra det originale studiet, som kan ha vært med på å svekke analysegrunnlaget. Eksempelvis benytter vi årlige regnskapstall, i motsetning til Asness et al. (2018), som bruker kvartalsvis. Selskaper som opplever vesentlige hendelser i et kvartal, vil derfor ikke få oppdatert kvalitetsmålet like raskt i vår analyse, og kan føre til at selskaper får en kunstig høy (eller lav) kvalitetsscore etter hendelsen.

Det er avslutningsvis verdt å nevne at vi ikke inkluderer transaksjonskostnader i analysen. Dette er kostnader som oppstår etter hvert som vi kontinuerlig rebalanserer porteføljene. For investorer som ønsker å anvende QMJ-strategien er det derfor viktig å være klar over at slike kostnader forekommer, og kan redusere avkastningen betraktelig. Vi finner også at omtrent

---

<sup>12</sup> Det originale studiet til Asness et al. (2018) undersøker en tidsperiode på 61 år med amerikanske aksjer.

halvparten av meravkastningen kommer fra det korte benet i strategien. Det er vesentlig mer utfordrende, og mer risikabelt, å investere i det korte fremfor det lange benet.

## 7.2 Videre forskning

Det vil være interessant å undersøke om sektorer er en vesentlig driver for QMJ-strategien. Ettersom selskaper i samme sektor har en tendens til å være mer korrelert enn hele aksjemarkedet, kan en QMJ-strategi lide av mangel på diversifisering. Ved å eksempelvis følge metoden til Moskowitz og Grinblatt (1999) anvendt på en QMJ-strategi, kan videre forskning undersøke om strategien investerer tungt i spesifikke sektorer på Oslo Børs, noe som kan gi en økt forståelse for hva som driver avkastningen.

Asness et al. (2018) peker på at en mulighet for den lave forklaringskraften kan være at kvalitetsmålene ikke er optimale, eller at markedet benytter andre (bedre) mål på kvalitet. Det vil derfor være interessant å se på hvordan andre kvalitetsmål, eller inkluderingen av disse, vil påvirke resultatene. Eksempelvis inkluderer Asness et al. (2018) et mål på utbytte som en alternativ metode.

---

## 8. Konklusjon

Vi undersøker i denne masteroppgaven hvorvidt en kvalitetsbasert tilnærming er en lønnsom strategi på Oslo Børs. For å besvare dette spørsmålet tar vi i bruk Asness et al. (2018) sine metoder og tidligere empirisk forskning på det internasjonale markedet. Kvalitet blir definert som egenskaper en er villig til å betale en høyere pris for, alt annet likt (Asness et al., 2018). I denne oppgaven har vi definert kvalitetsaksjer ved aksjer som er lønnsom, sikker og opplever høy finansiell vekst. Ved å sette sammen disse karakteristikene har vi konstruert et samlet mål på kvalitet. Basert på dette kvalitetsmålet har vi undersøkt hvordan kvalitet har blitt priset på markedet over tid, i tillegg til at vi har delt aksjer inn i porteføljer basert på kvalitetsscoren sin. Til slutt har vi konstruert en kvalitet minus junk (QMJ) portefølje for å besvare problemstillingen.

Vi finner i første del av utredningen at høykvalitetselskaper i snitt opplever høyere priser på Oslo Børs. Funnet er i samsvar med tidligere empirisk forskning og teori. Forklaringskraften av kvalitet på priser viser seg derimot å være lav, og etterlater størsteparten av variasjonen i prisen uforklart. Vi ser også tendenser til at kvalitetsaksjer opplever en «flight to quality»-effekt i krisetider.

