



UiT Norges arktiske universitet

Handelshøgskolen ved UiT

På jakt etter alfa, oppside beta og andre skjevheter

Test av investeringsstrategi i lys av adferdsøkonomiske fenomen

Bjørn-Thomas Nygaard

Masteroppgave i økonomi og administrasjon BED 3901 – mai 2020

Forord

Denne studien markerer avslutningen på Masterutdanningen i Økonomi og Administrasjon ved Handelshøgskolen i Tromsø, Norges Arktiske Universitet.

I forbindelse med arbeidet vil jeg gjerne takke min hovedveileder Professor Sturla Fjesme for raske og gode råd, særlig i skriveprosessen. Jeg er også takknemlig ovenfor min biveileder Førsteamanuensis Espen Sirnes for viktig assistanse, spesielt med datainnsamlingen. I tillegg ønsker jeg å takke tidligere Førsteamanuensis Torun Fretheim som gav meg sjansen som studentassistent på bachelorfagene i finans ved UiT. Dette stimulerte interessen min og oppmuntret meg til å forfølge finans videre.

Sammendrag

Denne masteroppgaven tester om det er mulig å oppnå risikojustert meravkastning i det norske aksjemarkedet gjennom en investeringsstrategi som holder billige selskaper målt på inntjening. Oppgaven er motivert av tidligere studier som indikerer overreaksjon hos investorer og brudd på hypotesen om effisiente markeder. En konsentrert portefølje som inneholder de 10 aksjene med lavest *price earnings ratio* (P/E) holdes derfor i ett år før den rebalanseres etter samme kriterier.

Hovedperioden som studeres består av 240 månedlige observasjoner fra 1999:3 til 2019:2. Det dannes også to underperioder, en før finanskrisen ($n = 105$), og en fra finanskrisen og til enden av utvalget ($n = 135$). Den viktigste metoden som anvendes for å måle den risikojusterte avkastningen er en Pástor Stambaugh 5-faktormodell. Modellen estimeres med minste kvadraters metode (OLS), lineær spesifisering og robuste standardfeil. Sharpe Ratio for porteføljen og hovedindeksen sammenlignes også i tillegg til beregning av Information Ratio.

Hovedresultatet til oppgaven er at strategien ikke oppnår risikojustert meravkastning i hovedperioden. Dette demonstreres gjennom et ikke statistisk signifikant konstantledd i 5-faktormodellen, og en marginalt lavere Sharpe Ratio på porteføljen sammenlignet med hovedindeksen. Oppgaven anvender 5 % signifikansnivå på alle t-testene.

I underperiode 1 fra 1999:3 til 2007:7 oppnår porteføljen en månedlig risikojustert meravkastning på 0,9 %, eller 11,4 % årlig. Sharpe Ratio i perioden er også betydelig høyere for porteføljen sammenlignet med hovedindeksen (0,259 mot 0,166). Samtidig forsvinner meravkastningen i underperiode 2 fra 2007:8 til 2019:2.

Den statistiske programvaren R er brukt til å utføre de kvantitative analysene og fremstilling av figurer. Tabeller er laget i Word.

Nøkkelord: Meravkastning, effisiens, faktormodeller, overreaksjon, P/E.

Innholdsfortegnelse

1	Innledning	1
1.1	<i>Bakgrunn og aktualisering</i>	1
1.2	<i>Formål og problemformulering</i>	2
1.3	<i>Oppbygning av oppgaven</i>	2
2	Teoretisk rammeverk	3
2.1	<i>Finansteoretiske byggesteiner</i>	3
2.1.1	Porteføljeteori og Kapitalverdimodellen	3
2.1.2	Hypotesen om effisiente markeder	4
2.2	<i>Relevante empiriske studier</i>	6
3	Metode	15
3.1	<i>Investeringsstrategi og prosedyre</i>	15
3.2	<i>Beregning av porteføljeavkastning</i>	16
3.3	<i>Måling av Ytelse</i>	17
3.3.1	Pástor Stambaugh 5-faktormodell	17
3.3.2	Sharpe Ratio og Information Ratio	17
4	Data	18
4.1	<i>Faktoravkastninger i TITLON</i>	20
4.2	<i>Deskriptiv statistikk</i>	22
4.2.1	Hovedperiode	22
4.2.2	Underperioder	24
4.3	<i>Diagnostiske tester</i>	25
4.3.1	Normalitet i meravkastningen	26
4.3.2	Faktorkorrelasjon og Multikollinearitet	27
4.3.3	Heteroskedastisitet	29
4.3.4	Seriekorrelasjon	29
4.3.5	Oppsummering av diagnostiske tester	30
4.3.6	Diagnostiske tester på underperioder	31
5	Resultater	32
5.1	<i>Absolutt avkastning</i>	32
5.2	<i>Risikojustert avkastning</i>	33

5.3	<i>Robusthet med alternative spesifikasjoner</i>	37
5.3.1	Sammenligning av faktormodeller.....	37
5.3.2	De tre periodene med annen risikofri rente	39
6	Diskusjon og Konklusjon	41
6.1	<i>Diskusjon</i>	41
6.2	<i>Konklusjon</i>	44
	Referanseliste	46
	Vedlegg	52
	Vedlegg 1: R-kode.....	52
	Vedlegg 2: SQL-kode fra TITLON.....	71

Tabelliste

Tabell 1: Beskrivelse av andel selskaper med regnskapsdata i TITLON	19
Tabell 2: Enkle avkastninger portefølje i perioden 1999:3 til 2019:2.....	22
Tabell 3: Deskriptiv statistikk alle variabler hovedperiode	23
Tabell 4: Deskriptiv statistikk alle variabler underperiode 1	24
Tabell 5: Deskriptiv statistikk alle variabler underperiode 2	25
Tabell 6: Korrelasjonskoeffisienter til månedlige faktoravkastninger	27
Tabell 7: VIF verdier Pástor Stambaugh 5-faktormodell.....	28
Tabell 8: Oppsummering av diagnostiske tester hovedperiode	30
Tabell 9: Oppsummering av diagnostiske tester underperioder.....	31
Tabell 10: Absolutte avkastninger hele perioden	33
Tabell 11: Regresjonsutskrift Pástor Stambaugh 5-faktormodell	34
Tabell 12: Sharpe og Information ratio alle perioder	36
Tabell 13: Regresjonsutskrift faktormodeller	38
Tabell 14: Regresjonsutskrift med ny risikofri rente	40

Figurliste

Figur 1: Histogram av månedlige avkastninger utover risikofri rente.	26
Figur 2: Absolutt logaritmisk avkastning portefølje og hovedindeks hovedperiode.	32

1 Innledning

1.1 Bakgrunn og aktualisering

Et fundamentalt spørsmål innenfor finans er om det er mulig å oppnå meravkastning over tid sammenlignet med markedet. Dette spørsmålet har gitt arbeidsplasser i analyse og kapitalforvaltning og sysselsatt tusenvis internasjonalt. Store mengder intellektuell kapital ledes inn i finansbransjen i håp om at analysene skal finne sammenhenger som kan gi de en fordel. De økonomiske insentivene for å lykkes i arbeidet er store, samtidig er det uenighet om denne innsatsen er berettiget eller ikke. Malkiel og Fama (1970) presenterer teorien om effisiente markeder, hvor *semi-sterk effisiens* beskriver en tilstand hvor all offentlig informasjon er reflektert i prisene. Markedseffisiens innebærer at aksjepriser raskt tilpasser seg ny informasjon på en *stokastisk* (tilfeldig) måte. Dette gjør at det ikke er mulig med meravkastning (Malkiel og Fama, 1970).

De Bondt og Thaler (1985) finner at selskaper som er tapere i form av at de har falt mest i løpet av de tre årene i forkant av porteføljeformasjon, blir vinnere i form av at de stiger betydelig mer i de tre årene i etterkant. Dette er til tross for at taperne har lavere *beta*, eller systematisk risiko enn vinnerporteføljen. De attribuerer denne meravkastningen til *overreaksjon* blant investorer, hvor de legger for mye vekt på den siste informasjonen slik at disse selskapene blir midlertidig undervurdert. Lakonishok, Shleifer og Vishny (1994) finner at selskaper som er billige målt på inntjening har betydelig høyere avkastning på ett års sikt sammenlignet med de dyre. Samtidig slår de fast at meravkastningen ikke er et resultat av betydelig høyere risiko i form av *beta*. De foreslår istedenfor at slike verdiaksjer kan ha *oppside beta* som fører til at de stiger mer på gode dager, og faller mindre på dårlige dager målt mot markedet. Forfatterne nevner også naiv ekstrapolering av inntjening som en årsak til funnene.

Resultatene fra De Bondt og Thaler (1985) og Lakonishok et al. (1994) er i strid med hypotesen om effisiente markeder ettersom de over lange tidsperioder illustrerer meravkastning og ikke-tilfeldige priser. Dette reiser spørsmål om ikke-rasjonell adferd blant investorer, eller manglende evne til å måle risiko. Flere viser i denne sammenheng at avkastning kan forklares av andre risikofaktorer enn markedsrisikoen i *beta*, samtidig som flerfaktormodeller forklarer en høyere andel av variasjonen i avkastningen (Carhart, 1997; Fama & French, 1993). Pástor og Stambaugh (2003) presenterer herunder resultater som viser

at avkastningen i tillegg kan forklares av eksponering mot små selskaper, billige selskaper målt på bokførte verdier, momentum og likviditet. Ettersom nyere metoder har fremkommet, er det ønskelig å evaluere strategier som tidligere har gitt meravkastning på nytt. Dette vil belyse mulige ineffisienser på en bedre måte, og potensielt gi andre konklusjoner.

1.2 Formål og problemformulering

Formålet med oppgaven er å undersøke en investeringsstrategi i lys av tidligere funn som indikerer at investorer overreagerer og potensielt handler irrasjonelt under usikkerhet.

Oppgaven bygger på studier som har vist meravkastning ved spesifikke investeringsstrategier. Herunder gjelder særlig strategier som systematisk fanger opp selskaper som er billige målt på inntjening. Jeg ønsker å teste om strategien fortsatt gir meravkastning hvis man justerer for de mest kjente risikofaktorene og momentum. Forskningsspørsmålet blir dermed formulert som:

«Vil en investeringsstrategi som holder selskaper med lav price earnings ratio (P/E) gi risikojustert meravkastning sammenlignet med Hovedindeksen på Oslo Børs (OSEBX)?»

Den viktigste komponenten for å besvare forskningsspørsmålet er en 5-faktormodell basert på Carharts 4-faktormodell, utvidet med likviditetsfaktoren til Pástor og Stambaugh (2003).

Modellen refereres til som Pástor Stambaugh 5-faktormodell.

1.3 Oppbygning av oppgaven

Oppgaven fortsetter med en presentasjon av det teoretiske rammeverket for å danne en faglig forankring i kapittel 2. Den første delen av kapittelet vies til finansteoretiske byggesteiner, mens andre del gjennomgår empiriske studier som er relevante for oppgaven. Kapittel 3 inneholder en beskrivelse av investeringsstrategien, beregning av avkastning og metoder for mål av ytelse. I kapittel 4 presenteres datasettet og datainnsamlingen, før deskriptiv statistikk og diagnostiske tester går dypere inn i datamaterialet. Deretter presenteres resultatene i kapittel 5. De mest sentrale funnene vil diskuteres opp mot tidligere teori og empiri i første del av kapittel 6. Avslutningsvis konkluderer oppgaven i del to av kapittel 6, hvor forskningsspørsmålet også besvares.

2 Teoretisk rammeverk

2.1 Finansteoretiske byggesteiner

2.1.1 Porteføljeteori og Kapitalverdimodellen

Porteføljeteori blir først beskrevet av Markowitz (1952), arbeidet oppsummeres i Markowitz (1991) som danner noe av grunnlaget i dette delkapittelet. Forfatteren er naturlig å involvere av minst tre årsaker: i) Måten han definerer risiko på, ii) hvilke forutsetninger han legger til grunn for investorers handlinger og iii) hvordan dette står i kontrast til adferdsøkonomi.

Markowitz arbeid beskriver hvordan en investor optimalt sett burde handle, mens kapitalverdimodellen (CAPM) som først presentert av Sharpe (1964) beskriver den økonomiske likevekten når man antar at alle investorer handler optimalt. Sammen danner de det mikroøkonomiske rammeverket i finansielle markeder (Markowitz, 1991).

Forutsetningene til Markowitz (1991) innebærer at den rasjonelle agenten, uttrykt av investoren handler etter objektive sannsynligheter og sannsynlighetsfordelinger, som om de var kjente. Han skiller dermed ikke mellom objektivitet og subjektivitet, og forutsetter at investorene kan sannsynlighetsregning. Når et individ skal investere i en aksje eller portefølje er man ifølge Markowitz opptatt av kun to ting; risiko og avkastning. Risiko blir definert som varians, eller standardavvik, mens avkastning defineres som forventet avkastning. Det forutsettes også at investorer maksimerer verdien av nyttefunksjonen i hver periode (Markowitz, 1991).

Et av hovedpoengene i Markowitz porteføljeteori at man skal fjerne den *usystematiske risikoen* (selskapsspesifikke) i porteføljen ved å diversifisere i markedsporteføljen (M), før man deretter velger hvor stor andel av den totale porteføljen som skal være i M , og hvor mye som skal plasseres risikofritt. Dette rådet er normativt og sier noe om hvordan ting bør være, i motsetning til positive uttrykk som sier noe om hvordan ting faktisk er (Bredesen, 2019). En rasjonell og effisient investor vil foretrekke M over en investering med lavere avkastning gitt samme risiko målt i standardavvik. Den vil altså maksimere avkastning per enhet risiko, et mål kjent som *Sharpe Ratio*, eller *reward-to-Variability* etter Sharpe (1966).

Kapitalverdimodellen har en rekke antakelser som at i) investorer har homogene forventninger ii) det er likevekt i kapitalmarkedene og perfekt konkurranse iii) investorene er rasjonelle og nyttemaksimerende, samt at iv) all usystematisk risiko er diversifisert bort

(Bredesen, 2019). Ifølge Sharpe (1964) vil man dermed kunne se et konsistent forhold mellom forventet avkastning og systematisk risiko. Avkastningen til en aksje eller portefølje blir da forklart av hvilken grad av systematisk risiko den er eksponert mot. Hvis en portefølje har en beta på 1, vil den ha samme avkastning som markedet som også har en beta på 1. Beta er uttrykt ved kovariansen til porteføljen og markedet, dividert med variansen til markedet (Jensen, 1968).

Kapitalverdimodellen anvendes også til teoretisk prising av aksjer og fastsettelse av avkastningskrav. Hvis en aksje har en beta på 1, men en forventet avkastning over markedsavkastningen, blir den beskrevet som underpriset. Hvis den har en beta på 1, og en forventet avkastning under markedsavkastningen blir den beskrevet som overpriset (Hillier, 2016). Modellen fastsetter dermed hvilken avkastning en investor bør kreve utover den risikofrie renten, gitt investeringens systematiske risiko, multiplisert med markedsrisikopremien.

2.1.2 Hypotesen om effisiente markeder

Hypotesen om effisiente markeder blir framstilt av Malkiel og Fama (1970). De slår fast at man i et effisient marked vil ha aksjepriser som alltid *fullt ut reflekterer* all tilgjengelig informasjon. Tanken er at hvis ny informasjon fremkommer, vil dette korrigeres av markedet i form av rask informasjonsflyt og endring i prisene (Malkiel, 2003). Forfatterne formulerer i den opprinnelige artikkelen tre former for effisiens (Malkiel & Fama, 1970). Svak form innebærer at informasjonen består av historiske priser og avkastning, og at disse er uavhengig av hverandre. Semi-sterk form omhandler hvordan priser på en effisient og rask måte tilpasser seg åpenbart offentlig tilgjengelig informasjon. Sterk form effisiens beskriver en tilstand i markedet hvor all informasjon, både privat og offentlig er reflektert i prisen.

Malkiel og Fama (1970) beskriver tilfeldigheten i aksjemarkedet som en *random walk*, altså en stokastisk prosess hvor historiske aksjepriser er uavhengig de fremtidige, slik at man ikke kan gjøre prediksjoner. Dette resonnementet følger av at nyheter og ny informasjon i sin natur er upredikerbare, som derfor betyr at priser også må være upredikerbare og tilfeldige (Malkiel, 2003).

Malkiel og Fama (1970) beskriver tre forhold som er tilstrekkelige for å gi et friksjonsfritt og åpenbart effisient marked. For det første skal det ikke være transaksjonskostnader ved kjøp og salg, for det andre er all informasjon gratis og tilgjengelig til alle i markedet, og for det tredje skal alle være enig om implikasjonene som informasjonen har for enhver aksje. En slik beskrivelse av markedet eksisterer åpenbart ikke, men er heller ikke nødvendig ifølge Malkiel og Fama (1970). De fastholder at så lenge mange nok har tilgang til informasjon, og det ikke finnes investorer som kan gjøre bedre vurderinger enn det som implisitt er antydning i prisene over tid – vil markedet fortsatt være effisient. Implikasjonen av et slikt effisient marked vil være at en portefølje basert på fundamental eller teknisk analyse av aksjer, ikke vil kunne gi bedre risikostjustert avkastning enn en tilfeldig valgt portefølje (Malkiel, 2003).

