



Megleranbefalingers Verdi

En studie av analytikerkonsensus på Oslo børs

Asgeir Sundnes & Ørjan Leidland

Veileder: Jørgen Haug

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

Denne siden er blank med overlegg.

Sammendrag

I denne masterutredningen undersøkes analytikeranbefalingers verdi i det norske markedet. Ved å konstruere porteføljer basert på analytikerkonsensus, finner vi at megleranbefalinger er verdifulle. Det dokumenteres en klar informasjonsverdi, men at det i praksis er svært vanskelig å profitere på analytikernes anbefalinger.

Porteføljen med mest favoriserende anbefalinger oppnår en høyere avkastning enn markedet i analyseperioden. Samtidig finner vi at porteføljen med minst favoriserende anbefalinger presterer dårligere enn markedet. Resultatene er signifikante etter risikjustering for systematiske risikofaktorer og holder etter en rekke endringer på utredningens forutsetninger.

Den oppnådde avkastningen skyldes hovedsakelig effekten fra endringer i analytikerkonsensus. For å fange denne effekten kreves hyppige rebalanseringer av porteføljene. Ved å analysere forsinkede rebalanseringer observerer vi at anbefalingenes informasjonsverdi er fallende i perioden etter konsensuskift. Denne informasjonsverdien opprettholdes i en vesentlig lenger periode for negative anbefalinger sammenliknet med positive anbefalinger.

Hyppige rebalanseringer fører til høy omsetning av porteføljenes kapital. Dette resulterer i at eventuell meravkastning forsvinner etter inkludering av transaksjonskostnader. For å redusere porteføljenes omsatte kapitalandel har porteføljer med bredere konsensus grenser og månedlige rebalanseringer blitt konstruert. Begge metodene oppnår positiv nettoeffekt, i forhold til tapt avkastning og reduserte transaksjonskostnader. Effekten er derimot ikke nok til å oppnå signifikant meravkastning.

Transaksjonskostnadsestimatet er for enkelte porteføljer diskutert å være overestimert. Ved benyttelse av et lavere estimat på transaksjonskostnadene oppnår en portefølje med favoriserende megleranbefalinger og brede konsensusgrenser signifikant meravkastning. Det kan derfor ikke utelukkes at det finnes profitable strategier basert på megleranbefalinger.

Utredningen er motivert av studiet til Barber, Lehavay, McNichols & Trueman (2001), og deres analyse av megleranbefalingers verdi på det amerikanske markedet. Vår utredning tar utgangspunkt i selskaper på Oslo Børs i perioden 2005 - 2014, og analyserer flere aspekter i studiet av megleranbefalingers verdi.

Denne siden er blank med overlegg.

Forord

Denne avhandlingen er en avsluttende del på vår mastergrad med hovedprofil i Finansiell Økonomi på Norges Handelshøyskole (NHH), Bergen. Avhandlingen er blitt utført gjennom høsten 2015 og tilsvarer 30 studiepoeng.

Begge forfattere har stor interesse for aksjemarkedet og ved valg av tema ble det naturlig å studere noe som kan relateres til dette. Ved å studere analytikeranbefalinger på Oslo Børs har vi fått anvendt våre kunnskaper innen teoretisk finans. I tillegg har vi tilegnet oss innsikt i hvordan finansiell økonomi fungerer i praksis. Avhandlingen har vært tidskrevende, men samtidig både interessant og lærerik.

Vi ønsker å takke Jens Kværner og Handelsbanken Kapitalforvaltning for gode innspill. En spesiell takk rettes til vår veileder Jørgen Haug for konstruktive tilbakemeldinger og gode tips.

Bergen, Desember 2015

Ørjan Svindland Leidland

Asgeir Sundnes

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	3
FORORD	5
INNHOLDSFORTEGNELSE	6
TABELLER	9
FIGURER	10
1. INTRODUKSJON	11
1.1 PROBLEMSTILLING	12
1.2 DISPOSISJON.....	13
2. TIDLIGERE STUDIER OG RELEVANT TEORI	14
2.1 TIDLIGERE STUDIER.....	14
2.2 PRISINGSTEORI.....	15
2.3 TRANSAKSJONSKOSTNADER.....	17
3. DATA	19
3.1 DATAINNHEMING.....	19
3.2 JUSTERING AV DATA.....	21
3.3 RISIKOFRITT AKTIVUM	22
3.4 FAKTORPREMIER	23
4. METODE	25
4.1 PORTEFØLJEKONSTRUKSJON	25
4.2 TRANSAKSJONSKOSTNADER.....	31
4.3 REGRESJONSANALYSER.....	33
4.4 ROBUSTHETSTESTER OG UTVIDELSER AV ANALYSEN	37
4.4.1 Holdbarhetsperiode.....	38
4.4.2 Forsinkede rebalanseringer.....	38

4.4.3	<i>Inkludering av likviditetsfaktoren</i>	38
4.4.4	<i>Utelatelse av 2008</i>	39
4.4.5	<i>Månedlig rebalansering</i>	39
5.	RESULTAT OG ANALYSE	41
5.1	PROBLEMSTILLING 1	41
5.1.1	<i>Porteføljenes prestasjoner</i>	42
5.1.2	<i>Porteføljenes signifikante forskjell fra OSEAX</i>	45
5.1.3	<i>Sammendrag og konklusjon: Problemstilling 1</i>	47
5.2	PROBLEMSTILLING 2	48
5.2.1	<i>Porteføljenes risikoeksponering og analytikerpreferanser</i>	48
5.2.2	<i>Risikojustert meravkastning</i>	52
5.2.3	<i>Sammendrag og konklusjon: Problemstilling 2</i>	55
5.3	PROBLEMSTILLING 3	56
5.3.1	<i>Porteføljenes omsatte kapitalandel og dens påvirkning på nettoavkastning</i>	57
5.3.2	<i>Porteføljenes risikojusterte netto meravkastning</i>	60
5.3.3	<i>Sammendrag og konklusjon: Problemstilling 3</i>	62
5.4	KONKLUSJON, RESULTATER OG ANALYSE	63
6.	ROBUSTHETSTESTER OG UTVIDELSER AV ANALYSEN	65
6.1	HOLDBARHETSPERIODE	65
6.2	FORSINKEDE REBALANSERINGER	68
6.3	INKLUDERING AV LIKVIDITETSFAKTOR	71
6.4	UTELATELSE AV 2008	73
6.5	MÅNEDLIG REBALANSERING	75
7.	KONKLUSJON	78
7.1	FORSLAG TIL VIDERE STUDIER	80

8. LITTERATURLISTE	81
9. VEDLEGG	86
VEDLEGG 1 JUSTERING AV KONSENSUSUTGANGSPUNKT	86
VEDLEGG 2 TESTER FOR FORVENTNINGSRETTE ESTIMATORER	88
<i>Vedlegg 2.1 Testenes metode</i>	88
<i>Vedlegg 2.2 Testenes resultater</i>	90
VEDLEGG 3 OBSERVERT FREKVENNS, AVKASTNING OG RESIDUALER	92
VEDLEGG 4 RISIKOJUSTERT MERAVKASTNING VED T1 OG T2	94

Tabeller

Tabell 1: Frekvensen i anbefalingskonsensus	20
Tabell 2: Justeringer og antall selskaper i datasettet.	21
Tabell 3: Selskapsskift mellom hovedporteføljene	26
Tabell 4: Porteføljenes karakteristikk	28
Tabell 5: Porteføljenes prestasjoner	42
Tabell 6: Porteføljenes signifikante forskjell fra OSEAX.....	46
Tabell 7: Porteføljenes eksponering mot risikofaktorer i markedet.	49
Tabell 8: Porteføljenes risikjusterte meravkastning.	53
Tabell 9: Påvirkningen fra omsatt kapitalandel på porteføljenes avkastning.....	58
Tabell 10: Risikjustert meravkastning etter transaksjonskostnader	61
Tabell 11: Porteføljekarakteristikk ved endring av megleranbefalingers holdbarhet	65
Tabell 12: Risikjustert meravkastning ved forsinkelse i rebalanseringen	70
Tabell 13: Analyse av femfaktormodellen	72
Tabell 14: Risikjustert brutto meravkastning ved utelatelse av 2008	74
Tabell 15: Nettoavkastning ved månedlig rebalansering	76
Tabell 16: Risikjustert netto meravkastning ved månedlig rebalansering	77
Tabell V. 1: Karakteristikk i 2005 ved forskjellige konsensusutgangspunkt.....	86
Tabell V. 2: Tester for regresjonsestimatenes robusthet	90
Tabell V. 3: Cochrane-Orcutt transformasjon av P3, SH og Positiv konsensus	91
Tabell V. 4: Alfa ved ulike transaksjonskostnader.....	94

Figurer

Figur 1: Porteføljenes månedlige observerte avkastningsfordeling	36
Figur 2: Hovedporteføljenes årlige bruttoavkastninger	42
Figur 3: Porteføljenes bruttoavkastning ved ulike anbefalingsholdbarhet.....	67
Figur 4: Effekten på bruttoavkastning ved forsinkelse i rebalanseringen	68
Figur V. 1: Bruttoavkastning i 2005 ved forskjellige konsensusutgangspunkt.....	87
Figur V. 2: Observasjonsfrekvens i porteføljenes avkastning.....	92
Figur V. 3: Observasjonsfrekvensen til regresjonenes residualer	93

1. Introduksjon

Megleranbefalinger blir utstedt av meglerhus på bakgrunn av ulike aksjeanalyser. Formålet med en aksjeanalyse er å anslå om en aksje er over- eller underpriset. Ved å følge megleranbefalinger burde en derfor kunne profitere på denne informasjonen. Markedseffisienshypotesen, definert av Fama (1970), tilsier at all tilgjengelig informasjon til enhver tid er reflektert i de ulike prisene. Megleranbefalinger kan bli sett på som et viktig bidrag til å skape effisiente markeder ved at anbefalingene hjelper å tydeliggjøre denne informasjonen. Ettersom analytikeranbefalinger baserer seg på offentlig informasjon, burde det ikke være noe marked for meglerhusenes analyser hvis hypotesen om semisterk effisiens holder.

