



Kan investorer på Oslo Børs oppnå meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger?

En empirisk studie av analytikers treffsikkerhet og preferanser

Alexander de Groot og Markus Nerbøvik Stensby

Veileder: Svein-Arne Persson

Masterutredning i Økonomi og Administrasjon

Hovedprofil i Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Forord

Denne masterutredningen er et avsluttende arbeid for våre studier innen finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole. Vi har undersøkt om investorer kan oppnå meravkastning ved å følge anbefalinger fra aksjeanalytikere. Aksjeanbefalinger fra meglerhus får betydelig medieoppmerksomhet i form av både ris og ros. Kombinasjonen av brennende interesse for aksjemarkedet og begrenset forskningslitteratur på norsk data gjorde at denne tematikken var noe vi ønsket å undersøke nærmere.

Vi ønsker først og fremst å takke Svein-Arne Persson for hyggelige møter og svært nyttig veiledning underveis i arbeidet. Videre ønsker vi å takke ledende fagfolk fra blant annet DNB Markets og Euronext som har tatt seg tid til å sparre med oss. Vi retter også en stor takk til venner og familie for deres støtte og tilbakemeldinger.

Norges Handelshøyskole

Bergen, desember 2022

Alexander de Groot

Markus Nerbøvik Stensby

Sammendrag

I denne utredningen undersøkes det om investorer på Oslo Børs kan oppnå risikojustert meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger. Dette gjøres ved å konstruere porteføljer basert på anbefalinger, og sammenligne disse med hverandre og markedet. Som grunnlag for analysen benyttes data fra tidsrommet 2014 til 2021.

Porteføljen bestående av nest sterkest kjøpsanbefalinger gir høyest bruttoavkastning i perioden, med omtrent fem prosentpoeng høyere årlig avkastning enn markedet. Ved endrede sluttidspunkt for analysen finner vi at samleporteføljen bestående av selskaper med kjøpsanbefalinger oppnår høyere årlig bruttoavkastning enn Oslo Børs for alle avslutningsår. Porteføljenes bruttoavkastning avviker imidlertid generelt fra forventningen om at selskaper med favoriserende anbefalinger gir høyere avkastning enn selskaper med mindre favoriserende anbefalinger. Porteføljen bestående av salgsanbefalinger gir høyere bruttoavkastning enn porteføljen med sterkest kjøpsanbefalinger. Ingen av porteføljene vi konstruerer oppnår risikojustert brutto meravkastning i perioden.

Vi finner indikasjoner på at analytikere utsteder positive anbefalinger om små vekstselskaper med momentum. Videre tenderer analytikere mot å utstede negative anbefalinger om selskaper med lav avkastning det siste året. Lav markedseksposering virker også å drive frem negative anbefalinger, noe som indikerer at analytikere har vært optimistiske til markedet som helhet. Vi avdekker en betydelig overvekt av positive anbefalinger på Oslo Børs i perioden.

Daglige porteføljeoppdateringer medfører høye transaksjonskostnader, som reduserer sannsynligheten for å oppnå meravkastning. Fire av fem hovedporteføljer oppnår negativ nettoavkastning justert for markedet, men ingen av disse er signifikante. Dette indikerer likevel at det er vanskelig å utnytte analytikeranbefalingers eventuelle verdi i praksis. Vi finner at investorer mister betydelige deler av avkastningen i kjøpsporteføljene ved forsinkede rebalanseringer. Funnet indikerer umiddelbar prisdrift etter endringer i analytikeranbefalinger.

Vi konkluderer med at det finnes sammensetninger av kjøpsanbefalinger som gir høyere avkastning enn Oslo Børs i perioden fra 2014 til 2021. Vi finner imidlertid ingen risikojustert meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger.

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING	1
1.1 BAKGRUNN OG MOTIVASJON	1
1.2 PROBLEMSTILLING	2
1.3 STRUKTUR.....	3
2. LITTERATUR.....	4
2.1 TIDLIGERE STUDIER.....	4
2.2 TEORI.....	5
2.2.1 Markedseffisiens	5
2.2.2 Prisingsteori	6
2.2.3 Transaksjonskostnader	8
3. DATA.....	10
3.1 DATAINNHEMTING	10
3.1.1 Innhenting av selskaps- og indeksinformasjon	10
3.1.2 Innhenting av faktorpremier og risikofritt aktivum.....	11
3.2 DATAJUSTERING	12
4. METODE	15
4.1 PORTEFØLJER	15
4.1.1 Porteføljekonstruksjon.....	15
4.1.2 Beregning av porteføljeavkastning	17
4.1.3 Verdivektete porteføljer.....	18
4.1.4 Porteføljekarakteristikker	19
4.2 REGRESJONSANALYSER	21
4.3 TRANSAKSJONSKOSTNADER.....	22
4.3.1 Omsatte kapitalandeler.....	22
4.3.2 Spread og meglerkommisjoner	23
4.4 ROBUSTHETSANALYSER	25
4.4.1 Utelatelse av 2020	25
4.4.2 Porteføljeutvikling ved ulike start- og sluttidspunkt	25
4.4.3 Forsinket rebalansering.....	26
5. ANALYSE OG DRØFTING AV RESULTATER	27
5.1 PORTEFØLJENES BRUTTOAVKASTNING.....	27
5.1.1 Porteføljenes utvikling.....	27
5.1.2 Porteføljenes Sharpe ratio.....	30
5.1.3 Sammendrag av bruttoavkastning	32

5.2 PORTEFØLJENES FAKTOREKSPONERING OG MERAVKASTNING	32
5.2.1 Faktoreksponering og analytikerpreferanser.....	32
5.2.2 Porteføljenes risikojusterte meravkastning.....	36
5.2.3 Sammendrag av faktoreksponering og meravkastning	38
5.3 PORTEFØLJENES NETTOAVKASTNING	39
5.3.1 Omsatte kapitalandeler og påvirkning på nettoavkastning	39
5.3.2 Risikojustert meravkastning etter transaksjonskostnader.....	42
5.3.3 Sammendrag av nettoavkastning	44
5.4 HOVEDFUNN FRA ANALYSE OG RESULTATER	45
6. ROBUSTHETSANALYSER	47
6.1 UTELATELSE AV 2020	47
6.2 PORTEFØLJEUTVIKLING VED ULIKE START- OG SLUTTIDSPUNKT	49
6.2.1 Ulike sluttidspunkt	49
6.2.2 Ulike startidspunkt.....	51
6.2.3 Analysens sensitivitet for endrede perioder	53
6.3 FORSINKET REBALANSERING.....	53
7. KONKLUSJON OG FORSLAG TIL VIDERE STUDIER.....	55
7.1 KONKLUSJON	55
7.2 FORSLAG TIL VIDERE STUDIER.....	57
8. LITTERATURLISTE.....	59
9. VEDLEGG	63
VEDLEGG 1: BESKRIVELSE OG RESULTATER AV TESTER	63
Test 1: Shapiro-Wilk.....	63
Test 2: Breusch-Pagan.....	64
Test 3: Durbin-Watson	65
Test 4: Augmented Dickey-Fuller	65
VEDLEGG 2: QQ-PLOTT.....	67
VEDLEGG 3: HISTOGRAM OVER RESIDUALER	68
VEDLEGG 4: RESIDUALPLOTT	69

Tabeller

Tabell 1: Justering av selskaper til utvalg og analytikerstatistikk	12
Tabell 2: Observasjoner fordelt på selskapsstørrelse og analytikerkonsensus	13
Tabell 3: Avgrensning av hovedporteføljene	16
Tabell 4: Selskapsskift mellom porteføljer	17
Tabell 5: Porteføljekarakteristikker	19
Tabell 6: Porteføljenes Sharpe ratio	31
Tabell 7: Risikofaktorenes påvirkning på porteføljene	33
Tabell 8: Risikojustert brutto meravkastning	37
Tabell 9: Transaksjonskostnaders påvirkning på avkastning	39
Tabell 10: Risikojustert netto meravkastning	42
Tabell 11: Carharts firefaktormodell ved utelatelse av 2020.....	47
Tabell 12: Årlig markedsjustert bruttoavkastning ved endrede sluttidspunkt	49
Tabell 13: Årlig markedsjustert bruttoavkastning ved endrede starttidspunkt.....	51
Tabell V 1: Resultater Shapiro-Wilk	63
Tabell V 2: Resultater Breusch-Pagan.....	64
Tabell V 3: Resultater Durbin-Watson	65
Tabell V 4: Resultater Augmented Dickey-Fuller	66

Figurer

Figur 1: Porteføljes bruttoavkastning	27
Figur 2: Porteføljes kumulative bruttoavkastning	50
Figur 3: Forsinkede rebalanseringers effekt på årlig bruttoavkastning	54
Figur V 1: QQ-plott	67
Figur V 2: Histogram over residualer	68
Figur V 3: Residualplott	69

1. Innledning

1.1 Bakgrunn og motivasjon

Aksjeanbefalinger utstedes av analytikere med tilknytning til finansielle institusjoner, ofte omtalt som «meglerhus». Anbefalingenes hensikt er å tilby informasjon om dagens verdi av selskapet og dermed om en aksje er korrekt-, under- eller overpriset. Analysene deles blant annet med aksjemeglere, fondsforvaltere og investorer. Dersom analytikere besitter verdifull informasjon, kan det tenkes at det er mulig å profitere på å følge anbefalingene.

Hvilken informasjon som reflekteres i aktivapriser er et sentralt spørsmål innen finanst teori. Markedseffisienshypotesen sier at all tilgjengelig informasjon skal være reflektert i aksjekursene (Fama, 1970). Basert på denne hypotesen kan det hevdes at analytikere bidrar til markedseffisiens ved å tilby informasjon. På den andre siden vil det ikke være mulig å profitere på slik informasjon dersom offentlig informasjon er gjenspeilet i aksjekurser. Analytikers treffsikkerhet er i så måte et spørsmål om hvorvidt markedseffisienshypotesen holder eller ikke. Dersom hypotesen holder, bør det ikke være et marked for analytikeranbefalinger.

Verdien av analytikeranbefalinger, og ikke minst insentivene bak dem, har vært diskutert både i Norge og internasjonalt. Den profilerte investoren Peter Warren (2022) har omtalt analytikere som markedsførere for investeringsbankvirksomheten til institusjonene de tilhører, og stiller seg kritisk til hvorvidt analytikers interesser sammenfaller med brukere av analysene. Skepsisen underbygges av studien til Lin og McNichols (1998), som finner at analytikere er mer positive til selskaper som meglerhuset har en forbindelse til. Funnet indikerer at analytikere ikke isolert sett har som formål å redusere informasjonsasymmetrien i markedet. Dette gjenspeiles av investorers grad av skepsis til analytikeranbefalinger, som Morgan og Stocken (2003) finner i amerikanske markeder.

Tidligere studier viser imidlertid at analytikere tilbyr informasjonsverdi for investorer til tross for potensiell subjektivitet. Begivenhetsstudier, som blant annet utføres av Stickel (1995) og Womack (1996), presenterer signifikante prisdrifter etter endringer av analytikeranbefalinger. Når endringer fører til mer positive (negative) anbefalinger, observeres en positiv (negativ) prisdrift. Funnene i studiene tilsier at markedseffisienshypotesen ikke holder. Begivenhetsstudiene tester imidlertid kun om det er en signifikant prisdrift, og ikke om investorer kan profitere på informasjonen. Barber m.fl. (2001) konstruerer handelsstrategier

basert på analytikeranbefalinger for å undersøke om det er mulig å profitere på utstedelsene i praksis. Studien vurderer analytikers treffsikkerhet ved å konstruere porteføljer bestående av amerikanske selskaper med lignende analytikeranbefalinger over en tolvårsperiode. For å vurdere verdien av anbefalingene blir porteføljene sammenlignet med hverandre og markedsporteføljen. Funnene indikerer at selskaper med relativt høy andel positive anbefalinger presterer bedre enn selskaper med relativt høy andel negative anbefalinger, og studien utelukker ikke at profitable handelsstrategier kan konstrueres.

I denne masterutredningen følger vi Barber m.fl. (2001) sin metode. Formålet er å vurdere analytikers treffsikkerhet og undersøke om investorer kan konstruere konkrete handelsstrategier som profiterer på å følge analytikeranbefalinger. Vi vil i så måte teste om markedseffisienshypotesen kan hevdes å være brutt i det norske markedet i den aktuelle perioden. Vi inkluderer totalt 255 selskaper notert på Oslo Børs, og analysen er basert på årene 2014 til 2021.

1.2 Problemstilling

Hensikten med denne utredningen er å undersøke hvorvidt aksjeanbefalinger kan gi investorer på Oslo Børs meravkastning. Det finnes få studier fra nyere tid på norsk data som omhandler temaet. Den overordnede problemstillingen er:

Kan investorer på Oslo Børs oppnå meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger?

Vi benytter selskaper på Oslo Børs i tidsrommet fra 2014 til 2021 som grunnlag for besvarelsen av problemstillingen. I utredningen vil vi konstruere porteføljer bestående av enkeltaksjer basert på deres analytikeranbefalinger. Dersom en antar at aksjeanbefalinger bærer informasjonsverdi, bør porteføljer bestående av selskaper med positiv (negativ) anbefaling prestere bedre (dårligere) enn markedet. Vi analyserer derfor forskjellene i avkastning mellom porteføljene og markedet. En investor er imidlertid opptatt av risikojustert avkastning, og som ledd i besvarelsen av problemstillingen vektlegges dette. I forbindelse med porteføljenes risikoeksponering vil vi avdekke hvilke selskapskarakteristikker som driver aksjeanbefalinger. Transaksjonskostnader ved handelsaktivitet er sentralt med tanke på å kunne oppnå meravkastning i praksis, og inkluderes derfor i utredningen.

1.3 Struktur

Utredningen er delt inn i syv kapitler. Kapittel 1 beskriver motivasjonen for studien og forklarer dens problemstilling og struktur. I kapittel 2 presenteres tidligere studier innenfor samme fagområde for å sette utredningen i kontekst. I denne delen presenteres også relevant teori. Kapittel 3 er en beskrivelse av hvilke data som ligger til grunn for analysen og hvilke justeringer som gjennomføres. Videre omhandler kapittel 4 hvilke metoder vi anvender i analysen. I kapittel 5 analyseres og drøftes resultatene. Som en utvidelse av analysen vil det i kapittel 6 gjennomføres robusthetsanalyser for å undersøke sensitiviteten til problemstillingens svar ved endrede forutsetninger. Til slutt konkluderer vi utredningen i kapittel 7.

2. Litteratur

I kapittel 2 presenterer vi tidligere studier relatert til analytikeranbefalinger og relevant teori for masterutredningen. Delkapittel 2.1 inneholder korte beskrivelser av de aktuelle studiene for å sette denne utredningen i en kontekst. I delkapittel 2.2 gjennomgår vi det teoretiske grunnlaget, som omhandler markedseffisiens, prisingsteori og transaksjonskostnader.

2.1 Tidligere studier

Et fellestrekk for forskningslitteraturen på området er at den i stor grad fokuserer på amerikanske markeder. Tilgang på informasjon og relevans for verdensøkonomien er sannsynlige årsaker til dette. Oslo Børs inkluderes i noen analyser, men det er etter vår kjennskap ikke utarbeidet analyser av lignende omfang som denne utredningen på Oslo Børs i senere tid.

En av de første artiklene om analytikeranbefalinger ble publisert i 1933 av Alfred Cowles (1933). Studien ble utført på amerikanske selskaper. Over en periode på 4,5 år ble 7 500 aksjeanbefalinger fra 16 finansielle institusjoner skrevet ned, sammen med avkastninger til markedet og de aktuelle aksjene. Kun 6 av institusjonene ga meravkastning utover markedet og gjennomsnittlig meravkastning var -1,43%.

I studien til Barber m.fl. (2001) samles mer enn 360 000 anbefalinger fra omtrent 4 300 analytikere. Studien fokuserer på amerikanske markeder fra 1985 til 1996. Funnene tyder på at analytikeranbefalinger er verdifulle og kan benyttes til å oppnå meravkastning utover markedet. Etter transaksjonskostnader finner imidlertid studien at det er vanskelig å oppnå meravkastning, da en er avhengig av hyppig rebalansering for å kapre verdien i anbefalingene. Studien konkluderer med at lønnsomme strategier basert på analytikeranbefalinger ikke kan utelukkes.

Jegadeesh og Kim (2006) benytter tilnærmet samme metode som Barber m.fl. (2001) i sin studie. Forskjellen er at de undersøker handelsstrategier med flere rebalanseringsmekanismer og benytter data fra G7-landene. Studien konkluderer med at det finnes risikostjustert meravkastning basert på analytikeranbefalinger, men at dette er vanskelig å oppnå etter transaksjonskostnader.

Lin og McNichols (1998) undersøker om analytikers utstedelser av aksjeanbefalinger påvirkes av investeringsbankvirksomheten til meglerhusene. De analyserer en seksårsperiode i det

amerikanske markedet, og finner at anbefalinger fra meglerhus som leverer tjenester til det aktuelle selskapet er mer positive enn meglerhus uten tilknytning. Videre dokumenterer de forskjellige markedsreaksjoner på de to gruppene analytikeranbefalinger. Dersom et meglerhus har investeringsbankvirksomhet med selskapet, tolker markedet holdanbefalinger mer negativt.

Morgan og Stocken (2003) undersøker hvorvidt analytikere evner å formidle informasjon når investorer oppfatter analytikerens insentiver som forskjellige fra deres egne. Studien gjøres på amerikanske data. De finner at investorer er skeptiske til positiv informasjon når de mener at analytikere har andre insentiver, men at analytikere påvirker investorer mer når negative anbefalinger utstedes. Morgan og Stocken (2003) trekker frem overvekten av positive anbefalinger som en mulig forklaring på skepsisen blant investorer. Overvekten er tydeligere blant analytikere uten sammenfallende interesserer som investorer.

Studiene til McKnight og Todd (2006) og Azzi, Bird, Ghiringhelli og Rossi (2006) undersøker om analytikeranbefalinger kan gi risikojustert meravkastning. I motsetning til de andre studiene inkluderer de norske selskaper. Metodene som brukes er tilnærmet lik den som benyttes av Barber m.fl. (2001). Ved å undersøke analytikeranbefalinger i lys av systematiske risikofaktorer presentert av Fama og French (1993) og Carhart (1997), finner studiene ingen risikojustert meravkastning. De finner imidlertid indikasjoner på at analytikere foretrekker store selskaper som har prestert bra de siste 12 månedene.

Leidland og Sundnes (2015) gjennomfører i sin masterutredning en studie av analytikeranbefalinger på Oslo Børs. Hensikten er å kartlegge analytikeranbefalingers verdi. De benytter data fra årene 2005 til 2014. Studien konkluderer med at analytikeranbefalinger er verdifulle, men at det i praksis er utfordrende å profitere på dem grunnet høye transaksjonskostnader.

2.2 Teori

2.2.1 Markedseffisiens

Utredningen omhandler verdiskaping utover markedet, og teorien om markedseffisiens er dermed sentral. Markedseffisienshypotesen sier at det ikke er mulig å skape meravkastning i et effisient marked. Effisiensgrader deles i tre: svak, halvsterk og sterk (Fama, 1970).

Svak effisiensgrad kjennetegnes ved at den eneste informasjonen som er gjenspeilet i markedet er prishistorikk, handelsvolum og andre tilgjengelige historiske markedsdata. En investor vil i et slikt marked ikke kunne oppnå meravkastning basert på teknisk analyse eller lignende former for prediksjoner basert på prishistorikk.

Halvsterk effisiensgrad kjennetegnes ved at all offentlig tilgjengelig informasjon gjenspeiles i markedet. Aksjekurser tilpasses slik at tilgjengelig informasjonen fra eksempelvis børsmeldinger og rapporter innkalkuleres umiddelbart. I denne situasjonen vil investorer ikke kunne skape meravkastning basert på teknisk eller fundamental analyse. Privat informasjon og innsideinformasjon er de eneste kildene til meravkastning i denne typen marked.

Sterk effisiensgrad kjennetegnes ved at all informasjon gjenspeiles i markedet. Markeder tilpasses umiddelbart, og det er ikke mulig å benytte informasjonsinnhenting til å skape systematisk meravkastning.

2.2.2 Prisingsteori

Analytikeranbefalinger baserer seg i stor grad på selskapenes fundamentale verdier og fremtidsutsikter. Usystematisk risiko har imidlertid stor påvirkning på enkeltaksjers utvikling. Ved å samle enkeltaksjer til porteføljer oppnår man en diversifiseringseffekt, som reduserer graden av usystematisk risiko. Dette er en sentral del av moderne porteføljeteori, og ble introdusert av Markowitz (1952). Han konkluderer med at investorer burde maksimere avkastning og minimere risiko ved å samle finansielle aktiva og holde en portefølje. Porteføljekonstruksjoner gjør det mulig å vurdere analytikerens verdi med robusthet ved å hensynte systematiske risikofaktorer.