Malkiel og Fama (1970) ser nærmere på uavhengigheten og tilfeldigheten ved å undersøke flere studier som testet lineær sammenheng og seriekorrelasjon mellom priser. Konklusjonen deres er at selv om man kunne observere noe lineær sammenheng og svakt positiv seriekorrelasjon, ville det være usannsynlig at denne kan danne grunnlag for en investeringsstrategi med *betydelig* lønnsomhet. De konkluderer dermed med at markedet er svak form effisient. De slår også fast at markedet er semi-sterkt effisient ettersom aksjepriser tilpasser seg raskt til ny informasjon i forbindelse med årsrapporter, før de igjen stabiliserer seg. Dette uttrykkes ved et stort residual mellom avkastningen på den aktuelle aksjen og resten av markedet, før residualene normaliseres. Malkiel og Fama (1970) sier imidlertid også at det er vanskelig å bestemme hvilken grad av seriekorrelasjon som må til for å oppnå betydelig lønnsomhet, og at det av flere grunner er ønskelig å teste dette direkte gjennom forskjellige investeringsstrategier.

Timmermann og Granger (2004) knytter hypotesen om markedseffisiens opp mot det å umuliggjøre prediksjon eller *forecasting* i meravkastning på aksjer. De slår fast at de som måtte finne nye finansielle prediksjonsmetoder bare vil oppleve kortvarige gevinster, ettersom disse metodene ville blitt raskt adoptert. Dette vil føre til at den nye informasjonen vil bli inkorporert i prisene til aksjene, og metodene vil dermed slutte å være suksessfulle (Timmermann & Granger, 2004). Malkiel (2003) beskriver i denne sammenheng effisiens i finansielle markeder som en situasjon der en investor ikke kan få over gjennomsnittlig avkastning, uten å ta på seg over gjennomsnittlig risiko.

2.2 Relevante empiriske studier

Jensen (1968) finner i en studie på amerikanske aksjefond i perioden 1945-1964 at kapitalverdimodellen i meget høy grad forklarer avkastningen til disse porteføljene. Dette gjøres ved å omforme den opprinnelige modellen til Sharpe (1964) til en enkel regresjonsmodell. Dermed danner Jensen (1968) et mål på ytelse hvor konstantleddet (*alfa*) beskriver avkastning i porteføljen som ikke er forklart av den systematiske risikoen og markedsrisikopremien. På denne måten kan porteføljer og selskaper evalueres på en effektiv måte basert på om de oppnår avkastning utover det som er forventet, gitt risikoen som er tatt.

Utover 1970-tallet er litteraturen preget av markedshypotesen og i finansmiljøet er det få som utfordrer tankegangen. Interessante studier i adferdsøkonomi presenteres likevel av psykologene Daniel Kahneman og Amos Tversky. De er særlig opptatte av hvordan mennesker tar beslutninger under usikkerhet, og hvordan skjevheter påvirker disse valgene. Mer spesifikt undersøker de hvordan vi vurderer sannsynligheter omkring usikre hendelser eller verdier av usikker mengde (Tversky & Kahneman, 1974). Forfatterne tar for seg tre heuristikker som fører til systematiske feil i disse vurderingene; representativitet, tilgjengelighet og ankereffekten.

Representativitet kommer av at vi vurderer sannsynligheten til at objekt A tilhører klasse B, ut fra hvilken grad A er representativ ovenfor, eller likner på B (Tversky & Kahneman, 1974). Forfatterne kommer med det typiske eksempelet der man beskriver en mann på en måte som passer veldig godt overens med egenskaper man forbinder med en bibliotekar. Deretter får man spørsmålet om å vurdere sannsynligheten for at mannen tilhørere en liste av yrker, blant annet bibliotekar. I dette tilfellet vil man ikke i tilstrekkelig grad ta hensyn til grunnfrekvensen til yrket (sjelden), noe som fører til at man overdriver sannsynligheten for at mannen er bibliotekar. Tversky og Kahnemann (1974) mener at denne heuristikken vil føre til validitetsillusjon og feilaktige prediksjoner basert på for små utvalg.

Tilgjengelighet henger sammen med at vi vurderer sannsynligheten til en hendelse ut fra hvor enkelt man kan komme på tilsvarende hendelser (Tversky & Kahneman, 1974). Ifølge forfatterne vil prediksjoner av framtidige hendelser bli påvirket av hvor eksponert man er mot informasjon rundt slike hendelser, i tillegg til i hvilken grad man kan har evne til å se for seg ulike scenario. Dette fører til at man vil overvurdere sannsynligheten av en hendelse hvis man har blitt eksponert mot liknende ting, særlig hvis det var sterke og nylige opplevelser som for

eksempel trafikkulykker (Tversky & Kahneman, 1974). Samtidig slår de fast at man vil betydelig undervurdere risikofaktorer som er vanskelig å se for seg eller tenke seg.

Ankereffekten beskriver et fenomen hvor vi systematisk gjør prediksjoner basert på en utgangsverdi som justeres for å komme til det endelige estimatet (Tversky & Kahneman, 1974). De presenterer resultater fra en test hvor et utvalg med kort tenketid skulle beregne verdien av den multipliserte tallrekken $8 \times 7 \times 6 \dots \times 1$, og den samme i stigende rekkefølge. Medianestimatet på den fallende tallrekken var over fire ganger høyere enn den stigende. Tversky og Kahneman (1974) sier også at ankereffekten bidrar til at vi vil overvurdere sannsynligheten til et utfall som er avhengige av flere høyt sannsynlige hendelser, og gi ubegrunnet optimisme rundt for eksempel tidsbruk og gjennomføringsevne. Man vil derfor også undervurdere risikoen for svikt i komplekse systemer med mange komponenter, særlig hvis hver enkeltstående komponent har en liten sannsynlighet for svikt.

Mot slutten av 1970-tallet kommer Basu (1977) med en studie som demonstrerer resultater som er i konflikt med byggesteinene i klassisk finansteori. Han sorterer et stort utvalg amerikanske aksjer ved New York Stock Exchange (NYSE) på P/E multiplikatoren og deler de opp i fem diversifiserte porteføljer fra høy til lav. Deretter anvender han kapitalverdimodellen på månedlig avkastningsdata i perioden 1957 til 1971 og måler risikojustert avkastning. Han finner at de to porteføljene med lavest P/E oppnår årlig risikojustert meravkastning på henholdsvis 4,5 og 2 %, samtidig som de to porteføljene med høy P/E oppnår betydelig lavere avkastning enn det som er antydning av risikonivået i form av Beta. De to porteføljene med lav P/E oppnår også høyere Sharpe Ratio enn porteføljene som er dyrt målt på inntjening. Basu (1977) konkluderer forsiktig med at adferden i aksjeprisene ikke sammenfaller fullstendig med beskrivelsen til hypotesen om effisiente markeder.

Prospektteori blir først presentert av Kahneman og Tversky (1979) på bakgrunn av en rekke eksperimentelle studier hvor subjektene foretar valg under usikkerhet og risiko. Den blir senere forbedret til en kumulativ prospektteori for flere enn to utfall i Tversky og Kahneman (1992). Hovedformålet med teorien er å beskrive, og slik bedre predikere adferd, i motsetning til å karakterisere optimal adferd. Den utfordrer dermed tradisjonell forventet nytteteori som den dominante normative modellen for beslutninger under usikkerhet (Tversky & Kahneman, 1992).

Kahneman og Tversky (1979) sier at mennesker utleder nytte fra tap og gevinster målt relativt til et referansepunkt, ikke fra et absolutt nivå av rikdom. De begrunner dette med at vi er mer følsom for endringer i attributter som temperatur og lys enn de absolutte størrelsene i seg selv. Forfatterne finner videre at mennesker illustrerer *tapsaversjon* som innebærer at vi er mer sensitive til tap enn til gevinster. Dette betyr at verdifunksjonen (v) får en brattere helning på kurven i området for tap sammenlignet med gevinster. Ifølge Barberis (2013) utleder Kahneman og Tversky tapsaversjon fra det faktum at de fleste unnlater å gå inn i spillet $(-100, \frac{1}{2}; 110, \frac{1}{2})$. I forventet nytteteori er summene så små målt mot total rikdom, at spillet i praksis blir vurdert som risikofritt. Det er vanskelig å forklare slik adferd ettersom spillet gir en positiv forventet verdi, som i utgangspunktet skal være attraktivt (Barberis, 2013).

Kahneman og Tversky (1979) finner også at mennesker ikke vekter utfall etter sannsynligheter p_i , men ved beslutningsvekter π_i . Det viktigste poenget med beslutningsvekter er ifølge Barberis (2013) at de leder til at individer overveker halene i en fordeling, noe som gjør at man overveker ekstreme og usannsynlige utfall. Dette utleder Kahneman og Tversky (1979) fra at vi liker *både* lotteri $\pi(0,001) v(5000) > v(5)$, og forsikring $\pi(0,001) v(-5000) < v(-5)$. Denne adferden er vanskelig å forklare med forventet nytteteori, og det strider med forutsetningene i kapitalverdimodellen hvor man vurderer risiko etter forventet nytte (Barberis, 2013).

Tversky og Kahneman (1981) presenterer også studier som omhandler hvordan mennesker tenderer til å gjøre forskjellige valg gitt forskjellige fremstillinger av valget, såkalt *Framing*. De finner endrede preferanser og økende risikoaversjon hos mennesker hvis et valg som inkluderer penger blir presentert på en negativ eller problemfylt måte. Dette bryter med teorien om rasjonell adferd ettersom man antar konsistens mellom ønsker og behov (Tversky & Kahneman, 1981).

Banz (1981) finner på samme tid resultater som viser at mindre selskaper målt i markedsverdi, i gjennomsnitt oppnår en høyere risikojustert avkastning sammenlignet med store selskaper i perioden 1926-1975. I stedet for å karakterisere dette som et tegn på manglende effisiens i markedet, sier Banz at kapitalverdimodellen kan være feilaktig spesifisert og at det kan være andre ukjente risikofaktorer som er korrelerte med størrelse. Basu (1981) presenterer i denne sammenhengen nytt bevis på at selskaper som er billige på inntjening i perioden 1962-1978 gir risikojustert meravkastning, selv når man korrigerer for størrelse. Han presiserer også at selv om det er en tendens til at mindre selskaper oppnår

høyere avkastning enn store, er P/E effekten betydelig sterkere og tydeligere enn størrelseeffekten.

Foster, Olsen og Shevlin (1984) ser på hvordan priser tilpasser seg ny informasjon i forbindelse med resultatrapportering. De undersøker perioden 1974-1981 basert på et stort utvalg børsnoterte selskaper i USA. De aksjene som tilhører den desilen med størst ikke-forventet positiv inntjening stiger mest i etterkant, mens de som overrasket mest negativt faller mest. Dette fenomenet er kjent som *post earnings announcement drift (PEAD)*. Mønsteret kan observeres både i perioden før og etter informasjonen blir kjent. Foster et al. (1984) kombinerer en strategi som kjøper aksjer som overrasker positivt, og *shorter* de som overrasker negativt. Dette gir en annualisert meravkastning på 25 % før transaksjonskostnader.

Bernard og Thomas (1989) gjentar denne metoden og får liknende resultater selv om de regner ut en noe lavere avkastning enn Foster et al. (1984) med 19 mot 25 %. *Long/short* strategien gir i gjennomsnitt 4,2 % meravkastning i løpet av de 60 dagene etter resultatannonsering. De splitter opp utvalget i små, mellomstore og store selskaper hvor de finner større meravkastning i de små (5,1 %) sammenlignet med de store (2,8 %). Studien konkluderer med at avvikene ikke er et resultat av CAPM's manglende evne til å fange opp risiko, men heller et resultat av at investorer ikke tar opp den nye informasjonen eller unngår å handle på grunn av transaksjonskostnader.

De Bondt og Thaler (1985) undersøker et datasett som strekker seg fra 1926 til 1982 på aksjer notert på NYSE. De finner 25 % meravkastning over 36 måneder i en portefølje med tidligere tapere, målt mot en portefølje med tidligere vinnere. Dette er til tross for at de tidligere taperne har betydelig lavere risiko i form av beta. De sier at investorer er dårligere bayesianere (etter Bayes regel), og at representativitetsheuristikken til Tversky og Kahneman (1974) gjør at vi overveker den siste informasjonen som gis angående inntjeningen til selskaper. Dette gir en overreaksjon hos investorer som fører til at priser kan avvike fra underliggende fundamentale verdier i perioder. De Bondt og Thaler (1985) relaterer dermed også funnene til Basus (1977) P/E effekt, der selskaper som er billige målt på inntjening er midlertidig undervurderte som følge av at investorer blir overdrevet negativ etter noen resultatrapporter, og at prisene vil reverseres straks resultatene blir bedre enn de dårlige estimatene.

De Bondt og Thaler (1987) viser igjen et tydelig predikativt mønster gjennom en betydelig vinner-taper effekt over en periode på fem år. De konkluderer også med at effekten ikke kan attribueres til endringer i risiko som målt i CAPM betaer, og at den ikke er et resultat av små selskap i utvalget (De Bondt & Thaler, 1987).

Som en konsekvens av en rekke bidrag som finner risikojustert meravkastning på forskjellige strategier tester Fama og French (1992) andre faktorer i en regresjonsmodell. Ved å bruke andre faktorer ønsker de å forklare en høyere andel av avkastningen til verdipapirer. *SMB* faktoren står for *små minus store*, som er differansen i avkastningen til en diversifisert portefølje med små aksjer, og en bestående av store selskaper. *HML* faktoren står for *høy minus lav*, som er differansen i avkastningen til en diversifisert portefølje med høye bokførte verdier relativt til markedsverdi (lavt priset) og motsatt (høyt priset).

Hvis aksjer er rasjonelt priset er *SMB* faktoren ifølge Fama og French (1992) en proxy for risiko, ettersom små selskaper har høyere avkastning enn store. Investorer blir slik kompensert for å holde mindre selskaper. *HML* faktoren fanger opp at selskaper med lav pris mot bokførte verdier har lave forventninger rundt framtidsutsikter. Disse selskapene blir straffet med høyere kapitalkostnad, og dermed høyere avkastningskrav som krever høyere forventet avkastning. Fama og French (1992) sier også at denne faktoren kan fange opp *regresjon mot gjennomsnittet*. Dette er et uttrykk for irrasjonell vingling rundt framtidsutsikter hvor lavt prisede selskaper som har falt, i en periode framover vil stige mer enn de høyt prisede. For utdypende forklaringer rundt verdifaktoren *HML* se NBIM (2012), de finner senere at avkastningen til faktoren har avtatt og er negativ i fire av fem år fra 2007 til 2011.

Fama og French (1992) benytter seg av månedlige data i perioden fra 1963 til 1990 på et svært høyt antall børsnoterte selskaper i USA. Hovedfunnet deres er at *SMB* og *HML* faktorene fanger opp variasjonen i gjennomsnittlige aksjeavkastninger, i større grad enn kapitalverdimodellen. I Fama og French (1993) tester de markedsfaktoren fra CAPM, sammen med *SMB* og *HML* på månedlige data fra 1963 til 1991 på 25 forskjellige porteføljer. Denne 3-faktormodellen forklarer mellom 83 og 96 % av variasjonen i avkastningen uttrykt av R^2 , sammenlignet med 61 til 92 % ved CAPM alene.

Lakonishok et al. (1994) tester kontrære strategier på selskaper som er billige målt på inntjening (høy E/P) og kontantstrøm (høy C/P). På et datasett fra 1968 til 1990 bestående av

aksjer på NYSE og AMEX (American Stock Exchange) fordelt i ti porteføljer, finner de høyere årlig avkastning på verdiaksjer (billige), og lavere avkastning på glamouraksjer (dyre). De viser at selskaper som er billige målt på inntjening på fem års sikt har omtrent samme inntjeningsvekst som de dyre, selv om multippelen skulle tilsi at det er veldig forskjellige framtidsutsikter. Forfatterne mener dette er et bevis på at investorer naivt ekstrapolerer inntjeningsvekst, selv om denne veksten ofte reverterer mot gjennomsnittet (Lakonishok et al., 1994). Forfatterne finner videre marginalt høyere risiko som målt i standardavvik, og beta (0,1 høyere) i porteføljene som har høyere avkastning. Den marginalt høyere risikoen er ikke nok for å forklare en meravkastning på 10-11 % årlig. De attribuerer istedenfor meravkastningen til at verdiaksjer har høyere oppside beta, og viser til at disse stiger mye på de beste dagene, samtidig som de faller lite på de dårligste dagene målt mot glamouraksjer. De gjør også et poeng av at høyere standardavvik, ikke nødvendigvis betyr høyere nedsiderisiko.

Fama og French (1996) anvender 3-faktormodellen på ineffisiensene som avdekket av De Bondt og Thaler (1985) samt Lakonishok et al. (1994). De studerer månedlige data i perioden 1963 til 1993 og konkluderer selv med at deres modell fanger opp denne uforklarte meravkastningen. Denne konklusjonen er bare delvis korrekt da Fama og French (1996) kun holder porteføljen av tidligere tapere i en måned før den rulleres videre. De finner da at tidligere tapere, fortsetter å tape i måneden etterpå. Dette motstrider ikke De Bondt og Thaler (1985) direkte, da de viser grafisk at reversering av tidligere tapere til vinnere tar tid hvis man justerer for *januareffekten*. Fama og French bruker her kurser fra juni, og ikke januar – noe som gjør at de går glipp av kursstigningen etter nyttår. Langsiktig reversering av tidligere tapere er dermed ikke fullstendig forklart av 3-faktormodellen.