Gjennom begivenhetsstudiene til Stickel (1995) og Womack (1996) undersøkes prisdriften på aksjer som har fått sin megleranbefaling revidert. I begge studiene ble det satt tvil til markedseffisienshypotesens holdbarhet, ettersom de kunne konstatere at megleranbefalinger innehar en viss verdi. Resultatene viste at en oppgradering av megleranbefalingene førte til en positiv utvikling i prisdriften, mens en nedgradering førte til en negativ prisdrift. Denne formen for studier måler selve effekten av en anbefalingsrevidering, men kan ikke konstatere lønnsomme handelsstrategier basert på denne effekten.

Metoden benyttet i studiene til blant annet Barber m.fl. (2001) og McKnight & Todd (2006) kan tenkes å gi mer nytte sett fra et investorperspektiv. Disse studiene tar utgangspunkt i handelsstrategier basert på selskapenes analytikeranbefalinger. Porteføljene til McKnight og Todd konstrueres etter antall opp- og nedgraderinger av inntjeningsutsiktene. De analyserer 13 europeiske land, og er et av få studier som benytter seg av norske data knyttet til megleranbefalinger. Ved inkludering av totalt 102 norske selskaper i perioden 1988 til 2001 er Oslo Børs det eneste markedet hvor de finner negativ avkastning etter 1 måned. I studiet til Barber m.fl. analyseres porteføljer basert på aksjers megleranbefalingskonsensus. Aksjene blir således delt inn i kvintilporteføljer tilsvarende deres analytikerkonsensus. For å anslå verdien av megleranbefalingene måles porteføljene med kjøpsanbefalinger og salgsanbefalinger opp mot markedet. De finner en brutto risikojustert meravkastning for de best vurderte aksjene på 4.13% årlig, og -4.91% for de dårligst vurderte aksjene.

I denne avhandlingen vil det studeres om anbefalinger på norske selskaper har verdi ved å ta utgangspunkt i metoden benyttet av Barber m.fl. (2001). Avhandlingen er således en indirekte

test av markedseffisienshypotesen på det Norske markedet. Totalt vil 326 selskaper være inkludert i analysen som strekker seg fra 2005-2014.

1.1 Problemstilling

Er aksjeanbefalinger verdifulle? En studie av analytikerkonsensus.

Avhandlingen har som formål å vurdere megleranbefalingenes verdi, og hvorvidt det er mulig å profitere på analytikernes anbefalinger i det norske markedet. Dette undersøkes gjennom følgende 3 underproblemstillinger. Problemstillingene analyseres med utgangspunkt i porteføljer, konstruert i tråd med analytikernes anbefalingskonsensus.

1. Treffer analytikerne med sine anbefalinger?

I første rekke vil det analyseres hvorvidt de konstruerte porteføljene presterer ulikt markedsporteføljen på Oslo Børs. En portefølje som inkorporerer positive (negative) konsensusanbefalinger vil således være ventet å prestere markant bedre (dårligere) enn markedsindeksen, OSEAX. OSEAX er en indekstert, verdivektet portefølje bestående av alle aksjer på Oslo Børs. En slik analyse vil dermed gi inntrykk av hvorvidt analytikerne evner å predikere aksjers fremtidige avkastning.

I tillegg vil vi teste treffsikkerheten ved bruk av t-tester for å anslå hvor signifikant forskjellige de ulike porteføljene er i forhold til OSEAX. Grad av treffsikkerhet vil gi en implikasjon av anbefalingenes verdi, men inkorporerer ikke eventuelle risikoaspekter som følger av handelsstrategier basert på analytikerkonsensus.

2. Hvilke faktorer driver analytikernes anbefalinger, og kan eventuell brutto meravkastning forklares av faktoreksponering mot ulike faktormodeller?

Rasjonelle investorer ønsker å maksimere avkastning og minimere risiko. I denne sammenheng ønsker vi å analysere om de konstruerte porteføljene oppnår risikojustert brutto meravkastning i forhold til OSEAX, samt risikofaktorene presentert av Fama & French (1993) og Carhart (1997).¹ I denne forstand vil analytikernes selskapspreferanser og porteføljenes

¹ Om ikke annet er spesifisert, refererer meravkastning til risikojustert avkastning i forhold til markedet, OSEAX.

avkastningsdrivere også analyseres. Under problemstilling 2 vil således konsensusstrategienes bruttoavkastning bli testet mot representative risikofaktorer på det norske markedet.

3. Er konsensusstrategiene profitable etter transaksjonskostnader?

I et reelt investorperspektiv spiller transaksjonskostnadene, som følger av en valgt handelsstrategi, en avgjørende rolle for investors faktiske avkastning. Ifølge funnene til både Pontiff (1996) og Barber m.fl. (2001) vil handelsstrategier basert på analytikerkonsensus ikke være lønnsomme etter transaksjonskostnader. Deres studier konstaterer at en er avhengig av å rebalansere ved hvert konsensuskift² for å fange anbefalingenes verdi. Dette fører til hyppige rebalanseringer, og dermed høye transaksjonskostnader som forringer avkastningen ved å følge konsensusstrategier. Under problemstilling 3 vil derfor transaksjonskostnader som spread³ og kommisjonskostnader bli introdusert. Besvarelsen av denne problemstillingen vil ta utgangspunkt i de samme risikofaktorene som blir benyttet i problemstilling 2.

1.2 Disposisjon

Denne avhandlingen er strukturert over syv kapitler. I kapittel 2 diskuteres tidligere studier av analytikeranbefalinger og relevant teori for besvarelse av oppgavens problemstillinger. Avhandlingens datamateriale er presentert i kapittel 3. Dette kapitlet tar også for seg justering av datasettet og risikofaktorer som benyttes i analysen av porteføljenes avkastning. I kapittel 4 presenteres avhandlingens metode. Avhandlingens hovedanalyse blir gjennomført i kapittel 5 med formål å besvare oppgavens problemstillinger. Disse resultatene er videre undersøkt gjennom robusthetstester og utvidelse av analysen i kapittel 6. Studiet av megleranbefalingers verdi avsluttes og konkluderes i kapittel 7.

² Et konsensuskift observeres når konsensusanbefalingen til et selskap endres som følge av nye anbefalinger, eller revisjon av anbefalingene som allerede ligger i konsensusestimater.

³ Spread blir definert av Oslo børs som differensen mellom beste kjøper- og selgerkurs.

2. Tidligere studier og relevant teori

Kapittel 2 tar for seg tidligere studier av megleranbefalinger, samt relevant teori for avhandlingens analyse. Delkapittel 2.1 presenterer en oppsummerende diskusjon av relevante empiriske funn i studier av megleranbefalinger. Relevant teori for oppgavens oppbygning og analyse presenteres videre i delkapittel 2.2 og 2.3. Disse delkapitlene tar for seg prisingsteori og transaksjonskostnader, som er viktige utgangspunkt for avhandlingens metode og oppbygning.

2.1 Tidligere studier

Majoriteten av tidligere studier av analytikeranbefalinger ser isolert sett på amerikanske markeder. Norske data er inkludert i enkelte analyser, men etter vår kunnskap finnes ingen studier som inneholder et like omfattende datasett fra det norske markedet i nyere tid.

Et av de første kjente studiene på analytikeranbefalinger er Cowles (1933) sitt studie "Can Stock Market Forecasters Forecast". Over 7 500 separate anbefalinger fra 16 ulike meglerhus ble skrevet ned ukentlig fra 1928 til 1932. Hvert halvår ble den prosentvise avkastningen, i selskapene med anbefalinger, sammenlignet med den prosentvise avkastningen til markedet. Ved å legge sammen de halvårlige avkastningene oppnådde kun 6 av de 16 meglerhusene høyere bruttoavkastning enn markedet.

Tidligere har prisdriftsstudiene til Stickel (1995) og Womack (1996) blitt nevnt. De hevdet å ha funnet verdi i megleranbefalinger og rettet tvil mot markedseffisienshypotesen. Metoden benyttet av Stickel og Womack tar utgangspunkt i enkelt aksjer, hvor forventet avkastning blir predikert. Videre beregner de en kumulativ unormal avkastning ved å trekke forventet markedsjustert avkastning fra faktisk markedsjustert avkastning. Residualen mellom forventet og faktisk avkastning blir så benyttet til å fastslå om analytikerne treffer med sine anbefalinger. Hovedforskjellene mellom metodene er måten forventet avkastning blir beregnet og at Stickel benytter et lenger analysevindu enn Womack.

Som nevnt i innledningen benytter Barber m.fl. (2001) en metode med et mer investororientert perspektiv. Deres datasett inneholder over 360 000 anbefalinger fra 269 meglerhus og 4 340 ulike analytikere. De analyserer selskaper notert på AMEX, CRSP NYSE og NASDAQ i perioden 1985 til 1996. Fra innledningen noterte vi at Barber m.fl. fant strategier basert på

meglerkonsensus som skapte brutto meravkastning. De finner derimot ikke bevis for at noen av deres handelsstrategier skaper meravkastning utover markedet etter transaksjonskostnader. Likevel avskrives ikke muligheten for at det finnes lønnsomme handelsstrategier basert på analytikerkonsensus.

Tilsvarende metode benyttes også i studiet til Jegadeesh & Kim (2006), som undersøker megleranbefalingers verdi innenfor G7 landene. I tillegg til et annet utvalg, benytter de seg av flere typer strategier basert på antall rebalanseringer. Resultatene viser at det ikke foreligger semisterk effisiens og at det er mulig å benytte analytikeranbefalinger for å oppnå meravkastning. Samtidig finner de, i likhet med Barber m.fl. (2001), at det er lite sannsynlig å oppnå meravkastning etter transaksjonskostnader.