Når vi i andre del av utredningen ser på kvalitetssorterte porteføljer, finner vi at meravkastningen stiger i samsvar med økning i kvalitet. Vi ser også at høykvalitetsporteføljen leverer en høyere risikojustert avkastning enn lavkvalitetsporteføljen. Ifølge risikoteori burde ikke dette være mulig, ettersom lavere risiko burde tilsi høyere priser, og derfor også lavere avkastning. Dette tyder på at det enten er begrenset markedseffisiens på Oslo Børs, og at markedsprisene ikke gjenspeiler kvalitetskarakteristikene fullstendig, eller at det forekommer feilmåling av risiko. Med andre ord opplever vi at kvalitetsaksjer enten blir underpriset, eller at søppelaksjer blir overpriset. Alternativt kan det tyde på at høykvalitetsaksjer er mer risikable enn lavkvalitetsaksjer. Vi finner imidlertid indikasjoner på det motsatte, og viser i oppgavens siste del at QMJ-porteføljen har lav beta.

I oppgavens siste byggestein konstruerer vi som nevnt kvalitet minus junk (QMJ) faktoren. Faktoren går «long» i høykvalitetsaksjer og «short» i lavkvalitetsaksjer. Videre undersøker vi porteføljens meravkastning, og kontrollerer for ulike systematiske risikofaktorer i markedet. Resultatene viser at QMJ-faktoren leverer en signifikant positiv meravkastning,

både med og uten kontrollvariabler. Avslutningsvis kan vi derfor, basert på våre funn i forskningsspørsmål 1, 2 og 3, konkludere med at man oppnår en risikojustert meravkastning ved å følge en QMJ-strategi på Oslo Børs.

---

## Litteraturliste

- Altman, E. I. (1968). Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609.
- Ang, A. (2014). *Asset Management- A Systematic Approach to Factor Investing*. New York: Oxford University Press.
- Asness, C. S., Frazzini, A. & Pedersen, L. H. (2013). Quality Minus Junk. *Working Paper*.
- Asness, C. S., Frazzini, A. & Pedersen, L. H. (2018). Quality Minus Junk. *Review of Accounting Studies*, 24(1), 34-112.
- Banz, R. W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *The Journal of Finance*, 32(3), 663-682.
- Basu, S. (1983). The Relationship between Earnings` Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 129-156.
- Berk, J. (1995). A Critique of Size-Related Anomalies. *The Review of Financial Studies*, 8(2), 275-286.
- Black, F., Jensen, M. C. & Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. I M. C. Jensen (Red.), *Studies in the Theory of Capital Markets* (s. 79-121). New York: Praeger.
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. J. (2013). *Investments* (10. utg). New York: McGraw-Hill Education.
- Bruno, G. & Haug, J. (2018). *Expected Equity Returns Should Correlate with Idiosyncratic Risk*.
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- De Bondt, W. F. M. & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

- Fama, E. F. & French, K. R. (1995). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 131-155.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1998). Value versus Growth: The International Evidence. *The Journal of Finance*, 53, 1975-1999.
- Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1974). Tests of the multiperiod two-parameter model. *Journal of Financial Economics*, 1, 43-66.
- Frazzini, A. & Pedersen, L. H. (2014). Betting Against Beta. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 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*, 96, 56-79.
- Israel, R. & Moskowitz, T. J. (2013). The role of shorting, firm size and time on market anomalies. *Journal of Financial Economics*, 108(2), 275-301.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implication for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Jensen, M. C. (1967). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23(1), 389-416.
- Keim, D. B. (1983). Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13-32.
- Leone, A. J., Minutti-Meza, M. & Wasley, C. (2013). Influential Observations and Inference in Accounting Research. Miami: University of Miami.
- 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*, 47(1), 13-37.
- Miller, M. H. & Scholes, M. (1972). Rates of Return in Relation to Risk: A Reexamination of Some Recent Findings. I M. C. Jensen (Red.), *Studies in the Theory of Capital Markets* (s. 47-78). New York: Praeger
- Mohanram, P. S. (2005). Separating Winners from Losers among Low Book-to-Market Stocks using Financial Statement Analysis. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), 133-170.
- Moskowitz, T. J. & Grinblatt, M. (1999). Do Industries Explain Momentum? *The Journal of Finance*, 54(4), 1249-1290.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.