Kapitalverdimodellen

Bodie m.fl. (2020) beskriver kapitalverdimodellen¹ som et lineært forhold mellom forventet kapitalavkastning og systematisk risiko. Modellen forklarer hvordan investorer blir kompensert for eksponering mot systematisk risiko gjennom en risikopremie. Risikopremien er markedsporteføljens avkastning utover risikofritt aktivum, som investorer ellers kunne oppnådd. Kapitalverdimodellen tar utgangspunkt i arbeid fra Markowitz (1952), og ble

¹ På engelsk: Capital Asset Pricing Model (CAPM).

presentert av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966). Den benyttes i forbindelse med finansiell modellering grunnet innsikten den gir. Formelt beskrives modellen som

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

hvor $E(r_i)$ er forventet avkastning, r_f representerer risikofritt aktivum og β_i er koeffisienten til markedspremien $(r_m - r_f)$. Dersom den faktiske avkastningen avviker fra kapitalverdimodellens forventede avkastning, vil differansen omtales som negativ eller positiv avkastning utover markedet. Slike under- og overprestasjoner kalles for meravkastning, og tilsvarer konstantleddet i modellen gitt ved

$$r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i(r_m - r_f) + e_i.$$

Her representerer $r_i - r_f$ faktisk avkastning utover risikofritt aktivum, α_i viser det estimerte konstantleddet og e_i er modellens feilledd.

Fama og French sin trefaktormodell

Bodie m.fl. (2020) beskriver en multifaktormodell som en analyse av sammenhengen mellom ulike risikofaktorer og en porteføljes avkastning. Fama og French (1993) utvider kapitalverdimodellen og presenterer trefaktormodellen som inneholder to systematiske risikofaktorer utover markedsfaktoren. De viser at størrelses- og verdifaktoren er systematiske risikofaktorer som ikke fanges opp av kapitalverdimodellens betaverdi. Modellen er gitt ved

$$r_i - r_f = \alpha_i + \beta_{1i}(r_m - r_f) + \beta_{2i}SMB + \beta_{3i}HML + e_i.$$

I formelen ovenfor representerer β_{1i} , β_{2i} og β_{3i} koeffisientene til risikofaktorene. SMB og HML er systematiske risikofaktorer og e_i er modellens feilledd.

Størrelsesfaktoren SMB (*Small Minus Big*) er en risikofaktor som justerer for om selskapsstørrelse har en signifikant effekt på avkastningen (Fama & French, 1993). Faktoren oppstod på grunnlag av hypotesen om at aksjene til mindre selskaper antas å prestere bedre enn større selskaper over tid. Selskapsstørrelse måles som markedsverdi av egenkapitalen. En positiv koeffisient medfører at porteføljen er relativt mer eksponert mot små enn store selskaper.

Verdifaktoren HML (*High Minus Low*) skiller mellom verdi- og vekstaksjer ved bruk av bok/marked-multippelen². Selskaper med relativt høy multippel klassifiseres som verdiselskap og selskaper med relativt lav multippel omtales som vekstselskap. Risikofaktoren justerer for om selskapers verdi- og vekstegenskaper har signifikant påvirkning på avkastningen. En positiv koeffisient medfører at porteføljen er relativt mer eksponert mot verdiselskaper enn vekstselskaper.

Carharts firefaktormodell

Carhart utvider trefaktormodellen med en momentumfaktor (Carhart, 1997). Bakgrunnen for utvidelsen er at han anser aksjers utvikling det siste året som en systematisk risikofaktor. Momentumfaktoren justerer for om selskapers prestasjoner siste året har signifikant påvirkning på avkastningen. En positiv koeffisient medfører at porteføljen er mer eksponert mot selskaper med høy avkastning siste 12 måneder enn selskaper med lav avkastning. Carharts firefaktormodell er gitt ved

$$r_i - r_f = \alpha_i + \beta_{1i}(r_m - r_f) + \beta_{2i}SMB + \beta_{3i}HML + \beta_{4i}MOM + e_i,$$

hvor β_{4i} er koeffisienten til momentumfaktoren MOM.

2.2.3 Transaksjonskostnader

Som et sentralt ledd i denne utredningen skal avkastning beregnes etter transaksjonskostnader. Begrepet brukes om summen av alle kostnader forbundet med kjøp og salg av aksjer. Transaksjonskostnader kan deles inn i direkte og indirekte kostnader (Ødegaard, 2009).

Direkte kostnader

Direkte kostnader knytter seg typisk til avgifter og kommisjoner. I skrivende stund (desember 2022) er for eksempel kurtasje for verdipapirhandel hos nettmegleren Nordnet mellom 0,049% og 0,2% (Nordnet, 2022). Norges Bank har på sin side estimert direkte kostnader til mellom 0,02% og 0,15% for Statens pensjonsfond utland (Norges Bank, 2005). Kostnadssatsene er direkte tilgjengelige i markedet og utgjør ikke et måleproblem.

² $\frac{\text{Bokført verdi av egenkapital}}{\text{Markedsverdi av egenkapital}}$

Indirekte kostnader

Indirekte kostnader utgjør ofte en større andel av de totale transaksjonskostnadene enn direkte kostnader. Keim og Madhavan (1998) har skrevet en artikkel der de deler indirekte kostnader inn i tre hovedpunkter: spread³, prispåvirkningseffekter⁴ og alternativkostnader ved implementering⁵. Det første punktet er av interesse for denne utredningen. Grunnet oppgavens forutsetninger er de to siste punktene overflødige, og forklares ikke nærmere.

Spread er en kostnad ved å utføre en handel. Dersom laveste kvoterte salgskurs er 100,50 kroner og høyeste kvoterte kjøpskurs er 100,00 kroner, må enten kjøper eller selger møte motparten ved å akseptere en pris som er 50 øre mindre gunstig. Denne differansen defineres som spread, og beskrives av Stoll og Whaley (1983) og Ødegaard (2009). Ødegaard presenterer to ulike tilnærminger for å beregne kostnaden for spread. Relativ spread er en tilnærming hvor kostnaden tilfaller begge parter fullt ut, mens effektiv spread er en tilnærming hvor kostnaden over tid deles mellom partene. I denne utredningen benytter vi relativ spread, og bakgrunnen for valget vil utdypes i delkapittel 4.3. Relativ spread er gitt ved

$$RS = \frac{SK - KK}{(SK + KK)/2}$$

hvor SK er laveste salgskurs og KK er høyeste kjøpskurs ved dagens slutt.

De totale transaksjonskostnadene er summen av de indirekte og direkte kostnadene.

³ I mangel på et godt norsk ord, benytter vi det engelske ordet *spread* gjennomgående i oppgaven. *Spread* betyr differanse mellom kjøpers høyeste og selgers laveste kurs.

⁴ Prispåvirkningseffekter forklares som effekten av at en kjøper eller selger påvirker markedsprisen.

⁵ Alternativkostnader ved implementering forklares som kostnader en investor har som følge av at kun deler av en handel er gjennomført og at den faktiske porteføljen ikke tilsvarer den ønskede. Det er differansen i avkastning til ønsket og faktisk portefølje som utgjør kostnaden.

3. Data

Dette kapitlet omhandler data som er benyttet i masterutredningen. All data baserer seg på tidsrommet fra 1. januar 2014 til 31. desember 2021. Dataen brukes som grunnlag for å analysere analytikeranbefalinger av aksjer som er notert på Oslo Børs. Delkapittel 3.1 tar for seg ulike data som hentes inn og hvilke datakilder som benyttes. Videre omhandler delkapittel 3.2 hvilke valg og datajusteringer som gjøres.

3.1 Datainnhenting

3.1.1 Innhenting av selskaps- og indeksinformasjon

I tidsrommet fra 1. januar 2014 til 31. desember 2021 har 255 unike selskaper vært notert på Oslo Børs (OSEAX) minst én dag⁶. Disse selskapene henter vi ut data for, med unntak av tilfeller der Bloomberg mangler data for samtlige dager i perioden de er notert. Det gjelder til sammen 42 selskaper, som stort sett er små og har vært notert i en kort periode. Dette medfører at datasettet består av 213 selskaper før videre justeringer, som beskrives i delkapittel 3.2.

Bloomberg benyttes for å hente ut kvoteringer for selskapers aksjekurs og markedsverdi⁷ ved dagens slutt. Aksjekursene justeres for dividender⁸ og kapitalhendelser som ellers vil skape skjevhet ved beregning av daglig avkastning. Utover dette henter vi kjøper- og selgerkurser fra Bloomberg. Dette benyttes i beregningen av transaksjonskostnader som beskrives nærmere i delkapittel 4.3. Bloomberg benyttes også for å hente ut daglige kvoteringer for OSEAX-indeksen i perioden.

Det er foretatt stikkprøver mellom data fra Bloomberg og blant annet Børsprosjektet ved NHH. Stikkprøvene viser svært få avvik mellom databasene, og avvikene som finnes er minimale. Vi konkluderer dermed med at dataene som er hentet fra Bloomberg er korrekte.

Vi henter daglig analytikerkonsensus⁹ og antall enkeltanbefalinger for selskapene fra Bloomberg. Bloomberg definerer analytikerkonsensus som et nåværende gjennomsnitt av alle

⁶ Med «dag» menes det gjennomgående handelsdag i denne utredningen, og tilsvarer omtrent 250 dager i et kalenderår.

⁷ Med «markedsverdi» menes det gjennomgående markedsverdi av egenkapital i denne utredningen.

⁸ Aksjekursene justeres både for aksje- og kontantutbytte.

⁹ Konsensus brukes i denne sammenheng annerledes enn tradisjonell betydning skulle tilsi. Det er ikke en enighet mellom analytikere om at analytikerkonsensusen er representativt. Bloomberg definerer imidlertid analytikerkonsensus som gjennomsnittet av de gjeldende anbefalingene, og det er denne definisjonen vi benytter.

gyldige individuelle anbefalinger for et selskap. Anbefalinger gis på en skala fra 1 til 5, hvor 1 indikerer en sterk salgsanbefaling, 2 indikerer en salgsanbefaling, 3 indikerer en holdanbefaling, 4 indikerer en kjøpsanbefaling og 5 indikerer en sterk kjøpsanbefaling. Analytikerkonsensus, som hentes ut daglig for hvert selskap i åtteårsperioden, danner grunnlaget for analysen vår. En analytikers anbefaling er gyldig i ett år dersom ingen justeringer forekommer. En holdbarhet på ett år samsvarer med tidligere studier som blant annet Barber m.fl. (2001), og bakgrunnen for dette valget begrunnes nærmere i delkapittel 4.1. Dette innebærer at én publisert anbefaling fra et meglerhus på et spesifikt selskap vil inngå i beregningen av analytikerkonsensus for det aktuelle selskapet i 250 dager dersom ingen oppdateringer gjøres. Alle selskaper som har minst én gyldig analytikeranbefaling, vil derfor til enhver tid ha en analytikerkonsensus.

3.1.2 Innhenting av faktorpremier og risikofritt aktivum

Vi skal i delkapittel 5.2 analysere porteføljenes risikjusterte meravkastning ved hjelp av faktormodellene til Fama og French (1993) og Carhart (1997). For å gjennomføre dette henter vi de ulike faktorporteføljenes avkastning beregnet på månedsbasis. Dette er data som oppdateres og publiseres av Ødegaard (2022). Faktorene som hentes ut er avkastningen for Oslo Børs, størrelsesfaktoren, verdifaktoren og momentumfaktoren. Nærmere beskrivelse av faktorene introdusert av Fama og French (1993) og Carhart (1997) ble introdusert i delkapittel 2.2.

For å gjennomføre faktoranalysene trenger vi estimater på kortsiktige, norske renter ettersom porteføljene kun inneholder norske selskaper og porteføljene rebalanseres hyppig. De kortsiktige rentene skal tilsvare risikofritt aktivum, og vil representere alternativkostnaden ved å holde en portefølje fremfor å investere i risikofritt aktivum.

Vi bruker NIBOR som estimat på den kortsiktige risikofrie renten, slik som Morningstar (2022) og Ødegaard (2017) foreslår. Vi henter NIBOR-beregninger fra databasen til Bloomberg. NIBOR beregnes og publiseres månedlig og gir dermed et godt sammenligningsgrunnlag for våre porteføljer.

3.2 Datajustering

Mange selskaper i datasettet er kun notert på Oslo Børs i deler av det aktuelle tidsrommet. Likevel har Bloomberg data på flere av disse selskapene i perioder hvor de ikke er notert. Dette medfører at vi må bearbeide datasettet slik at det kun inneholder data for et selskap i den eksakte perioden det er notert på Oslo Børs. Informasjon om børsnotering og avlisting hentes gjennom Newsweb, som er Euronext sin nettside for børsmeldinger (Euronext, 2022).

Tabell 1: Justering av selskaper til utvalg og analytikerstatistikk

Tabellen gir en oversikt over antall selskaper listet på Oslo Børs (2) de ulike årene (1), og hvor mange selskaper som er inkludert i utvalget (5). En del selskaper forsvinner ulike år grunnet manglende anbefaling (3). Videre ekskluderes selskaper fra år hvor likviditeten er lav (4). Det er overlapp mellom selskaper uten anbefaling og selskaper som har lav likviditet. Kolonne (6) og (7) gir en oversikt over antall analytikere (gyldige anbefalinger), og kolonne (8) består av utvalgets gjennomsnittlige analytikerkonsensus fordelt på de forskjellige årene.

År	Oslo Børs	Uten Anbefaling	Lav Likviditet	Utvalg	Analytikere per selskap		Gjennomsnittlig konsensus
					Gjennomsnitt	Median	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
2014	173	60	25	98	9,61	8	4,09
2015	171	53	24	106	9,69	8	3,85
2016	167	47	20	108	9,03	7	3,82
2017	177	49	15	123	8,42	7	4,07
2018	179	48	19	120	8,19	6	4,16
2019	181	57	19	126	8,05	6	4,29
2020	183	42	5	139	7,46	5	4,10
2021	198	36	4	160	6,99	5	4,25

Vi fjerner observasjoner fra datasettet for dager hvor selskaper er på Oslo Børs uten å ha analytikerkonsensus. I tillegg står enkelte selskaper oppført med analytikerkonsensus hos Bloomberg, selv om selskapet den samme dagen har antall anbefalinger lik null. Bloomberg har bekreftet at analytikerkonsensus skal baseres på minst én gyldig analytikeranbefaling. Siden enkelte observasjoner bryter med dette, fjerner vi de aktuelle dagene for å sikre kvalitet i datasettet.

En forutsetning for å kunne kjøpe og selge aksjer på daglig basis er at aksjene har tilfredsstillende likviditet. Ifølge Johnsen (2011) har flere aksjer på Oslo Børs lav likviditet, noe som medfører begrensede handelsmuligheter. Indeksen OB Standard inneholder selskaper som i gjennomsnitt har færre enn 10 handler per dag og samtidig ikke har en likviditetsgarantist (Finansleksikon, 2022). Denne indeksen er ment å representere illikvide selskaper. Videre poengterer også Ødegaard (2007) at antall handler er en sentral del av aksjers likviditet. For vår analyse, som baserer seg på konstruerte porteføljer, foretar vi dermed en ytterligere justering med hensyn til likviditet. Vi velger å eliminere selskaper fra år hvor antall handler i aksjen i gjennomsnitt er under 10 per dag.

For å få overblikk over datagrunnlaget er det hensiktsmessig å betrakte utvalget fordelt etter selskapsstørrelse og analytikerkonsensus. Tabellen nedenfor sorterer små, medium og store selskaper og viser observasjonshyppigheten i de ulike konsensusintervallene for disse.

Tabell 2: Observasjoner fordelt på selskapsstørrelse og analytikerkonsensus

Tabellen viser hvor mange daglige enkeltobservasjoner av gyldige konsensusanbefalinger vi har for selskapene i utvalget. I avgrensningsdefinisjonene presentert horisontalt representerer «x» en selskapsobservasjon for en gitt dag. Et selskap defineres som stort dersom markedsverdien den aktuelle dagen overstiger 10 milliarder kroner. På samme måte defineres et selskap som medium dersom markedsverdien er mellom 2 og 10 milliarder kroner, mens et lite selskap har en markedsverdi på mindre enn 2 milliarder kroner.

	$5 \geq x \geq 4,5$	$4,5 > x \geq 4$	$4 > x \geq 3,5$	$3,5 > x \geq 3$	$3 > x \geq 1$
Store	14 085 14,29%	18 199 35,15%	14 256 46,45%	12 446 40,71%	7 333 32,09%
Medium	47 534 48,22%	24 485 47,30%	10 777 35,11%	6 344 20,75%	4 893 21,41%
Små	36 952 37,49%	9 085 17,55%	5 659 18,44%	11 779 38,53%	10 627 46,50%
Totalt	98 571 100%	51 769 100%	30 692 100%	30 569 100%	22 853 100%

Vi observerer en overvekt av kjøpsanbefalinger i datasettet vårt. Merk at kolonnen lengst til høyre omfatter analytikerkonsensus fra 1 til 3, mens de øvrige kolonnene omfatter

konsensusintervaller på 0,5. Totalt antall konsensusobservasjoner er likevel fallende for hvert konsensusintervall når vi studerer dem fra høy til lav analytikerkonsensus.

4. Metode

Kapittel 4 er en beskrivelse av metoder som benyttes i analysen. Vi konstruerer porteføljer basert på analytikerkonsensus for å avgjøre om analytikeranbefalinger kan følges for å oppnå risikojustert meravkastning. Dette følger Barber m.fl. (2001) sin tilnærming. I delkapittel 4.1 redegjør vi for konstruksjonen av porteføljene som benyttes. Videre redegjør vi i delkapittel 4.2 for hvordan regresjonsanalyser opp mot systematiske risikopremier gjennomføres. I delkapittel 4.3 beskrives utarbeidelsen av transaksjonskostnader for rebalanseringer. Avslutningsvis beskriver vi robusthetsanalyser i delkapittel 4.4. Disse gjennomføres i kapittel 6.

4.1 Porteføljer

4.1.1 Porteføljekonstruksjon

I konstruksjonen av porteføljene benytter vi Barber m.fl. (2001) sin metode. Porteføljene utarbeides med utgangspunkt i selskapenes daglige analytikerkonsensus. Analytikerkonsensus, $\bar{A}_{i,d}$, er gjennomsnittet av alle enkeltanbefalinger for aksje i på dag d . Vi benytter analytikerkonsensus på dag $d - 1$ for å avgjøre porteføljesammensetningen på dag d . Dette følger metoden brukt av Barber m.fl. (2001), og er logisk for vårt formål. En investor skal ved starten av en dag, når all informasjon fra gårdsdagen er tilgjengelig, kunne konstruere en portefølje. Sammensetningen av porteføljene endres på daglig basis. Følgelig vil en fange opp daglige endringer i konsensus. På denne måten mister vi ikke eventuell verdifull kursutvikling rett etter konsensuskifte.

Som beskrevet i delkapittel 3.1 velger vi å holde en megleranbefaling gyldig i ett år dersom ingen endringer forekommer. Dette samsvarer med studiene til blant annet Barber m.fl. (2001) og Bianchini m.fl. (2010), og det er også denne holdbarheten Bloomberg opererer med. Valget vil imidlertid ha betydning for analysen vår, og det er viktig å ha et bevisst forhold til dette. For lang gyldighet kan medføre at vi undervurderer verdien til en anbefaling dersom det finnes mean reversion¹⁰. På den andre siden vil en for kort gyldighetsperiode medføre at vi ikke observerer den fulle aksjeutviklingen i etterkant av en anbefaling, fordi aksjen ekskluderes for tidlig. Analytikere utsteder anbefalinger med kursmål basert på 12 måneders tidshorisont, og en gyldighet på ett år vil derfor være metoden som følger de faktiske anbefalingene. Tidligere

¹⁰ Dette er definert av Poterba og Summers (1988) som at en aksje som oftest vil konvergere til gjennomsnittsprisen over tid.

studier har konkludert med at ett års gyldighet er den varigheten som eliminerer de uønskede effektene i størst grad. Dette er bakgrunnen for vårt valg om at en anbefaling er gyldig i ett år.