I innledningen bemerket vi at McKnight & Todd (2006) var et av få studier som inkluderte norske selskaper. Studiet til Azzi, Bird, Ghiringhelli & Rossi (2006) inkluderer også norske data, men slår sammen Norge, Sverige, Finland og Danmark til en enhet kaldt Skandinavia. Studiet ønsker å fastslå om det finnes brutto meravkastning etter risikjustering, og om anbefalingene har skjevheter mot faktorene i trefaktormodellen. Metoden som blir benyttet er tilnærmet lik metoden til Barber m.fl. (2001), bortsett fra at porteføljene bare rebalanseres halvårlig. Resultatene viser at det ikke finnes signifikant verdi i analytikeranbefalingene etter risikjustering. De finner derimot at positive analytikeranbefalinger er sterkt eksponert mot store selskaper og selskaper med høyt momentum. Dette relateres til at analytikerne i senere tid har blitt utsatt for internt og eksternt press.

2.2 Prisingsteori

Megleranbefalinger er i stor grad basert på analyser av de individuelle selskaperens fundamentale verdier. I en studie av analytikere på det engelske markedet finner Imam, Barker & Clubb (2008) at kontantstrømanalyser spiller en særlig stor rolle i analytikernes vurderingen av aksjekurser. Dette er verdivurderingsmodeller som, i likhet med aksjemarkedets prising, baserer seg på systematisk risiko. Avkastningen til enkeltaksjer er på sin side særskilt påvirket av usystematisk risiko. Ved å gruppere aksjer i porteføljer vil en oppnå

diversifiseringseffekter.⁴ Dette gjør det mulig å identifisere verdien av analytikerkonsensus i forhold til porteføljenes grad av systematisk risiko. Prisingsteori tilsier altså at studier av megleranbefalingers verdi gir mer robuste resultater ved å benytte porteføljer fremfor enkeltaksjer i analysen. I denne avhandlingen benyttes i så måte porteføljer basert på konsensusanbefalingene.

Prisingsmodeller

I løpet av 1960-tallet ble kapitalverdimodellen introdusert i individuelle studier av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966).⁵ Kapitalverdimodellen ble videreutviklet i trefaktormodellen av Fama & French (1993), hvor selskapsspesifikk risiko i forhold til størrelse og pris/bok forhold ble inkludert. I 1997 introduserte Carhart (1997) momentum effekter i modellen. Ettersom disse modellene er svært anerkjente og dekket i finansiell litteratur vil modellene ikke bli utdypet ytterligere i denne avhandlingen.⁶ Faktorpremiene i flerfaktormodellene vil på sin side bli forklart grundigere under delkapittel 3.4, Faktorpremier.

I forhold til prisingsmodeller finner Fama & MacBeth (1973) bevis for at beta estimering ved bruk av enfaktor- (CAPM) og tofaktormodeller er bedre ved analyse av porteføljer, sammenliknet med enkeltaksjer. Deres analyser av porteføljer og enkeltaksjer på New York børsen fra 1929-1954 viser at estimeringen av beta har større presisjon og lavere varians ved benyttelse av porteføljer. Prisingsmodeller vil således gi mer nøyaktige resultater rundt koeffisientene i de forskjellige modellene ved analyse av porteføljer. Dette støttes videre opp av Ødegaard (2015b) i hans analyse av flerfaktormodeller på Oslo Børs.

Ved analyse av risikjustert meravkastning i forhold til faktormodellene vil vi få bedre og mer robuste resultater ved benyttelse av porteføljer. Disse resultatene kan derfor i større grad kan sammenliknes på tvers av porteføljene og med markedet forøvrig.

⁴ Det moderne syn på diversifisering stammer fra porteføljeteorien til Markowitz (1952), og tilsier at investor burde maksimere avkastning og minimere risiko ved å holde en portefølje av finansielle aktiva.

⁵ Det vises til forfatterens studier for ytterligere informasjon rundt CAPM sin opprinnelse og konstruksjon.

⁶ Det vises til forfatterens artikler for mer detaljert informasjon rundt teorien bak de individuelle modellene, samt modellenes konstruksjon.

2.3 Transaksjonskostnader

Et sentralt spørsmål i vår oppgave er hvorvidt eventuell meravkastning eksisterer etter transaksjonskostnader. Den totale gjennomsnittlige transaksjonskostnaden estimeres av Barber m.fl. (2001) til å være 1,31% av omsatt kapitalandel.⁷ Målet er justert ved å ta høyde for transaksjonskostnadsdifferansen i forhold til selskapsstørrelse. Deres kostnadsmål inneholder både kommisjonskostnader og spread, samt kostnader linket til kurseffekter av en gjennomsnittlig handel. Ettersom deres studie ble foretatt i 2001 på amerikanske data vil deres funn angående transaksjonskostnader muligens ikke være representativt for Oslo Børs. Det amerikanske markedet inneholder flere og større selskaper, og opplever mer oppmerksomhet fra investorer. Dette fører til et mer likvid marked som følge av et høyere handelsnivå og større konkurranse mellom meglere. Et mer likvid marked vil føre til lavere gjennomsnittlig spread som igjen presser ned transaksjonskostnadene. Således er det grunn til å tro at transaksjonskostnadene på det amerikanske markedet i 2001 var lavere sammenliknet med det norske markedet.

Ved beregning av transaksjonskostnader vil det være hensiktsmessig å ta hensyn til både direkte- og indirekte kostnader.

Direkte kostnader

De direkte kostnadene omfatter kostnader som meglerprovisjon og clearingkostnader⁸, og kan knyttes direkte til handelen. Ettersom vi kan lese disse kostnadene direkte fra markedet, er de direkte kostnadene forholdsvis enkle å beregne. I 2005 beregnet Norges Bank (2005) provisjonskostnader på handel i enkeltaksjer til å variere mellom 2 og 15 basispunkter.

Indirekte kostnader

Indirekte transaksjonskostnader er av Keim & Madhavan (1998) og Ødegaard (2009) beskrevet som alternativkostnader og priseffekter. Preiseffekter representerer aksjenes spread og generelle kurseffekter av større handler. Alternativkostnader er på sin side linket til kostnadene ved å ikke gjennomføre de ordrene en investor ønsker. Disse kostnadene er relatert

⁷ På engelsk "Turnover". Tilsvarende her prosentandelen av en porteføljes kapital som omsettes i løpet av en tidsenhet (her år).

⁸ Clearingkostnader defineres av Oslo Børs som kostnader til et mellomledd som bidrar til å gjennomføre handelen.

til investors implementeringsproblemer av en ønsket portefølje.⁹ I denne avhandlingen forutsettes det at porteføljenes rebalanseringer hverken vil oppnå implementeringsproblematikk eller påvirke aksjekursenes spread. Således vil det kun fokuseres på observert spread i tillegg til de direkte kostnadene.

Relativ spread¹⁰ er et mye brukt mål på de indirekte transaksjonskostnadene. Ettersom aksjer kvoterer til en kurs ulik den investorer faktisk handler for, oppstår det en kostnad. Ved å beregne en gjennomsnittlig relativ spread i markedet finner en et estimat på de indirekte kostnadene, før eventuelle kurseffekter. Aksjenes spread påvirkes ifølge Ødegaard (2009) av selskapsstørrelse, likviditet og volatilitet. Både Barber m.fl. (2001) og Ødegaard observerer betydelig høyere kostnader for små selskaper sammenlignet med store. I perioden 1980-2008 beregner Ødegaard den relative spreaden til å være 2.6% på Oslo Børs. Denne observasjonen peker han på som *"et overraskende høyt estimat"*. Når kun den største fjerdedelen av selskaper på Oslo børs inkluderes i beregningene observeres en relativ spread på 0.75%. Ved å isolere den siste delperioden 2000 – 2008 faller den relative spreaden til 2%.

⁹ Implementeringsproblemer relateres, av Keim og Madhavan, til tilfeller hvor en ordre ikke er 100% gjennomførbar. Altså at markedskreftene fører til at investor ikke har mulighet til å kjøpe/selge et ønsket volum. Videre kan kostnader relatert til ordre implementering også fremkomme av forsinkelser i ordrens gjennomføring, hvor kursen har beveget seg ufordelaktig for investor.

¹⁰ Relativ spread blir beregnet av Ødegaard og Barber m.fl. som spread i forhold til gjennomsnittet av beste kjøper- og selgerkurs.

3. Data

Kapittel 3 tar for seg dataene som benyttes i denne avhandlingen. Dataene benyttes til å konstruere og analysere handelsstrategier basert på megleranbefalinger på Oslo Børs. Delkapittel 3.1 beskriver dataenes kilder og deres frekvens. Videre blir dataene behandlet gjennom justeringskriterier i delkapittel 3.2 for å ekskludere potensielle skjevhetseffekter fra det opprinnelige datasettet. For analyseformål er relevante data for risikofritt aktivum og risikofaktorer på det norske markedet beskrevet i delkapittel 3.3 og 3.4. Alle dataene benyttet i denne avhandlingen er hentet for perioden 1. januar 2005 til og med 31. desember 2014.

3.1 Datainnhenting

Alle selskaper som har vært notert på Oslo Børs i perioden 1. januar 2005 til og med 31. desember 2014 har blitt inkludert i datasettet. Totalt består datasettet av 326 ulike selskaper. Aksjekursene og selskapenes egenkapital er hentet fra databasen til Bloomberg med daglige kvoteringer ved de respektive handelsdagens slutt.¹¹ Kursene er justert for kapitalhendelser og dividendeutbetalinger som ellers ville skapt skjevhet i beregningen av daglig avkastning.