---

Novy-Marx, R. (2013). The Other Side of Value: The Gross Profitability Premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28.

Næs, R., Skjeltop, A. & Ødegaard, B. A. (2008). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? *Working Paper*

Ohlson, J. A. (1980). Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109-131.

Penman, S., Richardson, S. & Tuna, I. (2007). The Book-to-Price Effect in Stock Returns: Accounting for Leverage. *Journal of Accounting Research*, 45(2), 427-467.

Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

Ødegaard, B. A. (2017). *Measuring Performance with Factor Models*[Lysarkpresentasjon]. [http://finance.bi.no/~bernt/talks/2016\\_06\\_skagen/investment\\_performance\\_evaluation\\_slides.pdf](http://finance.bi.no/~bernt/talks/2016_06_skagen/investment_performance_evaluation_slides.pdf)

Ødegaard, B. A. (2020). *Empirics of the Oslo Stock Exchange. Basic, descriptive, results 1980-2019*. Stavanger: Universitetet i Stavanger (UiS)

## 9. Appendix

### 9.1 Appendix A: Variabelkonstruksjon

#### Variabeldefinisjon:

Avskrivninger =  $Avskr$

Beta =  $beta$

Bokført EK =  $ek$

Egenkapital =  $ek$

Endring i arbeidskapital =  $(oml_t - kgjeld_t - cash_t) - (oml_{t-1} - kgjeld_{t-1} - cash_{t-1})$

Gjeld =  $gjeld$

Investeringer =  $anl_t - anl_{t-1} + avskr_t$

Kontanter =  $cash$

Kortsiktig gjeld =  $kgjeld$

KPI =  $kpi$

Langsiktig gjeld =  $lgjeld$

Markedsverdi =  $MarketCap$

Navn =  $navn$

Omløpsmidler =  $oml$

Resultat før skatt =  $resfs$

Salgsinntekter =  $Salgsinn$

Sum eiendeler =  $Sumeiend$

Totale inntekter =  $Totinn$

Unikt identifiserende organisasjonsnummer =  $orgnr$

Varekostnader = Vareforbruk + beholdningsendring =  $Varefor + Behend$

År =  $aar$

Årsresultat =  $Aarsrs$



**Beregning av mål på lønnsomhet:**

$$\text{GPOA} = (\text{Salgsinntekter} - \text{Varekostnader}) / \text{Sum eiendeler}$$

$$\text{ROE} = \text{Årsresultat} / \text{Egenkapital}^{13}$$

$$\text{ROA} = \text{Årsresultat} / \text{Sum eiendeler}$$

$$\text{CFOA} = (\text{Årsresultat} + \text{Avskrivninger} - \text{Endring i arbeidskapital} - \text{Investeringer}) / \text{Sum eiendeler}$$

$$\text{GMAR} = (\text{Salgsinntekter} - \text{Varekostnader}) / \text{Totale inntekter}$$

$$\text{ACC} = (\text{Avskrivninger} - \text{Endring i arbeidskapital}) / \text{Sum eiendeler}$$

**Beregning av mål på vekst:**

Her står  $\Delta$  for femårig vekst på lønnsomhetsmålene, hvor vekstmålet blir definert som den femårige endringen delt på den «laggede» lønnsomhetsvariabelen.

$$\Delta\text{GPOA} = ((\text{Salgsinntekter}_t - \text{Varekostnader}_t) - (\text{Salgsinntekter}_{t-5} - \text{Varekostnader}_{t-5})) / \text{Sum eiendeler}_{t-5}$$

$$\Delta\text{ROE} = (\text{Årsresultat}_t - \text{Årsresultat}_{t-5}) / \text{Egenkapital}_{t-5}$$

$$\Delta\text{ROA} = (\text{Årsresultat}_t - \text{Årsresultat}_{t-5}) / \text{Sum eiendeler}_{t-5}$$

$$\Delta\text{CFOA} = (\text{Kontantstrøm}_t - \text{Kontantstrøm}_{t-5}) / \text{Sum eiendeler}_{t-5}$$

$$\Delta\text{GMAR} = ((\text{Salgsinntekter}_t - \text{Varekostnader}_t) - (\text{Salgsinntekter}_{t-5} - \text{Varekostnader}_{t-5})) / \text{Totale inntekter}_{t-5}$$