Vi benytter samme intervaller som Barber m.fl. (2001) i porteføljekonstruksjonen. I delkapittel 3.2 observerte vi en overvekt av positive anbefalinger. Barber m.fl. (2001) observerer en lignende fordeling og velger å samle alle observasjoner med analytikerkonsensus mellom 1 og 3 i én portefølje. De resterende porteføljene består av observasjoner med analytikerkonsensus innenfor et intervall på 0,5. Portefølje P1 består av aksjer med høyest analytikerkonsensus, og er ment å samle selskaper som analytikere mener er de beste kjøpskandidatene. Portefølje P5 består på samme måte av selskaper som har lavest analytikerkonsensus, og er ment å samle selskaper analytikere mener man bør selge.

Tabell 3: Avgrensning av hovedporteføljene

Tabellen viser hvilke konsensusintervaller som utgjør de forskjellige porteføljene.

Portefølje	Konsensusintervall
P1	$\bar{A}_{id-1} \geq 4,5$
P2	$4,5 > \bar{A}_{id-1} \geq 4$
P3	$4 > \bar{A}_{id-1} \geq 3,5$
P4	$3,5 > \bar{A}_{id-1} \geq 3$
P5	$\bar{A}_{id-1} < 3$

Porteføljene bør være så store at de er veldiversifiserte og gir godt grunnlag for tolkning av resultater. Ved for små porteføljer er resultater mindre representative for analytikere. Samtidig ønsker vi en viss forskjell mellom porteføljene for å skille ut potensielle effekter av forskjellig analytikerkonsensus. For å balansere begge hensyn benytter vi i likhet med Barber m.fl. (2001) fem hovedporteføljer. Vi vil imidlertid også undersøke om resultatene endres ved å konstruere to bredere porteføljer, der vi skiller mellom positiv konsensus (heretter omtalt som PK) og negativ konsensus (heretter omtalt som NK). Grensen settes slik at PK består av selskaper med $\bar{A}_{id-1} \geq 3,5$ og NK består av selskaper med $\bar{A}_{id-1} < 3,5$. Disse vil følgelig brukes som støtte for funn vi gjør i hovedanalysen. I delkapittel 5.2 vil vi i tillegg inkludere en langkort-portefølje (heretter omtalt som P1-P5) med en kjøpsposisjon i P1 og en salgsposisjon i P5. Dersom

analytikere er treffsikre med både kjøps- og salgsanbefalinger forventer vi at P1-P5 oppnår høy og risikjustert meravkastning.

I løpet av analyseperioden beveger selskaper seg mellom porteføljer. Tabell 4 viser hvordan skiftene fordeler seg mellom de fem hovedporteføljene.

Tabell 4: Selskapsskift mellom porteføljer

Tabellen gir en oversikt over antall selskapsbevegelser mellom hovedporteføljene i perioden fra 2014 til 2021. Informasjonen leses som at selskaper flytter seg fra porteføljene oppgitt vertikalt til porteføljene oppgitt horisontalt.

Fra portefølje	Til portefølje					Totalt	Andel
	P1	P2	P3	P4	P5		
P1	-	370	9	23	3	405	17,67%
P2	328	-	328	27	2	685	29,89%
P3	4	314	-	237	2	557	24,30%
P4	53	20	229	-	168	470	20,51%
P5	6	1	0	168	-	175	7,64%
Totalt	391	705	566	455	175	2292	100,00%
Andel	17,06%	30,76%	24,69%	19,85%	7,64%	100,00%	

Av tabellen ser vi at skift stort sett skjer mellom konsensusintervallene som ligger inntil hverandre. Vi merker oss også at det er flere skift mellom porteføljer bestående av selskaper med høy analytikerkonsensus.

4.1.2 Beregning av porteføljeavkastning

For å utarbeide porteføljeavkastninger trenger vi aksjeavkastninger. Dette beregnes som enkel avkastning gitt ved

$$R_{id} = \frac{K_{id} - K_{id-1}}{K_{id-1}}$$

R_{id} er avkastningen til aksje i på dag d , K_{id} er den kvoterte kursen til aksje i på dag d , og K_{id-1} er den kvoterte kursen til aksje i på dag $d - 1$. Dette beregnes daglig for alle selskapene i utvalget. Videre er den daglige verdivektede avkastningen for portefølje p , R_{pd} , gitt ved

$$R_{pd} = \sum_{i=1}^{n_{pd-1}} x_{id-1} * R_{id}.$$

I formelen over tilsvarer x_{id-1} markedsverdien til selskap i ved handelsslutt på dag $d - 1$, dividert på summen av markedsverdien til alle selskaper i portefølje p ved dag $d - 1$. Videre representerer R_{id} avkastningen til aksje i på dag d , og n_{pd-1} er antall selskaper i portefølje p ved handelsslutt på dag $d - 1$.

Avslutningsvis regnes porteføljenes avkastninger om til månedlig og årlig avkastning for våre analyseformål. Dette beregnes med metoden for geometrisk gjennomsnitt fremfor et aritmetisk gjennomsnitt. Bakgrunnen for valget er at geometrisk gjennomsnitt i større grad hensyntar negative avkastninger, og at avkastninger i en portefølje over flere år er avhengig av tidligere avkastning. Et geometrisk gjennomsnitt vil fange opp «renters rente»-effekten og dermed være passende for vårt formål. Et aritmetisk gjennomsnitt vil potensielt gi for høye avkastningstall og følgelig ikke være det korrekte målet for beregning av porteføljenes avkastning.

4.1.3 Verdivektete porteføljer

Vi observerer at større selskaper tenderer mot å ha bredere analytikerdekning i form av flere analytikere. Dette er et ventet funn, da analytikere i større grad dekker store og kjente selskaper fremfor små og relativt ukjente selskaper. Vi observerer i datasettet at analytikerkonsensus gjerne bygger på 40 til 50 enkeltanbefalinger for de større selskapene. På den andre siden observerer vi i noen tilfeller mindre selskaper hvor analytikerkonsensus kun baserer seg på én enkeltanbefaling. Analytikerkonsensus som baseres på flere enkeltanbefalinger kan hevdes å være mer representative for analytikerbransjen sammenlignet med analytikerkonsensus som baseres på færre enkeltanbefalinger. Derfor er det en fare for at selskaper med få enkeltanbefalinger vektlegges for mye ved likevekting av porteføljene. Verdivektete porteføljer hensyntar skjevheten vi observerer i antall enkeltanbefalinger per selskap.

Et annet argument for verdivektete porteføljer omhandler porteføljeforvaltning i praksis. Ved dagens slutt er det enten kjøper- eller selgerkurs som blir stående som sluttkurs. Vekslingen mellom de to fører til støy i målingen av avkastning. Dette er en problemstilling som gjør seg mest gjeldende for volatile og illikvide aksjer, og slike aksjer kjennetegnes av selskaper med lav markedsverdi. Effekten blir forsterket i en likevektet portefølje hvor små selskaper får like

stor innflytelse som store, likvide selskaper. Blume og Stambaugh (1983) diskuterer denne problemstillingen ytterligere.

Et tredje argument for verdivektede porteføljer er at det øker sannsynligheten for å kapre den økonomiske relevansen av våre resultater. Dette skyldes at avkastningene til større selskaper vil få større innflytelse på den samlede avkastningen. På den andre siden kan det føre til en skjevhet i konklusjonene om hvorvidt analytikere er treffsikre eller ikke. I henhold til markedsteori forventes store selskaper å være mer effisiente enn små selskaper. Dette kan føre til at vi neglisjerer analytikerens treffsikkerhet for mindre selskaper hvor det forventes større sannsynlighet for at ikke all informasjon er reflektert i markedsprisene.

Basert på sammenheng mellom antall analytikere og markedsverdi, likevekt-problematikken presentert av Blume og Stambaugh (1983), og betydningen av store selskaper, velger vi en fremgangsmåte hvor vi konstruerer verdivektede porteføljer. Dette samsvarer med metoden til Barber m.fl. (2001).

4.1.4 Porteføljekarakteristikker

Porteføljene konstrueres basert på hvilken konsensusgruppe selskapene tilhører på dag $d - 1$. Porteføljevekt til aksje i finner vi ved å dividere markedsverdien på summen av porteføljens totale markedsverdi på dag $d - 1$. Porteføljene rebalanseres ved dagens slutt og vi opprettholder dermed verdivekting av selskaper.

Tabell 5: Porteføljekarakteristikker

Tabellen viser karakteristikker for porteføljene P1 til P5, PK, NK og hele utvalget i analysen. Tabellen baseres på gjennomsnittlig månedlig data. Antall selskaper (2) viser hvor mange selskaper som i gjennomsnitt observeres i en portefølje per måned. Andel av total markedsverdi per selskap (3) viser hvor mye gjennomsnittsselskapet per portefølje utgjør av den totale markedsverdien i utvalget. Anbefalinger per selskap (4) angir hvor mange gyldige enkeltanbefalinger en analytikerkonsensus i gjennomsnitt er basert på. Analytikerkonsensus (5) angir den gjennomsnittlige observerte analytikerkonsensusen i porteføljene. Andel av total markedsverdi i utvalget (6) viser hvor stor andel av den gjennomsnittlige markedsverdien til utvalget de forskjellige porteføljene utgjør.

Portefølje	Antall selskaper (<i>min, max</i>)	Andel av total markedsverdi per selskap (%)	Anbefalinger per selskap	Analytiker- konsensus	Andel av total markedsverdi i utvalg (%)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
P1	51,18 (28, 84)	0,26	5,19	4,88	13,40
P2	30,74 (17, 49)	0,62	9,54	4,20	18,98
P3	19,32 (6, 31)	1,36	11,98	3,71	26,35
P4	18,34 (10, 30)	1,64	10,86	3,16	30,05
P5	12,31 (4, 27)	0,91	11,09	2,23	11,23
PK	89,64 (60, 133)	0,66	7,60	4,48	58,72
NK	28,11 (16, 42)	1,47	10,79	2,78	41,28
Utvalg	112,83 (89, 152)	0,89	8,45	4,08	100

Vi observerer at utvalget i gjennomsnitt består av 112,83 selskaper per måned. Selskapene har i gjennomsnitt 8,45 gyldige anbefalinger per dag, og den gjennomsnittlige analytikerkonsensusen er 4,08. Dette indikerer at analytikere tenderer mot å utstede kjøpsanbefalinger heller enn salgsanbefalinger. Vi merker oss også en sammenheng mellom selskapsstørrelse og analytikerdekning. P1 har klart færrest anbefalinger per selskap og gjennomsnittsselskapet utgjør minst andel av den totale markedsverdien. Dette indikerer at små selskaper har lavere grad av analytikerdekning.

Vi ser av Tabell 5 at det er relativt store forskjeller blant porteføljene. Gjennomsnittlig antall selskaper synker med lavere analytikerkonsensus. Samtidig ser vi at porteføljene med lavest andel av total markedsverdi i utvalget er P1 og P5, med henholdsvis 13,40% og 11,23%. Av dette forstår vi at det er mange selskaper som får sterk kjøpsanbefaling, men at disse jevnt over er mindre målt i markedsstørrelse. I tillegg observerer vi at selskaper som får salgsanbefaling er større enn selskaper som får kjøpsanbefaling. P3 og P4 inneholder imidlertid de største

selskapene. Dette tyder på at det er uvanlig for de største selskapene å befinne seg i ytterporteføljene. I støtteporteføljene PK og NK ser vi et markant skille i antall selskaper. PK består i gjennomsnitt av mer enn tre ganger så mange selskaper som NK. Andelen av total markedsverdi er imidlertid mer balansert. I kolonne 3 observerer vi dermed at PK består av mindre selskaper enn NK.

4.2 Regresjonsanalyser

I likhet med Barber m.fl. (2001) måler vi risikojustert meravkastning for porteføljene. Med regresjonsanalyser undersøker vi om Fama og French (1993) og Carhart (1997) sine systematiske risikofaktorer kan forklare porteføljeavkastningene. Faktorene er presentert i delkapittel 2.2. Som Næs m.fl. (2009) beskriver er risikofaktorene av interesse for avkastningsanalyse på Oslo Børs.

Carharts firefaktormodell er en utvidelse av Fama og French sin trefaktormodell. Sistnevnte vil tilsvare et tilfelle der momentumkoeffisienten bortfaller. Carharts firefaktormodell er gitt ved

$$R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - r_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \beta_{4p}MOM_t + e_{pt},$$

hvor $R_{pt} - r_{ft}$ er månedlig avkastning utover risikofri rente for portefølje p i måned t , α_p er porteføljens avkastning som ikke kan forklares av de systematiske risikofaktorene, β_{1p} til β_{4p} angir hvor mye de tilhørende faktorene påvirker porteføljens avkastning, $R_{mt} - r_{ft}$ er markedsfaktoren i måned t , SMB_t er størrelsesfaktoren i måned t , HML_t er verdifaktoren i måned t , MOM_t er momentumfaktoren i måned t og e_{pt} er residualet til portefølje p i måned t .

Faktorene er tilgjengelige på månedlig basis og det er følgelig den månedlige avkastningen til porteføljene som brukes som grunnlag for regresjonsanalysene. Regresjonsanalysene gjøres ved minste kvadraters metode¹¹. Forutsetninger for minste kvadraters metode er beskrevet og testet i Vedlegg 1 til Vedlegg 4.

¹¹ På engelsk: Ordinary Least Squares (OLS). Navnet på metoden kommer av at regresjonslinjen tilpasses slik at summen av kvadratene av residualene minimeres.

4.3 Transaksjonskostnader

For å undersøke porteføljenes nettoavkastning trenger vi estimater på kostnadene forbundet med å utføre handelsstrategiene. Vi følger metoden som blant annet utføres av Barber m.fl. (2001) og Stoll og Whaley (1983), og benytter kommisjonskostnader og spread som grunnlag for transaksjonskostnader. For å estimere de totale transaksjonskostnadene multipliserer vi porteføljenes årlige omsatte kapitalandeler¹² med et estimat på kostnad per transaksjon.

4.3.1 Omsatte kapitalandeler

Som et steg på veien for å finne de totale transaksjonskostnadene kalkulerer vi et estimat på den daglige omsatte kapitalandelen for hver portefølje. Den daglige omsatte kapitalandelen for portefølje p på dag d defineres som prosentandelen av porteføljens beholdning ved handelsslutt på dag $d - 1$ som er kjøpt eller solgt ved handelsslutt på dag d . Det vil dermed tilsvare andelen av porteføljen som har blitt omgjort til en ny sammensetning av aksjer i løpet av dag d som ikke skyldes at aksjene har endret seg i verdi. Daglig rebalansering krever kjøp og salg av aksjer, og investorer pådrar seg dermed transaksjonskostnader.

Vi følger en metode med tre steg for å beregne den omsatte kapitalandelen for porteføljene. Det første steget er å beregne, for alle aksjer i i portefølje p ved handelsslutt på dag $d - 1$, hvilken andel aksjen ville utgjort av porteføljen ved handelsslutt på dag d dersom ingen rebalansering finner sted. Denne porteføljevekten er gitt ved

$$G_{id} = \frac{x_{id-1} * (1 + R_{id})}{\sum_{i=1}^{n_{pd-1}} x_{id-1} * (1 + R_{id})},$$

hvor x_{id-1} er markedsverdien til selskap i ved handelsslutt på dag $d - 1$, dividert på summen av markedsverdien til alle selskaper i portefølje p ved handelsslutt på dag $d - 1$. R_{id} er som tidligere beskrevet den dividendejusterte avkastningen til aksje i på dag d . Følgelig vil G_{id} tilsvare porteføljevekten til aksje i på dag d dersom ingen rebalansering finner sted.

Det neste steget er å sammenligne G_{id} med den faktiske porteføljevekten, F_{id} , som er de virkelige porteføljevektene etter rebalansering. Rebalanseringene er som regel et resultat av et skifte i analytikerkonsensus. De kan imidlertid også oppstå som følge av at selskaper listes på

¹² På engelsk: Turnover.

eller går av Oslo Børs, eller at de ikke lenger har gyldig analytikerkonsensus og dermed faller ut av utvalget.

Som steg tre i beregningen summeres den eventuelle nedgangen i prosentvis beholdning på dag $d - 1$ for alle aksjer i i portefølje p , som tilsvarer total omsatt kapitalandel. Uttrykt ved U_{pd} er formelen gitt ved

$$U_{pd} = \sum_{i=1}^{n_{pd}} \max(G_{id} - F_{id}, 0).$$

U_{pd} tilsvarer den omsatte kapitalandelen for portefølje p ved dag d . Hvis vi tenker oss at den eneste handelsaktiviteten som skjer for en portefølje en gitt dag er at eksempelvis Norsk Hydro inkluderes, vil $G_{id} - F_{id}$ for Norsk Hydro bli et negativt tall og følgelig vil ingen handelsaktivitet fanges opp. Dette vil imidlertid justeres for av de allerede inkluderte selskapene i porteføljen som vil få en positiv verdi for $G_{id} - F_{id}$. Med tilsvarende logikk vil et selskap som går ut av porteføljen fange opp handelsaktiviteten. De to effektene gjør dermed at både salgs- og kjøpskostnader inkluderes. Avslutningsvis vil de daglige handelsaktivitetene for porteføljene legges sammen til årlige omsatte kapitalandeler.

4.3.2 Spread og meglerkommisjoner

Vi bruker spread (indirekte kostnader) og meglerkommisjoner (direkte kostnader) som grunnlag for vårt estimat på transaksjonskostnader. Vi er opptatt av ikke å underestimere transaksjonskostnadene som kan føre til feilaktige konklusjoner. Vi anser det som mer uheldig å konkludere feilaktig med at porteføljene har skapt meravkastning enn det vil være å konkludere feilaktig med at de ikke har skapt meravkastning. Ifølge markedseffisienshypotesen beskrevet i delkapittel 2.2 er det ikke mulig å skape systematisk meravkastning basert på informasjon. Vi ønsker derfor å være konservative i tilnærmingen for å unngå at vi forkaster hypotesen på feil grunnlag.

Barber m.fl (2001) bruker et estimat på indirekte transaksjonskostnader basert på amerikanske data i tidsrommet 1985 til 1996. Vi finner et estimat på vår data ved å følge Stoll og Whaley (1983) sin metode. Denne metoden ignorerer eventuelle markedseffekter som et resultat av handelsaktiviteten. Dette medfører at vi ser bort fra prisingseffekter, alternativkostnader og handler som gjøres innenfor en spread. Vi ønsker i utgangspunktet ikke å utelate kostnadsøkende elementer. Bakgrunnen for at vi likevel velger å bruke metoden er at spread-

kostnaden ikke splittes med motparten over tid, slik at våre porteføljer tar den fulle kostnaden for hver transaksjon. Dette er en konservativ tilnærming. I tillegg anser vi eventuelle markedseffekter som irrelevant, da vi forutsetter at handelsvolumene ikke medfører kostnadsøkende prisingseffekter. Relativ spread for aksje i på dag d , RS_{id} , er gitt ved formelen

$$RS_{id} = \frac{SK_{id} - KK_{id}}{(SK_{id} + KK_{id})/2}$$

Den relative spreaden er et forhold mellom differensen til laveste salgskurs (SK) og høyeste kjøpskurs (KK) og gjennomsnittet av SK og KK. Dette beregnes daglig for alle selskaper i utvalget. Vi beregner deretter likevektet og markedsvektet spread for observasjonene. Det likevektede gjennomsnittet for spread i det aktuelle tidsrommet er 0,952%. Tilsvarende er det markedsvektede gjennomsnittet for spread 0,239%. Forskjellen skyldes at mindre selskaper ofte har større spread, som beskrevet i delkapittel 4.1. På grunn av relativt små markedsverdier for små selskaper vil de store selskapene med lav spread dominere det markedsvektede gjennomsnittet. Vi finner at små selskaper (markedsverdi < 2 mrd.) har relativ spread på 1,852%, mens de store selskapene (markedsverdi > 10 mrd.) har en relativ spread på 0,297%. Differansene etter selskapsstørrelse sier noe om hvor forskjellen på markedsvektet og likevektet gjennomsnitt-spread kommer fra.

Barber m.fl. (2001) finner en total transaksjonskostnad ved å vekte små selskaper 10%, mellomstore selskaper 20% og de største selskapene 70%. Vår vurdering er at denne vektingen av selskapsstørrelsene medfører en høyere sannsynlighet for å undervurdere transaksjonskostnader enn vi ønsker. Dermed velger vi å vekte total relativ spread annerledes. Vi baserer den på en kombinasjon av markedsvektet og likevektet spread, der vi lar markedsvektet spread utgjøre 25% og likevektet spread utgjøre 75%. Totalt gir dette oss en relativ spread, og dermed indirekte transaksjonskostnad, på 0,774%.

Avslutningsvis trenger vi et estimat på direkte transaksjonskostnader. Vi velger Norges Bank (2005) sitt mest konservative estimat, og forutsetter at de direkte transaksjonskostnadene er på 15 basispunkter (tilsvarende 0,15%). Dermed benytter vi en total transaksjonskostnad på 0,924%, som tilsvarer summen av indirekte og direkte kostnader.