For beregning av transaksjonskostnader er kjøper- og selgerkurser for de individuelle aksjene er hentet over perioden. Videre har vi også hentet kvoteringer for markedsporteføljen, OSEAX, for sammenliknings og vurderingsgrunnlag til videre analyse av porteføljenes avkastning.

For å kontrollere justeringen av de kvoterte kursene har vi foretatt stikkprøver mot Yahoo! Finance og Hegnar Online sine databaser. Etersom det ikke ble observert noen avvik mellom databasene, konkluderer vi med at Bloomberg databasen er oppdatert og riktig justert.

Databasene til Bloomberg er også benyttet ved innhenting av analytikernes konsensusanbefalinger. anbefalingene er rangert fra 1 til 5. En vurdering på 1 tilsvarer en sterk salgsanbefaling, 2 en selg, 3 en hold, 4 en kjøp og 5 en sterk kjøpsanbefaling. Frekvensen i observerte konsensusanbefalinger variere både over tid og mellom selskap. Vi holder derfor

¹¹ På engelsk; "Close price"

siste noterte anbefaling gjeldende i opptil ett år ved konstruering av porteføljene. Dette er beskrevet i detalj i delkapittel 4.1.

Tabell 1: Frekvensen i anbefalingskonsensus

Tabellen viser observasjonsfordelingen og frekvensen til konsensusanbefalingene, og noterer antall observasjoner i de respektive kolonnene. Selskapsstørrelse baserer seg på markedsverdi av egenkapitalen og er fordelt som følgende: Store: markedsverdi > 10 mrd. Medium: 10mrd <= markedsverdi > 2mrd. Små: markedsverdi =< 2 mrd.

	Gjennomsnitt	Median	Maks	Min	Totalt
Daglige observasjoner	8.78	8	72	0	22070
<i>Konsensusfordeling i forhold til selskapsstørrelse</i>					
	5>= 4.5	4.5>=4	4>=3.5	3.5>=3	3>=1
Store	787 13,3 %	2387 37,4 %	2075 48,0 %	1006 31,6 %	420 18,4 %
Medium	2596 44,0 %	2481 38,8 %	1352 31,3 %	997 31,3 %	728 32,0 %
Små	2517 42,7 %	1521 23,8 %	894 20,7 %	1180 37,1 %	1129 49,6 %
Totalt	5900 100,0 %	6389 100,0 %	4321 100,0 %	3183 100,0 %	2277 100,0 %

Som vist i tabell 1 er observasjonsfrekvensen til analytikeranbefalinger relativt varierende, med gjennomsnitt og median rundt 8 daglige anbefalinger og maksimum på 72.¹² Analytikerne tenderer til å fornye en eldre anbefaling ved å støtte opp under en tidligere analyse. Dette resulterer i flere observasjoner, men fører til at brorparten av konsensusobservasjonene tilsvarer forrige konsensus. Det observeres særskilt få negative anbefalinger og disse er derfor gruppert ved anbefalingskonsensus under 3. Samtidig viser tabell 1 at disse, i likhet med de

¹² Denne forskjellen mellom maks og gjennomsnitt virker ekstrem, men er sjekket i dataene. Det er også blitt forsikret fra Bloomberg sin side at disse observasjonene stemmer og stammer fra tilfeldigheter, eller hendelser i markedet som medfører mange analytikerrevisjoner (eksempelvis makroøkonomiske sjokk i økonomien).

mest positive anbefalingene, ofte tilfaller mindre selskaper. Store selskaper mottar sjeldent negative anbefalinger og opptar hovedsakelig anbefalinger rundt kjøp (4).

3.2 Justering av data

Tabell 2 gir en innføring i datainnsamlingen som er benyttet i studiet. Selskaper uten anbefaling illustrerer antall selskaper uten gjeldende megleranbefaling i løpet av et respektivt kalenderår. Selskaper listet på OB Standard indeksen er likeledes ekskludert på grunn av mangel på likviditet.¹³

Tabell 2: Justeringer og antall selskaper i datasettet.

Tabellen nedenfor viser antallet aksjer listet på Oslo Børs over analyseperioden. Samtidig illustreres antallet selskaper listet på standardindeksen (illikvide selskaper), samt antallet selskaper med og uten anbefalinger. Legg merke til at selskaper både med og uten anbefalinger kan være listet på OB Standard.

	Oslo Børs	Med anbefaling	Uten anbefaling	OB Standard	Selskaper i utvalg
2014	173	152	21	31	133
2013	180	156	24	43	132
2012	180	169	11	55	130
2011	190	181	9	49	135
2010	199	189	10	50	146
2009	205	191	14	62	140
2008	227	206	21	74	144
2007	236	197	39	56	160
2006	226	189	37	64	136
2005	200	126	74	46	115

For å kunne gjennomføre en strategi basert på analytikeranbefalinger er vi avhengige av enkel tilgang på handel i de ulike aksjene. Ifølge Johnsen (2011) har flere av selskapene på Oslo Børs begrensede handelsmuligheter på grunn av lav omsetning og likviditet. Ved å ekskludere de mest illikvide aksjene vil en unngå dette problemet. Selskaper listet på OB Standard er således ekskludert fra utvalget i løpet av listingens gjeldende år. Kravene for å bli inkludert i

¹³ De aksjene som Oslo Børs regner som de minst likvide blir satt i en egen indeks kalt OB Standard. I 2014 besto indeksen av 31 aksjer, men bidro bare med 0.2% av årlig omsetning for Oslo børs.

OB standard er at aksjen har mindre enn 10 daglige handler i gjennomsnitt og står uten likviditetsgarantist. Vi observerer at kriteriene for listing på OB Standard i stor grad korresponderer med likviditetskriteriene presentert av Ødegaard (2007). Ødegaard peker på selskapsstørrelse og antall handler som de viktigste forklaringsvariablene for en aksjes likviditet.¹⁴

I tillegg til likviditet har aksjer uten analytikerrevisjon de siste 250 handelsdagene blitt utelatt fra utvalget. De forskjellige utvalgskriteriene er gyldige i en periode på et år før aksjen vurderes på nytt. Hvis en aksje består kravene til likviditet og innehar en gyldig analytikerrevisjon inkluderes den i utvalget.

I 2005 observerer vi relativt mange aksjer uten gjeldende anbefaling og således relativt få inkluderte aksjer i porteføljene. Benyttes kun selskaper med konsensusrevisjoner fra 2005 vil en muligens inkludere for få selskaper til å oppnå veldiversifiserte porteføljer ved årets begynnelse. Som diskutert i delkapittel 2.2 vil det i så tilfelle bli problematisk å fastslå megleranbefalingenes verdi. Av den grunn tar vi utgangspunkt i anbefalinger fra og med Juli 2004. En eventuell svakhet ved dette er at porteføljene ikke fullt ut vil fange opp eventuell effekt som følge av de inkluderte konsensusskiftene i 2004. I vedlegg 1 har vi testet denne antakelsen ved å konstruere porteføljene med utgangspunkt i konsensus fra Januar 2004, Juli 2004 og Januar 2005. Resultatene viser at bruttoavkastningene for 2005 er tilnærmet like for alle utgangspunkt, men at porteføljene inneholder færre selskaper og oppnår høyere omsatte kapitalandeler ved utgangspunkt i Januar 2005.

3.3 Risikofritt aktivum

For å kunne analysere meravkastningen til de forskjellige porteføljene behøver vi et mål på den risikofrie renten i det norske markedet. Den risikofrie renten representerer alternativkostnaden ved å investere i aksjemarkedet fremfor et risikofritt aktivum. Etersom porteføljene rebalanseres ofte er de relativt kortsiktige av natur. Dette må således være representert i valget av risikofritt aktivum.

¹⁴ Ødegaard ekskluderer samtidig alle selskaper med en aksjekurs under NOK 10 i løpet av året. Isolert sett ekskluderes i snitt rundt 70 selskaper årlig basert på dette kravet. Av hensyn til utvalgsskjevheter har vi valgt å se bort ifra dette kriteriet.

NIBOR¹⁵ benyttes som et estimat for den kortsiktige, norske risikofrie renten av blant annet Morningstar¹⁶ og Ødegaard (2015a). Ettersom NIBOR blant annet beregnes og publiseres for månedlige løpetider¹⁷ henter vi disse dataene direkte fra Bloomberg som estimerer på den risikofrie renten. Således benyttes risikofrie renter som passer både med tidspunktet og horisonten til våre porteføljer. Dette gir derfor et akseptabelt estimatet for risikofritt aktivum på det norske markedet når vi analyserer varierende porteføljestrategier. Ødegaard lister også NIBOR som passende risikofrirente for analyser av faktormodeller på det norske markedet.

3.4 Faktorpremier

For å besvare problemstilling 2 og 3 benyttes faktormodellene presentert av Fama & French (1993) og Carhart (1997). Således behøves data for faktorporteføljenes avkastning på det norske markedet. Faktorporteføljenes avkastning har blitt beregnet og gjort tilgjengelig av Bernt A. Ødegaard.¹⁸ For å analysere den risikojusterte avkastningen til våre porteføljer har vi hentet data for følgende faktorer: Verdivektet markedsavkastning for Oslo Børs (OSEAX), liten minus stor (SMB) faktoren for analyse av størrelseseffekter, høy minus lav (HML) faktoren for analyse av verdi/vekst effekter, momentum (MOM) faktoren for analyse av momentum effekter og likviditets (LIQ) faktoren for analyse av likviditetseffekter. Ettersom vi ekskluderer de mest illikvide selskapene benyttes likviditetsfaktoren kun ved robusthetstest av firefaktormodellens resultater i delkapittel 6.3.