Når Fama og French (1996) tester E/P desilene til Lakonishok et al. (1994) finner de også at selskaper som er billige målt på inntjening har høyere absolutt avkastning, men nå med lavere standardavvik. De finner derimot ikke risikojustert meravkastning som er statistisk signifikant når de anvender 3-faktormodellen på desilene. Samtidig viser de at punkttestimatene på alfa tenderer til å øke jo billigere desilene er. Selv attribuerer de bortfallet av alfa til HML faktoren som i stor grad forklarer meravkastning i E/P porteføljene. Til forskjell fra Lakonishok et al. (1994) utføres Fama og French sin studie kun på NYSE for å unngå mindre selskaper i utvalget, i tillegg til at porteføljene formes omlag to måneder senere.

En lignende studie som Lakonishok et al. (1994) utføres av Fluck, Malkiel og Quandt (1997) hvor de tester aksjer med lav P/E multiplum mot S&P 500 i perioden fra 1979 til 1988. Denne studien benytter kvartalsvise rebalanseringer istedenfor årlige og inkluderer transaksjonskostnader. De finner ved hjelp av kapitalverdimodellen at den billigste desilen målt på inntjening oppnår en risikojustert meravkastning på 2,2 % per kvartal. Fluck et al. (1997) sier at deres risikojusterte meravkastning kan være et resultat av en manglende evne til å måle risiko, slik også Fama og French (1992) foreslår. De oppfordrer derfor til videre undersøkelser av slike kontrære investeringsstrategier over en lengre tidsperiode med passende mål på, og justering for risiko.

Carhart (1997) utvider Fama og French 3-faktormodell med en ekstra faktor, momentfaktoren (*MOM*). Han infererer denne modellen fra funnene til Jegadeesh og Titman (1993), som finner betydelig meravkastning på tre og tolv måneders sikt for selskaper som hadde steget de siste seks månedene. Modellen til Carhart (1997) tar for seg månedlige avkastninger for aktivt forvaltede aksjefond i perioden 1962 til 1993. Momentfaktoren uttrykker differansen mellom en diversifisert portefølje som har prestert best det siste året, og den som har prestert dårligst. Med denne modellen finner han høyere forklaringsgrad enn den tradisjonelle 3-faktormodellen, noe som også bekreftes i nyere studier utenfor USA (Boamah, 2015; Narrea, Ward & Djajadikerta, 2009). Et interessant aspekt med modellen er at momentfaktoren til Carhart (1997) ikke er ment å fange opp noen form for risiko. Det er bare en faktor som er ment å forklare avkastning i seg selv, uten rasjonale for hvorfor dette gir mening i et risikoperspektiv. Dette skiller seg fra Jensen (1968) og Fama og French (1992;1993) som ofte ønsker å forklare meravkastning som kompensasjon for å ha tatt mer risiko.

Domian, Louton og Mossman (1998) tester en portefølje på 10 aksjer som hvert år sorterer på utbytteavkastning (i prosent) hos selskaper på Dow Jones Industrial Average (DJIA) i perioden 1964-1997. De finner omtrent 5 % årlig meravkastning hos porteføljen med høyest utbytteavkastning sammenlignet med både S&P 500 og en portefølje bestående av de 10 aksjene med lavest utbytteavkastning på DJIA. De finner i likhet med De Bondt og Thaler (1985) en taper-vinner effekt hvor selskapene som faller i forkant av porteføljeformasjonen, og dermed får en høyere utbytteavkastning, stiger i etterkant. Domian et al. (1998) presenterer samtidig at meravkastningen i denne *Dogs of the Dow* strategien forsvinner på den andre av to underperioder som strekker seg fra 1989-1997. De attribuerer noe av årsaken til dette med at strategien ble kjent på slutten av 80-tallet, og senere adoptert av store investeringsbanker som Merrill Lynch og Prudential Securities i form av lavkostnadsfond. Selv om den langvarige

meravkastningen står i kontrast med markedseffisiens som beskrevet av Timmermann og Grander (2004), bekreftes den i form av at når metoden først ble kjent, ble den nye informasjonen inkorporert i prisene til aksjene slik at meravkastningen forsvinner.

Jegadeesh & Titman (2001) undersøker på nytt momentumeffekten i deres originale studie fra 1993 for å se på flere mulige forklaringer omkring effekten. Ved bruk av en Fama-French 3-faktormodell finner de månedlig alfa på 1,36 % i perioden 1965 – 1998 på momentumporteføljen. Denne porteføljen er differansen i avkastning på en portefølje bestående av de 10 % beste aksjene de siste 6 måneder, minus de 10 % dårligste aksjene de siste 6 månedene. De finner også at i perioden mellom måned 13 og 60 etter porteføljeformasjon har porteføljen negativ absolutt avkastning, og særlig blant de små selskapene. Dette støtter opp om adferdsøkonomiske teorier på overreaksjon, hvor tidligere vinnere har priser som reverseres tilbake til fundamental verdi på lang sikt, slik at de i denne perioden framstår som tapere (Jegadeesh & Titman, 2001). Samtidig ber de om at resultatene tolkes forsiktig ettersom effekten er mindre uttalt for store selskaper og forsvinner i andre del av utvalget (1982-1998).

Pástor og Stambaugh (2003) presenterer resultater som viser at avkastningen til aksjer er avhengig av likviditeten i aksjen. De sier at investorer krever høyere avkastning for å holde illikvide selskaper som er eksponert mot *likviditetsrisiko*. Likviditetsrisiko blir målt gjennom en likviditetsbeta, som måler sensitiviteten til et selskaps avkastning relativt til endringer i markedets likviditet (Bodie, Kane & Marcus, 2018). Pástor og Stambaugh (2003) slår fast at likviditet er relatert til graden av prisreversering den påfølgende dagen etter større handler. Denne reverseringen er da ikke et resultat av endring i fundamental verdi i selskapet, men heller av andre forhold tilknyttet handelen. Slike forhold kan være stor differanse mellom kjøps- og salgsordre (*bid-ask spread*), og lavt handelsvolum som øker handelskostnader betydelig (Amihud & Mendelson, 1986). Det er viktig for investorer å kunne komme seg inn og ut av aksjer på en rask og billig måte – noe som krever likviditet.

Pástor og Stambaugh (2003) kombinerer en likt vektet strategi som er *long* den desilen med høyest likviditetsbeta, og *short* den desilen med lavest likviditetsbeta. De finner ved hjelp av en Carhart 4-faktormodell en årlig risikojustert meravkastning på 7,5 % i perioden 1966-1999. Ved å utvide Carharts 4-faktormodell med en likviditetsfaktor til en 5-faktormodell, finner de også en høyere samlet Sharpe Ratio for avkastningen til faktorporteføljene. De foreslår dermed at likviditetsfaktoren bør tas hensyn til i prising av aksjer og evaluering av

porteføljer. En mulig utfordring med denne modellen er at SMB faktoren kan være korrelert med likviditetsfaktoren ettersom små selskaper ofte er illikvide (Racicot & Rentz, 2015). Samtidig kan forklaringsgraden i form av justert R^2 være lavere i PS enn i Carhart modellen.

Få anerkjente studier anvender flerfaktormodeller for å undersøke meravkastningen i porteføljer bestående av aksjer med lav price earnings ratio. Chordia, Goyal, Sadka, Sadka og Shivakumar (2009) undersøker imidlertid en annen langvarig ineffisiens med flerfaktormodeller, *post earnings announcement drift* (PEAD). Over perioden 1972-2005 med 3 måneders holdeperioder på børsnoterte amerikanske aksjer, finner de at denne effekten har avtatt og nå kun er tilstede i de mest illikvide selskapene. En strategi som er likt vektet og long den mest illikvide desilen som overrasker mest positivt, og er short den som overrasker mest negativt, oppnår en månedlig absolutt meravkastning på 1,31 %. Månedlig alfa beregnet med en Pastor Stambaugh 5-faktormodell er 1,22 %, noe som er lavere enn beregnet med kapitalverdimodellen og 3-faktormodellen til Fama og French (1993). De finner samtidig at transaksjonskostnader utgjør hele 70-100 % av potensielle gevinster fra strategien, og konkluderer dermed at manglende effisiens tilknyttet PEAD ikke er like uttalt som tidligere antatt.

En nyere studie fra Rinne og Vähämaa (2011) tester Dogs of The Dow strategien på det Finske markedet og finner at den risikojusterte månedlige meravkastning ved bruk av Fama-French 3-faktormodell er 0,6 % i måneden i perioden 1988-2008. Porteføljen har enda høyere risikojustert meravkastning i nedgangstider og har høyere Sharpe Ratio enn referanseindeksen (OMXH25) gjennom hele perioden. De attribuerer igjen resultatene til en vinner-taper effekt. Samtidig finner de at resultatene ikke er statistisk signifikante hvis de trekker fra høyere transaksjonskostnader og økte skattekostnader som følge av økt utbytte på disse, selv om den årlige meravkastningen fortsatt er 3,1 %.

Studier på det norske markedet ved bruk av flerfaktormodeller utføres av Fjesme (2019) og Fjesme (2020) som finner at konsentrerte porteføljer hos erfarne investorer oppnår risikojustert meravkastning. Disse funnene forlenger kritikken mot hypotesen om effisiente markeder og oppmuntrer til mer aktive investeringsstrategier.

3 Metode

3.1 Investeringsstrategi og prosedyre

Denne oppgaven tester en investeringsstrategi på aksjer som inngår i hovedindeksen til Oslo Børs (OSEBX). Selskapene blir sortert etter P/E multippelen den 1. mars hvert år, basert på foreløpig årsresultat som kommer i januar eller februar. Dette gjøres for å unngå feiltakelser hvor man eksempelvis beregner multippelen ved hjelp av prisen 1. januar og inntjeningen for året som gikk. Denne inntjeningen var ikke offentlig informasjon før årsresultatet er publisert. I tilfeller hvor 1. mars faller på en helg, vil nærmeste påfølgende virkedag brukes. Metoden har dermed likheter med Basu (1977) som bruker 1. april. Fama og French (1993) bruker i sin 3-faktormodell kurser fra juni, ikke mars. Denne studien ønsker imidlertid å bruke kurser nærmere publisering av foreløpig årsrapport for å inkludere mest mulig av effekten fra prisforsinkelsene som nevnt av blant annet Bernard og Thomas (1989).

De aksjene som utgjør de 10 billigste danner porteføljen 12 måneder framover, selskaper med negativ inntjening inngår ikke. Det anvendes dermed ikke desiler som er det vanligste, men et spesifisert antall som i Domian et al. (1998). Dette er en konsekvens av at OSEBX ikke inneholder nok selskaper til at desilene blir av ønskelig størrelse. Porteføljen rebalanseres etter de samme kriteriene hvert år i perioden 1999-2018, hvor februar 2019 vil bli den siste måneden i holdeperioden. Totalt vil hele holdeperioden dermed utgjøre 20 år, noe som vil gi 240 observasjoner med månedlig avkastning. Dette er i henhold til framgangsmåten beskrevet av Fama og French (1993), Carhart (1997) samt Pástor og Stambaugh (2003) som alle bruker månedlige kursdata. Dette gjøres for å få mindre støy og mer normalitet i datasettet. To underperioder vil også dannes med samme prosedyre.

Ettersom OSEBX revideres på halvårlig basis faller enkelte selskaper ut av porteføljen i løpet av holdeperioden. De kan også bli tatt av børs, eller gå konkurs. Når dette skjer vil det selskapet som hadde lavest P/E rangering utenfor porteføljen på det tidspunktet den ble dannet erstatte selskapet. Dette gjøres for å unngå at det blir veldig få selskaper i utvalget som danner porteføljen hvis flere av disse hendelsene skulle inntreffe samme år. Man bevarer dermed noe av diversifiseringseffekten og begrenser volatiliteten i porteføljen, noe som er ønskelig med tanke på Sharpe ratio. Porteføljen er likt vektet, slik at hver posisjon utgjør 1/10 del.

3.2 Beregning av porteføljeavkastning

Logaritmisk avkastning for den likt vektete porteføljen beregnes etter formel (1) basert på Panna (2017):

$$\ln \left(\sum_{i=1}^{10} w_{t-1} e^{R_{t,i}^L} \right) \quad (1)$$

e denoterer eksponensialfunksjonen av den logaritmiske avkastningen R_L i måned t for aksje i . Siden porteføljen er likt vektet ($w = 0,1$) er dette matematisk det samme som å dele på 10 istedenfor å gange med 0,1. Dette er et poeng fordi denne operasjonen brukes av praktiske hensyn i den vedlagt R-koden (vedlegg 1). Den totale kumulative avkastningen til porteføljen og hovedindeksen beregnes videre ved å summere de logaritmiske avkastningene gjennom perioden.

For å gi en mer intuitiv tolking av resultatene brukes enkle avkastninger på de risikojusterte meravkastningsmålene (*simple returns*). Det originale datasettet blir derfor tatt over på enkel form hvor enkle avkastninger på alle faktorer, risikofri rente og selskaper blir beregnet. Dette er en rett fram operasjon hvor enkel avkastning = $\exp(\text{logaritmisk avkastning}) - 1$. Nye avkastninger på den likt vektete porteføljen blir deretter beregnet etter formel (2) basert på Panna (2017):

$$\sum_{i=1}^{10} w_{t-1} R_{t,i}^S \quad (2)$$

Porteføljeavkastningen blir følgelig den vektete summen av de enkle avkastningene R_S til selskapene i porteføljen. Igjen tilsvarende å gange med 0,1 det samme som å dele på 10 for en likt vektet portefølje.

I praksis vil man også måtte ta høyde for transaksjonskostnader i beregningen. Ettersom faktoravkastningene i modellen ikke inkluderer dette vil det bli feil å trekke fra slike kostnader da de sannsynligvis vil være tilsvarende. Det er heller ikke betydelige kostnader tilknyttet informasjonsinnhenting og læring ettersom porteføljen kun følger en automatisert kvantitativ strategi. Det forutsettes også at direkteavkastningen i porteføljen ikke er forskjellig fra OSEBX slik at det ikke påløper ekstrakostnader ved beskatning av utbytte.

3.3 Måling av Ytelse

Ytelsen til porteføljen vil først illustreres grafisk mot hovedindeksen på et absolutt nivå. For å kunne avgjøre risikostjustert meravkastning og dermed besvare forskningsspørsmålet, vil flere mål og tester anvendes.

3.3.1 Pástor Stambaugh 5-faktormodell

Den viktigste metoden vil være alfa-testen ved bruk av en Pástor Stambaugh 5-faktormodell, hvor man justerer for de mest kjente risikofaktorene og kortsiktig momentum. Den økonomiske modellen er presentert i ligning (3):

$$Rp_t - Rf_t = \alpha + \beta_t[Rm_t - Rf_t] + s_tSMB + h_tHML + m_tMOM + l_tLIQ + e_t \quad (3)$$

Den avhengige variabelen er avkastningen til porteføljen minus risikofri rente, altså avkastning utover risikofri rente. De uavhengige variablene er markedsrisikopremien fra kapitalverdimodellen til Jensen (1968), Fama og French (1993) faktorene SMB og HML, Carhart (1997) faktoren momentum, i tillegg til likviditetsfaktoren til Pástor og Stambaugh (2003). Selve regresjonsmodellen estimeres ved hjelp av minste kvadraters metode (OLS) og en lineær spesifisering. Forutsetningene (MR1-MR5) for multippel regresjonsanalyse følger av Hill, Griffiths og Lim (2018, s. 203). Denne oppgaven ønsker å gjøre estimering i henhold til klassisk finanst teori, andre funksjonsformer i modellspesifikasjonen blir dermed ikke testet ettersom kapitalverdimodellen antar en lineær sammenheng mellom risiko og avkastning. Regresjonsanalysen og den nødvendige programmeringen blir gjennomført ved hjelp av den statistiske programvaren R. Dette er det foretrukne verktøyet i fagene som utgjør min hovedprofil på masternivå, samtidig som det er meget godt egnet for statistiske analyser. En statistisk signifikans på 5 % nivå vil kreves fra den utførte t-testen.

3.3.2 Sharpe Ratio og Information Ratio

I tillegg til alfa-testen vil Sharpe ratio og information ratio benyttes. Sharpe ratio vil beregnes for P/E porteføljen og for hovedindeksen, hvor den med høyeste verdi vil ha den høyeste avkastningen utover risikofri rente, per enhet risiko som målt i standardavvik. Sharpe ratio for porteføljen er uttrykt i formel (4) etter Sharpe (1966).

$$SR_p = \frac{R_p - r_f}{\sigma_p} \quad (4)$$

I bruk av information ratio vil porteføljens avkastning også bli målt direkte mot hovedindeksen, diskontert med differansen i risiko (Goodwin, 1998). En positiv information ratio i dette tilfelle vil indikere meravkastning i P/E porteføljen, og motsatt. Det nyttige med målet er at det tillater en evaluering av porteføljen relativt til andre porteføljer som bruker andre referanseindekser. Information ratio for porteføljen er vist i formel (5).

$$IR_p = \frac{(R_p - R_{OSEBX})}{\sigma(R_p - R_{OSEBX})} \quad (5)$$

4 Data

Datainnsamlingen er gjort fra databasen TITLON som er utarbeidet i et samarbeid mellom Universiteter og Høgskoler i Norge. Den inneholder detaljerte data på selskaper, fond, obligasjoner og andre derivater (TITLON, 2020). Databasen gir dermed den grunnleggende informasjonen som behøves for å besvare forskningsspørsmålet. I motsetning til Yahoo Finance er prisene i TITLON justert for både spesielle selskapshendelser og utbytte. Dette gjør det enklere å sammenligne avkastningen med OSEBX som også er utbyttejustert. I databasen er risikofri rente og faktorene som er nødvendig for å beregne risikojustert avkastning også tilgjengelige. Alle som er tilknyttet en høyere utdanningsinstitusjon i Norge kan laste ned disse dataene gratis, enten direkte eller på forespørsel. Alle avkastningene i databasen er i utgangspunktet beregnet logaritmisk. Vedlagt ligger SQL-koden som er brukt til å laste ned ønskelig data for denne oppgaven (vedlegg 2).