---

<sup>13</sup> I det originale studiet definerer Asness et al. (2018) bokført egenkapital som egenkapitalen til selskapet fratrukket preferanseaksjer og minoritetsinteresser. Vi har ikke preferanseaksjer tilgjengelig, og bruker summen av selskapets egenkapital

**Beregning av mål på sikkerhet:**

$$\text{Beta} = \beta_i = (\sigma_i / \sigma_m) \rho$$

Der  $\sigma_i$  og  $\sigma_m$  er standardavviket for en aksje og markedet, og  $\rho$  viser korrelasjonen.

BAB er lik minus markedsbeta, og er estimert som i Frazzini & Pedersen (2014).

$$\text{LEV} = -1 * (\text{Langsiktig gjeld} + \text{Kortsiktig gjeld})^{14} / \text{Sum eiendeler}$$

$$\begin{aligned} \text{Ohlson O-score} = & - (1.32 - 0.407 * \log (\text{JSTEIENDELER/KPI}) + 6.03 * \text{TLTA} - 1.43 * \\ & \text{WCTA} + 0.076 * \text{CLCA} - 1.72 * \text{OENEG} - 2.37 * \text{NITA} - 1.83 * \text{FUTL} + 0.285 * \text{INTWO} \\ & - 0.521 * \text{CHIN}) \end{aligned}$$

$$\text{JSTEIENDELER} = \text{Sum eiendeler} + 0.1 * (\text{Markedsverdi} - \text{Bokført egenkapital})$$

$$\text{TLTA} = \text{Gjeld} / \text{JSTEIENDELER}$$

$$\text{WCTA} = (\text{Omløpsmidler} - \text{Kortsiktig gjeld}) / \text{JSTEIENDELER}$$

$$\text{CLCA} = \text{Kortsiktig gjeld} / \text{Omløpsmidler}$$

OENEG er en dummy variabel lik 1 dersom totale forpliktelser er større enn totale eiendeler

$$\text{NITA} = \text{Årsresultat} / \text{Sum eiendeler}$$

$$\text{FUTL} = \text{Resultat før skatt} / \text{Sum gjeld}$$

INTWO er en dummy variabel lik 1 dersom årsresultatet er negativt for nåværende og foregående år.

$$\text{CHIN} = \text{Endring i årsresultatet} = (\text{Årsresultat}_t - \text{Årsresultat}_{t-1}) / (|\text{Årsresultat}_t| + |\text{Årsresultat}_{t-1}|)$$

$$\begin{aligned} \text{Altman Z-score} = & (1.2 * \text{Arbeidskapital} + 1.4 * \text{Tilbakeholdt overskudd} + 3.3 * \text{Driftsresultat} \\ & + 0.6 * \text{Markedsverdi} + \text{Totale inntekter}) / \text{Sum eiendeler} \end{aligned}$$

$$\text{EVOL} = \text{Standardavviket for ROE over de siste 5 årene}$$

---

<sup>14</sup> I det originale studiet skal minoritetsinteresser være med i utregningen, men er i vårt datasett 0 for tilnærmet alle observasjoner og utelates.