Faktorene er av typen langkort porteføljer hvor man ser på avkastningen fra å holde en spesiell type aksjer og selge deres motsetning. SMB porteføljen baserer seg på selskapsstørrelse og består av en lang posisjon i små selskaper og en kort posisjon i store selskaper. HML faktoren baserer seg på bok/pris forhold og består av en lang posisjon i aksjer med høyt bok/pris forhold (verdiselskaper) og en kort posisjon i aksjer med lavt bok/pris forhold (vekstselskaper).

¹⁵ NIBOR er den gjennomsnittlige renten på usikre utlån (i norske kroner) med en måneds løpetid mellom banker i NIBOR-panelet, samt fra disse bankene til store utenlandske banker. NIBOR er altså ikke en rente det faktisk blir handlet på, heller et estimat på hvor rentene ligger. NIBOR-panelet består av DNB, Nordea, Danske Bank, Handelsbanken, SEB og Swedbank.

¹⁶ Se [http://www.morningstar.no/no/glossary/102696/norwegian-interbank-offer-rate-\(nibor\).aspx](http://www.morningstar.no/no/glossary/102696/norwegian-interbank-offer-rate-(nibor).aspx) (lastet ned; 15.09/15)

¹⁷ Se <https://www.fno.no/tema/kapitalforvaltning/nibor/> (lastet ned; 17.09/15)

¹⁸ Se http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html De benyttede faktorene er basert på verdivektete porteføljer, og det forutsettes videre at disse porteføljene er tilfredsstillende diversifisert. (Lastet ned; 10.09/15)

Momentum faktoren er på sin side en lang posisjon i aksjer med høy avkastning den siste perioden (12mnd) og en kort posisjon i aksjer med lav avkastning over den samme perioden. LIQ måler effekten av å holde aksjer med lav likviditet og er således en portefølje med lang posisjon i illikvide aksjer og kort posisjon i likvide aksjer.¹⁹ Alle disse faktorene baserer seg på posisjoner i porteføljer som implementerer de underliggende kriteriene tilhørende hver faktor. Markedsavkastningen er på sin side en lang posisjon i det verdivektede markedet og blir benyttet for inkludering av den systematiske markedsrisikoen i henhold til blant annet Sharpe (1964). For ytterligere forklaring rundt beregningen av faktorene se Ødegaard (2015b).

¹⁹ Ødegaard identifiserer aksjenes likviditet gjennom deres individuelle differanse mellom kjøp- og salgspris.

4. Metode

I kapittel 4 beskrives metoden benyttet i avhandlingens analyse. Konstruksjonen av porteføljene diskuteres i delkapittel 4.1 og følger metoden benyttet av Barber m.fl. (2001) Delkapitlene 4.2 og 4.3 beskriver på sin side metoden benyttet i analysen av porteføljene. I disse delkapitlene diskuteres henholdsvis de estimerte transaksjonskostnadene og metoden for analyse mot risikofaktorene på Oslo Børs. Metodene for robusthetstester av analysens resultater beskrives videre i delkapittel 4.4.

4.1 Porteføljekonstruksjon

Porteføljene blir konstruert med utgangspunkt i aksjenes daglig noterte analytikerkonsensus. Analytikerkonsensus, $\bar{A}_{i,d}$,²⁰ blir funnet ved å summere hver enkelt anbefaling på en aksje, dividert med antall anbefalinger. Porteføljene blir konstruert ved daglige noteringer for å fange opp den fulle effekten av analytikerrevisjoner. Ved å behandle konsensus som eksempelvis månedlig data, vil en miste eventuell prisdrift i dagene rett etter en analytikerrevisjon.

Valg av analytikeranbefalingers holdbarhetsperiode påvirker resultatene i forhold til hvor lenge enkeltaksjer holdes i en portefølje. Vi ønsker ikke å inkludere selskaper i porteføljene hvor effekten fra megleranbefalingen er borte. Derfor anser vi en anbefaling å være gyldig i et år (250 handelsdager) hvis ingen nye revisjoner forekommer. Denne fremgangsmåten følger studiene til både Barber m.fl. (2001) og Bonini, Zanetti, Bianchini & Salvi (2010).²¹ En for kort holdbarhetsperiode²² vil kunne føre til at en mister deler av megleranbefalingseffekten, ved at aksjen ekskluderes for tidlig. Eksisterer det en eventuell tilbakejusteringseffekt²³ i etterkant av anbefalingene, vil en for lang holdbarhetsperiode kunne underestimere

²⁰ $\bar{A}_{i,d}$ tilsvarer analytikerkonsensus for aksje, i, ved dag, d.

²¹ Bonini m.fl. analyserer analytikernes treffsikkerhet på det italienske markedet. Deres analyse forutsetter at individuelle kursmål holder i et år, forutsatt at analytikerne ikke endrer eller revurderer sin anbefaling i løpet av året. Ettersom tilnærmet alle kursmål er tilknyttet en anbefaling impliserer dette en antakelse rundt levetiden på en anbefaling tilsvarende et år, hvis den ikke revideres av analytikeren.

²² Holdbarhetsperiode refererer til hvor lenge siste reviderte konsensusanbefaling holdes gyldig for de individuelle selskapene.

²³ Definert av blant annet Poterba & Summers (1988) som "Mean reversion".

megleranbefalingers verdi. Dette undersøkes i delkapittel 6.1 ved benyttelse av 6 og 24 måneders anbefalingsholdbarhet.

I noen tilfeller foreligger konsensusrevisjoner uten at det har vært handel på aksjen samme dag. Dette har blitt tatt høyde for i datasettet ved å ikke tilpasse porteføljene til ny konsensus før dager hvor det er blitt registrert handel på aksjen.

Ved fastsettelsen av de ulike hovedporteføljene bruker vi samme rangeringsmetode som Barber m.fl. (2001).²⁴ Portefølje 1 (P1) består av aksjer som oppnår en konsensus mellom 5 og 4.5 på dag $d-1$ ²⁵ og tilsvarende sterk kjøpsporteføljen. Portefølje 2 (P2) består av $4.5 < \bar{A}_{i,d-1} \leq 4$, portefølje 3 (P3) består av $4 < \bar{A}_{i,d-1} \leq 3.5$, portefølje 4 (P4) består av $3.5 < \bar{A}_{i,d-1} \leq 3$, mens portefølje 5 (P5) inkluderer selskaper med konsensusanbefaling $\bar{A}_{i,d-1} < 3$.

Tabell 3: Selskapsskift mellom hovedporteføljene

Tabellen viser antall selskaper, i det justerte utvalget, som beveger seg mellom porteføljene P1 til og med P5, samt utenfor porteføljene (U. portefølje). Observasjonene notert i radene representerer antall bevegelser til en respektiv portefølje, mens kolonene representerer tilsvarende bevegelser fra porteføljene.

Fra portefølje	Til portefølje						Totalt	Prosentvis skift
	P1	P2	P3	P4	P5	U. portefølje		
P1	—	568	28	68	11	155	830	18,1 %
P2	635	—	582	80	9	19	1325	28,8 %
P3	35	634	—	396	13	2	1080	23,5 %
P4	74	70	446	—	266	35	891	19,4 %
P5	12	13	12	294	—	21	352	7,7 %
U. portefølje	62	12	3	27	16	—	120	2,6 %
<i>Totalt</i>	<i>818</i>	<i>1297</i>	<i>1071</i>	<i>865</i>	<i>315</i>	<i>232</i>	4598	<i>100,0 %</i>
<i>Prosentvis skift</i>	<i>17,8 %</i>	<i>28,2 %</i>	<i>23,3 %</i>	<i>18,8 %</i>	<i>6,9 %</i>	<i>5,0 %</i>	<i>100,0 %</i>	

Tabell 3 viser selskapsbevegelser mellom hovedporteføljene, og tilsvarende således skift mellom konsensusgrensene notert i tabell 1 når enkeltanbefalinger holdes i 1 år. I studiet til Barber m.fl. (2001) forklares inndelingen av de 5 hovedporteføljene med at en ønsker oppnå en høy

²⁴ Ved hovedporteføljene menes porteføljene; P1, P2, P3, P4 og P5.

²⁵ Porteføljene rebalanseres ved handelsdagens slutt. Derav vil porteføljevektene ved dag d være basert på konsensusestimaterne fra dag $d-1$.

grad av skille mellom de ulike porteføljene, men samtidig oppnå diversifiserte porteføljer. Både McNichols & O'Brien (1997) og Barber m.fl. diskuterer forholdet mellom antall kjøps- og salgsanbefalinger. Begge artiklene konkluderer med at analytikere generelt er mer tilbakeholdne med utgivelse av salgs- fremfor kjøpsanbefalinger. Fra tabell 1 og 3 observeres tilsvarende resultater på det norske markedet hvor svært få selskaper oppnår negative konsensusanbefalinger. På bakgrunn av dette blir alle konsensusverdier tilsvarende en salgs- eller sterk salgsanbefaling samlet i samme portefølje.

I tillegg til hovedporteføljene nevnt ovenfor har vi konstruert støtteporteføljer hvor vi har delt konsensusgrensene inn i 3 og 2 porteføljer.²⁶ Ved inndeling i 3 deler konstrueres Støtte kjøp (SK) som inneholder konsensus $5 < \bar{A}_{i,d-1} \leq 4$ og porteføljen Støtte hold (SH) $4 < \bar{A}_{i,d-1} \leq 3$. Den siste porteføljen ved denne inndelingen er identisk med salgsporføljen P5. Ved gruppering av porteføljene i 2 deler får vi porteføljene Positiv konsensus $5 < \bar{A}_{i,d-1} \leq 3.5$ og Negativ konsensus $3.5 < \bar{A}_{i,d-1} \leq 1$.