4.4 Robusthetsanalyser

I kapittel 6 presenteres robusthetsanalyser. Vi gjennomfører disse for å kontrollere og støtte hovedanalysen, og få en dypere innsikt i hva som ligger bak resultatene i kapittel 5. Robusthetstanalysene som skal gjennomføres er utelatelse av 2020, porteføljeutvikling ved ulike start- og sluttidspunkt og forsinkede rebalanseringer.

4.4.1 Utelatelse av 2020

I mars 2020 rammet koronapandemien Norge, hvor hverdagen og fremtidsutsiktene til enkeltpersoner og bedrifter ble endret umiddelbart. Dette medførte store bevegelser i aksjemarkedet, og Oslo Børs var på et tidspunkt ned 33% fra januar til mars. En kan argumentere for at analytikere skal ta hensyn til slike risikofaktorer i utarbeidelsen av analyser, og at slike hendelser er å forvente fra tid til annen. På den andre siden var pandemien en unik hendelse i moderne tid, som også var vanskelig å forutse. Det kan hevdes at aksjenes umiddelbare utvikling da pandemien oppstod skyldtes et nytt markedsklima som ingen kunne spå. Derfor ønsker vi å gjøre en robusthetsanalyse hvor vi utelater 2020, for å se i hvilken grad resultatene samsvarer med hovedanalysen når pandemiens begynnelse holdes utenfor. Det understrekes likevel at utelatelse av et år som var særdeles negativt for mange aksjer kan føre til overestimering av analytikerens verdi.

Pandemien var også pågående i 2021. Hverdagen var fortsatt preget av usikkerhet, og aksjemarkedet var sensitivt for utviklingen i pandemisituasjonen. Vi ønsker likevel ikke å utelate året i denne sammenhengen. Dette begrunnes med at pandemien og usikkerheten var en kjent del av markedsklimaet som analytikere måtte ta stilling til i sine aksje anbefalinger. Utelatelsen av 2020 presenteres i delkapittel 6.1.

4.4.2 Porteføljeutvikling ved ulike start- og sluttidspunkt

Hvilken tidsperiode en velger å analysere vil påvirke resultater og funn. Vi ønsker derfor å gjøre en robusthetsanalyse hvor vi undersøker hvordan ulike start- og sluttidspunkt for analysen påvirker porteføljenes årlige bruttoavkastning. Slik vil vi få en indikasjon på hvorvidt perioden vi har valgt er representativ eller om endrede perioder gir andre resultater. Funnene presenteres i delkapittel 6.2.

4.4.3 Forsinket rebalansering

Tidligere studier, som blant annet Barber m.fl. (2001), presenterer resultater som indikerer umiddelbar prisdriфт etter endring i analytikerkonsensus. Disse funnene kan tyde på at investorer må reagere umiddelbart på konsensuskifter for å oppnå den fulle avkastningen. Vi ønsker derfor å konstruere porteføljer med forsinkede rebalanseringer, slik at vi kan få innsikt i hvilke utslag det vil gi når vi ikke reagerer umiddelbart på endringer. Det vil i så måte gi en indikasjon på betydningen av avkastningen i tiden etter et skifte i analytikerkonsensus. De forsinkede rebalanseringene gjøres med én måneds forsinkelse. Robusthetsanalysen presenteres i delkapittel 6.3.

5. Analyse og drøfting av resultater

I dette kapittelet vil utredningens resultater analyseres og drøftes. I delkapittel 5.1 analyseres porteføljenes bruttoavkastning, før systematiske risikofaktorer inkluderes i delkapittel 5.2. Avslutningsvis analyseres porteføljenes nettoavkastning i delkapittel 5.3.

5.1 Porteføljenes bruttoavkastning

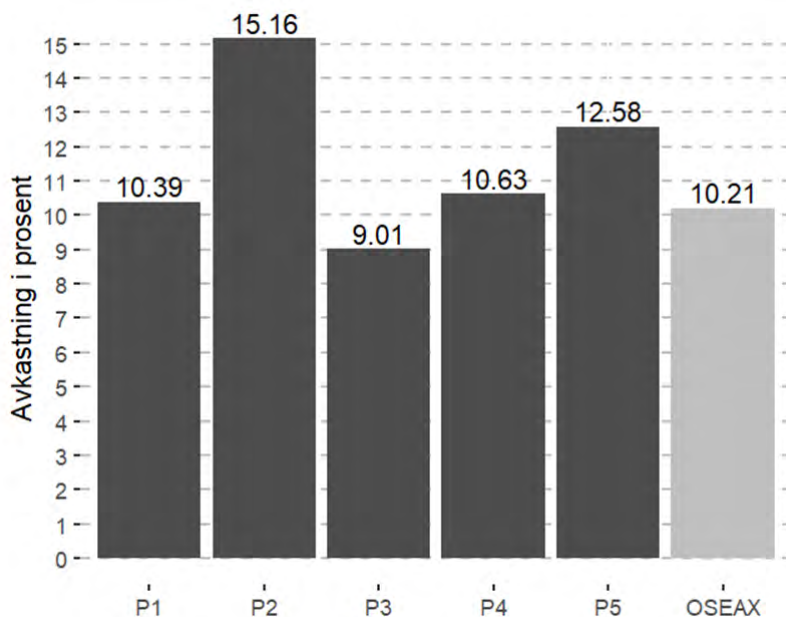
I denne delen analyseres porteføljenes bruttoavkastning. Først vil porteføljenes avkastning sammenlignes med hverandre og markedet. Deretter vil metoden til Barber m.fl. (2001) suppleres ved å sammenligne porteføljene basert på Sharpe ratio.

5.1.1 Porteføljenes utvikling

Analytikerens treffsikkerhet kan måles ved å undersøke om porteføljer bestående av kjøpsanbefalinger oppnår høyere bruttoavkastning enn markedet, samtidig som porteføljer med salgspanbefalinger oppnår lavere bruttoavkastning enn markedet. Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015) finner en slik rangering mellom sine porteføljer. En forventning er dermed at bruttoavkastningen til kjøpsporteføljene P1 og P2 er høyere enn markedsporteføljen, mens P5 vil trekke i motsatt retning dersom analytikere kan hevdes å være treffsikre. P4 er en holdportefølje, mens P3 er en kombinasjon av hold- og svak kjøpsanbefaling, og følgelig vil vi forvente avkastning omtrent som markedet for disse porteføljene dersom treffsikkerheten er god. OSEAX har i perioden fra 2014 til 2021 hatt en årlig avkastning på 10,21%.

Figur 1: Porteføljenes bruttoavkastning

Figuren viser årlig bruttoavkastning for hovedporteføljene P1 til P5 samt markedsporteføljen OSEAX. Avkastningstallene er i prosent.



Fra Figur 1 gjør vi flere interessante og overraskende funn. For det første merker vi oss en mindre differanse mellom porteføljene enn ventet, spesielt sammenlignet med Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015). Et oppsiktsvekkende funn er at P3 presterer svakest i perioden. Videre ser vi at P5 gjør det bedre enn både markedsporteføljen og P1 i perioden, og har kun lavere bruttoavkastning enn P2. Det er ingen porteføljer i perioden som gir negativ årlig avkastning. Et noe uventet funn er at det kun er P3 som har lavere avkastning enn markedsporteføljen. Dette skyldes blant annet at P3, sammen med P4, inneholder selskaper med en stor andel av markedets totale markedsverdi. Det er også verdt å nevne at utvalget har 0,33 prosentpoeng høyere årlig avkastning enn markedsporteføljen i perioden, som er et forventet avvik da blant annet selskaper uten gyldig anbefaling ikke inkluderes i utvalget. Funnet samsvarer med McNichols og O'brien (2001), som dokumenterer at analytikere tenderer mot å droppe selskaper som de forventer vil oppnå lav avkastning.

P2 har høyest bruttoavkastning i perioden vi analyserer, med omtrent fem prosentpoeng høyere bruttoavkastning enn markedsporteføljen. P2 består av kjøpsanbefalinger med analytikerkonsensus mellom 4 og 4,5. Som presentert i Tabell 5 er porteføljen den tredje største målt i gjennomsnittlig markedsverdi, og har også over fire flere analytikere i gjennomsnitt per selskap enn den sterkeste kjøpsporteføljen. P2 har dermed tyngde når det gjelder antall analytikere og markedsverdi, samtidig som den har høyere bruttoavkastning enn OSEAX. Dette indikerer at analytikere virker å være treffsikre på kjøpsanbefalinger hvor analytikerkonsensus ligger mellom 4 og 4,5.

I utgangspunktet bør en forvente at en holdanbefaling tilsier at aksjens forventede utvikling ligner markedets forventede avkastning. P4, som er en ren holdportefølje, presterer nokså likt som markedet i åtteårsperioden. Det er derfor et overraskende funn at P3 oppnår lavere avkastning enn P4, og lavest av samtlige porteføljer. Studien til Boni og Womack (2002) viser imidlertid at 79% av holdanbefalinger blir tolket som salgsanbefalinger av amerikanske, profesjonelle investorer. Dette medfører at P3 og P4 kan inneholde flere implisitte salgsanbefalinger. Funnet vitner om at holdanbefalinger blir negativt tolket i markedet, og kan forklare noe av P3 sin årlige bruttoavkastning. En skulle likevel forvente at P4 gjorde det enda svakere om studien til Boni og Womack (2002) legges til grunn. Det er derfor et overraskende funn at P3 gjør det svakest av samtlige porteføljer, til tross for at P3 til en viss grad er en holdportefølje.

Begge de to ytterliggående porteføljene gir oppsiktsvekkende resultater. Vi finner at P1 er porteføljen som har prestert nærmest OSEAX. Fra Tabell 5 ser vi at P1 skiller seg klart ut blant porteføljene ved å ha færrest analytikere i gjennomsnitt per selskap (5,19). Det vil med andre ord si at gjennomsnittsanbefalingen til disse selskapene jevnt over er basert på færre enkeltanbefalinger, noe som kan svekke tyngden i analytikerkonsensus. Videre består P1 i gjennomsnitt av over 51 selskaper, og utgjør derfor tidvis rundt 50% av alle selskapene i utvalget. At halvparten av alle selskaper kan ha sterk kjøpsanbefaling samtidig er oppsiktsvekkende, og kan være en indikasjon på at sterke kjøpsanbefalinger utstedes på andre motivasjonsgrunnlag enn kun forventet fremtidig avkastning. Det er videre et overraskende funn at P5 gjør det bedre enn både P1 og markedet i perioden. P5 har færrest antall selskaper i gjennomsnitt, og har også lavest markedsverdi gjennom perioden. Dette indikerer at analytikere vegrer seg for å utstede salgsanbefalinger, og at de i tillegg er lite treffsikre. Vi ser fra Tabell 5 at særlig P1 og til en viss grad P5 kjennetegnes av mindre selskaper. Dette indikerer at det skal mindre til for små selskaper å få ytterpunktene salgs- og sterk kjøpsanbefaling. Store selskaper mottar i gjennomsnitt flere enkeltanbefalinger og trekkes dermed unna P1 og P5. Funnene i denne delen av analysen indikerer at analytikere jevnt over er lite treffsikre med utstedelser av salgs- og sterke kjøpsanbefalinger.

Analytikere utsteder sjelden salgsanbefalinger. I Tabell 2 ser vi at P1, P2 og P3 består av 77% av alle konsensusanbefalinger. Dette betyr at analytikere utsteder kjøpsanbefaling på nesten fire av fem selskaper, dersom en anser P3 som en kjøpsportefølje. Overvekten av kjøpsanbefalinger i markedet samsvarer med funnene til Morgan og Stocken (2003) fra amerikanske markeder.

På den andre siden står P5 kun for 9,7% av alle observasjonene. Vi understreker også at P5 er gitt fire ganger bredere konsensusgrenser enn de andre porteføljene.

Ifølge McNichols og O'brien (2001) er analytikere motvillige til å utstede salgsanbefalinger, noe som samsvarer med våre funn. Dette har vært et debattert tema i finansbransjen, og Lin og McNichols (1998) finner at analytikere utsteder mer positive anbefalinger om selskaper som har en kunderelasjon til meglerhuset. Ifølge Jensen (2022) hadde et norsk meglerhus anbefalinger som fordelte seg 78% på kjøp, 21% på hold og 1% på salg da undersøkelsen ble gjort. Enda tydeligere er tallene dersom en kun ser på selskapene som det aktuelle meglerhuset har solgt tjenester til de siste 12 månedene før undersøkelsen ble gjort. Av disse selskapene hadde meglerhuset 88% kjøpsanbefalinger, 12% holdanbefalinger og 0% salgsanbefalinger. Kritiske anbefalinger kan ødelegge kunderelasjoner og samarbeid, slik som Lin og McNichols (1998) avdekker for det amerikanske markedet. En konsekvens av dette er at det kan foreligge motiv for å utstede en positiv anbefaling uavhengig av analytikerens objektive oppfatning, eller at analytikere lar være å komme med en anbefaling i det hele tatt. Dette kan forklare deler av grunnen til at mesteparten av alle konsensusanbefalinger er kjøpsanbefalinger, og påvirker sannsynligvis analytikerens generelle treffsikkerhet.

I Tabell 6 observerer vi at støtteporteføljen PK har høyere årlig bruttoavkastning enn markedet, mens NK har lavere. Vi har dermed en forventet rangering når vi konstruerer to brede porteføljer hvor grensen for analytikerkonsensus settes på 3,5. Vi legger imidlertid merke til at begge porteføljene presterer innenfor kun ett prosentpoengs avvik fra markedet.

5.1.2 Porteføljenes Sharpe ratio

Vi ønsker å supplere Barber m.fl. (2001) sin fremgangsmåte for bruttoavkastningsanalyse ved å vurdere porteføljenes Sharpe ratio¹³. Måltallet er et forholdstall som sier noe om hvor mye en blir kompensert for å påta seg risiko målt ved standardavvik.

¹³ Sharpe ratio er et måltall som benyttes for å vurdere risikojustert meravkastning med hensyn til porteføljenes standardavvik. Forholdstallet indikerer hvor mye en blir kompensert i form av avkastning for å påta seg risiko målt i standardavvik. Formelt blir Sharpe ratio beregnet ved formelen $SR = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p}$, hvor R_p er porteføljenes avkastning, R_f er et mål på risikofritt aktivum og σ_p er porteføljens standardavvik.

Tabell 6: Porteføljenes Sharpe ratio

Tabellen viser årlig bruttoavkastning (2), standardavvik (3) og Sharpe ratio (4) for de fem hovedporteføljene og støtteporteføljene PK, NK og Utvalg. I tillegg er markedet inkludert.

Portefølje	Årlig bruttoavkastning	Årlig standardavvik	Sharpe ratio
(1)	(2)	(3)	(4)
P1	10,39%	18,07%	0,52
P2	15,16%	19,38%	0,73
P3	9,01%	19,85%	0,41
P4	10,63%	21,06%	0,46
P5	12,58%	21,30%	0,55
PK	11,16%	17,46%	0,58
NK	9,56%	19,30%	0,45
Utvalg	10,54%	17,47%	0,55
OSEAX	10,21%	17,45%	0,53

Det mest oppsiktsvekkende fra tabellen er at P5 oppnår nest høyest Sharpe ratio, og at denne er høyere enn P1. Tilsvarende rangering så vi også for bruttoavkastningstallene. P1 styrker seg imidlertid relativt til P5 målt ved Sharpe ratio grunnet lavere standardavvik. Videre er P3 og P4 hovedporteføljene med lavest Sharpe ratio. Dette underbygger Boni og Womack (2002) sin studie om at holdanbefalinger kan bli tolket som salg anbefalinger. Vi merker oss videre at P3 og P4 har høyere standardavvik enn både kjøpsporteføljene og markedet. Dette er i strid med tankegangen om at holdporteføljer bør ha kjennetegn som minner mest om markedsporteføljen.

Vi ser i kolonne 3 at det er små avvik mellom porteføljenes standardavvik, men at P1 har det laveste standardavviket blant hovedporteføljene. Basert på Sharpe ratio gjør P1 og P2 det bedre enn P3 og P4. Vi merker oss videre at de fem hovedporteføljene har stigende standardavvik fra P1 til P5. Det vil si at lavere analytikerkonsensus medfører høyere standardavvik på porteføljenivå i vårt utvalg. Vi observerer videre at P2 som ventet har høyest Sharpe ratio, og at P3 kommer dårligst ut blant hovedporteføljene. Generelt sett er det ingen betydelige endringer i hvordan porteføljene presterer sammenlignet med bruttoavkastningene observert i Figur 1. Vi ser imidlertid at P1 kommer bedre ut enn P4 målt ved Sharpe ratio. Dette skyldes at P4 har høyere standardavvik.

5.1.3 Sammendrag av bruttoavkastning

Funnene i denne delen av analysen indikerer at analytikere er treffsikre på kjøpsanbefalinger for selskaper med analytikerkonsensus mellom 4 og 4,5. Ved å studere de to støtteporteføljene ser vi at PK oppnår høyere årlig bruttoavkastning og Sharpe ratio enn markedet, mens NK oppnår lavere. På den andre siden virker imidlertid analytikere å være lite treffsikre når vi studerer hovedporteføljenes rangering, noe som står i kontrast til Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015). Salgsporteføljen gir høyere årlig avkastning enn porteføljen bestående av sterke kjøpsanbefalinger i perioden. Det er også et overraskende funn at P3 har lavest bruttoavkastning i perioden. Differansene i bruttoavkastning og Sharpe ratio kan imidlertid hevdes å være små mellom samtlige porteføljer og markedsporteføljen.

5.2 Porteføljenes faktoreksponering og meravkastning

I denne delen av analysen undersøkes avkastningene til porteføljene ved hjelp av faktormodellene som ble forklart i delkapittel 4.2. Investorer søker gjerne avkastning justert for markedsrisiko og andre systematiske risikofaktorer på Oslo Børs, og porteføljeprestasjonene må dermed justeres for dette. Vi vil følgelig studere regresjonsmodellene for å forstå porteføljenes faktoreksponering og hva som driver analytikeranbefalinger. Videre undersøker vi om det finnes risikojustert meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger.

5.2.1 Faktoreksponering og analytikerpreferanser

For å analysere analytikeranbefalinger er det nyttig å forstå hvilke selskapskarakteristikker som trekker analytikere til forskjellige anbefalinger. Et eksempel på en karakteristikk som historisk gjerne har tiltrukket positive anbefalinger er at selskapet har hatt god avkastning de siste 12 månedene (Jegadeesh m.fl., 2004).

Tabell 7: Risikofaktorenes påvirkning på porteføljene

Tabellen viser estimerte koeffisienter og tilhørende p-verdier (i parentes) for porteføljenes eksponering mot risikofaktorer. Resultatene er beregnet ved regresjonsmodellene som beskrevet i delkapittel 4.2. Tabellen er todelt mellom Fama og French sin trefaktormodell (kolonne 2-5) og Carharts firefaktormodell (kolonne 6-10). P-verdiene for koeffisientene HML, SMB og MOM knytter seg til nullhypotesen om at koeffisientenes sanne verdi er lik null ($\beta_i = 0$). Tilsvarende er alternativhypotesen for disse koeffisientene at den sanne verdien er ulik null ($\beta_i \neq 0$). For faktoren $R_m - R_f$ er nullhypotesen at $\beta_i = 1$ og alternativhypotesen at $\beta_i \neq 1$. En lav p-verdi tilsier at vi forkaster nullhypotesen til fordel for alternativhypotesen. I tabellen er estimater som er statistisk signifikante på 10%-nivå (p-verdi 0,1 eller lavere) uthevet med fet skrift.