## 9.2 Appendix B: Robusthetstester

**Tabell 9:** Robusthetstest: Prisen på kvalitet over delperiode 1

Delperiode 1: Prisen på kvalitet: Oslo Børs 1998-2008						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Kvalitet	<b>0.17</b> (10.75)	<b>0.20</b> (11.94)				
Lønnsomhet			<b>0.18</b> (9.75)			<b>0.35</b> (15.98)
Vekst				<b>0.13</b> (7.85)		-0.01 (-0.51)
Sikkerhet					<b>0.10</b> (9.04)	<b>0.05</b> (3.45)
Størrelse		<b>-0.13</b> (-9.86)				<b>-0.06</b> (-6.53)
Ret(t-12, t)		<b>0.04</b> (2.70)				0.04 (1.90)
Gj.snittlig R2	0.06	0.12	0.05	0.07	0.03	0.25

Tabellen rapporterer gjennomsnittet over tid av koeffisientene fra Fama-Macbeth regresjonene for delperiode 1 (1998 til 2008) for aksjer på Oslo Børs. Den avhengige variabelen er z-scoren av pris til bok rate (P/B) i måned t for hver aksje. Vi bruker kvalitet og en rekke mål på kvalitet som forklarende variabler, i tillegg til kontrollvariabler for størrelse og siste års avkastning. Alle variabler er standardisert for lettere tolkning. Størrelse er z-scoren av markedsverdien for hver aksje. Ret(t-12, t) er fjorårets avkastning for hver aksje. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5 % er angitt med fet skrift.

**Tabell 10:** Robusthetstest: Prisen på kvalitet over delperiode 2

Delperiode 2: Prisen på kvalitet: Oslo Børs 2009-2018						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Kvalitet	<b>0.17</b> (11.83)	<b>0.14</b> (10.24)				
Lønnsomhet			<b>0.16</b> (7.89)			0.04 (1.08)
Vekst				<b>0.07</b> (5.00)		<b>-0.09</b> (2.66)
Sikkerhet					<b>0.20</b> (11.18)	<b>0.23</b> (11.50)
Størrelse		<b>-0.04</b> (-11.31)				<b>-0.04</b> (-9.81)
Ret(t-12, t)		<b>0.09</b> (5.22)				<b>0.06</b> (3.62)
Gj.snittlig R2	0.04	0.08	0.06	0.01	0.07	0.21

Tabellen rapporterer gjennomsnittet over tid av koeffisientene fra Fama-Macbeth regresjonene for delperiode 2 (2009 til 2018) for aksjer på Oslo Børs. Den avhengige variabelen er z-scoren av pris til bok rate (P/B) i måned t for hver aksje. Vi bruker kvalitet og en rekke mål på kvalitet som forklarende variabler, i tillegg til kontrollvariabler for størrelse og siste års avkastning. Alle variabler er standardisert for lettere tolkning. Størrelse er z-scoren av markedsverdien for hver aksje. Ret(t-12, t) er fjorårets avkastning for hver aksje. T-verdiene er vist under koeffisientene og signifikansnivå på 5 % er angitt med fet skrift.

**Tabell 11:** Robusthetstest: Kvalitet minus junk: avkastning over delperiode 1

	Kvalitetsfaktorer (1998-2008)			
	QMJ	Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet
Meravkastning	<b>1.15</b> (3.37)	<b>1.11</b> (2.72)	0.62 (1.62)	<b>0.87</b> (2.87)
CAPM-alfa	<b>1.11</b> (3.43)	<b>1.10</b> (2.75)	0.59 (1.55)	<b>0.91</b> (2.99)
3-faktor alfa	<b>1.11</b> (3.14)	<b>1.04</b> (2.57)	0.70 (1.79)	<b>0.85</b> (2.70)
4-faktor alfa	<b>1.09</b> (3.10)	<b>1.00</b> (2.45)	0.70 (1.75)	<b>0.80</b> (2.52)
MKT	-0.07 (-1.09)	-0.07 (-0.93)	-0.02 (-0.31)	-0.70 (-1.22)
SMB	0.12 (1.39)	0.09 (0.95)	-0.05 (-0.56)	0.08 (1.09)
HML	<b>-0.15</b> (-2.21)	<b>-0.18</b> (-2.24)	<b>-0.18</b> (-2.28)	-0.10 (-1.56)
UMD	0.01 (0.21)	0.04 (0.68)	0.01 (0.09)	0.05 (1.13)
Sharpe Rate	1.01	0.82	0.49	0.87