Verdivektete porteføljer

Fra våre data ser vi tydelige tendenser til at større selskaper får mer analytikeroppmerksomhet sammenliknet med mindre selskaper. For store selskaper baserer konsensusestimater seg på oppimot 40 individuelle anbefalinger. Blant små selskaper observerer vi tidvis aksjer med bare en anbefaling som grunnlag for konsensusestimater. Det er grunn til å tro at treffsikkerheten til en konsensusanbefaling øker med antall individuelle bakenforliggende revisjoner. Ved å likevekte selskapene i utvalget vil en legge for stor vekt på konsensusanbefalinger basert på få individuelle analyser. Når det således er en klar positiv korrelasjon mellom antall analytikere og selskapsstørrelse, blir verdivektete porteføljer et bedre mål på verdien av analytikeranbefalinger for investor.

Ved porteføljeforvaltning i praksis vil forvalters reelle avkastning være påvirket av aksjekursers hyppige hopp mellom kjøper- og selgerkurser.²⁷ Effekten av disse hoppene

²⁶ Støtteporteføljene består av Støtte kjøp, Støtte hold, Positiv konsensus og Negativ konsensus

²⁷ Omtales av Barber & Lyon (1997) som "bid-ask bounce" og tilsier at kvoterte kurser ved handelsdagens slutt overestimerer avkastningen. Kvotert kurs noteres ved siste gjennomførte ordre og varierer derfor mellom kjøps- og salgskursen. Denne variasjonen fører til at avkastning kan noteres uten at kjøper- og selgerkurs har endret seg. Dette kjennetegnes som bounce effekten.

relateres til selskapenes volatilitet og likviditet, og er sterkest for volatile, illikvide selskaper. Ved å likevekte aksjene i en portefølje forstørrer man derfor denne effekten ved at små, illikvide selskaper har lik andel i porteføljen som store, likvide selskaper. Denne effekten er ytterligere diskutert av Blume & Stambaugh, (1983).²⁸

I denne avhandlingen har vi derfor valgt å verdivekte porteføljene i likhet med fremgangsmåten i Barber m.fl. (2001).

Porteføljenes karakteristikk

Porteføljene blir videre konstruert ved å verdivekte de ulike aksjene som faller inn under samme konsensusklasse. Porteføljevektene blir bestemt av å summere egenkapitalen på tidspunkt $d-1$ til hver aksje. Videre divideres hver enkelt aksje egenkapital med den totale kapitalen til porteføljen. Ved å gjenta denne prosessen får vi rebalansert porteføljen ved hver dags handelsslutt både i forhold til egenkapital- og konsensusendringer.

Tabell 4: Porteføljenes karakteristikk

Tabellen oppsummerer de ulike porteføljenes karakteristikk. Karakteristikkene er basert på gjennomsnittlige månedlige observasjoner for de respektive porteføljene over analyseperioden. Prosent av total egenkapital baserer seg på den totale egenkapitalen i utvalget. Årlig omsatt kapitalandel representer porteføljenes gjennomsnittlige utskiftninger per år. Median egenkapitalandel tilsvare medianselskapets vekt i de respektive porteføljene.

²⁸ Blume & Stambaugh studerte det amerikanske markedet rundt påvirkningen av størrelseeffekter på faktisk avkastning. De peker på at empirisk forskning har en tendens til å overestimere porteføljers avkastning som følge av fokus på kvoterte kurser. Denne effekten er særlig stor for små selskaper og porteføljer som rebalanseres hyppig. Således peker de på at størrelseeffekter ofte overestimeres i studier av likevektede porteføljer med hyppige rebalanseringer.

Porteføljer	Månedlig antall selskaper	Andel av utvalgets totale egenkapital	Median egenkapitalandel	Antall analytikere	Konsensus	Årlig omsatt kapitalandel
P1	46	13.3%	0.98%	4.90	4.87	548%
P2	29	34.3%	1.02%	10.23	4.17	779%
P3	17	32.1%	1.55%	11.77	3.69	1057%
P4	18	12.4%	1.68%	7.06	3.12	1224%
P5	14	4.3%	3.61%	6.48	2.06	660%
Alle dekket	170	100.0%	0.16%	6.94	3.97	16%
SK	74	47.5%	0.74%	7.05	4.60	439%
SH	35	44.4%	0.56%	9.42	3.40	593%
Positiv konsensus	91	79.6%	0.24%	7.96	4.43	179%
Negativ konsensus	32	16.7%	0.61%	6.80	2.66	708%

Fra tabell 4 ser vi store forskjeller i de ulike porteføljenes karakteristikk, og kan forholdsvis lett danne oss et inntrykk av selskapene i de forskjellige porteføljene. Porteføljen Alle dekket inneholder alle selskaper som har hatt en megleranbefaling i løpet av analyseperioden og utgjør over hele perioden 100% av det justerte utvalget. Antall analytikere og gjennomsnittlig konsensus tilsvarer fra porteføljen Alle dekket det justerte utvalgets gjennomsnitt. Vi observerer at det justerte utvalgets gjennomsnittlige konsensus er forenelig med en kjøpsanbefaling med et gjennomsnitt på 3.97. I likhet med blant andre McNichols & O'Brien (1997) observerer vi at analytikerne tenderer til og sjeldnere komme med salgspanbefalinger. Gjennomsnittlig prosent egenkapital per selskap av total egenkapital er fra alle dekket på 0.58%. Medianvekten tilsvarer 0.09% som viser at det finnes store skjevheter blant selskapene på Oslo Børs.

Fra hovedporteføljene observerer vi P1 har det største gjennomsnittet antall selskaper i porteføljen, men lavest antall analytikere og en forholdsvis lav prosent av total egenkapital. Sammen med P5 later derfor P1 til å inneholde en majoritet av de minste selskapene i utvalget. Dette er også konsistent med at det er vanskeligere å nå de mest ytterliggående konsensusgrensene, og at mindre selskaper med få analytikeranbefalinger derfor tenderer til å havne i disse porteføljene. Denne tendensen er dokumentert i de hyppige bevegelsene mellom P1 og utenfor porteføljene i tabell 3

Få analytikere kan tyde på at det finnes mindre kjent informasjon om selskapene i disse porteføljene. Mindre tilgjengelig informasjon kan føre til svakere effisiens og øke muligheten til å skape meravkastning. Porteføljene P2 og P3 har derimot en høyere konsentrasjon av store

selskaper i porteføljene sine, og har en gjennomsnittlig prosentandel av utvalgets totale egenkapital per selskap på henholdsvis 1.18% og 1.88%. Sett i forhold til P1 og P5 med henholdsvis 0.29% og 0.30% ser vi klart hvilke porteføljer som inneholder de største selskapene. Vi observerer at P2 og P3 inneholder selskapene med flest individuelle analytikeranbefalinger. Dette kan tyde på at disse porteføljene er de mest transparente og at disse muligens er mer effisiente enn de andre porteføljene. Portefølje P4 er en mer blandet portefølje og oppnår en prosentandel av utvalgets totale egenkapital per selskap på 0.68% som er like over gjennomsnittet av utvalget totalt. Vi observerer at porteføljene med bredere konsensusgrenser har mindre gjennomsnittlig størrelsesavvik fra utvalget sammenlignet med hovedporteføljene.

Porteføljenes avkastning

For å analysere porteføljenes prestasjoner må en beregne tilhørende avkastning. Aksjens avkastning blir beregnet ved enkel avkastning som er gitt ved følgende formel:

$$R_{i,d} = \frac{K_{i,d} - K_{i,d-1}}{K_{i,d-1}}$$

Avkastning for aksje i ved dag d er dermed differansen mellom kvotert kurs K ved handelsslutt på dag d trukket fra kvotert pris ved handelsslutt på dag $d-1$, dividert med sist nevnte kurs. Videre finnes hver enkelt portefølje sin avkastning ved:

$$R_{p,d} = \sum_{i=1}^{n_{p,d}} x_{i,d-1} * R_{i,d}$$

Aksje i sitt bidrag til portefølje p sin avkastning fremkommer ved å multiplisere aksjens porteføljevekt x beregnet ved handelsslutt dag $d-1$ med aksjens dagsavkastning $R_{i,d}$. Porteføljens daglige avkastning, $R_{p,d}$, er således gitt ved summering av de inkluderte selskaperes avkastningsbidrag.

Avslutningsvis blir porteføljens daglige avkastninger justert til månedlige tall for videre analyse. Porteføljenes gjennomsnittavkastninger kan beregnes både ved aritmetisk- og geometriskgjennomsnitt. Ved analyse av historiske avkastninger vil geometrisk gjennomsnitt ta mer hensyn til negative avkastninger og derfor kunne tenkes å være best egnet. Aritmetisk gjennomsnitt hensyntar ikke rentersrenteeffekten og vil derfor kunne oppnå kunstig høye avkastningstall.

4.2 Transaksjonskostnader

I denne avhandlingen vil det bli fokusert på kommisjonskostnader og kjøp-salg spredning, under forutsetningen at porteføljenes rebalanseringer ikke vil ha signifikante prisingseffekter på Oslo Børs. Dette følger oppsettet som først ble foreslått og inkorporert av Stoll & Whaley (1983).²⁹ For å kunne benytte et gjennomsnittlig mål på transaksjonskostnader er vi nødt til å beregne porteføljenes årlige omsatte kapitalandel. I denne delen vil disse bli beregnet i tillegg til å trekke en konklusjon rundt et totalt mål for transaksjonskostnader.

Daglig Omsatt kapitalandel er definert ved prosentvis beholdning som har blitt solgt i løpet av en dag. Altså differansen i en porteføljevekt som ikke skyldes at aksjene har steget/sunket i verdi i løpet av dagen. Eksempelvis betyr en årlig omsatt kapitalandel på 100% at porteføljens omsetning av aksjer (kjøp og salg) tilsvarer en verdi lik porteføljens gjennomsnittlige totalverdi gjennom året.