Portefølje	Fama-French trefaktormodell				Carharts firefaktormodell				
	$R_m - R_f$	HML	SMB	Justert R^2	$R_m - R_f$	HML	SMB	MOM	Justert R^2
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
P1	1,068 (0,391)	-0,003 (0,958)	0,150 (0,021)	0,670	1,115 (0,193)	-0,002 (0,968)	0,162 (0,014)	0,067 (0,230)	0,672
P2	1,085 (0,535)	-0,004 (0,941)	0,077 (0,138)	0,689	1,106 (0,448)	-0,004 (0,946)	0,083 (0,147)	0,030 (0,655)	0,687
P3	0,842 (0,036)	-0,010 (0,838)	-0,086 (0,159)	0,569	0,930 (0,392)	-0,009 (0,854)	-0,065 (0,280)	0,125 (0,016)	0,592
P4	0,797 (0,011)	-0,053 (0,295)	-0,100 (0,121)	0,519	0,813 (0,036)	-0,053 (0,300)	-0,096 (0,149)	0,023 (0,683)	0,515
P5	0,446 (0,000)	-0,032 (0,665)	0,008 (0,933)	0,116	0,361 (0,000)	-0,033 (0,652)	-0,012 (0,895)	-0,120 (0,138)	0,128
P1-P5	0,624 (0,015)	0,028 (0,774)	0,143 (0,249)	0,147	0,756 (0,147)	0,030 (0,757)	0,175 (0,159)	0,186 (0,079)	0,167
PK	0,959 (0,341)	-0,008 (0,779)	0,028 (0,423)	0,839	1,013 (0,789)	-0,007 (0,793)	0,041 (0,235)	0,076 (0,011)	0,849
NK	0,706 (0,000)	-0,048 (0,285)	-0,062 (0,271)	0,527	0,658 (0,000)	-0,048 (0,276)	-0,073 (0,194)	-0,068 (0,155)	0,532

De systematiske risikofaktorene ser ut til å forklare mesteparten av variasjonen i avkastningene til de fleste porteføljene. Vi observerer imidlertid at trenden i forklaringskraft (justert R^2) er synkende fra P1 til P5 (kolonne 5 og 10). Det samme mønsteret er tydelig i de større støtteporteføljene; PK har høyere forklaringskraft enn NK. Videre ser vi at regresjonsmodellene for P5 har klart svakest forklaringskraft. For langkort-porteføljen P1-P5 er forklaringskraften

noe sterkere, men fortsatt under 30%. En svak forklaringskraft tyder på at mye av variasjonen i porteføljeavkastningene skyldes andre faktorer enn de systematiske faktorpremiene som er inkludert i modellen. Dette kan betegnes som usystematisk risiko, noe spesielt P5 virker å inneholde mye av. Potensielle årsaker til funnet er at P5, som presentert i Tabell 5, er den minste porteføljen både basert på gjennomsnittlig markedsverdi og antall selskaper. Dette medfører at porteføljen er lite diversifisert, og enkeltaksjer (usystematisk risiko) får stor betydning for porteføljens samlede avkastning. Manglende diversifisering i porteføljene kan påvirke resultatene, noe som ble beskrevet i delkapittel 4.1.

Markedsfaktoren

Vi merker oss en synkende trend i koeffisienten til markedsfaktoren ($R_m - R_f$) fra P1 til P5 (kolonne 2 og 6). For P1 og P2 er den estimerte koeffisienten større enn 1, men den er ikke signifikant. Modellene indikerer altså at P1 og P2 beveger seg mer enn markedet og er medsykliske, men vi kan ikke slå fast at koeffisienten er forskjellig fra markedsbetaen på 1. På den andre siden er koeffisienten signifikant mindre enn 1 for P4 og P5 under Carhart (P3, P4 og P5 under Fama-French). Langkort-porteføljen P1-P5 har også en signifikant koeffisient lavere enn 1, noe som er forventet da en portefølje av denne typen har som hensikt å eliminere eksponering mot markedet og satse på usystematisk risiko. Det er et merkverdig funn at P1-P5 har en høyere koeffisient enn P5 under Carhart. Dette kan skyldes at P5 i utgangspunktet samvarierer lite med markedet, og at mulighetene til å eliminere markedsrisiko dermed reduseres. Mønsteret vi ser indikerer at analytikere gir negative anbefalinger om selskaper som samvarierer mindre med markedet, og at selskaper med høyere systematisk markedsrisiko får positive anbefalinger. PK har imidlertid en (ikke-signifikant) koeffisient lavere enn 1 under Fama-French, noe som strider med intuisjonen om at de positive anbefalingene tilfaller selskaper med høyere markedsbeta. Forklaringen kan ligge i at den tungtveiende porteføljen P3, med markedscoeffisient lavere enn 1, inngår i PK. NK underbygger den ovennevnte intuisjonen, med en sterkt signifikant koeffisient for markedsrisiko på 0,706 og 0,658 under henholdsvis Fama-French og Carhart.

Porteføljer med negative anbefalinger er mindre sensitive mot markedsbevegelser enn porteføljer med positive anbefalinger. Barber m.fl. (2001) finner tilsvarende mønster, men har i sitt utvalg mindre differanser i koeffisientene. Generelt ser det ut til at analytikere har hatt tro på en fremtidig positiv avkastning i markedet. Dette vil gi utslag i at selskaper med høy eksponering mot markedet mottar bedre anbefalinger. Som nevnt er imidlertid koeffisientene

over 1 ikke signifikante, og den tydeligste effekten er derfor at analytikere utsteder negative anbefalinger om selskaper som er mindre eksponert mot markedsrisiko.

Vi ser at P5 skiller seg klart ut under Carhart med en koeffisient på 0,361, som er signifikant mindre enn 1. Dette medfører at P5 i liten grad samvarierer med markedet. En sannsynlig forklaring er at P5 består av få selskaper. Dette betyr at enkeltaksjer kan få stor betydning, spesielt med verdivektede porteføljer. Som tidligere diskutert gjør dette porteføljen mindre diversifisert, og porteføljen kan minne mer om en enkeltaksje. Analytikere tenderer mot å utstede negative anbefalinger om selskaper som er mindre sykliske, og P5 virker følgelig å bestå av aksjer som samvarierer lite med markedet. Kombinasjonen av få selskaper og aversjon mot å gi positive anbefalinger om motsykliske aksjer, gir P5 en markedscoeffisient betraktelig lavere enn de andre hovedporteføljene.

Verdifaktoren

Verdifaktoren (HML) ser ikke ut til å ha påvirket vårt utvalg i betydelig grad, da ingen av porteføljene har signifikante koeffisienter for denne faktoren. For begge faktormodellene ser vi antydninger til at faktorkoeffisienten er synkende fra P1 til P5. Dette indikerer isolert sett at analytikere foretrekker verdiaksjer over vekstaksjer, men små forskjeller i koeffisientene og mangel på signifikans begrenser mulighetene til å vektlegge sammenhengen. Dette strider med funnene til Jegadeesh m.fl. (2004) som finner at analytikere tenderer mot å utstede positive anbefalinger om vekst- fremfor verdiaksjer. Med manglende signifikans for samtlige porteføljer virker det som om analytikere ikke har et samlet syn på hvorvidt vekst- eller verdiaksjer gir best fremtidig avkastning på Oslo Børs.

Størrelsesfaktoren

P1 har signifikant positiv koeffisient for størrelsesfaktoren (SMB), både under Fama-French og Carhart. Dette tyder på at selskapene med mest positiv analytikeranbefaling er små selskaper. Videre ser vi at koeffisienten er negativ for porteføljene P3 og P4. Koeffisienten er imidlertid kun signifikant for P1, men mønsteret i fortegnene for P3 og P4 lar seg godt forklare av størrelsen på selskapene observert i Tabell 5. Informasjonen i tabellen kan tolkes som at analytikere gir små selskaper både svært gode og dårlige anbefalinger, mens de største selskapene gjerne trekkes mot midten av skalaen. En skal imidlertid være forsiktig med å tolke P5 sin koeffisient for SMB, da den ikke er signifikant. Som diskutert i delkapittel 5.1 kan den ovennevnte effekten skyldes at større selskaper har flere anbefalinger, og at analytikerkonsensus

dermed sjelden ender i ytterpunktene. Et annet aspekt, som også er diskutert i delkapittel 5.1, er analytikernes tilknytning til meglerhus som tilbyr finansielle tjenester. Dette skaper en aversjon mot utstedelse av negative anbefalinger for store, attraktive kunder. Kombinasjonen av de to effektene kan være noe av forklaringen på hvorfor store selskaper ofte ligger i P3 og P4, mens de mindre selskapene i større grad ender i ytterporteføljene.

Momentumfaktoren

Ved introduksjon av momentumfaktoren (MOM) forsvinner markedskoeffisienten sin signifikans for P3. Momentumfaktoren er imidlertid signifikant positiv for P3, noe som kan indikere at analytikere gir selskaper med høy avkastning siste 12 måneder en svak positiv anbefaling. En lignende eksponering mot selskaper med momentum ser vi også for den brede støtteporteføljen PK. Analytikere tenderer dermed mot å utstede positive anbefalinger om aksjer med momentum. P5 og NK har negativ, men ikke signifikant koeffisient for momentum. Vi merker oss dog at P5 er nærme signifikansgrensen på 10%-nivå. Sett i lys av funnene ovenfor, kan det virke som om analytikere gir negativ anbefaling om selskaper med svak utvikling det siste året. Dette underbygges av at P1-P5 har signifikant positiv koeffisient for momentumfaktoren. I praksis vil en investor med denne porteføljen kjøpe seg inn i positiv eksponering mot momentum og selge negativ eksponering mot momentum. Mønsteret i regresjonsmodellene vitner om en preferanse blant analytikere for aksjer som har hatt en positiv utvikling siste 12 måneder.

5.2.2 Porteføljenes risikojusterte meravkastning

Konstantleddet fra regresjonene avdekker eventuell meravkastning utover faktoreksponeringer. Avveiningen mellom avkastning og risiko er essensielt for enhver investor. Det er derfor sentralt å analysere porteføljenes prestasjoner utover systematiske risikoeksponeringer. I tillegg til modellene presentert i delkapittel 4.2 inkluderer vi kapitalverdimodellen som grunnlag for analyse av risikojustert meravkastning. Kapitalverdimodellen gir et bilde på sammenhengen mellom porteføljene og markedet, og er med som støtte for å vurdere eventuelle endringer som oppstår når andre faktorpremier inkluderes i regresjonene.

Tabell 8: Risikojustert brutto meravkastning

Tabellen viser de estimerte alfaverdiene (konstantleddene) fra regresjonsmodellene. Kolonne (2) viser den markedsjusterte månedlige avkastningen til porteføljene. Dette representerer dermed differansen mellom porteføljeavkastningen og markedsavkastningen på månedlig basis. Kolonne (3) til (6) viser brutto meravkastning når porteføljene er justert for systematiske risikofaktorer. Beregningene er gjort med en lang posisjon i samtlige porteføljer. Konstantleddenes tilhørende p-verdier står i parentes. Signifikante alfaverdier på 10%-nivå er uthevet med fet skrift.

Portefølje	Markedsjustert månedlig bruttoavkastning (%)	Konstantledd fra		
		CAPM	Fama-French	Carhart
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
P1	0,02	0,000 (0,979)	-0,002 (0,521)	-0,004 (0,309)
P2	0,41	0,004 (0,294)	0,002 (0,452)	0,002 (0,638)
P3	-0,10	0,001 (0,844)	0,002 (0,604)	0,001 (0,728)
P4	0,03	0,002 (0,486)	0,003 (0,428)	0,002 (0,549)
P5	0,20	0,007 (0,148)	0,006 (0,242)	0,009 (0,107)
P1-P5	-0,39	-0,007 (0,225)	-0,009 (0,178)	-0,013 (0,060)
PK	0,08	0,001 (0,517)	0,001 (0,773)	-0,001 (0,539)
NK	-0,05	0,002 (0,492)	0,002 (0,519)	0,003 (0,271)

I tabellen observerer vi at ingen av hovedporteføljene oppnår signifikant alfa på 10%-nivå. Dette medfører at vi ikke kan hevde at noen av porteføljene gir risikojustert meravkastning, noe som samsvarer med studien til McKnight og Todd (2006). Vi ser imidlertid at støtteporteføljen P1-P5 har signifikant negativ alfa under Carhart. Funnet indikerer at vi oppnår signifikant

negativ risikojustert meravkastning ved å kjøpe P1 og selge P5. Dette underbygger antakelsen fra delkapittel 5.1 om at analytikere er lite treffsikre på utstedelser av salgs- og sterke kjøpsanbefalinger. Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015) sine resultater er betydelige motsetninger til vårt funn vedrørende P1-P5. I deres analyser gir tilsvarende portefølje høyest risikojustert meravkastning av samtlige porteføljer. Vi observerer i kolonne 2 at det er P2 (P3) som har høyest (lavest) markedsjustert avkastning av hovedporteføljene, som også ble presentert i delkapittel 5.1. Likevel er ikke meravkastningene signifikante når vi justerer for markedsrisiko og andre systematiske risikopremier.

Funnene i Tabell 8 står i kontrast til studiene til Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015). Begge studiene finner signifikant positiv (negativ) meravkastning for kjøpsporteføljene (salgsporteføljene), justert for systematiske risikofaktorer. Våre resultater viser at P2 har positiv alfa, men at den ikke er signifikant på 10%-nivå. Salgsporteføljen P5 har også ikke-signifikant positiv alfa. Dersom analytikere gir verdi ved utstedelser av salgsanbefalinger, skulle denne porteføljen gitt signifikant negativ alfa. Det er kun en salgsposisjon i denne porteføljen som er logisk dersom en følger analytikeranbefalinger.

Som diskutert i delkapittel 5.2 forklarer ikke regresjonsmodellene all variasjon i porteføljeavkastningene, spesielt i porteføljene med lavest analytikerkonsensus. Porteføljene er dermed eksponert mot betydelige innslag av usystematisk risiko. Med ikke-signifikante alfaverdier indikerer regresjonsmodellene at eksponeringen mot usystematisk risiko hverken har skapt positiv- eller negativ meravkastning i perioden.

5.2.3 Sammendrag av faktoreksponering og meravkastning

Vi har i denne delen analysert hvilke risikofaktorer som driver analytikeranbefalinger, og undersøkt risikojustert meravkastning blant porteføljene. Vi observerer at analytikere utsteder negative anbefalinger om selskaper med lav markedsrisiko, og positive anbefalinger om selskaper med momentum. Videre er små selskaper overrepresentert i porteføljen med sterke kjøpsanbefalinger. Verdifaktoren virker imidlertid ikke å påvirke analytikeranbefalinger.

Avkastningsforskjellene mellom porteføljene og OSEAX er vesentlig mindre enn ventet basert på tidligere studier som Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015). Funnene i denne delen av analysen indikerer at handelsstrategier basert på analytikerkonsensus ikke skaper verdi i form av brutto meravkastning når det justeres for systematiske risikofaktorer. Vi kan på den

andre siden ikke slå fast at noen av hovedporteføljene gir negativ brutto meravkastning, selv om den offensive porteføljen P1-P5 har signifikant negativ alfa under Carhart.

5.3 Porteføljenes nettoavkastning

I denne delen vil porteføljenes avkastning etter transaksjonskostnader analyseres. Først vil porteføljenes transaksjonskostnader undersøkes, og derav hva som driver kostnadene forbundet med å utføre handelsstrategiene. Deretter vil porteføljenes risikojusterte netto meravkastning analyseres. Vi vet fra delkapittel 5.2 at vi ikke oppnår signifikante alfaverdier ved å kjøpe porteføljer med kjøpsanbefalinger eller ta en salgsposisjon i porteføljen med negative anbefalinger. Motivasjonen for denne delen er dermed å undersøke om noen av porteføljene gir signifikant negativ netto meravkastning i perioden vi analyserer.

5.3.1 Omsatte kapitalandeler og påvirkning på nettoavkastning

Påvirkningen transaksjonskostnader har for den reelle avkastningen varierer mellom porteføljene. For å få et godt bilde av nettoavkastningen undersøker vi hvilke faktorer som driver transaksjonskostnadene for porteføljene.

Tabell 9: Transaksjonskostnaders påvirkning på avkastning

Tabellen viser hvordan transaksjonskostnader påvirker nettoavkastningen for porteføljene. Det er benyttet en lang posisjon i samtlige porteføljer ved beregning av avkastningene. Årlig transaksjonskostnad (4) er beregnet ved å multiplisere den årlige omsatte kapitalandelen til porteføljen (3) med 0,924%, som er vår estimerte transaksjonskostnad per handel (presentert i delkapittel 4.3). Årlig nettoavkastning (5) tilsvarer årlig bruttoavkastning (2) minus årlig transaksjonskostnad (4).

Portefølje	Årlig bruttoavkastning	Årlig omsatt kapitalandel	Årlig transaksjonskostnad	Årlig nettoavkastning
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
P1	10,39%	248%	2,29%	8,10%
P2	15,16%	401%	3,71%	11,45%
P3	9,01%	534%	4,93%	4,08%
P4	10,63%	510%	4,71%	5,92%
P5	12,58%	454%	4,19%	8,39%
P1-P5	-4,61%	718%	6,63%	-11,24%
PK	11,16%	148%	1,37%	9,79%
NK	9,56%	239%	2,21%	7,35%
Utvalg	10,54%	18%	0,17%	10,37%

Av hovedporteføljene observerer vi at P3 og P4 i større grad enn de andre hovedporteføljene rammes av transaksjonskostnader, og oppnår lavest nettoavkastning. P2 er den eneste porteføljen som har nettoavkastning høyere enn markedsporteføljen i perioden. Vi vet imidlertid fra delkapittel 5.2 at heller ikke P2 gir signifikant risikojustert meravkastning. Utvalg har nest høyest nettoavkastning etter P2, noe som skyldes den særdeles lave transaksjonskostnaden.

Av de ni porteføljene i tabellen er det P1-P5 som kommer dårligst ut, som eneste portefølje med negativ nettoavkastning. Basert på analytikerkonsensus er antakelsen at denne porteføljen skal gi høy og risikojustert avkastning dersom treffsikkerheten blant analytikere er god både for salgs- og sterke kjøpsanbefalinger. Mye av årsaken til den negative nettoavkastningen er kombinasjonen av at P5 gjør det oppsiktsvekkende bra og at porteføljen pådrar seg store transaksjonskostnader.

I de følgende avsnittene vil vi undersøke forklaringen bak nettoavkastningene og transaksjonskostnadsforskjellene presentert i Tabell 9.

Selskapsstørrelser

Vi har tidligere sett at P1 består av mange, små selskaper. P1 har lavest årlig omsatt kapitalandel av de fem hovedporteføljene med 248%. Til sammenligning har P3 og P4 årlige omsatte kapitalandeler lik henholdsvis 534% og 510%. Forklaringen bak dette er at porteføljeskifter for tungtveiende selskaper medfører at store andeler av porteføljene må kjøpes og selges. Oslo Børs

kjennetegnes av noen få selskaper som utgjør en stor andel av den totale børsverdien. Tidligere funn har gitt indikasjoner på at disse selskapene ofte befinner seg i og beveger seg mellom P3 og P4. Den motsatte tankegangen kan anvendes for P1, som består av mange selskaper av lik størrelse. Dermed vil porteføljeskifter i denne porteføljen få mindre betydning. Den eneste porteføljen som oppnår høyere omsatt kapitalandel enn P3 og P4, er P1-P5. Denne handelsstrategien innebærer å kjøpe P1 og selge P5, noe som betyr at vi må summere de omsatte kapitalandelene fra begge porteføljene.

Utvidede konsensusgrenser

PK og NK har bredere konsensusgrenser enn hovedporteføljene. Mye av motivasjonen for å inkludere støtteporteføljene er å redusere transaksjonskostnadene forbundet med handelsstrategiene. Vi merker oss fra tabellen at bredere konsensusgrenser og inkludering av flere selskaper reduserer den omsatte kapitalandelen.

PK og NK har årlige omsatte kapitalandeler på henholdsvis 1 183% og 964% dersom vi betrakter hovedporteføljene de består av hver for seg. Ved å utvide konsensusgrensene slik at vi behandler porteføljene som PK og NK er tilsvarende tall imidlertid 148% og 239%. Dette medfører med andre ord en reduksjon på henholdsvis 1 035 og 725 prosentpoeng for PK og NK. Vi observerer imidlertid i tabellen at begge porteføljene har lavere nettoavkastning enn Utvalg.

Indeksfond

For en investor er passive indeksfond et naturlig alternativ til porteføljene vi konstruerer. Vi inkluderer dermed Utvalg i tabellen, fordi denne porteføljen vil være en god tilnærming til et indeksfond som følger OSEAX. Utvalg kan ses på som ytterpunktet i økningen av konsensusgrenser. Porteføljen består av alle selskapene i datasettet. Den eneste utskiftingen som finner sted skyldes at selskap får eller mister analytikerdekning, eller at de går på eller av Oslo Børs. Utvalg vil dermed ligne et indeksfond for Oslo Børs. Vi observerer en stor forskjell sammenlignet med de øvrige porteføljene i tabellen. Den omsatte kapitalandelen er kun 18%, og den tilhørende årlige transaksjonskostnaden er lik 0,17%. Dette skyldes at en ikke lenger rebalanserer dersom et selskaps analytikerkonsensus endres. Det vil dermed forekomme få kjøp og salg av aksjer. Den lave transaksjonskostnaden bidrar til at utvalgets nettoavkastning er den nest høyeste blant samtlige porteføljer vi konstruerer.