Den risikofrie renten i databasen er todelt. Før oktober 2011 brukes pengemarkedsrenten, 3 måneders NIBOR (Norwegian Interbank offered Rate). Denne renten er indikativ og blir beregnet som et gjennomsnitt av hva seks store norske banker vil kreve i rente på usikrede lån til andre banker (Oslo Børs, 2020). Fra oktober 2011 og utover brukes NOWA renten (Norwegian Overnight Weighted Average). Dette er renten på usikrede *over-natten* lån i det norske bankmarkedet og er beregnet på bakgrunn av faktiske transaksjoner (Norges bank, 2020). For å få en rente som er konsistent gjennom utvalget, samtidig som den har lavest mulig risiko og er tilgjengelig for alle investorer i markedet, blir modellen også beregnet med statsobligasjonsindeksen 0.25 (ST1X). Dette er den effektive renten på statskasseveksler med

3 måneders løpetid. En slik rente er også mer konsistent med metoden til Fama og French (1993) som bruker 1 måneders statskasseveksler.

TITLON inneholder også regnskapsdata som er nødvendig for beregning av P/E multiplikatoren. Disse regnskapsdataene er begrenset bakover til 1999, noe som dermed også begrenser perioden som studeres. Multiplikatoren er beregnet som selskapets markedsverdi ved porteføljedannelse delt på resultat etter skatt foregående år. I databasen er det ikke fullstendige regnskapsdata på alle selskaper i OSEBX, noe som gjør at det ikke kan beregnes P/E for alle. Andel selskaper med regnskapsdata i er beskrevet i Tabell 1.

Tabell 1: Beskrivelse av andel selskaper med regnskapsdata i TITLON

Antall OSEBX er det gjennomsnittlige antall selskaper i perioden som inngår i Hovedindeksen på Oslo Børs (OSEBX). Antall P/E data er det gjennomsnittlige antall selskaper i perioden som har regnskapsdata tilgjengelig for beregning av Price Earnings ratio (P/E). Prosentandelen angir hvor mange prosent av selskapene som har regnskapsdata i perioden, regnet gjennomsnittlig.

Periode	Antall OSEBX	Antall P/E data	Prosentandel
1999-2019	61,8	46,9	76 %
1999-2007	64,1	42,2	66 %
2007-2019	60,1	50,4	84 %

Som Tabell 1 viser for perioden 1999-2019 er det i gjennomsnitt P/E data på 76 % av selskapene. I 2004 er det regnskapsdata på 38 % av selskapene på OSEBX, dette er det eneste året hvor det er regnskapsdata på under 58 % av selskapene. Databasen er mer utfyllende i andre del av utvalget hvor 84 % av selskapene har regnskapsdata mot 66 % i første del. Dette er naturligvis ikke perfekt, men vurderes som tilstrekkelig for å fange opp effekten fra utvalget. Sammenligner man med Fama og French (1993) faktoren *small minus big* deles selskapene kun opp i to porteføljer, en liten og en stor rundt median størrelsen. Det er svært sannsynlig at de 10 billigste selskapene i porteføljen vil være i den billige delen av en todelt skala.

Rådata som er lastet ned fra TITLON behandles hovedsakelig i den statistiske programvaren R. Noen få beregninger er gjort i Excel. Noen hovedoperasjoner innebærer å slette alle B-aksjer og dobbeltregistreringer. For detaljert beskrivelse av prosessen se den vedlagte R-koden (vedlegg 1).

4.1 Faktoravkastninger i TITLON

Faktoravkastningene inkluderer utbytte og kapitalgevinster på samme måte som TITLON-avkastninger på aksjer. De inkluderer ikke transaksjonskostnader og er alle basert på aksjene inkludert i hovedindeksen (OSEBX).

For å danne SMB faktoren blir aksjene først sortert etter bokført egenkapital målt mot markedsverdi (B/M). Sorteringen gjøres etter den bokførte egenkapitalen og markedsverdi ved årsslutt foregående år. Deretter blir aksjene delt inn i tre porteføljer hvor grensen går ved 30 percentilen og 70 percentilen. De som har lav B/M er karakterisert som vekstaksjer, de med høy B/M er karakterisert som verdiaksjer og de mellom 30 og 70 percentilen er nøytrale. Aksjene i porteføljene er vektet etter markedsverdien (Fama og French, 1993). De blir så sortert etter størrelse målt i markedsverdi og splittet opp i to utvalg, et for de under median markedsverdi, og et for de over. Det er dermed seks porteføljer; de mindre selskapene fordelt i tre porteføljer (vekst, nøytral og verdi), og de større selskapene fordelt på tre porteføljer (vekst, nøytral og verdi).

SMB faktoren blir så kalkulert som den gjennomsnittlige avkastningen fra en likt vektet portefølje mellom de seks konstruerte porteføljene. Mer spesifikt er SMB faktoren differansen i avkastning mellom de små og de store som vist i formel (6) (French, 2020a):

$$SMB = \frac{1}{3} (Liten\ verdi + Liten\ nøytral + Liten\ vekst) - \frac{1}{3} (Stor\ verdi + Stor\ nøytral + Stor\ vekst) \quad (6)$$

HML faktoren blir konstruert som den gjennomsnittlige avkastningen til en likt vektet portefølje der de nøytrale blir utelatt. Denne verdifaktoren er uttrykt som differansen i avkastningen til verdiaksjer og vekstaksjer, eller mer spesifikt som illustrert i formel (7) (French, 2020a):

$$HML = \frac{1}{2}(Liten\ verdi + Stor\ verdi) - \frac{1}{2}(Liten\ vekst + Stor\ vekst) \quad (7)$$

Momentumfaktoren blir beregnet etter beskrivelse av French (2020b). Porteføljen som dannes i slutten av måned $t-1$ utgjør porteføljen i en måned (t) før den sorteres etter samme kriterier og rulleres videre. For å identifisere momentum beregnes avkastning for de siste 11 månedene før porteføljedannelse (fra $t-12$ til $t-2$) på alle selskaper med kursdata i perioden. Deretter rangeres aksjene og deles inn i tre porteføljer begrenset av 30 og 70 percentilen målt på avkastning. De aksjene over 70 percentilen har høyest avkastning og blir dermed definert som høy-momentum aksjer, mens de under 30 percentilen har lavest momentum. I dette tilfellet blir det også beregnet to porteføljer basert på størrelse omkring medianen på OSEBX. Nøytralt momentum blir utelatt. Faktoren blir dermed definert som differansen i gjennomsnittlig avkastning hos høy- og lav-momentum aksjer etter French (2020b) som vist i formel (8):

$$MOM = \frac{1}{2}(Liten\ høymom + Stor\ høymom) - \frac{1}{2}(Liten\ lavmom + Stor\ lavmom) \quad (8)$$

For å danne et mål på likviditet blir det på samme måte som i Pástor og Stambaugh (2003) anvendt en regresjonsmodell hvor avkastningen (r) i $t+1$ for aksje i , er avhengig av avkastningen i t og handelsvolumet v multiplisert med avkastningen utover hovedindeksen ($r_{i,t}^e$). Modellen er uttrykt som formel (9):

$$r_{i,t+1} = \theta_i + \phi_{i,t}r_{i,t} + \gamma_{i,t}(r_{i,t}^e) \cdot v_{i,t} + e_{t+1} \quad (9)$$

Koeffisienten γ blir her likviditetsbetaen som beskriver sammenhengen mellom handelsvolumet og avkastningen. Ettersom en likvid aksjes avkastning ikke skal være avhengig av handelsvolumet, kan selskapene nå rangeres etter denne koeffisienten. Likviditetsfaktoren blir så beregnet på lignende måte som HML faktoren til Fama og French (1993). I dette tilfellet blir aksjene på OSEBX sortert etter likviditet og delt inn i 3 porteføljer begrenset av 30 og 70 percentilen, samt 2 porteføljer rundt medianen sortert etter størrelse. Faktoren blir dermed differansen i avkastning mellom de 30 % mest illikvide og 30 % mest likvide selskapene, hvor de nøytrale utelates som vist i formel (10):

$$LIQ = \frac{1}{2}(Stor\ illikvid + Liten\ illikvid) - \frac{1}{2}(Stor\ likvid + Liten\ likvid) \quad (10)$$

4.2 Deskriptiv statistikk

Datamaterialet vil første beskrives for hele utvalget, deretter vil perioden deles opp i to, en periode før finanskrisen og en derfra og ut. Finanskrisen blir ofte omtrentlig definert i perioden 2007-2009, hvor de første problemene begynte å vise seg i august 2007 (Flannery, Kwan & Nimalendran, 2013). Underperiode 1 blir derfor satt fra 1999:3 til 2007:7 som tilsvarer de 105 første månedene, mens underperiode 2 blir satt fra 2007:8 til 2019:2 som tilsvarer de påfølgende 135 månedene. Seksjonen presenterer P/E porteføljen i detalj for hovedperioden i tillegg til alle variablene som inngår i modellen, for underperiodene presenteres variablene. Alle tallene er rundet av til 4 desimaler hvis ikke annet er presisert.

4.2.1 Hovedperiode

Den deskriptive statistikken gjelder alle de 240 månedlige observasjonene i perioden fra mars 1999 til og med februar 2019 på P/E porteføljen, og alle variablene som inngår i modellen. Alle avkastninger er fulltallige, med unntak av en manglende observasjon i HML porteføljen. Den tilhørende rekken i datasettet slettes automatisk i regresjonen og ved beregning av deskriptiv statistikk.

Tabell 2: Enkle avkastninger portefølje i perioden 1999:3 til 2019:2

Porteføljen dannes 1. mars av de 10 selskapene med lavest P/E ratio på OSEBX. Porteføljen rulleres etter de samme kriteriene ett år senere.

Portef.	N	Min	Median	Gj.snitt	Maks	St. avvik	Skewness	Kurtose
P/E	240	-0,2848	0,0111	0,0106	0,2213	0,0674	-0,3895	2,5332

Som Tabell 2 viser er den gjennomsnittlige månedlige avkastningen 1,06 %, noe som er under medianen på 1,11 %. Dette forteller at det er flere verdier over den gjennomsnittlige avkastningen enn under og at avkastningene ikke er symmetriske. Samtidig er den mest negative avkastningen på -28,47 % mens den mest positive er på 22,13 %. Det er altså flere verdier over gjennomsnittet, men det finnes en mer ekstrem observasjon på den negative

siden. Dette støttes av en negativ skewness på $-0,39$ som indikerer at det er flere ekstreme observasjoner på venstresiden av fordelingen.

Den store variasjonen i observasjonene illustreres også av et månedlig standardavvik på $6,78\%$. Det finnes dermed både positive og negative avkastninger som er mer enn tre standardavvik unna gjennomsnittet, såkalt 3-sigma observasjoner. Forholdet mellom disse kan indikere noe om nedsiderisikoen i porteføljer basert på større utvalg (Bodie et al., 2018). Nærmere undersøkelser finner imidlertid to av hver. Fordelingen av 2- og 1-sigma avkastninger er også relativt jevnt fordelt, med noen flere positive 1-sigma avkastninger. Det finnes dermed ikke indikasjoner på nedsiderisiko basert på fordelingen i avkastningene.

En kurtose på $2,53$ kan indikere at avkastningene ikke er normalfordelte, noe som også støttes av en skewness som er forskjellig fra null (Hill et al., 2018). En kurtose under 3 tyder på at det er flere observasjoner nærmere gjennomsnittet enn det som finnes i en normalfordeling, slik at halene i fordelingen blir tynnere

Tabell 3: Deskriptiv statistikk alle variabler hovedperiode

Tabellen viser de enkle månedlige avkastningene for alle porteføljevariablene i hovedperioden (1999:3 – 2019:2). Denotasjonene følger av variablene i ligning 3. En observasjon mangler i HML porteføljen.

Portefølje	N	Min	Median	Gj.snitt	Maks	St. avvik
Rp-Rf	240	-0,2910	0,0086	0,0077	0,2194	0,0677
Rm-Rf	240	-0,2467	0,0134	0,0067	0,1729	0,0580
SMB	240	-0,1427	0,0065	0,0064	0,1582	0,0438
HML	239	-0,2639	-0,0036	0,0044	0,2837	0,0713
MOM	240	-0,2308	0,0093	0,0093	0,1837	0,0545
LIQ	240	-0,1226	0,0059	0,0066	0,2724	0,0498

Som Tabell 3 viser har porteføljen en høyere gjennomsnittlig avkastning utover risikofri rente sammenlignet med hovedindeksen, men lavere median. Alle faktorporteføljene har en positiv gjennomsnittlig avkastning på mellom 0,44 og 0,93 % i måneden. Dette antyder at meravkastning tilknyttet kjente risikofaktorer og kortsiktig momentum som kartlagt på amerikanske børldata, også er tilstede på Oslo Børs. Samtidig har verdifaktoren HML negativ median avkastning, noe som viser at den har flere negative enn positive verdier. HML har følgelig også den laveste gjennomsnittlige avkastningen, mens momentumfaktoren har den høyeste. SMB faktoren har lavest volatilitet målt i standardavvik, mens HML faktoren har høyest. Det er ingen ekstreme outliers i datasettet som kan påvirke analysene på en unaturlig måte.

4.2.2 Underperioder

Deskriptiv statistikk på underperiode 1 er presentert i Tabell 4.

Tabell 4: Deskriptiv statistikk alle variabler underperiode 1

Tabellen viser de enkle månedlige avkastningene for alle porteføljevariablene i underperiode 1 (1999:3 – 2007:7). Denotasjonene følger av variablene i ligning 3. En observasjon mangler i HML porteføljen.

Portefølje	N	Min	Median	Gj.snitt	Maks	St. avvik
Rp-Rf	105	-0,1584	0,0195	0,0161	0,1801	0,0626
Rm-Rf	105	-0,1803	0,0191	0,0097	0,1384	0,0589
SMB	105	-0,0838	0,0036	0,0060	0,1582	0,0428
HML	104	-0,2629	0,0071	0,0089	0,2837	0,0793
MOM	105	-0,2308	0,0123	0,0106	0,1837	0,0588
LIQ	105	-0,1226	0,0123	0,0101	0,2724	0,0598

Som Tabell 4 viser er gjennomsnittlig avkastning utover risikofri rente for porteføljen betydelig høyere enn hovedindeksen med 1,611 % mot 0,97 %, samtidig som medianen er tilsvarende. I denne underperioden har HML faktorporteføljen høyere avkastning enn SMB, og nærmere MOM og LIQ enn under hele perioden. HML har også positiv medianverdi.

Tabell 5: Deskriptiv statistikk alle variabler underperiode 2

Tabellen viser de enkle månedlige avkastningene for alle porteføljevariablene i underperiode 2 (2007:8 – 2019:2). Denotasjonene følger av variablene i ligning 3. Ingen observasjoner i perioden mangler.

Portefølje	N	Min	Median	Gj.snitt	Maks	St. avvik
Rp-Rf	135	-0,2910	0,0067	0,0012	0,2194	0,0710
Rm-Rf	135	-0,2467	0,0099	0,0043	0,1728	0,0574
SMB	135	-0,1427	0,0085	0,0066	0,1408	0,0448
HML	135	-0,1615	-0,0062	0,0009	0,2254	0,0646
MOM	135	-0,1382	0,0061	0,0084	0,1455	0,0511
LIQ	135	-0,0770	0,0018	0,0039	0,1425	0,0404

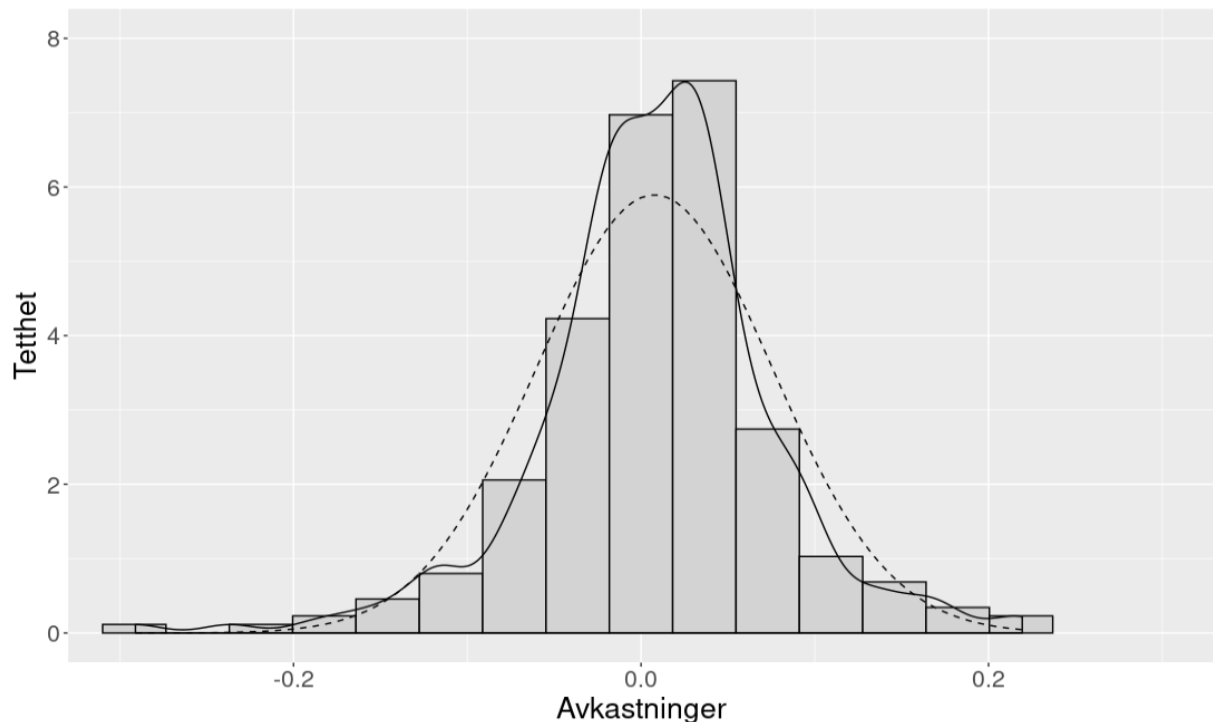
Som Tabell 5 viser er gjennomsnittlig avkastning utover risikofri rente for hovedindeksen høyere enn P/E porteføljen med 0,43 % mot 0,12 %, samtidig som medianen også er høyere. I denne perioden har HML faktorporteføljen klart lavest gjennomsnittlig avkastning av de uavhengige variablene. Median avkastningen til HML er også negativ.