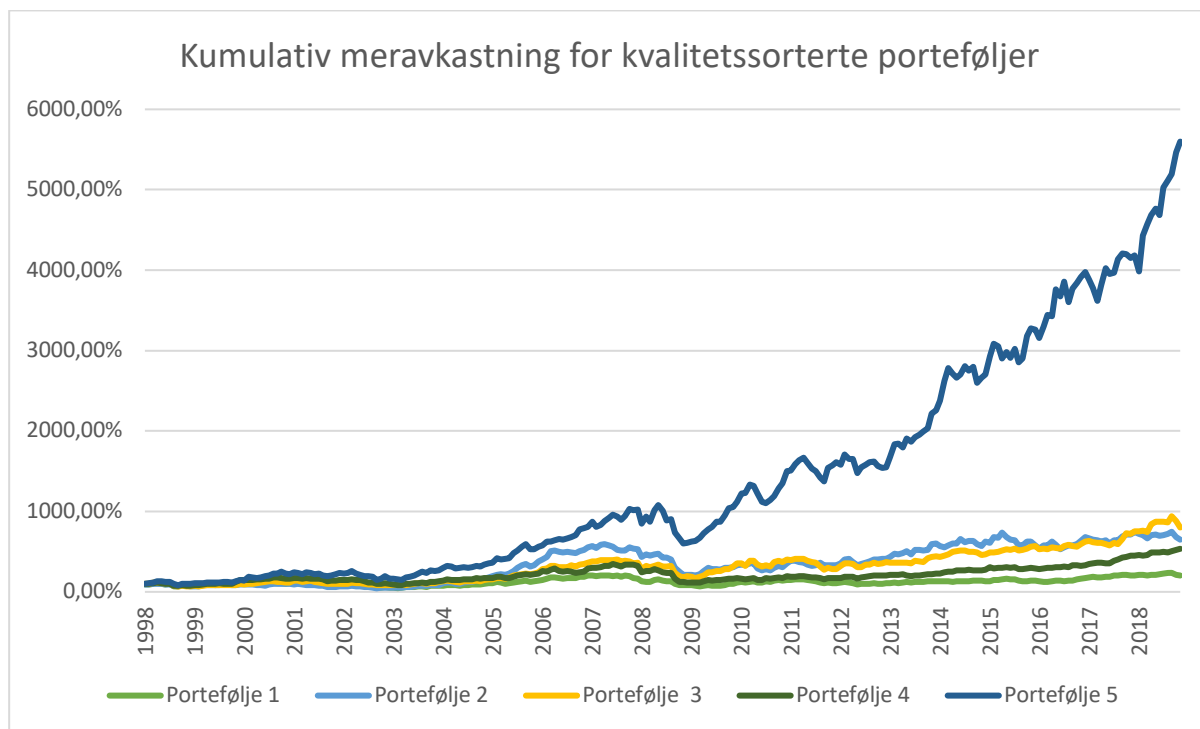
Tabellen viser resultatene fra regresjonene på månedlig avkastning for de konstruerte faktorporteføljene mot systematiske risikofaktorer og den tilhørende eksponeringen mot nevnte systematiske risikofaktorer for delperiode 1 (1998-2008). Kvalitet minus junk (QMJ) faktoren er skjæringspunktet mellom seks verdivektede porteføljer konstruert på størrelse (markedsverdi) og kvalitet. Aksjer blir først delt inn i to porteføljer sortert på størrelse (markedsverdi). Vi benytter en dobbeltsorteringsmetode, der vi deretter sorterer inn i porteføljer på kvalitet. QMJ-faktor avkastningen er den gjennomsnittlige avkastningen i de to høykvalitetsporteføljene minus den gjennomsnittlige avkastningen i de to lavkvalitetsporteføljene. Porteføljene sortert på lønnsomhet, vekst og sikkerhet er konstruert på samme måte. Alfa beskriver skjæringspunktet (konstanten) i regresjonen av månedlig meravkastning. De forklarende variablene er avkastningen til markedet (MKT), størrelse (SMB), verdi (HML) og momentum (UMD). Dataperioden går fra januar 1998 til november 2018. T-verdiene er vist under, og signifikansnivå på 5 % er angitt med fet skrift. Avkastning og alfa er i månedlig prosent. Sharpe rate er lik meravkastning dividert med standardavviket. Sharpe rate er konvertert til årlig.