5.3.2 Risikojustert meravkastning etter transaksjonskostnader

I denne delen vurderer vi porteføljenes netto meravkastning justert for systematiske risikofaktorer. Vi observerte i Tabell 9 at samtlige porteføljer påvirkes negativt av transaksjonskostnader. Vi forventer dermed ingen positive, signifikante alfaverdier basert på analysen i delkapittel 5.2. Vi vet også med sikkerhet at en salgssposisjon i P5 ikke gir signifikant meravkastning. Det er dermed ikke hensiktsmessig å undersøke salgssposisjoner i denne delen. Vi inkluderer likevel langkort-porteføljen P1-P5 for å underbygge funnene. Motivasjonen for denne delen er dermed å undersøke om handelsstrategier basert på analytikerkonsensus kan hevdes å ha gitt negativ netto meravkastning i perioden når vi justerer for systematiske risikofaktorer.

Tabell 10: Risikojustert netto meravkastning

Tabellen viser den risikojusterte meravkastningen under de forskjellige faktormodellene. I kolonne (2) ser vi den markedsjusterte månedlige nettoavkastningen for alle porteføljer. Dette representerer dermed differansen mellom porteføljeavkastningen og markedsavkastningen på månedlig basis. Kolonne (3) til (5) viser konstantleddet fra regresjonene under CAPM, Fama-French og Carhart. Beregningene er gjort med en lang posisjon i samtlige porteføljer. Konstantleddenes tilhørende p-verdi er presentert i parentes. Konstantledd som er uthevet med fet skrift er signifikante på 10%-nivå.

Portefølje	Markedsjustert månedlig	Konstantledd fra		
	nettoavkastning (%)	CAPM	Fama-French	Carhart
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
P1	-0,18	-0,002 (0,567)	-0,004 (0,23)	-0,006 (0,123)
P2	0,10	0,000 (0,894)	-0,001 (0,800)	-0,001 (0,672)
P3	-0,51	-0,004 (0,235)	-0,002 (0,453)	-0,005 (0,118)
P4	-0,36	-0,002 (0,583)	-0,001 (0,720)	-0,002 (0,634)
P5	-0,15	0,003 (0,497)	0,002 (0,636)	0,005 (0,336)
P1-P5	-0,94	-0,013 (0,035)	-0,014 (0,030)	-0,019 (0,008)
PK	-0,04	0,000 (0,984)	-0,001 (0,750)	-0,002 (0,231)
NK	-0,24	0,000 (0,991)	0,000 (0,980)	0,002 (0,605)

Fra kolonne 2 i tabellen ser vi at det kun er P2 som har en månedlig avkastning høyere enn markedsporteføljen når transaksjonskostnader inkorporeres. Det skal dog understrekes at ingen transaksjonskostnader er inkludert for markedsporteføljen. Som tidligere diskutert og illustrert i dette delkapittelet er imidlertid kostnader ved kjøp og salg av indeksfond lave. Ekskludering av kostnadene vil dermed være uvesentlig for sammenligningsformål. Kostnader forbundet med handelsstrategier basert på analytikeranbefalinger har stor påvirkning på avkastningene selv før systematiske risikofaktorer inkluderes. Etter transaksjonskostnader er PK den porteføljen som har nest høyest markedsjustert avkastning. Vi har sett at bredere konsensusgrenser fører til redusert omsatt kapitalandel og dermed lavere transaksjonskostnader. Dette medfører at PK gjør det relativt bra sammenlignet med andre porteføljer når kostnader for kjøp og salg av aksjer inkorporeres.

Vi observerer som forventet fra Tabell 10 ingen signifikante positive alfaverdier. Funnene samsvarer med studiene til Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015), som heller ikke finner risikojustert netto meravkastning ved å kjøpe porteføljer basert på analytikeranbefalinger. Av hovedporteføljene er det imidlertid heller ingen som oppnår signifikant negative konstantledd etter at transaksjonskostnader er hensyntatt. Selv om en skal være forsiktig med å tolke ikke-signifikante koeffisienter, bemerker vi oss at de fleste alfaverdier for porteføljene er negative. Mangelen på signifikans gjør imidlertid at vi ikke kan slå fast at noen av hovedporteføljene har skapt hverken positiv eller negativ meravkastning når de justeres for systematiske risikofaktorer. I kontrast til Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015), merker vi oss derimot at P1-P5 oppnår signifikant negativ meravkastning under alle faktormodellene. Funnet medfører at kjøp av P1 og salg av P5 har vært en svak handelsstrategi, og er en tydelig indikasjon på at analytikerens kombinerte treffsikkerhet på salgs- og sterke kjøpsanbefalinger er lav.

Drøfting av kostnadsestimat

Vi har bevisst valgt et konservativt kostnadsestimat i denne analysen, som beskrevet i delkapittel 4.2. Det kan diskuteres hvorvidt det er realistisk at satsen på 0,924% antas å være anvendelig for alle porteføljene. Det er stor variasjon i den indirekte kostnaden (spreaden) mellom selskaper av ulik størrelse. Dette vil i sin tur påvirke transaksjonskostnaden per handel, noe som tilsier at det i realiteten er en forskjell i transaksjonskostnadene mellom porteføljene vi analyserer.

På bakgrunn av at ingen porteføljer gir signifikant brutto meravkastning, vil ingen porteføljer oppnå signifikant netto meravkastning uavhengig av størrelsen på kostnadene. Resultatet av dette er at en eventuell reduksjon i transaksjonskostnader kun kan åpne opp for at langkortporteføljen ikke lenger gir signifikant negativ alfa. Vi anser det derfor som lite hensiktsmessig for våre formål å undersøke hvordan reduserte transaksjonskostnader påvirker resultatene våre.

5.3.3 Sammendrag av nettoavkastning

I denne delen har vi sett at porteføljer som inneholder store variasjoner i selskapsstørrelse pådrar seg betydelige transaksjonskostnader grunnet høye omsatte kapitalandeler. Det motsatte gjelder for porteføljer bestående av mange selskaper med lignende størrelse. Transaksjonskostnadene reduseres ved å øke bredden i konsensusgrensene. Dette illustreres best ved inkludering av Utvalg, som har den laveste transaksjonskostnaden av samtlige porteføljer. P2 er den eneste

porteføljen med nettoavkastning høyere enn markedet, mens P1-P5 er den eneste med negativ nettoavkastning.

Videre ser vi i denne delen av analysen at ingen av hovedporteføljene gir signifikant positiv eller negativ netto meravkastning justert for systematiske risikofaktorer. Fire av fem hovedporteføljer oppnår negativ markedsjustert nettoavkastning. Resultatene samsvarer med tidligere studier i den forstand at det virker utfordrende å konstruere handelsstrategier med risikojustert netto meravkastning basert på analytikeranbefalinger.

5.4 Hovedfunn fra analyse og resultater

Vi har delt analysen inn i tre delkapitler for å vurdere verdien av analytikeranbefalinger. I delkapittel 5.1 ble porteføljenes bruttoavkastning studert og sammenlignet med hverandre samt markedsporteføljen. Vi finner at P2 har høyest årlig bruttoavkastning, omtrent fem prosentpoeng høyere enn markedsporteføljen. P2 sin bruttoavkastning er isolert sett en observasjon som indikerer at analytikere er treffsikre på utstedelser av kjøpsanbefalinger. Flere av funnene er imidlertid oppsiktsvekkende og indikerer at analytikeranbefalinger har liten informasjonsverdi. I motsetning til Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015) finner vi at P5 gir høyere årlig bruttoavkastning enn P1. Videre er det uventet at P3 gir lavest bruttoavkastning i perioden. Tidvis observerer vi at omtrent 50% av alle selskaper har sterk kjøpsanbefaling. En mulig årsak er at meglerhusenes kunderelasjoner driver positive anbefalinger. Skjevheten i anbefalinger ser ut til å påvirke analytikerens generelle treffsikkerhet.

I andre del av analysen undersøkte vi om det finnes preferanser knyttet til selskapskarakteristikker blant analytikere. Det mest fremtredende mønsteret er at analytikere gir negative anbefalinger om selskaper som er lite eksponert mot markedsrisiko. Tolkningen av dette er at analytikere har hatt tro på høy avkastning i markedet som helhet i perioden. Et annet funn er at de mest positive anbefalingene tilfaller selskaper som har momentum. Videre finner vi at analytikere foretrekker små selskaper. Hvorvidt et selskap klassifiseres som en vekst- eller verdiaksje virker imidlertid ikke å ha noen signifikant påvirkning på analytikeranbefalinger. Deretter undersøkte vi hvorvidt det eksisterer signifikant risikojustert brutto meravkastning i porteføljene vi har konstruert. Våre funn indikerer at ingen av hovedporteføljene gir risikojustert brutto meravkastning. Vi finner at langkort-porteføljen P1-P5 har signifikant negativ alfa under Carhart, som er en indikasjon på at analytikere har vært lite treffsikre med kombinasjonen av utstedelser av salgs- og sterke kjøpsanbefalinger. Funnet står i kontrast til

Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015), som finner at en langkort-portefølje gir høyest avkastning før transaksjonskostnader av samtlige porteføljer.

I den tredje delen av analysen undersøkte vi hvilke faktorer som driver transaksjonskostnader og hvordan disse påvirker porteføljenes avkastning. Vi finner at porteføljer som inneholder tungtveiende selskaper har størst årlig omsatt kapitalandel og følgelig høye transaksjonskostnader. Vi observerer videre at transaksjonskostnadene reduseres når konsensusgrensene utvides. Vi finner at fire av fem hovedporteføljer har lavere nettoavkastning enn markedsporteføljen i perioden. Ingen av hovedporteføljene gir signifikant risikjustert netto meravkastning. Dette medfører at hverken lange posisjoner i kjøpsporteføljene eller en kort posisjon i salgspoteføljen kan hevdes å gi meravkastning. Langkort-porteføljen P1-P5 har høye transaksjonskostnader og gir signifikant negativ risikjustert netto meravkastning under alle modeller. Dersom en legger til grunn at analytikere treffer på salgs- og sterke kjøpsanbefalinger forventer en også at P1-P5 vil gjøre det best av samtlige porteføljer. Våre resultater indikerer det motsatte, og er derfor et overraskende funn.

6. Robusthetsanalyser

6.1 Utelatelse av 2020

2020 var et ekstraordinært år i aksjemarkedet grunnet koronapandemien. En global pandemi var sannsynligvis ikke en del av analytikerens risikovurderinger i tiden før utbruddet, noe som kan skape skjevhet i resultatene. Som beskrevet i delkapittel 4.4 gjør vi en robusthetsanalyse hvor 2020 utelates fra regresjonsmodellene. Hensikten er å justere for sjokket som oppstod i markedene og dermed se om analytikerpreferanser og risikojustert meravkastning endres når 2020 utelates. Analysen utføres med porteføljenes bruttoavkastninger.

Tabell 11: Carharts firefaktormodell ved utelatelse av 2020

Tabellen viser porteføljenes regresjonsutskrifter fra Carharts firefaktormodell når 2020 utelates. Kolonne (2) viser estimerte alfaverdier (konstantledd) fra regresjonene, mens kolonne (3) til (6) er koeffisientene til de systematiske risikofaktorene. Kolonne (7) presenterer regresjonens justerte forklaringskraft. Beregningene er gjort med en lang posisjon i samtlige porteføljer.

Portefølje	Carharts firefaktormodell					
	α	$R_m - R_f$	HML	SMB	MOM	Justert R^2
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
P1	-0,003 (0,344)	0,860 (0,188)	-0,097 (0,060)	0,170 (0,009)	0,108 (0,045)	0,463
P2	0,002 (0,545)	1,011 (0,915)	-0,047 (0,344)	0,112 (0,070)	0,067 (0,199)	0,564
P3	-0,001 (0,744)	0,930 (0,523)	-0,012 (0,815)	-0,053 (0,418)	0,146 (0,011)	0,468
P4	0,003 (0,476)	0,824 (0,171)	-0,025 (0,686)	-0,115 (0,134)	-0,007 (0,914)	0,395
P5	0,009 (0,095)	0,507 (0,005)	0,024 (0,776)	0,027 (0,793)	-0,185 (0,037)	0,192
P1-P5	-0,014 (0,043)	0,354 (0,002)	-0,121 (0,220)	0,142 (0,244)	0,293 (0,006)	0,060
PK	-0,001 (0,594)	0,941 (0,356)	-0,038 (0,227)	0,056 (0,149)	0,103 (0,002)	0,734
NK	0,004 (0,261)	0,787 (0,039)	0,004 (0,935)	-0,071 (0,244)	-0,114 (0,029)	0,542

Ingen av kjøpsporteføljene oppnår signifikant risikojustert meravkastning når 2020 utelates. Dette samsvarer med hovedanalysens resultater. På den andre siden oppnår P5 signifikant positiv alfa, som er et meget oppsiktsvekkende funn. Modellen impliserer dermed at en lang posisjon i salgsporføljen gir signifikant risikojustert meravkastning når 2020 utelates. Ved å følge analytikerens anbefalinger vil en investor ta en kort posisjon i eller unngå denne porteføljen, og funnet er dermed en klar indikasjon på at treffsikkerheten blant analytikerens salgsanbefalinger er begrenset. Langkort-porteføljen P1-P5 har fremdeles signifikant negativ risikojustert meravkastning, og underbygger at analytikere ikke utsteder salgs- og sterke kjøpsanbefalinger med hell i perioden.

Vi observerer fra Tabell 11 at vi får flere signifikante koeffisienter ved utelatelse av 2020. Vi ser det samme mønsteret som i hovedanalysen når det kommer til analytikerens skepsis til selskaper med lav markedseksposering. Resultatene fra hovedanalysen angående analytikerens momentumpreferanser forsterkes ytterligere. Med signifikante koeffisienter både for P1 og P5, ser vi en klar tendens til at analytikere foretrekker selskaper som har høy avkastning det siste

året. På den andre siden er salgsporteføljen signifikant eksponert mot selskaper som har relativt lav avkastning sammenlignet med andre selskaper det siste året.

P1 oppnår signifikant negativ koeffisient for verdifaktoren når 2020 utelates. Dette indikerer at sterke kjøpsanbefalinger ofte blir utstedt om vekstselskaper. Funnet samsvarer med studien til Jegadeesh m.fl. (2004), som finner at analytikere foretrekker vekstselskaper. P1 gir som tidligere presentert ikke signifikant risikojustert meravkastning selv når 2020 utelates. Vekstselskaper kjennetegnes av at en betydelig andel av selskapets verdi ligger i fremtidig inntjening, og at de dermed antas å ha en høy vekstrate. Dette impliserer at verdsettelsen i stor grad er basert på forutsetninger en ligger til grunn i analysen for selskapets fremtidsutsikter. Dersom markedseffisienshypotesen holder, skal det likevel ikke være mulig å skape meravkastning ved investering i slike selskaper, fordi all informasjon er tilgjengelig og reflektert i aksjekursene.

Vi observerer at både P1 og P2 har signifikant koeffisient for størrelsesfaktoren når 2020 utelates. Resultatet impliserer at analytikere foretrekker små selskaper. Funnet underbygger hovedanalysens funn og samsvarer med Jegadeesh m.fl. (2004), som i sin studie finner tilsvarende størrelsespreferanser blant analytikere.

6.2 Porteføljeutvikling ved ulike start- og sluttidspunkt

I denne utredningen benytter vi tidsrommet fra 2014 til 2021 som grunnlag for analysen. Valg av periode påvirker imidlertid resultatene. Vi kartlegger derfor hvordan porteføljenes bruttoavkastning påvirkes ved endrede start- og sluttidspunkt. Vi undersøker først endringer ved ulike sluttidspunkt. For denne delen av analysen vil porteføljene ha starttidspunkt i 2014. Deretter gjør vi tilsvarende analyse for endrede starttidspunkt, hvor porteføljene har sluttidspunkt i 2021.

6.2.1 Ulike sluttidspunkt

Tabell 12: Årlig markedsjustert bruttoavkastning ved endrede sluttidspunkt

Tabellen viser årlig markedsjustert bruttoavkastning for porteføljene (radvis) dersom vi avslutter analysen 31. desember i forskjellige år (kolonnevis). Analysens starttidspunkt er 1. januar 2014 for alle sluttår. Beregningene er gjort med en lang posisjon i samtlige porteføljer.

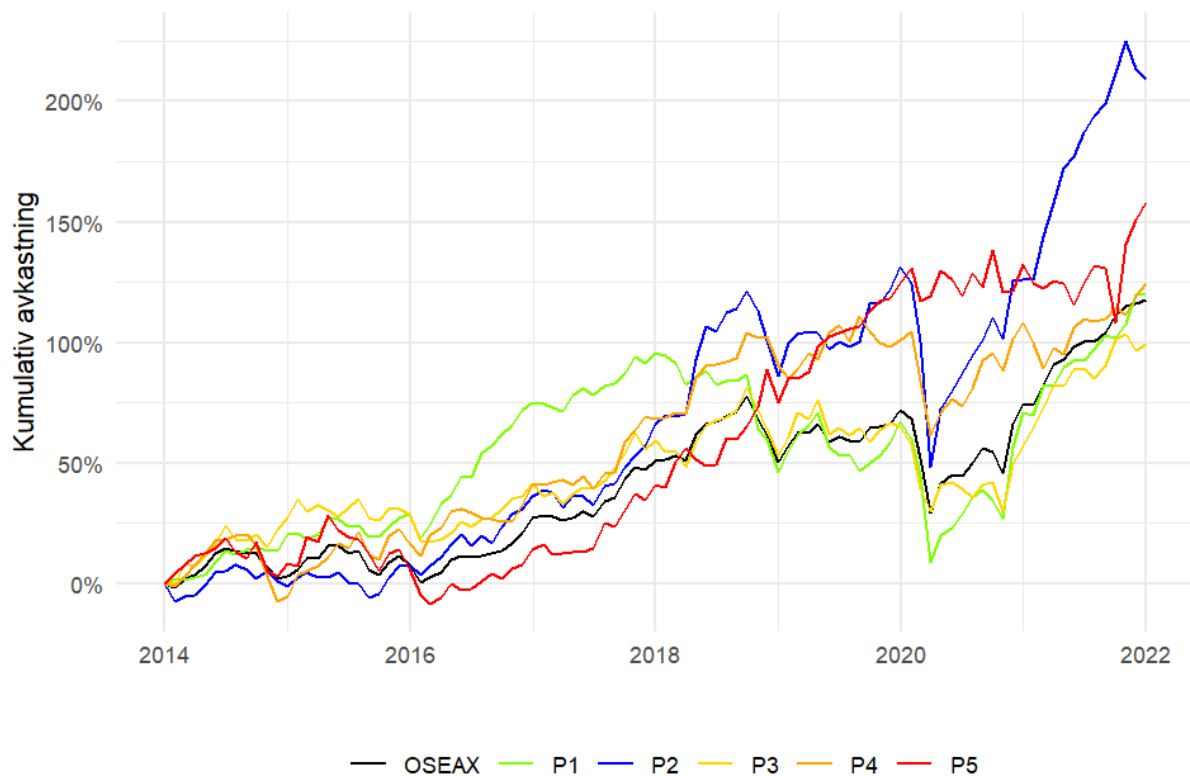
Portefølje	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
P1	17,17	9,71	12,13	7,45	-0,6	-0,51	-0,3
P2	-4,06	-0,18	2,51	2,72	4,76	5,57	4,1
P3	24,32	9,53	3,84	1,47	0,41	-0,7	-1,57
P4	-8,34	4,12	3,76	3,08	5,29	2,91	2,8
P5	5,37	-0,88	-3,83	-1,89	3,43	5	4,55
P1-P5	8,01	5,24	10,85	4,99	-6,75	-7,63	-6,99
PK	12,57	5,62	4,29	2,4	1,02	0,8	0,51
NK	-6,82	-2,31	-1,37	-0,26	2,6	1,5	1,59

Vi merker oss svært høye markedsjusterte årlige bruttoavkastninger for P1 dersom vi avslutter analysen i årene 2014 til 2017. Dette står i kontrast til hovedanalysen. Generelt sett ser vi at P1 oppnår høyere markedsjustert avkastning jo tidligere vi avslutter analysen. Videre har PK positiv markedsjustert bruttoavkastning for samtlige avslutningsår. Funnene indikerer at analytikere generelt sett er treffsikre med positive anbefalinger uavhengig av avslutningsår, men resultatene i hovedanalysen gir ingen risikojusterte meravkastninger når vi legger hele åtteårsperioden til grunn.