4.3 Diagnostiske tester

De diagnostiske testene gjennomføres først på hovedperioden, deretter på de to underperiodene.

4.3.1 Normalitet i meravkastningen

Bodie et al. (2018) presiserer at normalitet i meravkastningene er viktig for at standardavvik skal være et komplett mål på risiko. Dette vil igjen bestemme om Sharpe ratio vil være et presist mål på porteføljeytelsen. Det gjøres derfor analyser for å kartlegge om meravkastningene har tilsvarende karakteristikker som de enkle avkastningene. Figur 1 illustrerer disse grafisk:



Figur 1: Histogram av månedlige avkastninger utover risikofri rente.

Den svarte kurven er tetthetsfunksjonen for avkastningene, mens den stiplede kurven er normalfordelingen gitt gjennomsnitt og standardavvik i utvalget.

Som histogrammet i Figur 1 viser er søylene sortert på en måte som kan likne en klokkeformet normalfordeling. Tetthetsfunksjonen til avkastningene sammenfaller likevel ikke med den normalfordelte kurven. Skewness blir beregnet til $-0,42$ og kurtose til $2,58$. Disse meravkastningene har mange observasjoner rundt gjennomsnittet, som gir en smalere fordeling. For å formelt teste om avkastningene er normalfordelte utføres en Shapiro-Wilk test. Resultatene fra begge testen avslår nullhypotesen om normalitet med en p-verdi på $4,507 \cdot 10^{-6}$.

4.3.2 Faktorkorrelasjon og Multikollinearitet

For å undersøke om de uavhengige variablene varierer uavhengig av hverandre, sjekkes først faktorkorrelasjonen. Korrelasjonskoeffisienten kan ta alle tall mellom -1 og 1, hvor -1 illustrerer et perfekt negativt forhold mellom variablene, 0 et helt uavhengig forhold, og 1 et perfekt positivt forhold. Koeffisienten beregnes med følgende Formel (11):

$$\rho_{x,y} = \frac{cov(x,y)}{\sigma_x\sigma_y} \quad (11)$$

I Formel 11 er $cov(x,y)$ kovariansen i avkastningene til portefølje x og y, mens nevneren er de tilhørende standardavvikene multiplisert med hverandre. Resultatene fra korrelasjonsmatrisen er presentert i Tabell 6:

Tabell 6: Korrelasjonskoeffisienter til månedlige faktoravkastninger

Korrelasjonskoeffisientene er rundet av til 3 desimaler.

	Rm-Rf	SMB	HML	MOM	LIQ
Rm-Rf	1				
SMB	-0,061	1			
HML	0,108	-0,088	1		
MOM	-0,229	0,132	-0,084	1	
LIQ	-0,222	0,004	0,002	0,041	1

Som Tabell 6 viser har alle faktorene relativt lav korrelasjon i intervallet -0,23 til 0,13.

Likvidtetsfaktoren er i denne perioden tilnærmet helt uavhengig SMB faktoren. I hvilken grad korrelasjonene er betydningsfulle undersøkes nærmere i en varians inflasjonstest (VIF test).

Denne testen gir et mål på hvor mye *multikollinearitet* som finnes i analysen. Multikollinearitet beskriver i hvilken grad variansen i en uavhengig variabel kan forklares av variasjonen i de andre variablene i en multiplert regresjon. Dette er naturlig å teste siden en viktig forutsetning

(MR5) i minste kvadraters metode er at forklaringsvariablene ikke er lineære funksjoner av de andre (Hill et al., 2018).

Hvis det er høy grad av kollinearitet mellom to variabler, vil variansen til den estimerte regresjonskoeffisienten øke. Dette gir et upresist og bredt estimat på koeffisienten, noe som igjen gjør det vanskelig å forkaste en nullhypotese (Hill et al., 2018). Hovedformålet med denne oppgaven er ikke å fastsette estimat på risikofaktorer i modellen, men det er interessant å vite om de har statistisk signifikant påvirkning på avkastningen i porteføljen. Samtidig er det hensiktsmessig å sikre at hver faktor er relevant i modellen i form av et uavhengig bidrag til avkastningen. VIF verdiene beregnes etter følgende formel (12):

$$VIF = \frac{1}{1-R^2} \quad (12)$$

I formel 12 vil R^2 i denne sammenheng fastsette hvor mye av variasjonen i en avhengig variabel, som er forklart av variasjonen i de andre variablene. En høy R^2 vil altså gi en høy VIF verdi. Det er noe uenighet om hvor høy en akseptabel VIF verdi kan være, men nedre del av intervallet synes å være 3 (Lindner, Puck & Verbeke, 2019). Resultatene fra testen på de avhengige variablene er presentert i Tabell 7.

Tabell 7: VIF verdier Pástor Stambaugh 5-faktormodell

VIF verdiene er rundet av til 3 desimaler.

Rm-Rf	SMB	HML	MOM	LIQ
1,118	1,024	1,022	1,072	1,053

Tabell 7 viser at alle variablene har en verdi mellom 1,02 og 1,12, noe som er meget lavt. Lav korrelasjon mellom faktorene og lave verdier i VIF testen tyder på at disse avkastningene er forklart av forskjellige risikofaktorer og momentum på Oslo Børs, samtidig som regresjonskoeffisientene er estimert mer presist enn om VIF verdiene var høye.

4.3.3 Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet omhandler tilfeller hvor feilleddene i regresjonen er enten økende eller avtagende, variansen er altså ikke konstant (Hill et al., 2018). Dette bryter med en av forutsetningene i OLS (MR 3). Et problem med heteroskedastisitet er at standardfeilene blir feilkalkulert. Dette gjør at konfidensintervall og hypotesetesting ved bruk av disse feilleddene kan gi feilaktige konklusjoner. Hvis det er heteroskedastisitet i regresjonsmodellen vil OLS ifølge Hill et al. (2018) ikke være den beste lineære og objektive estimatoren (*BLUE*). I det tilfellet vil man kunne løse problemet med å anvende robuste standardfeil gjennom en *White heteroskedasticity-consistent estimator*, dette vil gi korrekte estimater for OLS variansen.

For å undersøke om variasjonen i feilleddene er konstant utføres en Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet på de kvadrerte feilleddene. Testen kan ikke forkaste nullhypotesen om konstant varians med et 5 % signifikansnivå (p-verdi 0,08). Som konsekvens er minste kvadraters metode den beste lineære og objektive estimatoren, men ikke på 10 % nivå.

4.3.4 Seriekorrelasjon

Seriekorrelasjon, eller *autokorrelasjon* finnes hvis feilleddene i regresjonen er korrelerte over tid (Hill et al., 2018). Dette bryter med forutsetningen om ikke-korrelerte feilledd i multiple regresjonsanalyser (MR 4). Feilleddene representerer avstanden mellom den predikerte og den faktiske verdien til den avhengige variabelen. Hvis denne avstanden følger et mønster betyr det at det kan finnes en bedre modell for å predikere variabelen. Et problem med positiv seriekorrelasjon er små standardfeil og inflaterte t-verdier, noe som kan lede til feilaktig forkasting av nullhypoteser (Halcoussis, 2005).

Den vanligste formen for seriekorrelasjon er første ordens autokorrelasjon, AR(1), hvor feilleddet i periode t er påvirket av feilleddet i periode $t-1$ (Halcoussis, 2005). For å teste om det finnes AR (1) i modellen anvendes en Breusch-Godfrey test for seriekorrelasjon. Testen kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-korrelerte feilledd på et 5 % nivå ettersom p-verdien er 0,28. Det er dermed ikke seriekorrelasjon av typen AR (1) i regresjonen, noe som øker troverdigheten til t-testene.

4.3.5 Oppsummering av diagnostiske tester

Testene som anvendes for å analysere datamaterialet og modellen er oppsummert i Tabell 8:

Tabell 8: Oppsummering av diagnostiske tester hovedperiode

Test	Fenomen	Angår antakelse	I konflikt?
VIF test	Multikollinearitet	MR 5	Nei
Breusch-Godfrey	Seriekorrelasjon	MR 4	Nei
Breusch-Pagan	Heteroskedastisitet	MR 3	Nei
Shapiro-Wilk	Normalitet i meravkastning	Standardavvik som komplett mål på risiko	Ja

Som Tabell 8 viser er det ingen betydningsfull korrelasjon eller multikollinearitet mellom variablene i modellen. Minste kvadraters metode er den beste lineære og objektive estimatoren på et 5 % signifikansnivå, og det finnes ingen indikasjoner på feil-estimerte t-verdier. Dette gjør at det er mindre sannsynlighet for type 1 feil, hvor man forkaster nullhypotesen gitt at den er sann. Dermed er det mindre sannsynlig å feilaktig konkludere med en statistisk signifikant alfa. Samtidig viser Shapiro-Wilk testen ikke-normalitet i meravkastningene, noe som gjør at resultatene fra Sharpe Ratio testene bør vektlegges forsiktig.

4.3.6 Diagnostiske tester på underperioder

Tabell 9: Oppsummering av diagnostiske tester underperioder

P1 denoterer underperiode 1, P2 denoterer underperiode 2.

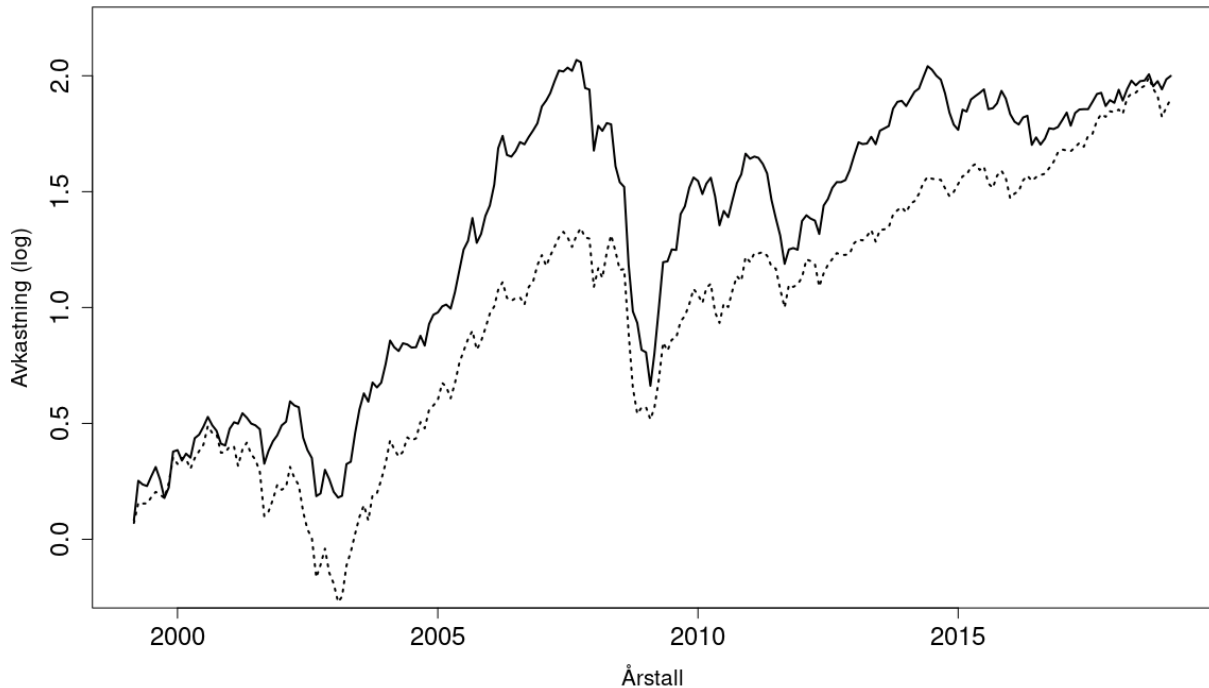
Test	Fenomen	Angår antakelse	P1 i konflikt	P2 i konflikt
VIF test	Multikollinearitet	MR 5	Nei	Nei
Breusch-Godfrey	Seriekorrelasjon	MR 4	Nei	Nei
Breusch-Pagan	Heteroskedastisitet	MR 3	Ja	Ja
Shapiro-Wilk	Normalitet i meravkastning	Sigma komplett risikomål	Nei	Nei

Tabell 9 viser til forskjell fra hovedperioden at Shapiro-Wilk testen finner normalitet i meravkastningene i begge underperiodene, noe som betyr at Sharpe ratio er en god tilnærming som mål på risikojustert meravkastning. Samtidig forkaster Breusch-Pagan testen nullhypotesen om konstant variasjon på 5 % nivå, det er dermed statistisk signifikant heteroskedastisitet i feilleddene. Som konsekvens er OLS ikke beste lineære og objektive estimator. Ettersom underperiodene har heteroskedastisitet på 5 % nivå, og hovedperioden på 10 % nivå utføres alle regresjonsanalysene med robuste standardfeil.

5 Resultater

5.1 Absolutt avkastning

Den absolutte avkastningen er illustrert grafisk i Figur 2:



Figur 2: Absolutt logaritmisk avkastning portefølje og hovedindeks hovedperiode.

Den heltrukne kurven illustrerer den kumulative avkastningen til P/E porteføljen fra 1999:3 til 2019:2, den stiplede illustrerer hovedindeksen i samme tidsrom.

Som Figur 2 viser oppnår porteføljen høyere avkastningen enn hovedindeksen på et absolutt nivå gjennom hele perioden til utvalget, fra mars 1999 til og med februar 2019. En investor som hadde startet i mars 99 og fulgt strategien, ville også oppnådd meravkastning uavhengig av tidspunkt for salg, da den heltrukne kurven alltid er over den stiplede. Porteføljen hadde høy avkastning i årene fra 2003 til 2007, hvor den på toppunktet hadde høyere avkastning enn ved slutten av utvalget over ti år senere. Det kan også observeres at selskapene som utgjorde porteføljen under finanskrisen, falt dramatisk mer enn hovedindeksen. Avkastningene brytes opp og er presentert mer detaljert i Tabell 10:

Tabell 10: Absolutte avkastninger hele perioden

Den logaritmiske avkastningen er beregnet ved å summere de månedlige logaritmiske avkastningene. Årlig avkastning er det geometriske gjennomsnittet av den totale avkastningen. For detaljer tilknyttet beregningen se R-kode (vedlegg 1).

	Logaritmisk avkastning	Total avkastning	Årlig avkastning
P/E portefølje	1,999	638 %	9,71 %
Hovedindeksen	1,900	568 %	9,08 %

De logaritmiske avkastningene i Tabell 10 tilsvarer sluttverdiene i figur 2. Dette utgjør en total avkastning på henholdsvis 638 % og 568 %, en forskjell på 70 prosentpoeng. På årlig nivå er porteføljens avkastning 9,71 %, 20 år på rad for porteføljen. Hovedindeksen oppnår til sammenligning 0,63 prosentpoeng lavere avkastning hvert år.

5.2 Risikojustert avkastning

For å besvare forskningsspørsmålet om risikojustert meravkastning presenteres resultatene fra alfatesten i Tabell 11 i tillegg til Sharpe og Informasjonsratioene i Tabell 12. Hovedresultatet er for hele perioden, mens delperiodene illustrerer om resultatene kan være annerledes for forskjellige perioder.

Tabell 11: Regresjonsutskrift Pástor Stambaugh 5-faktormodell

Tabellen viser koeffisientestimaterne til regresjonen for de tre periodene. Standardfeil er uttrykt i parentes. Notasjon av p-verdier: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Alle modellene er signifikante på 1 % nivå uttrykt ved F-test verdien. En rekke er slettet i hovedperioden og underperiode 1 på grunn av en manglende observasjon i *high minus low* porteføljen.