**Tabell 12:** Robusthetstest: Kvalitet minus junk: avkastning over delperiode 2

	Kvalitetsfaktorer (2009-2018)			
	QMJ	Lønnsomhet	Vekst	Sikkerhet
Meravkastning	0.89 (1.82)	0.29 (0.79)	<b>1.35</b> (3.30)	0.92 (1.82)
CAPM-alfa	<b>1.98</b> (4.26)	<b>0.89</b> (2.36)	<b>1.59</b> (3.60)	<b>2.08</b> (4.39)
3-faktor alfa	<b>1.93</b> (4.07)	0.72 (1.95)	<b>1.59</b> (3.56)	<b>2.04</b> (4.22)
4-faktor alfa	<b>1.64</b> (3.38)	0.59 (1.54)	<b>1.50</b> (3.20)	<b>1.97</b> (3.90)
MKT	<b>-0.72</b> (-4.99)	<b>-0.38</b> (-3.35)	-0.18 (-1.29)	<b>-0.85</b> (-5.69)
SMB	0.05 (0.40)	0.06 (0.60)	-0.13 (-1.14)	0.003 (0.02)
HML	-0.08 (-0.58)	<b>-0.31</b> (-3.02)	-0.10 (-0.80)	-0.09 (-0.63)
UMD	<b>0.21</b> (2.15)	0.10 (1.22)	0.07 (0.76)	0.05 (0.49)
Sharpe Rate	0.58	0.25	1.05	0.58

Tabellen viser resultatene fra regresjonene på månedlig avkastning for de konstruerte faktorporteføljene mot systematiske risikofaktorer og den tilhørende eksponeringen mot nevnte systematiske risikofaktorer for delperiode 2 (2009-2018). Kvalitet minus junk (QMJ) faktoren er skjæringspunktet mellom seks verdivektede porteføljer konstruert på størrelse (markedsverdi) og kvalitet. Aksjer blir først delt inn i to porteføljer sortert på størrelse (markedsverdi). Vi benytter en dobbeltsorteringsmetode, der vi deretter sorterer inn i porteføljer på kvalitet. QMJ-faktor avkastningen er den gjennomsnittlige avkastningen i de to høykvalitetsporteføljene minus den gjennomsnittlige avkastningen i de to lavkvalitetsporteføljene. Porteføljene sortert på lønnsomhet, vekst og sikkerhet er konstruert på samme måte. Alfa beskriver skjæringspunktet (konstanten) i regresjonen av månedlig meravkastning. De forklarende variablene er avkastningen til markedet (MKT), størrelse (SMB), verdi (HML) og momentum (UMD). Dataperioden går fra januar 1998 til november 2018. T-verdiene er vist under, og signifikansnivå på 5 % er angitt med fet skrift. Avkastning og alfa er i månedlig prosent. Sharpe rate er lik meravkastning dividert med standardavviket. Sharpe rate er konvertert til årlig.

### 9.3 Appendix C: Kumulativ meravkastning for kvalitetssorterte porteføljer



**Figur 3:** Figuren viser den kumulative avkastningen for de kvalitetssorterte porteføljene over hele dataperioden (januar 1998 til november 2018). Hver måned blir aksjene rangert basert på den tilhørende kvalitetsscoren. De rangerte aksjene blir videre inndelt i en av fem porteføljer. Portefølje 1 og portefølje 5 representerer henholdsvis aksjene med lavest og høyest kvalitet. Porteføljene er verdivektet og rebalansert hver måned.