For å finne omsatt kapitalandel må vi først se på porteføljevektene som om det ikke var noe rebalansering. Det er gitt ved følgende formel:

$$G_{i,d} = \frac{x_{i,d-1} * (1 + R_{i,d})}{\sum_{i=1}^{n,p,d-1} x_{i,d-1} * (1 + R_{i,d})}$$

$G_{i,d}$ er vekten til aksje i ved dag d i en portefølje som ikke rebalanseres. Som formelen viser er dette gitt ved kursen på dag $d-1$ multiplisert med avkastningen for den samme aksjen ved dag d . Dette er så vektet opp mot totale markedsverdien av porteføljen ved dag d hvis det ikke hadde foregått noen rebalanseringer ved den datoen. For å finne omsatt kapitalandel per aksje vil vi sammenlikne $G_{i,d}$ med den faktiske vekten $F_{i,d}$ for hver aksje. Total omsatt kapitalandel for portefølje p ved dag d er således gitt ved:

$$U_{p,d} = \sum_{i=1}^{n_{p,d}} \max(G_{i,d} - F_{i,d}, 0)$$

²⁹ Deres artikkel estimerer transaksjonskostnadene på det amerikanske markedet fra 1955 til 1979 og finner at disse forklarer deler av meravkastningen på NYSE som er gitt av CAPM.

Øvre summasjonsgrense er antall selskaper i portefølje p ved dag d . $U_{p,d}$ tilsvarer dagens omsatte kapitalandel for en portefølje som følge av handelsaktivitet. Om den eneste handelsaktiviteten i løpet av dagen er et kjøp av eksempelvis Statoil, vil $U_{p,d}$ justeres indirekte gjennom selskapene som allerede er i porteføljen. Dette kommer av at Statoils $G_{i,d}$ vil tilsvare 0 og at $G_{i,d} - F_{i,d}$ vil bli negativ. Kjøpet vil derimot bli fanget opp av selskapene som allerede er i porteføljen ved at $G_{i,d} - F_{i,d}$ vil gi en positiv verdi, ettersom deres faktiske vekt har blitt redusert. Ved salg er det derimot selskapet som forlater porteføljen som fanger opp handelsaktiviteten. De daglige handelsaktivitetene blir så summert til årlige omsatte kapitalandeler.

I denne avhandlingen ser vi ikke på porteføljenes eventuelle handelseffekter på norske aksjekurser. Således følger vårt estimat av transaksjonskostnader oppsettet til Stoll & Whaley (1983) hvor de benytter seg av meglerkommisjon og relativ spread for å estimere transaksjonskostnader. Dette oppsettet har fått noe kritikk i ettertid ettersom det ikke inkluderer markedseffekter (priseffekter o.l.), alternativkostnader eller det faktum at mange investorer handler innenfor spreaden. Vi velger likevel å forutsette at våre porteføljer ikke vil overskride transaksjonsnivåer som vil føre til slike størrelseseffekter. Utelatelse av handler innenfor differansen mellom kjøp- og salgpris vil i større grad forhindre at vi underestimerer transaksjonskostnadene.

For å fatte en riktig konklusjon i forhold til vår problemstilling er det helt avgjørende at kostnadene ikke underestimeres. Det vil være en større feiltakelse å feilaktig konkludere med at strategiene slår markedet enn å feilaktig konkludere med de ikke slår markedet.

Vi vil videre forklare metoden benyttet for å beregne de indirekte transaksjonskostnadene gjennom kostnadmålet relativ spread. Relativ spread er gitt ved følgende formel:

$$\frac{\text{salgskurs høy} - \text{kjøpskurs lav}}{(\text{salgskurs høy} + \text{kjøpskurs lav})/2}$$

Spreaden blir sett i forhold til summen av dagens høyeste salgpris og laveste kjøpspris dividert på 2. Den relative spreaden har blitt beregnet daglig for samtlige selskaper som er med i utvalget. Videre har et årlig gjennomsnitt blitt beregnet både ved å markedsvekte selskapene og ved å likevekte dem. Markedsvektet finner vi at gjennomsnittlig relativ spread på Oslo Børs over tidsrommet januar 2005-2014 ligger på 0,506%. Det likevektede årlig gjennomsnittet havnet på hele 2.82%. Som diskutert tidligere er det stor forskjell på

transaksjonskostnader mellom små og store selskap. Barber m.fl. (2001) finner en gjennomsnittlig kostnad på 4.12% for små, 1.94% for mellomstore og 0.727% for store selskaper. Ettersom Ødegaard (2009) fant et tilnærmet likt estimat for store selskaper på Oslo børs, kan vi se for oss en lignende fordeling på våre Norske data.

Barber m.fl. (2001) velger å markedsvekte de 3 kategoriene og vekter de store selskapene 70%, mellomstore 20% og små selskapene 10% i sin beregning av totale transaksjonskostnader. På grunn av farene ved underestimering av transaksjonskostnadene har vi valgt å legge mindre vekt på de store selskapene. Vi beregner våre gjennomsnittlige relative spread ved å vekte markedsvektet gjennomsnitt med $1/3$ og vekte det likevektede gjennomsnittet med $2/3$. Vi ender da opp med en indirekte transaksjonskostnad pålydende 2.05%.

Ved valg av nivå på provisjonskostnadene har vi valgt det høyeste estimatet til Norges Bank (2005), pålydende 15 basispunkter. Sammen med den relative spreaden beregnet til 2.05% ender vi opp med et totalt estimat på transaksjonskostnader på 2.20% av total årlig handelsverdi. Estimater er etter muligens overestimert som bør tas hensyn til i vår videre analyse. For diskusjonsformål benyttes derfor to støtte estimater på transaksjons kostnadene. Disse noteres som henholdsvis T1 og T2. T1 baserer seg på den markedsvektede spredningen mellom aksjenes kjøps- og salgspriser pålydende 0.506% summert med provisjonskostnadene estimert til 15 basispunkter. Dette gir en total transaksjonskostnad, T1, avrundet til 0.70%. T2 består av et gjennomsnitt av den markedsvektede spredningen og den vektete spredningen benyttet som hovedmål, summert med tilsvarende provisjonskostnad. Dette gir en total transaksjonskostnad, T2, avrundet til 1.40%.

4.3 Regresjonsanalyser

For å måle risikojustert meravkastning vil porteføljenes avkastning bli forklart i forhold til prisingsfaktorene presentert av Fama & French (1993) og Carhart (1997). Disse faktorene ble presentert i delkapittel 3.4. I dette delkapittelet forklares metoden benyttet ved analyse av risikojustert meravkastning, driverne bak porteføljenes avkastning og analytikernes preferanser. For å analysere sammenhengen mellom risiko og avkastning for de individuelle porteføljene benytter vi tidsserie regresjoner. Regresjonene benytter porteføljenes månedlige avkastning som avhengig variabel. De ulike risikofaktorene introduseres som forklaringsvariabler for porteføljenes avkastning.

Carharts firefaktormodell er gitt ved:

$$(R_{p,t} - r_{f,t}) = \alpha_p + \beta_{1,p}(R_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{2,p}HML_t + \beta_{3,p}SMB_t + \beta_{4,p}MOM_t + e_t$$

Fama & French sin trefaktormodell er et spesialtilfelle hvor $\beta_{4,p}$ er lik 0 for alle porteføljer over analyseperioden. I denne sammenhengen representerer $(R_{p,t} - r_{f,t})$ portefølje p sin månedlige avkastning utover risikofri rente ved måned t . Koeffisienten α_p er porteføljens månedlige risikjusterte meravkastning (alfa). Koeffisientene $\beta_{1,p}$ til $\beta_{4,p}$ er grad av påvirkning de tilhørende faktorene har på portefølje p sin avkastning. Regresjonens feilledd er representert ved e_t .

Faktorene HML, SMB og MOM er representative risikofaktorer for det norske markedet. Markedsfaktoren, $(R_{m,t} - r_{f,t})$ måler markedsavkastning utover risikofrirente i måned t . At faktorene er av interesse for analyse av avkastning på Oslo Børs, er godt forklart av Næs, Skjeltorp & Ødegaard (2007). Deres resultater tyder på at alle de inkluderte faktorene måler signifikante risikopremier i det norske markedet.³⁰

Regresjonsanalysen foretas ved benyttelse av minste kvadraters metode. Dette er en tidsserie regresjon som estimerer en lineær sammenheng mellom variablene basert på korrelasjon over tid. Andelen avkastning som over tid holder seg relativt konstant, og ikke blir forklart av faktorene i modellen, tilfaller alfaledet. Dette er altså avkastning som ikke forklares av risikoen i porteføljene, og er derfor identifisert som porteføljens risikjusterte meravkastning per måned. For at minste kvadraters metode skal produsere de beste, lineære, objektive estimatorene³¹ må følgende forutsetninger holde:³²

1. Residualene har forventning lik null.
2. Residuallets varians er konstant for alle verdier
3. Residualene er uavhengig og tilfeldig fordelt.
4. Samvariasjonen mellom residualene og regresjonsvariablene er lik null
5. Distribusjonen av residuallet er normalfordelt.

³⁰ Deres artikkel analyserer avkastningsdriverne på Oslo Børs. Eksempelvis finner de en differanseavkastning på mer enn 2% per måned mellom små og store selskaper over perioden 1980-2006.

³¹ Tilsvare det engelske begrepet B.L.U.E som ofte benyttes i økonometrien: "Best Linear Unbiased Estimators".

³² Forutsetningene presenteres av blant annet Stock & Watson (2012).

De forskjellige forutsetningene er testet for å anslå om regresjonsresultatene produsert av minste kvadraters metode er "BLUE".