	Hovedperiode	Underperiode 1	Underperiode 2
Alfa	0,003 (0,002)	0,009** (0,004)	-0,001 (0,003)
RM-RF	0,959*** (0,054)	0,859*** (0,067)	1,016*** (0,078)
SMB	-0,253*** (0,071)	-0,245*** (0,071)	-0,284*** (0,107)
HML	0,051 (0,037)	0,061 (0,046)	0,040 (0,062)
MOM	-0,028 (0,047)	0,026 (0,058)	-0,077 (0,074)
LIQ	0,036 (0,050)	-0,003 (0,056)	0,041 (0,096)
Observasjoner	239	104	135
R ₂	0,731	0,739	0,741
Justert R ₂	0,725	0,726	0,731
St.feil residual	0,036 (df = 233)	0,033 (df = 98)	0,037 (df = 129)
F-test	95,1***(df =5;233)	70,55***(df =5;98)	55***(df=5;129)

De signifikante F-test verdiene som finnes for alle modellene i Tabell 11 indikerer at variablene øker forklaringskraften utover konstantleddet. Den justerte R₂ er i intervallet 0,725 – 0,731, som indikerer at modellene passer dataen godt og har god forklaringsgrad. I hovedperioden er 72,5 % av variasjonen i den avhengige variabelen forklart av variasjonen i de uavhengige variablene. Ettersom den avhengige variabelen er avkastning utover risikofri

rente, betyr det at 72,5 % av variasjonen i meravkastningene er forklart av variasjonen i avkastningen til faktorporteføljene. Konstantleddet, eller alfa – er ikke statistisk signifikant forskjellig fra 0, hverken på 5 eller 10 % nivå. Porteføljen oppnår altså ikke avkastning utover det som er forklart av risikofaktorer og momentum i det norske aksjemarkedet i perioden 1999:3 – 2019:2.

Betaestimatet på 0,959 indikerer at porteføljen har en høy korrelasjon med markedsrisikoen. SMB faktorens koeffisientestimat er -0,253, avkastningen i P/E porteføljen kan altså ikke attribueres til eksponering mot relativt mindre selskaper. Momentumfaktorens punktestimat er negativt, men ikke i tilstrekkelig grad for å være signifikant. Det er naturlig at momentum ikke forklarer positiv avkastning i P/E porteføljen, ettersom selskaper som er billige målt på inntjening sannsynligvis har falt i perioden før porteføljeformasjon, og dermed kommer inn i porteføljen. Dette er i motsetning til momentumeffekten som fanger differansen mellom de som har steget mest og minst det siste året. HML faktorens punktestimat er også positivt, men ikke i tilstrekkelig grad for være signifikant. Avkastningen til verdiaksjer målt på inntjening, samvarierer dermed i liten grad med avkastningen til verdiaksjer målt på bokførte verdier. Likviditetsfaktoren er heller ikke signifikant.

I underperiode 1 har modellen et statistisk signifikant konstantledd, alfa er dermed forskjellig fra null. I denne perioden finnes det dermed meravkastning som ikke er forklart av risikofaktorer og momentum i det norske aksjemarkedet. Alfaverdien på 0,009 tilsvarer 0,9 % i gjennomsnittlig meravkastning hver måned, noe som er betydelig. Dette tilsvarer en annualisert meravkastning på 11,4 % i en periode på 8,5 år. *High minus Low*, momentum og likviditetsfaktoren er ikke signifikante for avkastningen til porteføljen. *Small minus Big* koeffisienten er igjen negativ, det er altså ikke en positiv *small firm effect*. Betaestimatet er 0,859, noe som gir en lavere systematisk risiko enn den brede markedsporteføljen. Likevel finnes det en betydelig meravkastning, som kan indikere at det er noe utenfor modellen som forklarer denne.

I underperiode 2 er betaestimatet på markedsrisikopremien 1,016, noe som viser at porteføljen er svært høyt korrelert med markedet. SMB faktoren er igjen statistisk signifikant og negativ, mens de andre faktorene og momentum ikke er statistisk signifikante. Alfaestimatet er ikke statistisk forskjellig fra 0. Det finnes dermed ikke avkastning i porteføljen utover det som er forklart av risikofaktorer og momentum i denne perioden.

Tabell 12: Sharpe og Information ratio alle perioder

Tabellen inneholder ytelsesmål og standardavvik for hovedperioden (1999:3 – 2019:2), underperiode 1 (1999:3 - 2007:7) og underperiode 2 (2007:8 – 2019:2). Tallene er enkle på månedlig basis, ikke logaritmiske.

Portefølje	Sharpe ratio (SR)	Information ratio (IR)	Standardavvik
P/E hovedperiode	0,1141	0,0271	0,0674
OSEBX	0,1159	-	0,0576
P/E underperiode 1	0,2592	0,1845	0,0621
OSEBX 1	0,1661	-	0,0584
P/E underperiode 2	0,0163	-0,0818	0,0705
OSEBX 2	0,0761	-	0,0570

Tidligere ble det fastslått at den absolutte avkastningen til porteføljen er høyere enn hovedindeksen, men som Tabell 12 viser er standardavviket lavere hos sistnevnte. Dette gir et bedre forhold mellom avkastning og risiko, med mindre svingninger. Som konsekvens har hovedindeksen en marginalt høyere Sharpe ratio enn porteføljen målt på månedsnivå. En positiv information ratio indikerer at porteføljen har generert verdi utover hovedindeksen, målt relativt til differansen i risiko mellom porteføljen og hovedindeksen. Denne vil imidlertid alltid være positiv ved absolutt meravkastning, og legges mindre vekt på i besvarelsen av forskningsspørsmålet.

I den første underperioden har porteføljen betydelig høyere Sharpe ratio enn hovedindeksen, og illustrerer dermed et bedre forhold mellom avkastning og risiko målt i standardavvik. Information ratio er også positiv, og betraktelig høyere i denne delperioden enn hele perioden sett under ett. Alle tre testene finner dermed risikojustert meravkastning i perioden 1999:3 til 2007:7.

I den andre underperioden har porteføljen lavere SR enn hovedindeksen. Den har altså lavere avkastning per enhet risiko som målt i standardavvik. Standardavviket er som i hele perioden,

og underperiode 1, noe høyere enn indeks. Porteføljen har en negativ IR som illustrerer at den har underprestert sammenlignet med hovedindeksen. Ingen av testene finner dermed risikojustert meravkastning i perioden under og etter finanskrisen.

5.3 Robusthet med alternative spesifikasjoner

For å undersøke graden av robusthet på resultatene gjennomføres alfatesten med forskjellige faktormodeller på hele perioden. Hvis andre modeller gir andre utfall, er resultatene mindre robuste. Gir andre modeller samme utfall, er resultatene mer robuste. Hovedperioden og de to underperiodene testes også med 3 måneders statskasseveksler som risikofri rente. Dette gjøres for å validere resultatene på samme måte som med faktormodellene.

5.3.1 Sammenligning av faktormodeller

I denne delen sammenlignes de fire faktormodellene i Tabell 13. Hovedfokus er på alfaledet og forklaringsgraden, samt eventuelle klare forskjeller.

Tabell 13: Regresjonsutskrift faktormodeller

Tabellen viser koeffisientestimaterne i regresjonen for hovedperioden (1999:3 – 2019:2) ved bruk av fire forskjellige faktormodeller. PS denoterer Pástor Stambaugh 5 – faktormodell som beskrevet i ligning (3). CAR denoterer Carhart (1997) 4 – faktormodell, FF denoterer Fama og French (1993) 3 – faktormodell og CAPM denoterer Jensen (1968) kapitalverdimodell. Standardfeil er uttrykt i parentes. Notasjon av p-verdier: *p<0,1 ; ** p<0,05; *** p<0,01. Alle modellene er signifikante på 1 % nivå uttrykt ved F-test verdien. En rekke er slettet på grunn av en manglende observasjon i *high minus low* porteføljen i regresjonen på flerfaktormodellene.

	PS	CAR	FF	CAPM
Alfa	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,001 (0,002)
RM-RF	0,959*** (0,054)	0,952*** (0,053)	0,958*** (0,050)	0,973*** (0,047)
SMB	-0,253*** (0,071)	-0,253*** (0,071)	-0,257*** (0,071)	
HML	0,051 (0,037)	0,052 (0,038)	0,053 (0,038)	
MOM	-0,028 (0,047)	-0,028 (0,048)		
LIQ	0,036 (0,050)			
Observasjoner	239	239	239	240
R ₂	0,731	0,731	0,730	0,696
Justert R ₂	0,725	0,726	0,727	0,694
St. Feil residual	0,036 (df = 233)	0,036 (df = 234)	0,035 (df = 235)	0,037 (df = 238)
F- test	95,1*** (df = 5; 233)	116,2*** (df = 4; 234)	151*** (df = 3; 235)	425*** (df = 1; 238)

Som Tabell 13 viser er konklusjonen rundt alfaestimatet den samme for alle de fire modellene. Det er ikke statistisk signifikant forskjellig fra 0, og det er dermed ikke risikostjustert meravkastning i perioden for noen av modellene. Kapitalverdimodellen forklarer alene omtrent 70 % av variasjonen i porteføljens avkastning utover risikofri rente. 3-faktormodellen har marginalt høyere justert R^2 enn 4 og 5-faktormodellen, dette kommer av at disse mister frihetsgrader ved inkludering av flere variabler. Koeffisientestimatene varierer svært lite mellom modellene, noe som tyder på robuste estimater og en modell som passer dataen godt. Modellen tvinger ikke fram merkelige verdier ved innføring av nye variabler. Samtidig er det få argumenter for å foretrekke 4 og 5-faktormodellen ovenfor den klassiske 3-faktormodellen, bortsett fra at de gir informasjon rundt de nye faktorenes påvirkning.

Punkttestimatet for alfa er lavere ved bruk av CAPM sammenlignet med flerfaktormodellene (0,001 vs. 0,003). Dette indikerer at kapitalverdimodellen ikke gir høyere alfaestimat enn flerfaktormodellene.

5.3.2 De tre periodene med annen risikofri rente

Resultatene ved bruk av 3 måneders statskasseveksel som risikofri rente i de tre periodene er presentert i Tabell 14. Hovedfokus er satt på alfaestimatet.

Tabell 14: Regresjonsutskrift med ny risikofri rente

Tabellen viser koeffisientestimatene i regresjonen ved bruk av Pástor Stambaugh 5 – faktormodell som beskrevet i ligning (3) og 3 mnd. statskasseveksel som risikofri rente. Standardfeil er uttrykt i parentes. Notasjon av p-verdier: *p<0,1 ; ** p<0,05; *** p<0,01. Alle modellene er signifikante på 1 % nivå uttrykt ved F-test verdien. En rekke er slettet i hovedperioden og underperiode 1 på grunn av en manglende observasjon i *high minus low* porteføljen.

	Hovedperiode	Underperiode 1	Underperiode 2
Alfa	0,002 (0,002)	0,008** (0,004)	-0,001 (0,003)
RM-RF	0,961*** (0,054)	0,859*** (0,067)	1,018*** (0,078)
SMB	-0,253*** (0,071)	-0,246*** (0,071)	-0,284*** (0,107)
HML	0,051 (0,037)	0,061 (0,045)	0,040 (0,062)
MOM	-0,027 (0,047)	0,027 (0,058)	-0,077 (0,074)
LIQ	0,037 (0,050)	-0,003 (0,055)	0,043 (0,097)
Observasjoner	239	104	135
R ₂	0,731	0,740	0,741
Justert R ₂	0,726	0,726	0,731
St. Feil residual	0,036 (df = 233)	0,033 (df = 98)	0,037 (df = 129)
F- test	95,05*** (df = 5; 233)	70,83*** (df = 5; 98)	55,16*** (df = 5; 129)

Resultatene fra Tabell 11 bekreftes i Tabell 14 hvor alfa finnes i den første underperioden, men uteblir i hovedperioden og underperiode 2. Signifikansnivået på alfaestimatet er uendret på 5 %. Punkttestimatet på 0,008 tilsvarer 0,8 % månedlig meravkastning, og er tilnærmet det

samme som i tabell 11 på 0,009. Forklaringsgraden er tilnærmet identisk som ved den opprinnelige renten og ingen av koeffisientestimatene endrer signifikansnivå. Dette øker graden av robusthet i resultatene.

6 Diskusjon og Konklusjon

6.1 Diskusjon

Tidligere studier som undersøker P/E effekten finner risikojustert meravkastning ved bruk av kapitalverdimodellen (Basu, 1977; Fluck et al., 1997; Lakonishok et al., 1994). Denne studien finner imidlertid ikke risikojustert meravkastning over hele perioden ved bruk av P/E strategien. Tidligere meravkastning kan dermed være et tegn på kapitalverdimodellens manglende evne til å fange opp risiko som foreslått av Fama og French (1992). Dette blir framholdt av Fama og French (1996) som viser at selskaper som er billige målt på inntjening, ikke har risikojustert meravkastning når man anvender flere risikofaktorer i modellen. Denne oppgaven finner i motsetning til Fama og French (1996) at SMB faktoren er negativ, i tillegg til at HML faktoren ikke bidrar signifikant til avkastningen i P/E porteføljen.

Samtidig finner blant annet Fama og French (1993) og Carhart (1997) at flerfaktormodeller gjør en bedre jobb enn CAPM i å forklare variasjon i avkastning. Dette gjør det ukontroversielt å hevde at det er flere faktorer enn systematisk risiko som forklarer avkastning. Dette demonstreres også i denne studien som finner en høyere forklaringsgrad illustrert av en høyere justert R^2 . Likevel viser punkttestimatet for alfa at alle flerfaktormodellene har høyere alfaestimat enn CAPM. Selv om estimatet ikke er statistisk signifikant forskjellig fra null, finner altså kapitalverdimodellen en lavere risikojustert meravkastning enn flerfaktormodellene.

Det framstår dermed som den manglende risikojusterte meravkastningen på hovedperioden kan føye seg inn i rekken av ineffisienser som avtar. Eksempel på dette illustreres av Domian et al. (1998) som finner at Dogs of the Dow strategien ikke lenger er profitabel i USA etter at den blir kjent. Jegadeesh og Titman (2001) foreslår videre at overreaksjon er mindre tydelig på nyere utvalg, og særlig på store selskaper. Chordia et al. (2009) konkluderer også med at PEAD som tidligere var en kjent effisiens, ikke lenger er like uttalt og nå kun tilstede i de mest illikvide aksjene. Lignende bortfall vises av NBIM (2012) som finner at verdifaktoren

HML ikke lenger gir meravkastning i fire av fem år fra 2007 til 2011 på amerikanske børldata. Dette sammenfaller med denne studien som finner at verdifaktoren har gått fra å være betydelig på norske børldata før august 2007 (underperiode 1), til å være marginalt positiv målt på gjennomsnitt – men negativ målt på median etter august 2007 (underperiode 2). Fama og French (1996) finner at meravkastning i aksjer som er billige målt på inntjening i stor grad fanges opp av verdifaktoren. Hvis verdifaktoren har forsvunnet, er det mulig at P/E effekten også er borte. Tegn på dette illustreres i den deskriptive statistikken hvor avkastningen utover risikofri rente er betydelig lavere for porteføljen sammenlignet med hovedindeksen i underperiode 2.

Fama og French (1992) sier selv at HML faktoren kan fange opp irrasjonell vingling omkring selskapers framtidsutsikter. Den samme forklaringen gis av Lakonishok et al. (1994) angående meravkastningen på høy E/P (lav P/E) aksjer. Selv om pris målt mot bokførte verdier og pris målt mot inntjening er forskjellige multipler, er begge relatert til forventninger. NBIM (2012) nevner overreaksjon og andre kognitive skjevheter som mulige forklaringer på hvorfor verdifaktoren har oppstått. Det kan tenkes at investorer har blitt mer bevisste omkring hvordan slike skjevheter kan påvirke vurderinger, og at de nå ikke er like uttalte. Det kan bety at investorer ikke i like stor grad ekstrapolerer inntjening og utsikter basert på den siste informasjonen, uten å ta tilstrekkelig hensyn til grunnfrekvenser. I tillegg er price earnings ratio en enkel multiplere å regne ut, og økt datakapasitet gjør det enklere å søke etter informasjon. Det er dermed rimelig å anta at eventuelle meravkastninger som tidligere var tilgjengelig nå i større grad blir arbitrert bort av mer oppmerksomme aktører. Dette kan være noe av årsaken til at denne oppgaven ikke finner publiserte studier som presenterer meravkastning ved strategien etter 1997.

Underperiode 1 har en positiv statistisk signifikant alfa og en betydelig høyere Sharpe Ratio enn hovedindeksen. Dette resultatet strider med hypotesen om effisiente markeder, og er et brudd på semi-sterk effisiens som beskrevet av Malkiel og Fama (1970) ettersom regnskapstall og kurser er offentlig tilgjengelig informasjon. Resultatet strider også med nyere beskrivelser av effisiens i finansielle markeder hvor man ikke kan få over gjennomsnittlig avkastning, uten å ta på seg over gjennomsnittlig risiko (Malkiel, 2003). Det er også et brudd på Markowitz porteføljeteori, hvor den høyeste risikojusterte avkastningen finnes i den diversifiserte markedsporteføljen. Dette gjelder særlig ettersom normaliteten i meravkastningene på underperiode 1 gjør Sharpe Ratio til et presist mål på risiko (Bodie et al., 2018).

Ifølge Sharpe (1964) og Jensen (1968) er det også umulig å oppnå høyere avkastning enn markedet uten å ta høyere risiko i form av Beta. Porteføljen har i denne perioden en Beta på 0,859. Meravkastningen forklares ikke av de andre risikofaktorene og momentum, ettersom den eneste faktoren som er statistisk signifikant er SMB faktoren på -0,245. Dette indikerer at det er noe utenfor modellen som forklarer meravkastningen i underperiode 1, noe som kan gjenspeiles i en justert R^2 på 0,726. Selv om en forklaringsgrad over 0,7 anses som god, kan det teoretisk være rom for faktorer som hever forklaringsgraden. En annen mulig forklaring er at forholdet mellom risiko og avkastning ikke er lineært, noe denne studien forutsetter og ikke undersøker nærmere.