Langkort-porteføljen P1-P5 oppnår negativ markedsjustert bruttoavkastning ved sluttidspunkt i årene 2018 til 2020. For tidligere sluttidspunkt er avkastningen positiv, men ingen sluttidspunkt gjør at P1-P5 er å foretrekke over for eksempel kun å kjøpe P1 med hensyn til bruttoavkastning. Dette underbygger hovedanalysens resultater, som indikerer at analytikere er lite treffsikre med utstedelser av salgsanbefalinger.

Figur 2: Porteføljenes kumulative bruttoavkastning

Figuren viser kumulativ bruttoavkastning for hovedporteføljene og markedsporteføljen. Y-aksen viser kumulativ avkastning i prosent. X-aksen viser tidsperioden fra 2014 til og med 2021.



Vi merker oss at P1 overstiger samtlige porteføljer i tidsrommet 2016 til 2018. I samme tidsrom befinner P5 seg under samtlige porteføljer i grafen. Dette indikerer at analytikere har truffet godt med salgs- og sterke kjøpsanbefalinger dersom en avslutter analysen i disse årene. Etter 2018 ser vi imidlertid et vendepunkt i grafen. P1 faller samtidig som P5 fortsetter stigningen. I slutten av 2021 har P5 høyere akkumulert bruttoavkastning.

Når koronapandemien inntreffer i 2020 observerer vi at P5 er den eneste porteføljen som ikke synker i kumulativ avkastning. Dette kan ha en sammenheng med porteføljens markedseksponering som er signifikant lavere enn 1, presentert i delkapittel 5.2. Vi observerer videre en markant økning i P2 sin kumulative avkastning i perioden 2020 til 2022, noe som gjør at den i hovedanalysen ender med høyest årlig bruttoavkastning av samtlige porteføljer.

6.2.2 Ulike starttidspunkt

Tabell 13: Årlig markedsjustert bruttoavkastning ved endrede starttidspunkt

Tabellen viser årlig markedsjustert bruttoavkastning for porteføljene (radvis) dersom vi starter analysen 1. januar i forskjellige år (kolonnevis). Analysens sluttidspunkt er 31. desember 2021 for alle startår. Beregningene er gjort med en lang posisjon i samtlige porteføljer.

Portefølje	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
P1	-2,2	-3,04	-6,6	-6,57	1,57	2,34	4,17
P2	6,38	6,84	6,47	7,19	5,28	3,06	11,81
P3	-4,63	-4,8	-4,21	-3,78	-3,93	-2,71	1,8
P4	1,82	-0,87	-1,6	-2,15	-7,54	-6,87	-17,11
P5	1,92	3,57	6,38	6,77	0,59	-5,3	-4,75
P1-P5	-6,28	-7,67	-12,84	-13,35	-0,94	5,00	13,69
PK	-0,72	-0,67	-1,07	-0,47	0,85	1,42	4,58
NK	0,33	-0,03	-0,2	-1,02	-6,05	-6,96	-17,16

Vi merker oss at P2 oppnår høyest årlig markedsjustert bruttoavkastning av hovedporteføljene, uavhengig av når analysen starter. Alle oppstartsår gir positiv markedsjustert meravkastning for denne porteføljen. Ekstremtilfellet er 2021, der P2 har hatt en markedsjustert bruttoavkastning på 11,81%. I dette tilfellet omfatter analysen kun ett år, noe som gjør resultatene lite representative. Informasjonen er en indikasjon på at analytikere treffer med kjøpsanbefalinger som faller inn under P2 uavhengig av hvilket år analysen begynner. Dette underbygger tidligere funn.

Mønsteret for P1 er mindre klart enn for P2. Mange av oppstartsårene gir negativ markedsjustert bruttoavkastning. Som diskutert i delkapittel 5.1 består P1 av flest selskaper i gjennomsnitt, samtidig som selskapene blir dekket av færre analytikere enn i de andre porteføljene. Dette medfører mindre tyngde i analytikerkonsensus for selskapene enn de som befinner seg i eksempelvis P2, og kan være noe av årsaken til at P2 gir høyere årlig bruttoavkastning for alle starttidspunkt.

Vi observerer videre at P5 har en negativ trend i årlig markedsjustert bruttoavkastning for de siste fire startårene. For starttidspunkt i 2020 og 2021 gir denne porteføljen lavere bruttoavkastning enn markedet. Funnet kan tyde på at analytikere har truffet bedre med salgsanbefalinger mot slutten av perioden i hovedanalysen. Det skal dog understrekes at analysen i disse tilfellene er mindre representativ grunnet færre observasjoner.

Langkort-porteføljen P1-P5 gir negativ markedsjustert bruttoavkastning for samtlige oppstartsår fra 2015 til 2019. Informasjonen vi kan lese av tabellen underbygger funn fra

hovedanalysen om at dette er en svak portefølje. Vi ser imidlertid at vi oppnår positiv markedsjustert avkastning om analysen begynner i 2020 og 2021. Dette underbygger funnet om at analytikere har truffet bedre på salgsanbefalinger mot slutten av perioden.

6.2.3 Analysens sensitivitet for endrede perioder

Figur 2, Tabell 12 og Tabell 13 tydeliggjør betydningen av endrede start- og sluttidspunkt for analysen. Dersom analysen ble avsluttet i tidsrommet 2015 til 2017, ville avkastningstallene samsvart godt med analytikerens anbefalinger. Situasjonen er imidlertid annerledes etter 2017. For enkelte sluttidspunkt er P1 porteføljen med lavest kumulativ avkastning, på samme tid som P5 har høyest kumulativ avkastning. Avslutter man analysen på disse tidspunktene ser analytikerens treffsikkerhet svakere ut. Tilsvarende vil en analyse med oppstartsår mellom 2015 og 2018 gi svake resultater for analytikerens treffsikkerhet. I oppstartsårene 2019 til 2021 passer bruttoavkastningene bedre med det en forventer basert på analytikeranbefalingene. Vi kan imidlertid ikke konkludere med hvorvidt porteføljene gir risikojustert meravkastning for andre perioder enn hele åtteårsperioden fra 2014 til 2021.

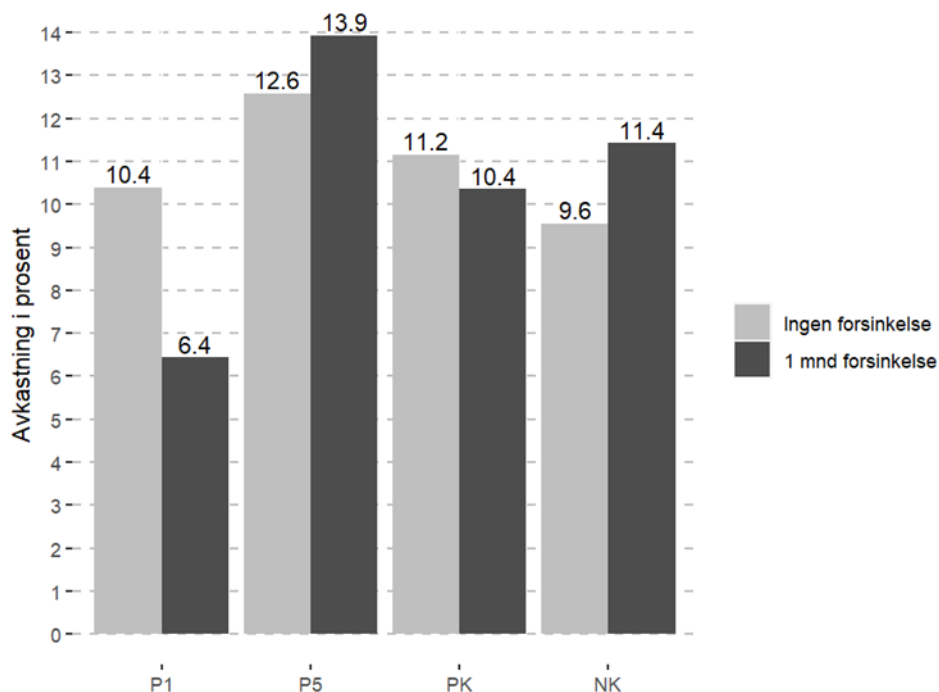
Vi understreker at kortere tidsperioder er mindre representative grunnet færre observasjoner. Den store variasjonen i årlig markedsjustert bruttoavkastning ved endring av start- og sluttidspunkt dokumenterer likevel analysens sensitivitet for hvilken periode en velger å undersøke. En bør derfor være varsom ved anvendelse av hovedanalysens resultater utenfor markedet og tidsrommet de er basert på.

6.3 Forsinket rebalansering

I denne robusthetsanalysen undersøker vi effekten av én måneds forsinkede rebalanseringer av porteføljene. Dette gir innsikt i betydningen av den første måneden etter et konsensuskifte for porteføljenes avkastning. Vi vil dermed avdekke eventuell umiddelbar prisdrift, presentert av blant annet Barber m.fl. (2001). Resultatene i kapittel 5 tilsier at ingen av porteføljene skaper signifikant risikojustert meravkastning ved å reagere umiddelbart på konsensuskifter og å beholde selskaper ut gyldighetsperioden (ett år). Motivasjonen for denne delen er å undersøke om det finnes umiddelbar prisdrift i tiden rett etter konsensuskifter som avtar over tid. Porteføljene er konstruert på samme måte som tidligere. Vi velger å undersøke forsinket rebalansering for ytterporteføljene P1 og P5, samt PK og NK, hvor eventuell umiddelbar prisdrift forventes å være mest fremtredende.

Figur 3: Forsinkede rebalanseringers effekt på årlig bruttoavkastning

Figuren viser årlig bruttoavkastning for P1, P5, PK og NK ved umiddelbare rebalanseringer og ved én måneds forsinkelse. Beregningene er gjort med lange posisjoner i alle porteføljer.



Vi observerer at P1 og PK oppnår lavere årlig bruttoavkastning ved forsinkelse av rebalanseringer. Investorer mister omtrent 4 prosentpoeng årlig bruttoavkastning ved å kjøpe P1 med én måneds forsinkelse i perioden vi analyserer. Dette indikerer at det finnes en positiv prisdrift i perioden rett etter endret analytikerkonsensus for selskaper med sterke kjøpsanbefalinger. På den andre siden ser vi at P5 og NK oppnår høyere årlig bruttoavkastning ved forsinkelse. For P5 og NK er tolkningen dermed at en kjøpsposisjon gir høyere årlig bruttoavkastning ved ikke å rebalansere før én måned etter konsensuskifte. Selskaper som får et skifte til negativ analytikerkonsensus gjør det dermed svakere den påfølgende måneden enn andre måneder de befinner seg i porteføljen. Resultatene viser at den umiddelbare prisdriften observert i amerikanske markeder av blant annet Barber m.fl. (2001), også kan være til stede på Oslo Børs. Prisdriftene er i retning av det analytikeranbefalingene tilsier, og indikerer dermed at de er mer treffsikre i måneden etter utstedelse sammenlignet med øvrige måneder.

Vi understreker at vi ikke kan konkludere med signifikante resultater i denne robusthetsanalysen. Funnene gir dog en indikasjon på prisdrift for selskaper i måneden etter konsensuskifter som skiller seg fra andre måneder i perioden fra 2014 til 2021 på Oslo Børs.

7. Konklusjon og forslag til videre studier

7.1 Konklusjon

I denne utredningen har formålet vært å undersøke hvorvidt en investor på Oslo Børs kan oppnå risikojustert meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger i perioden fra 2014 til 2021. Fremgangsmåten har vært å konstruere fem hovedporteføljer basert på intervaller for analytikerkonsensus, og dermed analysere avkastningene disse oppnår i perioden.

Sammenlignet med tidligere studier er våre resultater overraskende. Barber m.fl. (2001) og Leidland og Sundnes (2015) finner at analytikeranbefalinger gir signifikant verdi før transaksjonskostnader. Basert på dette forventer vi å finne et mønster der porteføljer bestående av selskaper med favoriserende anbefalinger gir høyere avkastning enn selskaper med mindre favoriserende anbefalinger. I motsetning til de to studiene finner vi imidlertid årlige bruttoavkastningstall for porteføljene uten et tydelig mønster. Blant annet avdekker vi at porteføljen bestående av salgsanbefalinger gir høyere årlig bruttoavkastning enn både markedet og porteføljen med sterkest kjøpsanbefalinger. Ved endrede sluttidspunkt for analysen finner vi at rangeringen av porteføljenes bruttoavkastning er mer i tråd med anbefalingene frem til 2018, før mønsteret forsvinner ved senere sluttidspunkt. Vår analyse avdekker at analytikerens treffsikkerhet har vært begrenset når vi betrakter hele åtteårsperioden.

Porteføljen bestående av nest sterkest kjøpsanbefalinger gir imidlertid høyest årlig bruttoavkastning i perioden, med omtrent fem prosentpoeng høyere årlig avkastning enn markedet. Blant hovedporteføljene gir denne porteføljen også høyest bruttoavkastning uavhengig av hvilket år analysen starter. Videre gir en bred støtteportefølje med kjøpsanbefalinger høyere avkastning enn markedet, uavhengig av avslutningsår for analysen. Funnene indikerer at analytikere har en viss treffsikkerhet med utstedelser av kjøpsanbefalinger.

Ingen av hovedporteføljene oppnår signifikant meravkastning justert for systematiske risikofaktorer i perioden. Langkort-porteføljen, en støtteportefølje hvor en kjøper selskaper med sterk kjøpsanbefaling og selger selskaper med salgsanbefaling, oppnår imidlertid negativ risikojustert meravkastning under en av faktormodellene. Funnet underbygger ikke-signifikant risikojustert meravkastning for hovedporteføljene, hverken positiv eller negativ. Fraværet av risikojustert meravkastning over åtteårsperioden indikerer at analytikeranbefalinger har begrenset verdi for investorer til tross for kjøpsporteføljer med høyere avkastning enn markedet.

Vi avdekker en betydelig overvekt av positive anbefalinger på Oslo Børs i perioden. Porteføljen med sterke kjøpsanbefalinger består tidvis av omtrent halvparten av alle selskaper med analytikerdekning. Videre er antall analytikere som dekker selskaper med sterk kjøpsanbefaling i gjennomsnitt halvparten av antallet som dekker øvrige porteføljer. Funnet indikerer mindre tyngde i analytikerkonsensus for selskaper med sterk kjøpsanbefaling, og gjør porteføljen mindre representativ for analytikere. På den andre siden vegrer analytikere seg for å utstede salgspanbefalinger. Salgsporteføljen består av under 10% av alle observasjoner i vår analyse, selv med bredere konsensusgrenser enn de andre hovedporteføljene.

Ved analyse av systematiske risikofaktorer finner vi flere særpreg for porteføljene. Spesielt legger vi merke til at lav markedseksponering er en egenskap som driver frem negative anbefalinger. Dette kan tolkes som at analytikere har vært optimistiske til markedet som helhet i perioden. Vi avdekker en sammenheng mellom momentum og analytikerkonsensus; analytikere tenderer mot å gi positiv anbefaling om selskaper med høy avkastning siste 12 måneder, og negative anbefalinger om selskaper med lav avkastning. Videre er kjøpsporteføljene signifikant eksponert mot små selskaper. Ved utelatelse av ekstremåret 2020 finner vi i tillegg at selskaper som mottar sterke kjøpsanbefalinger tenderer mot å være vekstselskaper. Analytikere virker dermed å foretrekke små vekstselskaper som har momentum.

I hovedanalysen rebalanseres porteføljene daglig. Denne strategien medfører betydelige transaksjonskostnader, som reduserer potensialet for netto meravkastning. Fire av fem hovedporteføljer oppnår lavere nettoavkastning enn markedsporteføljen. Ingen av porteføljene oppnår imidlertid signifikant negativ netto meravkastning justert for systematiske risikofaktorer. Dette indikerer likevel at det er vanskelig å utnytte analytikeranbefalingers eventuelle verdi i praksis, på grunn av behovet for hyppig handel og dermed betydelige transaksjonskostnader som reduserer den reelle avkastningen. I robusthetsanalysen for én måneds forsinkede rebalanseringer finner vi at investorer mister betydelige deler av avkastningen i kjøpsporteføljene ved en slik strategi. Funnet gir indikasjoner på en større prisdrift i måneden etter et konsensuskifte enn andre måneder.

Vi konkluderer med at det finnes sammensetninger av kjøpsanbefalinger som har gitt høyere avkastning enn Oslo Børs i perioden fra 2014 til 2021. Vi finner imidlertid ingen risikojustert meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger. Markedseffisienshypotesen kan dermed ikke forkastes basert på denne utredningen. Det understrekes likevel at det finnes flere metoder og handelsstrategier som baserer seg på analytikeranbefalinger enn denne utredningen tar for seg.

Vi har dokumentert at resultatene av analysen er sensitive med hensyn til endrede start- og sluttidspunkt. Det kan dermed ikke utelukkes at det er mulig å konstruere handelsstrategier som skaper risikojustert meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger.

7.2 Forslag til videre studier

Et forslag til videre studier er å utelate aksjer på et tidligere tidspunkt. I denne masterutredningen holdes aksjeanbefalinger gyldige i ett år dersom ingen endringer forekommer. Valget er begrunnet i delkapittel 4.1, og en av årsakene er at anbefalinger med tilhørende kursmål er gitt med ett års horisont. I robusthetsanalysen for forsinkede rebalanseringer så vi imidlertid indikasjoner på at den første måneden er betydningsfull for porteføljenes avkastning, og samsvarer med funnene til Barber m.fl. (2001). En potensiell studie er dermed å konstruere handelsstrategier som baserer seg på å utelate aksjer på et tidligere tidspunkt etter konsensuskifte. Dersom en aksje har mest positiv prisdrift i tiden rett etter et positivt konsensuskifte, kan dette være strategier som skaper høyere avkastning enn å holde aksjen i ett år.

Et annet forslag til videre studier er å likevekte porteføljene. Vi har valgt å verdivekte porteføljene i denne utredningen. Valget for dette er begrunnet i delkapittel 4.1, og er blant annet basert på bredere analytikerdekning blant større selskaper. På den andre siden finnes det også argumenter for å benytte likevektede porteføljer. Sannsynligheten for at all tilgjengelig informasjon er reflektert i prisene er mindre for små selskaper med en lavere grad av analytikerdekning. En kan derfor argumentere for at analytikere har bedre forutsetninger for å ha informasjonsverdi for slike selskaper. Store selskaper er forventet å være mer effisiente, og Oslo Børs kjennetegnes av at et mindretall selskaper utgjør store deler av den totale markedsverdien. Utviklingen til de største selskapene vil dermed ha stor betydning for porteføljeavkastningene med verdivektete porteføljer. Verdivekting kan derfor neglisjere analytikers treffsikkerhet på mindre selskaper.

Et tredje forslag til videre studier er å se nærmere på de enkelte meglerhusenes utstedelser. I denne utredningen har vi behandlet alle meglerhus likt og brukt et gjennomsnitt av alle enkeltanbefalinger. Dette medfører at vi ikke har undersøkt om det finnes forskjeller mellom dem. Dersom det finnes signifikante forskjeller på tvers av meglerhus, kan det tenkes at enkelte meglerhus jevnt over treffer bedre på utstedelser av kjøps- og salgsanbefalinger enn andre. En videre analyse kan konstruere handelsstrategier som kun baserer seg på enkelte meglerhus sine

anbefalinger, og på den måten undersøke om en slik filtrering kan skape signifikant risikjustert meravkastning.

8. Litteraturliste

- Azzi, S., Bird, R., Ghiringhelli, P., & Rossi, E. (2006, januar). Biases and information in analysts' recommendations: The European experience. *Journal of Asset Management; London*, 6(5), ss. 345-380.
- Barber, B., Lehavy, R., McNichols, M., & Trueman, B. (2001, april). Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns. *The Journal of Finance*, 56(2), ss. 531-563.
- Bianchini, R., Bonini, S., Salvi, A., & Zanetti, L. (2010, november). Target Price Accuracy in Equity Research. *Journal of Business Finance and Accounting*, 37(9-10), ss. 1177-1217.
- Blume, M. E., & Stambaugh, R. F. (1983, november). Biases in computed returns: An application to the size effect. *Journal of Financial Economics*, 12(3), ss. 387-404.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. (2020). *Investments* (12. utg.). New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Boni, L., & Womack, K. L. (2002). *Solving the Sell-Side Research Problem: Insights from Buy-Side Professionals*.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979, september). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), ss. 1287-1294.
- Carhart, M. M. (1997, mars). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), ss. 57-82.
- Cowles, A. (1933, juli). Can Stock Market Forecasters Forecast? *Econometrica*, 1(3), ss. 309-324.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979, juni). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), ss. 427-432.
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1950, desember). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: I. *Biometrika*, 37(3/4), ss. 409-428.