Kombinasjonen av lav beta og meravkastning i underperiode 1 kan ha en mer adferdsøkonomisk forklaring, som foreslått av Lakonishok et al. (1994). De finner at verdiaksjer som er billige målt på inntjening har høyere oppside beta ettersom de stiger relativt mer på gode dager og faller mindre på dårlige. Særlig i perioden fra 2003 til 2007 er markedet i oppgang og det er mange gode dager. En portefølje med oppside beta vil i dette tidsrommet rykke fra markedet, noe som også skjer. Rasjonale bak bevegelsene følger av De Bondt og Thaler (1985) som sier at investorer overreagerer på dårlige resultater. Når dette skjer, kontraherer P/E multiplikatoren ettersom investorer forventer at inntjeningen skal falle videre. På dette tidspunktet vil de fanges opp i P/E porteføljen. Når resultatene da i etterkant ikke blir så dårlige som antatt, ekspanderer multiplikatoren og aksjene stiger raskere relativt til markedet. Det er mulig at dette skjer i større grad i oppgangstider, hvor det generelt går bedre enn forventet og selskaper vokser raskere.

Resultatet fra alfatesten i underperiode 1 er statistisk signifikant på 5 % nivå med begge de risikofrie rentene, noe som illustrerer grad av robusthet. Resultatene kan likevel tolkes med noe forsiktighet ettersom utvalget i gjennomsnitt bare har regnskapsdata på 66 % av hovedindeksen, eller omtrent 42 av 64 selskaper. Til sammenligning beregner Fama og French (1993) SMB faktoren ved å skille utvalget i to rundt medianstørrelsen for å fange opp størrelseseffekten. Hvis man trekker de 10 billigste fra utvalget på 42, er de 32 dyrere aksjene igjen. Dette tilsvarer halvparten av den gjennomsnittlige størrelsen på hovedindeksen. Det er altså svært sannsynlig at de 10 billigste selskapene blant de 42, er i den billige halvdel av hele indeksen de fleste årene av perioden. Basu (1977) og Lakonishok et al. (1994) finner at de billigste porteføljene har høyest meravkastning, mens meravkastningen avtar gradvis i de som er høyere priset. I dette tilfellet er det sannsynlig at utvalget ikke inkluderer noen av de

sanne P/E aksjene i bunn 10. Hvis noe, er det da naturlig å anta at porteføljen ville hatt enda høyere avkastning i perioden hvis disse sanne aksjene hadde vært inkludert.

6.2 Konklusjon

Denne oppgaven har hatt som formål å teste en spesifikk investeringsstrategi som tidligere har gitt både absolutt og risikojustert meravkastning. Den absolutte avkastningen til porteføljen er 638 % mot 568 % for Hovedindeksen i perioden fra 1999:3 – 2019:2. Hovedfunnet i studien er likevel at en portefølje med aksjer som er billige målt på inntjening ikke gir risikojustert meravkastning i denne perioden. Svaret på forskningsspørsmålet er dermed nei. Dette er uttrykt gjennom et ikke statistisk signifikant alfaled i regresjonen utført med en Pástor Stambaugh 5-faktormodell, og en marginalt lavere Sharpe Ratio.

P/E porteføljen oppnår likevel en årlig risikojustert meravkastning på 11,4 % gjennom en underperiode på 8,5 år fra 1999:3 til 2007:7. Porteføljen har også en betydelig høyere Sharpe ratio enn Hovedindeksen. Dette strider mot semi-sterk effisiens som beskrevet av Malkiel og Fama (1970), hvor offentlig tilgjengelig informasjon ikke skal kunne gi overlegen avkastning. En mulig forklaring til dette er at selskaper som er billige målt på P/E kan ha høyere oppside beta (Lakonishok et al., 1994).

Samtidig finner jeg at denne meravkastningen forsvinner i underperiode 2 av utvalget. Dette samsvarer med andre studier som viser at ineffisienser har en tendens til å avta når utvalget deles opp i to, eller gamle ineffisienser testes på nytt (Chordia et al., 2009; Jegadeesh & Titman, 2001). Det kan også ses i sammenheng med bortfallet av meravkastningen i verdifaktoren HML. Implikasjonen er dermed at selv om strategien tidligere har vist seg profitabel, kan den ikke forventes å gi meravkastning i framtiden.

Resultatene bekreftes ved bruk av andre faktormodeller på hovedperioden og annen risikofri rente på alle tre periodene. Konsistente utfall ved alternative spesifikasjoner styrker graden av robusthet i resultatene.

Regnskapsdata som er brukt i studien er ikke komplett for selskapene på OSEBX. Selv om utvalget vurderes som tilstrekkelig for å fange opp effekten fra selskapene som har lav P/E, er dette en potensiell svakhet med studien. I framtiden vil det være ønskelig å utføre lignende studier med komplette regnskapsdata og gjerne teste lengre holdeperioder på P/E porteføljen

ettersom reversering av fallende inntjening og priser kan ta tid (De Bondt & Thaler, 1985; Lakonishok et al., 1994). Dette vil kunne kaste ytterligere lys på om det fortsatt finnes en P/E effekt, og om den er tilstede i andre markeder enn det amerikanske.

Referanseliste

- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of financial Economics*, 17(2), 223-249. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90065-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90065-6)
- 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. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1977.tb01979.x>
- Basu, S. (1981). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. <https://macsphere.mcmaster.ca/bitstream/11375/5497/1/fulltext.pdf>
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9(1), 3-18. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0)
- Barberis, N. C. (2013). Thirty years of prospect theory in economics: A review and assessment. *Journal of Economic Perspectives*, 27(1), 173-96. <https://doi.org/10.1257/jep.27.1.173>
- Bernard, V. L., & Thomas, J. K. (1989). Post-earnings-announcement drift: delayed price response or risk premium?. *Journal of Accounting research*, 27, 1-36. <https://doi.org/10.2307/2491062>
- Boamah, N. A. (2015). Robustness of the Carhart four-factor and the Fama-French three-factor models on the South African stock market. *Review of Accounting and Finance*, 14(4), 413-430. <https://doi.org/10.1108/RAF-01-2015-0009>
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2018). Investments. 11.utg. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Bredesen, I. (2019). Investering og Finansiering. 6.utg. Gyldendal Norsk Forlag, Oslo.

- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, 52(1), 57-82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- Chordia, T., Goyal, A., Sadka, G., Sadka, R., & Shivakumar, L. (2009). Liquidity and the post-earnings-announcement drift. *Financial Analysts Journal*, 65(4), 18-32. <https://doi.org/10.2469/faj.v65.n4.3>
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact?. *The Journal of finance*, 40(3), 793-805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. H. (1987). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *The Journal of finance*, 42(3), 557-581. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04569.x>
- Domian, D. L., Louton, D. A., & Mossman, C. E. (1998). The rise and fall of the “Dogs of the Dow”. *Financial services review*, 7(3), 145-159. [https://doi.org/10.1016/S1057-0810\(99\)00007-4](https://doi.org/10.1016/S1057-0810(99)00007-4)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- 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. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The journal of finance*, 51(1), 55-84. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x>
- Fjesme, S. L. (2019). Retail investor experience, asset learning, and portfolio risk-adjusted returns. *Finance Research Letters*, 101315. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.101315>
- Fjesme, S. L. (2020). Foreign market portfolio concentration and performance. *Financial Management*, 49(1), 161-177. <https://doi.org/10.1111/fima.12263>

- Flannery, M. J., Kwan, S. H., & Nimalendran, M. (2013). The 2007–2009 financial crisis and bank opaqueness. *Journal of Financial Intermediation*, 22(1), 55-84.
<https://doi.org/10.1016/j.jfi.2012.08.001>
- Fluck, Z., Malkiel, B. G., & Quandt, R. E. (1997). The predictability of stock returns: A cross-sectional simulation. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 176-183.
<https://doi.org/10.1162/003465397556764>
- Foster, G., Olsen, C., & Shevlin, T. (1984). Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns. *Accounting Review*, 574-603. <https://www.jstor.org/stable/247321>
- French, K. R. (2020a). Description of Fama/French Factors. Tilgjengelig på:
https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data_Library/f-f_factors.html Lastet ned 10.03.20.
- French, K. R. (2020b). Detail for Momentum Factor (Mom). Tilgjengelig på:
https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data_Library/det_mom_factor.html Lastet ned 10.03.20.
- Halcoussis, D. (2005). Understanding econometrics. South-Western. Kapittel tilgjengelig på:
https://www.cengage.com/resource_uploads/downloads/0030348064_54176.pdf
Lastet ned: 23.04.20.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2018). Principles of econometrics. John Wiley & Sons.
- Hillier, D. R. (2016). S., Westerfield, R. Jaffe, J. and Jordan, B. Corporate Finance, European edition,.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.
<https://doi.org/10.2307/2328882>

- Jegadeesh, N., & Titman, S. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of finance*, 56(2), 699-720.
<https://doi.org/10.1111/0022-1082.00342>
- Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of finance*, 23(2), 389-416. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica* 47(2): 263 – 291. <http://doi.org/10.2307/1914185>
- Goodwin, T. H. (1998). The information ratio. *Financial Analysts Journal*, 54(4), 34-43.
<https://doi.org/10.2469/faj.v54.n4.2196>
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The journal of finance*, 49(5), 1541-1578.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x>
- Lindner, T., Puck, J., & Verbeke, A. (2019). Misconceptions about multicollinearity in international business research: Identification, consequences, and remedies. *Journal of international Business Studies*, 51., 283-298.
<https://doi.org/10.1057/s41267-019-00257-1>
- Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of economic perspectives*, 17(1), 59-82. <https://doi.org/10.1257/089533003321164958>
- Malkiel, B. G., & Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance*, 7(1), 77-91.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- Markowitz, H. M. (1991). Foundations of portfolio theory. *The journal of finance*, 46(2), 469-477. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02669.x>

- Nartea, G. V., Ward, B. D., & Djajadikerta, H. G. (2009). Size, BM, and momentum effects and the robustness of the Fama-French three-factor model: Evidence from New Zealand. *International Journal of Managerial Finance*, 5(2), 179-200.
<https://doi.org/10.1108/17439130910947895>
- Norges Bank (2020). NOWA – Norwegian Overnight Weighted Average. Tilgjengelig på: <https://www.norges-bank.no/tema/markeder-likviditet/nowa/> . Lastet ned 09.03.20.
- Norges Bank Investment Management (2012). NBIM discussion note: The Value Effect. Tilgjengelig på: https://www.nbim.no/globalassets/documents/discussion-paper/2012/discussionnote_16-12_4korr.pdf . Lastet ned 01.05.20.
- Oslo Børs (2020). Oslo Børs overtar NIBOR fastsettelse. Tilgjengelig på: <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers/Nyheter-fra-Oslo-Boers/Oslo-Boers-overtar-NIBOR-fastsettelse>. Lastet ned 09.03.20.
- Panna, M. (2017). Note on simple and logarithmic return. *APSTRACT: Applied Studies in Agribusiness and Commerce*, 11(1033-2017-2935), 127-136.
<https://doi.org/10.19041/APSTRACT/2017/1-2/16>
- Pástor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political economy*, 111(3), 642-685. <https://doi.org/10.1086/374184>
- Racicot, F. E., & Rentz, W. F. (2015). The Pástor-Stambaugh empirical model revisited: Evidence from robust instruments. *Journal of Asset Management*, 16(5), 329-341.
<https://doi.org/10.1007/s11294-016-9620-x>
- Rinne, E., & Vähämaa, S. (2011). The ‘Dogs of the Dow’ strategy revisited: Finnish evidence. *The European Journal of Finance*, 17(5-6), 451-469.
<https://doi.org/10.1080/1351847X.2010.544951>

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.

<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>

Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *The Journal of business*, 39(1), 119-138.

<https://www.jstor.org/stable/2351741>

Timmermann, A., & Granger, C. W. (2004). Efficient market hypothesis and forecasting.

International Journal of forecasting, 20(1), 15-27.

[https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(03\)00012-8](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(03)00012-8)

TITLON (2020). TITLON – Financial data for Norwegian academic institutions. Tilgj. på:

https://uit.no/forskning/forskningsgrupper/sub?sub_id=417205&p_document_id=352767.

Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases.

Science, 185(4157), 1124-1131.

<https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>

Tversky, A., & Kahneman, D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice.

Science, 211(4481), 453-458.

<https://doi.org/10.1126/science.7455683>

Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative

representation of uncertainty. *Journal of Risk and uncertainty*, 5(4), 297-323.

<https://doi.org/10.1007/BF00122574>

Vedlegg

Vedlegg 1: R-kode.

```
getwd()

# Installerer pakker

install.packages("mosaic")

library(mosaic)

install.packages("dplyr")

library(dplyr)

# Ta inn datasett fra Excel (Lastet ned fra TITLON og tilsendt av veileder - SQL kode
vedlagt)

library("readxl")

datasett <- read_excel("datasett.xlsx", range = "A1:O8169")

str(datasett)

# Fjerner alle B aksjer.

datasett <- datasett[ !(datasett$Name %in% c("Norske Skog B", "Orkla B", "Bergesen d.y ser.
B", "Hafslund ser. B",
                                     "Smedvig ser. B", "Odfjell ser. B", "Wilh. Wilhelmsen Holding ser.B",
                                     "Schibsted ser. B")), ]

# Fjerner dobbeltregistrering av Evry

datasett <- datasett[ !(datasett$CompanyId %in% c("12559")), ]

# Grupperer datasett etter år og måned, sorterer ut de med 10 laveste P/E som skal inngå i
portefølje

pe_datasett <- datasett %>% group_by(Year, Month) %>% top_n(-10, PERank)

# Når noen i porteføljen blir tatt ut av index/går konkurs, tas den neste på listen inn (alltid 10
stk i port.)
```

```

# Skriver til Excel

library("xlsx")

getwd()

write.xlsx(pe_datasett, "pe_datasett.xlsx")

# Jobb som gjøres: Slette dobbelregistrering av BW gas og Bergersen d.y. ser. A i perioden
2000-03 til 2001-03 (byttet navn)

# Tar inn datasett

library("readxl")

datasett <- read_excel("pe_datasett.xlsx", range = "A1:P2401")

# Fjerner noen unødvendige kolonner

df <- datasett %>% select(Year, Month, Name, lnDeltaP, NOWA_DayLnrate,
lnDeltaOSEBX, SMB, HML, MOM, LIQ, PERank)

#-----Beregner månedlig log avkastning -----#

library(data.table)

# Fjerner noen flere kolonner, skal kun se på porteføljeavkastning

dframe <- df %>% select(Year, Month, Name, lnDeltaP)

# Kollapser dframe til månedlige nivå

Rp <- as.data.table(dframe)[,log(sum(exp(lnDeltaP)/10)), by = .(Year, Month)]

# Gir nytt navn

colnames(Rp)[colnames(Rp) == 'V1'] <- 'Rp'

# Tar inn gjestående faktorer for å beregne månedlige

```

```
faktorert <- df %>% select(Year, Month, NOWA_DayLnrate, lnDeltaOSEBX, SMB, HML,
MOM, LIQ)
```

```
Rf <- as.data.table(faktorert)[,mean(NOWA_DayLnrate), by = .(Year, Month)]
```

```
colnames(Rf)[colnames(Rf) == 'V1'] <- 'Rf'
```

```
Rm <- as.data.table(faktorert)[,mean(lnDeltaOSEBX), by = .(Year, Month)]
```

```
colnames(Rm)[colnames(Rm) == 'V1'] <- 'Rm'
```

```
SMB <- as.data.table(faktorert)[,mean(SMB), by = .(Year, Month)]
```

```
colnames(SMB)[colnames(SMB) == 'V1'] <- 'SMB'
```

```
HML <- as.data.table(faktorert)[,mean(HML), by = .(Year, Month)]
```

```
colnames(HML)[colnames(HML) == 'V1'] <- 'HML'
```

```
MOM <- as.data.table(faktorert)[,mean(MOM), by = .(Year, Month)]
```

```
colnames(MOM)[colnames(MOM) == 'V1'] <- 'MOM'
```

```
LIQ <- as.data.table(faktorert)[,mean(LIQ), by = .(Year, Month)]
```

```
colnames(LIQ)[colnames(LIQ) == 'V1'] <- 'LIQ'
```

```
# Legger alle variabler i samme dataframe
```

```
D1 <- data.frame(Rp,Rf,Rm,SMB,HML,MOM,LIQ)
```

```
# Velger ut de som skal være med i siste dataframe
```

```
final <- D1 %>% select (Year, Month, Rp, Rf, Rm, SMB, HML, MOM, LIQ)
```

```
# Lager nye kolonner med Avkastning utover risikofri rente (EXR) og Markedsrisikopremie (MKTRP)
```

```
final <- final %>% mutate(EXR = (Rp-Rf))
```

```
final <- final %>% mutate(MKTRP = (Rm-Rf))
```

```
#-----Absolutt avkastning-----#
```

```
favstats(final$Rp)
```

```
favstats(final$Rm)
```

```
totalavkastningPort <- sum(final$Rp)
```

```
totalavkastningMarked <- sum(final$Rm)
```

```
totPort <- exp(totalavkastningPort)-1 # 638 % Total avkastning
```

```
annualisert <- totPort^(1/20)# 9,71 % årlig
```

```
totMarked <- exp(totalavkastningMarked)-1 #568 % Total
```

```
annualisert <- totMarked^(1/20) # 9,08 % årlig
```

```
# Lager kumulative returns, og sammenlignbar graf
```

```
avkastning <- final %>% select(Year, Rp, Rm)
```

```
write.xlsx(avkastning, "avkastning.xlsx")
```

```
# Beregner kumulative returns i Excel, Lager ny kolonne for dato
```

```
avkastning <- read_excel("avkastning.xlsx", range = "A1:F241")
```

```
# Tar inn Exceldokument med kumulative returns
```

```
plot(avkastning$Dato, avkastning$kum_port,
```

```
  main = "Avkastning i perioden 1999:3 til 2019:2",
```

```
  xlab = "Årstall", ylab = "Avkastning (log)", ylim = c(-0.2,2.2),
```

```
  type="l", cex.main=1.5, cex.axis=1.5, cex.lab=1.3, lwd = 2)
```

```
lines(avkastning$Dato, avkastning$kum_marked, type="l", lty=3, lwd = 2)
```

```
#-----Kjører alpha analyse med log returns for å se at alt fungerer-----#
```

```
CAPM <- lm(EXR~MKTRP, data = final)
```

```
summary(CAPM)
```

```
Famafrench <- lm(EXR~MKTRP+SMB+HML, data = final)
```

```
summary(Famafrench)
```

```
Carhart <- lm(EXR~MKTRP+SMB+HML+MOM, data = final)
```

```
summary(Carhart)
```

```
PastorStambaugh <-lm(EXR~MKTRP+SMB+HML+MOM+LIQ, data = final)
```

```
summary(PastorStambaugh)
```

```
#----- Lager datasett med simple returns-----#
```

```
head(simplereturns)
```

```
simplereturns <- df %>% mutate(returns = exp(lnDeltaP)-1)
```

```
simplereturns <- simplereturns %>% mutate(rente = exp(NOWA_DayLnrate)-1)
```

```
simplereturns <- simplereturns %>% mutate(marked = exp(lnDeltaOSEBX)-1)
```

```
simplereturns <- simplereturns %>% mutate(smb = exp(SMB)-1)
```

```
simplereturns <- simplereturns %>% mutate(hml = exp(HML)-1)
```

```
simplereturns <- simplereturns %>% mutate(mom = exp(MOM)-1)
```

```
simplereturns <- simplereturns %>% mutate(liq = exp(LIQ)-1)
```

```

# Velger de nødvendige kolonner

simplereturns <- simplereturns %>% select(Year, Month, Name, returns, rente, marked, smb,
hml, mom, liq)

# Kollapser simple returs til månedlige nivå

returns <- as.data.table(simplereturns)[,(sum(returns)/10), by = .(Year, Month)]

colnames(returns)[colnames(returns) == 'V1'] <- 'returns'

rente <- as.data.table(simplereturns)[,mean(rente), by = .(Year, Month)]

colnames(rente)[colnames(rente) == 'V1'] <- 'rente'

marked <- as.data.table(simplereturns)[,mean(marked), by = .(Year, Month)]

colnames(marked)[colnames(marked) == 'V1'] <- 'marked'

smb <- as.data.table(simplereturns)[,mean(smb), by = .(Year, Month)]

colnames(smb)[colnames(smb) == 'V1'] <- 'smb'

hml <- as.data.table(simplereturns)[,mean(hml), by = .(Year, Month)]

colnames(hml)[colnames(hml) == 'V1'] <- 'hml'

mom <- as.data.table(simplereturns)[,mean(mom), by = .(Year, Month)]

colnames(mom)[colnames(mom) == 'V1'] <- 'mom'

liq <- as.data.table(simplereturns)[,mean(liq), by = .(Year, Month)]

colnames(liq)[colnames(liq) == 'V1'] <- 'liq'

# Legger alle variabler i samme dataframe

D2 <- data.frame(returns, rente, marked, smb, hml, mom, liq)

```



```

# Velger ut de som skal være med i siste dataframe

simplefinal <- D2 %>% select (Year, Month, returns, rente, marked, smb, hml, mom, liq)

# Lager nye kolonner med Avkastning utover risikofri rente (EXR) og Markedsrisikopremie
(MKTRP)

simplefinal <- simplefinal %>% mutate(exr = (returns-rente))

simplefinal <- simplefinal %>% mutate(mktrp = (marked-rente))

#-----Deskriptiv statistikk portefølje - simple returns og diagnostikk-----#

library(psych)

myreturns <- simplefinal$returns
favstats(myreturns) # Mean = 0.0106
skewness(myreturns) # -0,3895
kurtosis(myreturns) # 2,5332

sigma <- sd(myreturns)
tresigma <- 3*sigma
snitt_pluss_tresigma <- mean(myreturns) + tresigma
snitt_minus_tresigma <- mean(myreturns) - tresigma
which(myreturns > snitt_pluss_tresigma)
which(myreturns < snitt_minus_tresigma)

tosigma <- 2*sigma
snitt_pluss_tosigma <- mean(myreturns) + tosigma
snitt_minus_tosigma <- mean(myreturns) - tosigma
which(myreturns > snitt_pluss_tosigma)

```

```

which(myreturns < snitt_minus_tosigma)

ensigma <- sigma

snitt_pluss_ensigma <- mean(myreturns) + ensigma
snitt_minus_ensigma <- mean(myreturns) - ensigma
which(myreturns > snitt_pluss_ensigma)
which(myreturns < snitt_minus_ensigma)

# Deskriptiv statistikk faktorer hele perioden

favstats(simplefinal$exr)
favstats(simplefinal$mktrp)
favstats(simplefinal$smb)
favstats(simplefinal$hml)
favstats(simplefinal$mom)
favstats(simplefinal$liq)

# Plot og normalitetstest for meravkastningene
# Setter bins til rota av n = 240 (15).

meravkastning <- simplefinal$exr
skewness(meravkastning) # -0.4248
kurtosis(meravkastning) # 2.585

ggplot(simplefinal, aes(exr)) +
  geom_histogram(aes(x=exr, y=..density..), bins=15, fill="#d3d3d3", color="black") +
  stat_function(fun=dnorm, args = list(mean=mean(simplefinal$exr),
sd=sd(simplefinal$exr)), linetype = "dashed") +

```

```
geom_density(color = "black") +  
ggtitle("Histogram av avkastninger utover risikofri rente") +  
xlab("Avkastninger") +  
ylab("Tetthet") +  
theme(text = element_text(size = 20)) +  
coord_cartesian(xlim=c(-0.3,0.3), ylim=c(0,8)) # Tetthet er ikke antall
```

```
# Shapiro wilk test
```

```
install.packages("tseries")  
library(tseries)  
shapiro.test(meravkastning) # p-value = 4.507-06
```

```
# Korrelasjonsmatrise faktorer
```

```
faktorkorrelasjon <- simplefinal %>% select(mktrp, smb, hml, mom, liq)  
library(Hmisc)  
CM <- rcorr(as.matrix(faktorkorrelasjon))  
print(CM$r, digits = 2)
```

```
# VIF test for multikollinearitet
```

```
install.packages("car")  
library(car)  
vif(PS) # Må kjøre regresjon under først.  
# Alle er nært 1 som er minste mulige verdi -> ingen multicollinearitet
```

```
# Breusch-Godfrey seriekorrelasjon
```

```
install.packages("lmtest")
```

```
library(lmtest)
```

```
bgtest(PS, order = 1, order.by = NULL, type = c("Chisq", "F"), data = list())
```

```
# p-value 0,28. Forkaster ikke nullhypotese, det er ingen seriekorrelasjon.
```

```
# Breusch-Pagan Heteroskedastisitet
```

```
bptest(PS, varformula = NULL, studentize = TRUE, data = list())
```

```
# p-value 0,08. Kan ikke forkaste nullhypotese om homoskedastisitet på 5% nivå. Konstant variasjon.
```

```
# konsekvens: OLS er BLUE.
```

```
#-----Deskriptiv statistikk og diagnostiske tester underperioder-----#
```

```
# Shapiro wilk test
```

```
meravkastningperiode1 <- P1$exr
```

```
install.packages("tseries")
```

```
library(tseries)
```

```
shapiro.test(meravkastningperiode1) # p-value = 0,2934, forkaster ikke nullhypotese
```

```
histogram(meravkastningperiode1)
```

```
# Deskriptiv statistikk periode 1
```

```
favstats(P1$exr)
```

```
favstats(P1$mktrp)
```

```
favstats(P1$smb)
```

```

favstats(P1$hml)
favstats(P1$mom)
favstats(P1$liq)

# VIF test for multikollinearitet

install.packages("car")
library(car)
vif(PS1) # Må kjøre regresjon under først.
# Alle er nært 1 som er minste mulige verdi -> ingen multicollinearitet

# Breusch-Godfrey seriekorrelasjon

install.packages("lmtest")
library(lmtest)
bgttest(PS1, order = 1, order.by = NULL, type = c("Chisq", "F"), data = list())
# p-value 0,43. Forkaster ikke nullhypotese, det er ingen seriekorrelasjon.

# Breusch-Pagan Heteroskedastisitet

bptest(PS1, varformula = NULL, studentize = TRUE, data = list())
# p-value 0,0136. Forkaster nullhypotese om homoskedastisitet på 5% nivå, men ikke 1%,
ikke konstant variasjon.
# konsekvens: OLS er ikke BLUE.

# Periode 2:

# Shapiro wilk test

```

```

meravkastningperiode1 <- P1$exr
install.packages("tseries")
library(tseries)
shapiro.test(meravkastningperiode1) # p-value = 0,2934, forkaster ikke nullhypotese

# Deskriptiv statistikk faktorer periode 2

favstats(P2$exr)
favstats(P2$mktrp)
favstats(P2$smb)
favstats(P2$hml)
favstats(P2$mom)
favstats(P2$liq)

# VIF test for multikollinearitet

install.packages("car")
library(car)
vif(PS2) # Må kjøre regresjon under først.
# Alle er nært 1 som er minste mulige verdi -> ingen multicollinearitet

# Breusch-Godfrey seriekorrelasjon

install.packages("lmtest")
library(lmtest)
bptest(PS2, order = 1, order.by = NULL, type = c("Chisq", "F"), data = list())
# p-value 0,637. Forkaster ikke nullhypotese, det er ingen seriekorrelasjon.

```

```
# Breusch-Pagan Heteroskedastisitet
```

```
bptest(PS2, varformula = NULL, studentize = TRUE, data = list())
```

```
# p-value 0,01372. Forkaste nullhypotese om homoskedastisitet på 5% nivå, men ikke 1%,  
ikke konstant variasjon.
```

```
# konsekvens: OLS er ikke BLUE.
```

```
#-----Regresjon simple returns-----#
```

```
# Laster nødvendig pakke og laster ned funksjon for robuste standardfeil
```

```
library(RCurl)
```

```
url_robust <-
```

```
"https://raw.githubusercontent.com/IsidoreBeautrelet/economictheoryblog/master/robust_sum  
mary.R"
```

```
eval(parse(text = getURL(url_robust, ssl.verifypeer = FALSE)),
```

```
  envir=.GlobalEnv)
```

```
PS <-lm(exr~mktrp+smb+hml+mom+liq, data = simplefinal)
```

```
summary(PS, robust = T) # R^2 0,7254
```

```
# Lager subsets for de to periodene
```

```
P1 <- simplefinal[c(1:105),]
```

```
P2 <- simplefinal[c(106:240),]
```

```
# Periode 1
```

```
PS1 <-lm(exr~mktrp+smb+hml+mom+liq, data = P1)
```

```
summary(PS1, robust = T)# R^2 0,726
```

```

# Periode 2

PS2 <-lm(exr~mktrp+smb+hml+mom+liq, data = P2)
summary(PS2, robust = T) # R^2 0,731

# Andre faktormodeller

Carh <-lm(exr~mktrp+smb+hml+mom, data = simplefinal)
summary(Carh, robust = T) # R^2 0,7259

Fama <- lm(exr~mktrp+smb+hml, data = simplefinal)
summary(Fama, robust = T) # R^2 0,7266 -> marginalt høyere

Capm <- lm(exr~mktrp, data = simplefinal)
summary(Capm, robust = T) # R^2 0,6944

#-----Ny rente (3mnd statkasse) log returns-----#

# Laster inn den nye renten (ST1X)
nyrente <- read_excel("ny_rente.xlsx", range = "G3:I365")

# Henter ut 1999:3 - 2019:2
nyrente <- nyrente[c(110:349),]

nyrente <- nyrente$Totalt

final <- cbind(final,nyrente)

final <- final %>% mutate(EXR = (Rp-nyrente))

```



```

final <- final %>% mutate(MKTRP = (Rm-nyrente))

PastorStambaugh <-lm(EXR~MKTRP+SMB+HML+MOM+LIQ, data = final)
summary(PastorStambaugh)

#-----Simple returns ny rente-----#

simple_nyrente = exp(nyrente)-1
favstats(simple_nyrente)

enkel_nyrente <- simplefinal %>% mutate(exr = (returns-simple_nyrente))
enkel_nyrente <- simplefinal %>% mutate(mktrp = (marked-simple_nyrente))

nyPS <-lm(exr~mktrp+smb+hml+mom+liq, data = enkel_nyrente)
summary(nyPS, robust = T)# R^2 0,7256 ca samme med ny rente.

# Lager subsets for de to periodene
nyP1 <- enkel_nyrente[c(1:105),]
nyP2 <- enkel_nyrente[c(106:240),]

# Periode 1
nyPS1 <-lm(exr~mktrp+smb+hml+mom+liq, data = nyP1)
summary(nyPS1, robust = T) # R^2 0,7263

# Periode 2
nyPS2 <-lm(exr~mktrp+smb+hml+mom+liq, data = nyP2)
summary(nyPS2, robust = T) # R^2 0,7308

```

```
#-----Beregning av Sharpe og Information ratio hele perioden-----#
```

```
# Sharpe ratio portefølje
```

```
return <- simplefinal$returns
```

```
Erp <- mean(return)
```

```
risikofri <- simplefinal$rente
```

```
rf <- mean(risikofri)
```

```
standardavvik <- sd(return)
```

```
SRp <- (Erp - rf)/standardavvik # 0.114
```

```
# Sharpe ratio OSEBX
```

```
return2 <- simplefinal$marked
```

```
Erm <- mean(return2)
```

```
risikofri <- simplefinal$rente
```

```
rf <- mean(risikofri)
```

```
standardavvik2 <- sd(return2)
```

```
SRm <- (Erm - rf)/standardavvik2 # 0.1159 (Marginalt høyere)
```

```
# Information ratio portefølje
```

```
differanse <- (Erp-Erm)
```

```
# Må beregne differansen i månedlige returns, for så å beregne standardavvik av denne
```

```
returndata <- data.frame(return, return2)
```

```
returndata <- returndata %>% mutate(differanse = (return-return2))
```

```
diff <- returndata$differanse
```

```
favstats(diff)
```

```
standardavvik3 <- sd(diff)
```

```
IRp = differanse/standardavvik3 # 0.027
```

```
#-----Sharpe og Information Ratio periode 1 (Husk at variabler skrives over)-----#
```

```
# Sharpe ratio portefølje
```

```
return1 <- P1$returns
```

```
Erp1 <- mean(return1)
```

```
risikofri1 <- P1$rente
```

```
rf1 <- mean(risikofri1)
```

```
standardavvik1 <- sd(return1)
```

```
SRp1 <- (Erp1 - rf1)/standardavvik1 # 0.2592
```

```
# Sharpe ratio OSEBX
```

```
return2 <- P1$marked
```

```
Erm1 <- mean(return2)
```

```
standardavvik2 <- sd(return2)
```

```
SRm1 <- (Erm1 - rf1)/standardavvik2 # 0.1661
```

```
# Information ratio portefølje
```

```
differanse <- (Erp1-Erm1)
```

```

returndata <- data.frame(return1, return2)
returndata <- returndata %>% mutate(differanse = (return1-return2))
diff <- returndata$differanse
favstats(diff)
standardavvik3 <- sd(diff)
IRp1 = differanse/standardavvik3 # 0.1845

#-----SR og IR periode 2 (Husk at variabler skrives over)-----#

# Sharpe ratio portefølje

return1 <- P2$returns
Erp2 <- mean(return1)
risikofri2 <- P2$rente
rf2 <- mean(risikofri2)
standardavvik1 <- sd(return1)
SRp2 <- (Erp2 - rf2)/standardavvik1 # 0.0163

# Sharpe ratio OSEBX

return2 <- P2$marked
Erm2 <- mean(return2)
standardavvik2 <- sd(return2)
SRm2 <- (Erm2 - rf2)/standardavvik2 # 0.0761

# Information ratio portefølje

```

```
differanse <- (Erp2-Erm2)
returndata <- data.frame(return1, return2)
returndata <- returndata %>% mutate(differanse = (return1-return2))
diff <- returndata$differanse
favstats(diff)
standardavvik3 <- sd(diff)
IRp2 = differanse/standardavvik3 # -0,0818
```

Vedlegg 2: SQL-kode fra TITLON.

```
SELECT T.* FROM
(SELECT distinct [Date]
,[ISIN]
,[Name]
,(SELECT COUNT(*) FROM [OSE].[dbo].[equity]
WHERE [Date]=S.[Date] and [IN_OSEBX]=1 and S.[PE]<[PE]) as [PERank]
,[PE]
FROM [OSE].[dbo].[equity] S
where [IN_OSEBX]=1 and not [PE] is NULL) T

join

(SELECT min([Date]) as [Date] FROM [OSE].[dbo].[equity]
where month([Date])=3 group by year([Date])) [Dates]
on [Dates].[Date]=T.[Date]
order by year(T.[Date]), [PERank]
```