-
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1951, juni). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: II. *Biometrika*, 38(1/2), ss. 159-177.
- Euronext. (2022). *Newsweb*. Hentet fra Oslo Børs: <https://newsweb.oslobors.no/>
- Fama, E. F. (1970, mai). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), pp. 383-417.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993, februar). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), ss. 3-56.
- Finansleksikon. (2022). *Hovedlisten*. Hentet fra Finanseleksikon: <https://finansleksikon.no/finansleksikon/h/hovedlisten>
- Jegadeesh, N., & Kim, W. (2006, august). Value of analyst recommendations: International evidence. *Journal of Financial Markets*, 9(3), ss. 274-309.
- Jegadeesh, N., Kim, J., Krische, S. D., & Lee, C. M. (2004, februar). Analyzing the Analysts: When do Recommendations Add Value? *The Journal of Finance*, 59(3), ss. 1083-1124.
- Jensen, T. (2022, oktober 31). *Vær trygg - Pareto kommer aldri til å anbefale salg av denne aksjen*. Hentet fra Dagens Næringsliv: <https://www.dn.no/borskommentar/quantafuel/var-trygg-pareto-kommer-aldri-til-a-anbefale-salg-av-denne-aksjen/2-1-1343906>
- Johnsen, T. (2011). *Evaluering av aktiv forvaltning for Statens pensjonsfond Norge*. Finansdepartementet.
- Keim, D. B., & Madhavan, A. (1998). The Cost of Institutional Equity Trades. *Financial Analysts Journal*, 54(4), ss. 50-69.
- Leidland, Ø., & Sundnes, A. (2015). *Megleranbefalingers Verdi*.
- Lin, H.-w., & McNichols, M. F. (1998, februar). Underwriting relationships, analysts' earnings forecasts and investment recommendations. *Journal of Accounting and Economics*, 25(1), ss. 101-127.

- Lintner, J. (1965, desember). Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), ss. 587-615.
- Løvås, G. G. (2018). *Statistikk for universiteter og høyskoler* (4. utg.). Universitetsforlaget.
- Markowitz, H. (1952, mars). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), ss. 77-91.
- McKnight, P. J., & Todd, S. K. (2006). Analyst Forecasts and the Cross Section of European Stock Returns. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 15(5), ss. 201-224.
- McNichols, M., & O'Brien, P. C. (2001). *Inertia and and Discretensss: Issues in modelling Analyst Coverage*.
- Morgan, J., & Stocken, P. C. (2003). An Analysis of Stock Recommendations. *The RAND Journal of Economics*, 34(1), ss. 183-203.
- Morningstar. (2022). *Glossary*. Hentet fra Norwegian Interbank Offered Rate (NIBOR): [https://www.morningstar.no/no/glossary/102696/norwegian-interbank-offer-rate-\(nibor\).aspx](https://www.morningstar.no/no/glossary/102696/norwegian-interbank-offer-rate-(nibor).aspx)
- Mossin, J. (1966, oktober). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), ss. 768-783.
- Nordnet. (2022, desember 2). *Nordnet*. Hentet fra Prisliste: <https://www.nordnet.no/no/kundeservice/prisliste>
- Norges Bank. (2005). *Innfasingskostnader i Petroleumsfondet*. Norges Bank.
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965, desember). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, 52(3/4), ss. 591-611.
- Sharpe, W. F. (1964, september). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), ss. 425-442.
- Stickel, S. E. (1995). The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations. *Financial Analysts Journal*, 51(5), ss. 25-39.
- Stoll, H. R., & Whaley, R. E. (1983, juni). Transaction costs and the small firm effect. *Journal of Financial Economics*, 12(1), ss. 57-79.

Warren, P. (2022, juni 27). Å tenke det utenkelige. *Tid er penger*.

Womack, K. L. (1996, mars). Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value? *The Journal of Finance*, 51(1), ss. 137-167.

Ødegaard, B. A. (2007). *Asset Pricing at the Oslo Stock Exchange: A Source Book*.

Ødegaard, B. A. (2009). Hva koster det å handle aksjer på Oslo Børs? *Praktisk økonomi og finans*, 25(1).

Ødegaard, B. A. (2017). *Empirics of the Oslo Stock Exchange. Basic, descriptive, results 1980-2016*. Universitetet i Stavanger.

Ødegaard, B. A. (2022). *Asset pricing data at OSE*. Hentet fra Bernt Arne Ødegaard:
https://ba-odegaard.no/financial_data/ose_asset_pricing_data/pricing_factors_monthly.txt

Ødegaard, B. A., Skjeltorp, J. A., & Næs, R. (2009). *What Factors Affect the Oslo Stock Exchange?* Norges Bank.

9. Vedlegg

Vedlegg 1: Beskrivelse og resultater av tester

For at regresjonenes estimater skal være BLUE¹⁴, må følgende forutsetninger holde:

1. Sammenhengen mellom avhengig og uavhengige variabler beskrives med lineære parametere
2. Residualene er normalfordelte med forventning lik null
3. Det eksisterer ikke perfekt multikollinearitet i variablene
4. Variansen til residualene er konstant over tid
5. Det eksisterer ikke autokorrelasjon i residualene

Metoden estimerer en lineær sammenheng mellom avhengig og uavhengige variabler over det aktuelle tidsrommet. Vår avhengige variabel er porteføljes meravkastning utover risikofritt aktivum, og de uavhengige variablene er de systematiske risikofaktorene. Forutsetning 1 og 3 anses som tilfredsstillende fordi modellen kun inneholder lineære parametere og ingen av variablene gir opphav til perfekt multikollinearitet. For forutsetning 2, 4 og 5 gjør vi formelle tester på 10%-nivå for å undersøke om de holder. Utover de nevnte forutsetningene er stasjonaritet viktig for tidsseriedata. Dette testes også formelt.

Test 1: Shapiro-Wilk

Testen til Shapiro og Wilk (1965) er nyttig for å undersøke normalitet. Nullhypotesen er at dataen er normalfordelt, og alternativhypotesen er følgelig at dataen ikke er normalfordelt. Testen produserer en estimator, W , som alltid er mellom 0 og 1. Dersom estimatoren er signifikant lavere enn 1 forkastes nullhypotesen om normalfordelte data. Hvorvidt estimatoren er signifikant lavere enn 1 avgjøres ved å sammenligne den tilhørende p -verdien med ønsket signifikansnivå.

Tabell V 1: Resultater Shapiro-Wilk

Tabellen viser W -estimator og tilhørende p -verdi for P1 til P5, samt PK og NK. Carharts firefaktormodell er benyttet i regresjonen som testen er utført på. P -verdier som er signifikante på 10%-nivå er uthevet med fet skrift.

¹⁴ Best Linear Unbiased Estimators.

	P1	P2	P3	P4	P5	PK	NK
<i>W</i> -estimator	0,995	0,987	0,986	0,982	0,990	0,974	0,974
p-verdi	0,983	0,446	0,401	0,223	0,673	0,055	0,052

Shapiro-Wilk testen indikerer at PK og NK ikke har normalfordelte residualer. Ifølge Løvås (2018) er dette uproblematisk så lenge residualene er tilnærmet normalfordelt. I kombinasjon med QQ-plott (Vedlegg 2) og histogram av residualene (Vedlegg 3) kommer vi frem til at dette ikke er problematisk. Dette underbygges av at hverken PK eller NK gir normalitetsbrudd dersom vi benytter 5%-nivå.

Test 2: Breusch-Pagan

For å teste om det finnes heteroskedastisitet i residualene benytter vi testen til Breusch og Pagan (1979). Testen undersøker hvorvidt variansen til feilleddene er avhengig av størrelsen på de uavhengige variablene. Nullhypotesen er at residualene er homoskedastiske. Alternativhypotesen er følgelig at residualene er heteroskedastiske. Testen produserer en kjikvadrat-estimator ved hjelp av antall observasjoner og R^2 til en regresjon der residualene er brukt som avhengig variabel. Den kritiske grensen for kjikvadrat-estimatoren med fire frihetsgrader (antall variabler ved Carhart) og 10%-nivå er 7,779. Nullhypotesen forkastes dersom estimatoren er større enn dette. Vi får også den tilhørende p-verdien, og denne kan sammenlignes med ønsket signifikansnivå for å avgjøre om nullhypotesen skal beholdes eller forkastes.

Tabell V 2: Resultater Breusch-Pagan

Tabellen viser χ^2 -estimator og tilhørende p-verdi for P1 til P5, samt PK og NK. Carharts firefaktormodell er benyttet i regresjonen som testen er utført på. P-verdier som er signifikante på 10%-nivå er uthevet med fet skrift.

	P1	P2	P3	P4	P5	PK	NK
χ^2 -estimator	0,648	11,446	1,567	1,815	1,935	0,580	0,828
p-verdi	0,958	0,022	0,815	0,770	0,748	0,965	0,935

Basert på resultatene fra Breusch-Pagan er residualene til P2 heteroskedastiske. Dette løses ved å benytte robuste standardavvik i regresjonene for denne porteføljen.

Test 3: Durbin-Watson

For å avdekke eventuell autokorrelasjon benytter vi testen til Durbin og Watson (1950 og 1951). Ved hjelp av estimatoren d (Durbin-Watson estimatoren) kan en avgjøre hvorvidt det eksisterer autokorrelasjon i første lag (første forsinkelse).

Verdien til estimatoren vil alltid ligge mellom 0 og 4. En verdi på 0 tilsier at det er perfekt positiv korrelasjon, mens en verdi på 4 tilsier perfekt negativ korrelasjon. Tilsvarende vil en verdi på 2 tilsa at det ikke finnes noen korrelasjon. Vi får tilhørende P-verdier, og kan ved hjelp av disse avgjøre om vi forkaster nullhypotesen. I denne situasjonen er nullhypotesen at det ikke finnes noen korrelasjon, altså at $d = 2$. Alternativhypotesen er følgelig at $d \neq 2$.

Tabell V 3: Resultater Durbin-Watson

Tabellen viser d -estimator og tilhørende p -verdi for P1 til P5, samt PK og NK. Carharts firefaktormodell er benyttet i regresjonen som testen er utført på.

	P1	P2	P3	P4	P5	PK	NK
d -estimator	1,816	2,071	2,291	1,835	2,238	2,223	1,896
p -verdi	0,366	0,688	0,146	0,432	0,248	0,272	0,598

Resultatene av Durbin-Watson testen indikerer at det ikke finnes autokorrelasjon i porteføljenes feilledd. Dette underbygges også av residualplott vist i Vedlegg 4.

Test 4: Augmented Dickey-Fuller

Når man studerer tidsseriedata er det viktig å hensynta stasjonaritet i tillegg til de andre forutsetningene for OLS. Dette betyr i hvilken grad avkastning i måned t avhenger av avkastning i måned $t - 1$. Dickey og Fuller (1979) presenterer en test for å undersøke stasjonaritet i en tidsserie. Testen tar også hensyn til eventuell autokorrelasjon i residualene. Dersom en tidsserie er korrelert med seg selv vil regresjonsresultatene ikke være robuste.

Testen undersøker hvorvidt den avhengige variabelen er korrelert med seg selv gjennom en koeffisient. Testens nullhypotese er at tidsserien er ikke-stasjonær, og testens alternativhypotese er følgelig at tidsserien er stasjonær. Kritisk verdi for 100 observasjoner (vi har 96 observasjoner) og 10%-nivå for estimatoren er -3,153. Vi forkaster nullhypotesen om ikke-

stasjonaritet dersom estimatoren er mindre enn kritisk grense. Tilhørende P-verdier hjelper oss å avgjøre hvorvidt vi forkaster eller beholder nullhypotesen.

Tabell V 4: Resultater Augmented Dickey-Fuller

Tabellen viser DF-estimator og tilhørende p-verdi for P1 til P5, samt PK og NK. Carharts firefaktormodell er benyttet i regresjonen som testen er utført på. P-verdier som er signifikante på 10%-nivå er uthevet med fet skrift.

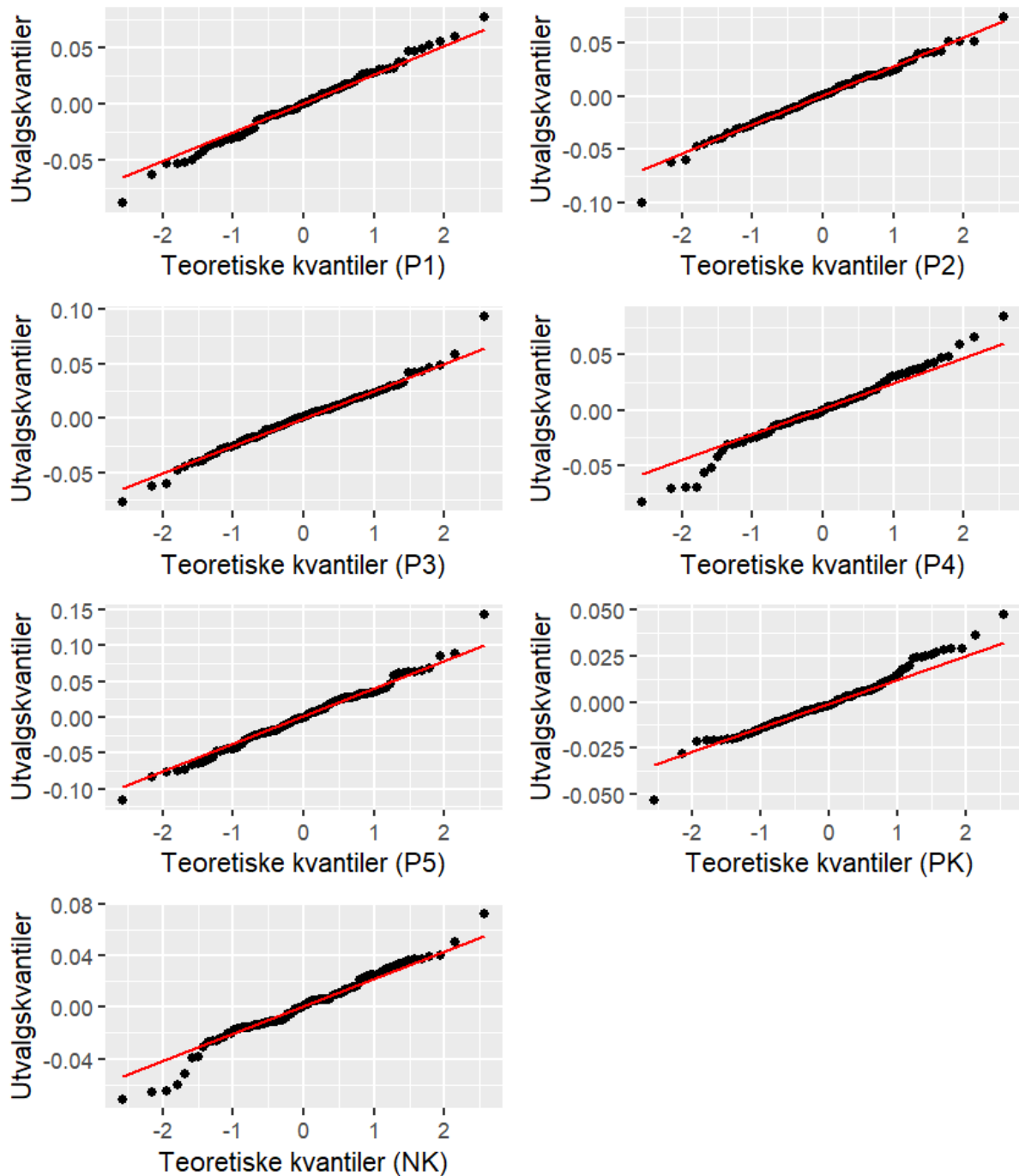
	P1	P2	P3	P4	P5	PK	NK
DF-estimator	-4,220	-4,345	-4,408	-5,312	-3,998	-4,461	-5,181
p-verdi	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0,013	<0,01	<0,01

Resultatene av Dickey-Fuller testen indikerer at tidsseriene er stasjonære.

Vedlegg 2: QQ-plott

Figur V 1: QQ-plott

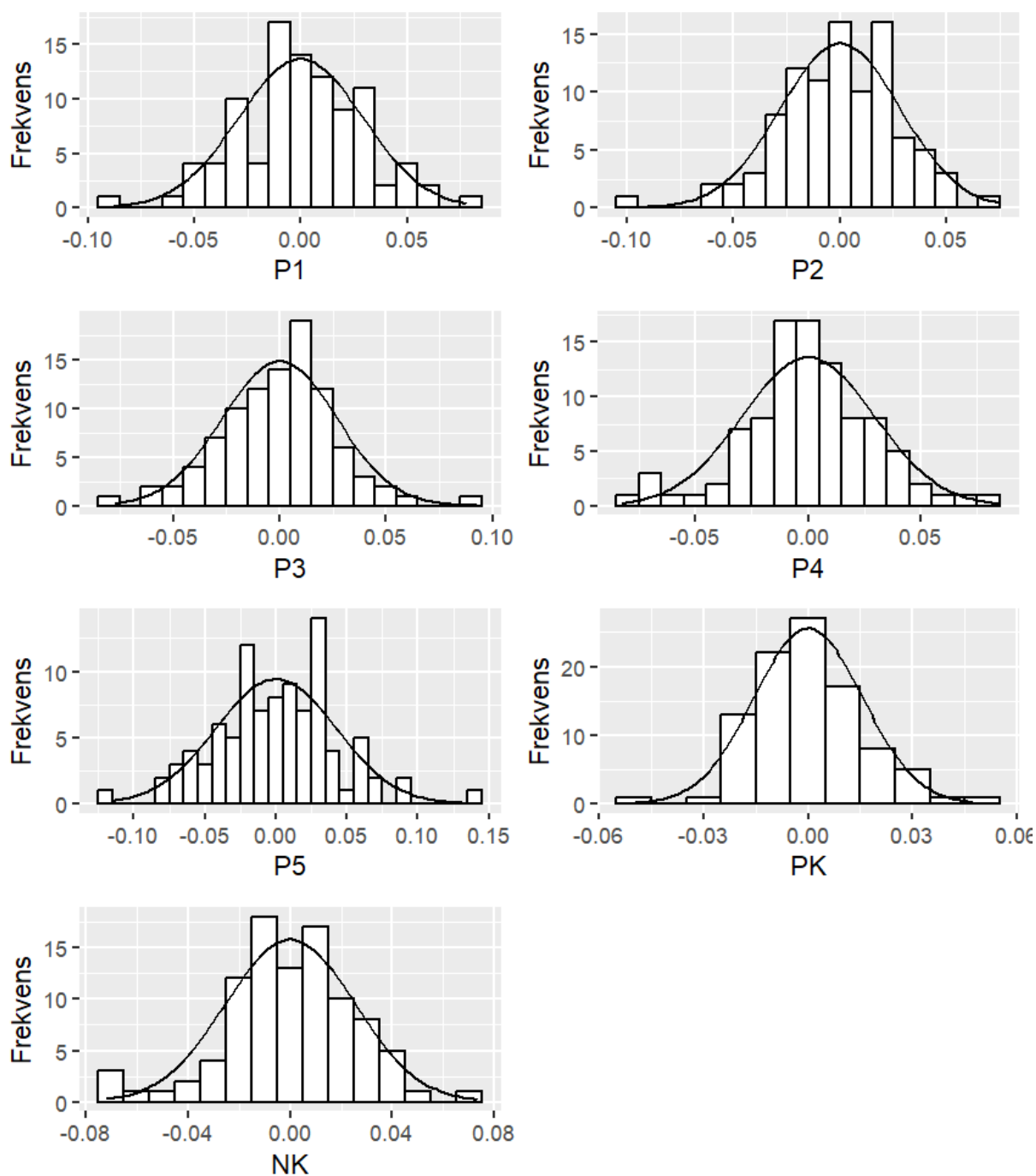
Figuren viser QQ-plott av residualene til hovedporteføljene, samt PK og NK. Kvantiler fra observerte residualer er langs y-aksen, og kvantiler fra en normalfordeling ligger langs x-aksen.



Vedlegg 3: Histogram over residualer

Figur V 2: Histogram over residualer

Figuren viser hvordan residualene i regresjonene fordeler seg for hovedporteføljene, samt PK og NK. Y-aksen måler observasjonsfrekvens, og x-aksen måler størrelsen på residualene. Søylar som mer eller mindre sammenfaller med normalkurven tilsier at residualene er omtrent normalfordelt.



Vedlegg 4: Residualplott

Figur V 3: Residualplott

Figuren viser regresjonenes residualer. Langs y-aksen måler vi residualalets størrelse, og langs x-aksen leser vi måneder med start i januar 2014. Den røde linjen viser en lineær tilpasning og er ment å hjelpe med å identifisere trender i residualene. En flat linje tyder med andre ord på at det ikke finnes noen korrelasjon.