4.4.1 Normalfordeling

Hvis aksjekursene antas å være normalfordelte, forutsettes det at aksjekurser kan gå fra minus uendelig til positiv uendelig. En aksje vil ikke kunne oppnå en verdi under 0, og vil gjerne ha en forventet verdi over median. Aksjekursenes distribusjon er derfor bredt ansett i empirien som lognormalfordelt.³³ Når aksjekursene er lognormalfordelte, impliserer dette at avkastningen er tilnærmet normalfordelt.³⁴

Normalfordelte data tilsier at forventningen til en avhengig variabel, Y , gitt en uavhengig variabel, X , er gitt ved $E(Y|X = x) = a + bx$. Altså har forventningen til Y en lineær fremtoning når variablene er normalfordelte, noe som medfører at residualet i en slik regresjon er normalfordelt med forventning lik 0. Distribusjonen av residualet er testet ved benyttelse av en skjevhet/kurtosis test. Denne testen stammer fra Jarque-Bera testen Jarque & Bera (1987) og tester regresjonsresidualenes grad av skjevhet og haletykkelse. Testen og resultatene er presentert i vedlegg 2, og tilsier at regresjonsresidualene ikke er normalfordelte. Videre presenteres porteføljenes avkastningsfordeling og fordelingen av regresjonsresidualene i vedlegg 3.

Brudd på normalfordelingen av residualene har en påvirkning på regresjonskoeffisientenes standardavvik og således de presenterte p-verdiene i kapittel 5. Signifikansnivåene til disse resultatene burde derfor vurderes i forhold til dette, og kan være feilaktig spesifisert av modellen. At normalfordelingsforutsetningen ikke oppfylles er ifølge Løvås (2013) ikke problematisk hvis feilleddene er tilnærmet normalfordelte. Observasjonene virker ikke å være særdeles unormale, og p-verdiene anses som gode tilnærmingar til den faktiske p-verdien under normalfordelte residualer. Dette underbygges av at residualenes normalfordelingsproblemer frafaller ved utelatelse av 2008. Dette presenteres i delkapittel 6.4, hvor vi observerer marginale endringer i koeffisientenes signifikansnivå og ingen endring i

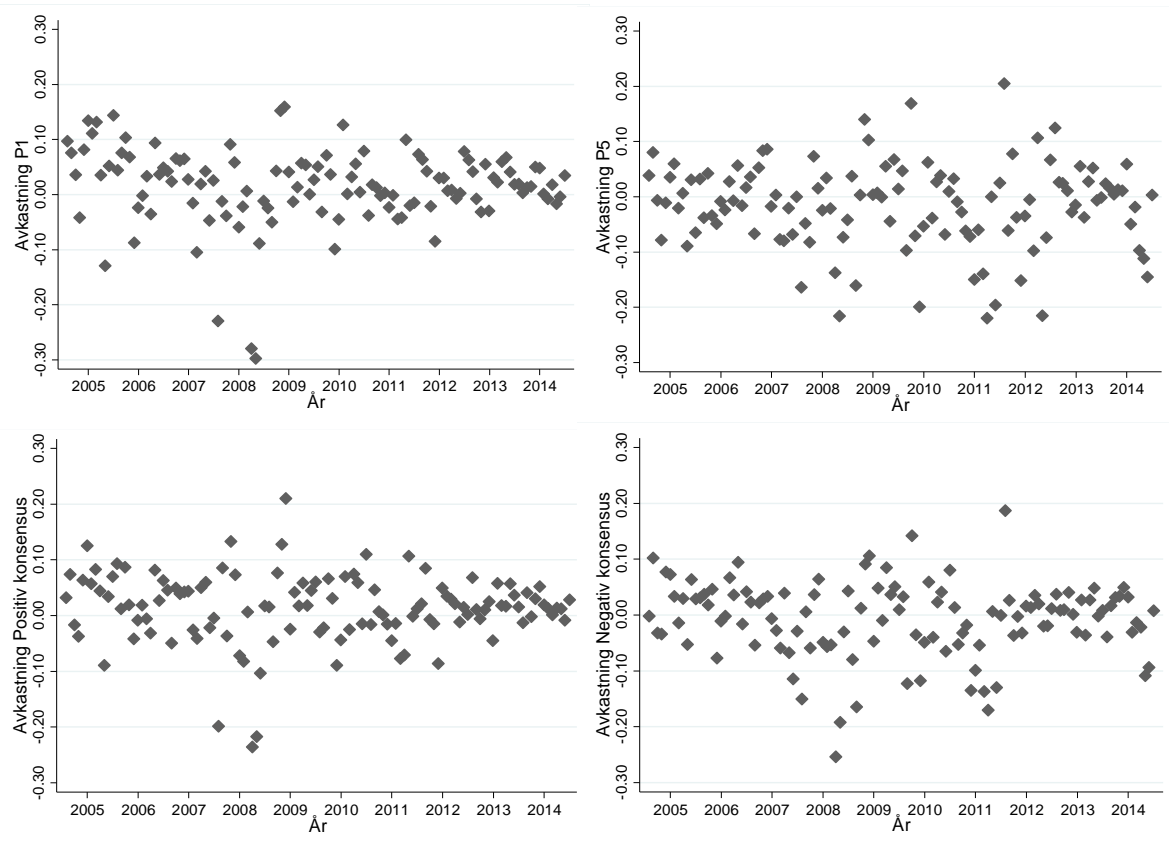
³³ Dette følger blant annet metoden til Black & Scholes (1973), Clark (1973), Kon (1984) og Peiro (1994)

³⁴ Dette følger den naturlige logaritmens egenskaper vist ved følgende formel, og gjelder særlig ved små endringer i variabelen, Y : $\ln(Y + \Delta Y) - \ln(Y) = \ln\left(\frac{Y + \Delta Y}{Y}\right) \cong \frac{\Delta Y}{Y}$, i aksjesammenheng tilsvarer $\frac{\Delta Y}{Y}$ avkastningen til aksje Y som er aksjens prisendring over et valgt tidsrom.

deres fortegn. Likevel understrekes mangelen på normalfordeling i regresjonenes feilledd. Derfor burde resultatene i kapittel 5 ikke tolkes ukritisk, og bør vurderes som tilnærming.

Figur 1: Porteføljenes månedlige observerte avkastningsfordeling

Figuren viser observasjonsfordelingen til månedlige avkastningstall for fire av de konstruerte porteføljene. Figuren illustrerer denne fordelingen for porteføljene P1 og P5, samt Positiv- og Negativ konsensus.



Fra Figur 1 observeres det at ekstremverdier i porteføljenes avkastning tenderer til å oppstå under finanskrisen (slutten av 2007 til begynnelsen av 2009). Som tidligere notert oppnår vi normalfordelte regresjonsresidualer ved ekskludering av 2008. Ettersom 2008 representerer et særskilt negativt år, vil ekskluderingen føre til en potensiell overestimering av megleranbefalingenes verdi. Ekskludering av 2008 er av interesse for vurderingen av megleranbefalingers verdi i et normalår.

4.4.2 Forventningsrette Estimatorer

Det observeres altså at porteføljenes residualer ikke er normalfordelte ved analyse av hele utvalgsperioden. Dette kan føre til skjevheter i regresjonenes p-verdier som presenteres i

kapittel 5. Skjevheter i estimatene kan også komme fra annen potensiell problematikk i datasettet. Derfor vil de resterende forutsetningene analyseres.

Heteroskedastisitet er et velkjent fenomen i aksjemarkedet. For tidsserieregresjoner betyr det at feilleddets varians varierer over tid. Dette er å forvente på bakgrunn av syklusene i finansielle markeder. Konjunkturrelle sykluser fører til at volatiliteten i markedet er skiftende over tid.

Ved å benytte oss av testen til Breusch & Pagan (1979) for heteroskedastisitet forkastes hypotesen om homoskedastisitet i 5 av 11 tilfeller ved 5% signifikansnivå (7 av 11 ved 10%). Varierende varians i feilleddene er altså signifikant for flere av porteføljene. På bakgrunn av dette benytter vi robuste standardavvik for alle regresjonsanalyser fremover i oppgaven. Robuste standardavvik øker de estimerte standardavvikene, og løser dermed problemet varierende varians i regresjonenes feilledd over tid.

Autokorrelasjon mellom porteføljenes avkastning er testet ved bruk av Dickey & Fuller (1979) sin test for autokorrelasjon i den avhengige variabel. Videre er eventuell autokorrelasjon i regresjonenes feilledd testet ved benyttelse av d-statistikken til Durbin & Watsons (1950-1951), samt Durbin (1970) sin alternative metode. Disse testene er presentert i vedlegg 2, og ga ingen signifikant antydning til skjevheter.

Testene tyder altså på at estimatene fra minste kvadraters metode ikke er "BLUE". Ved utelatelse av 2008 oppnås derimot normalfordelte residualer, uten nevneverdig påvirkning på regresjonenes koeffisienter. Variasjon i residualenes varians løses med robuste standardavvik. Modellene testes ytterligere ved inkludering av likviditetseffekter i delkapittel 6.3. Regresjonsmetoden vurderes å produsere forventningsrette estimatorer for porteføljenes risikoeksponering og benyttes videre i vår analyse.

4.4 Robusthetstester og utvidelser av analysen

I kapittel 6 presenteres robusthetstester og utvidelser av hovedanalysen. Metoden bak utvidelsene vil således bli presentert i dette delkapittelet. Robusthetstestene benyttes for å underbygge hovedresultatene, kontrollere vår metode og undersøke ytterligere drivere til resultatene i kapittel 5. Fem individuelle robusthetstester vil bli presentert.

4.4.1 Holdbarhetsperiode

Etter metoden til Bonini m.fl. (2010) holdes enkeltaksjer i et år fra og med siste anbefaling oppstår. Som tidligere påpekt kan feilspesifisering av anbefalingenes holdbarhet føre til underestimering av anbefalingenes potensielle verdi. I tabell 3 ble det observert 232 tilfeller hvor et selskap går fra en av hovedporteføljene til utenfor porteføljene. Valg av holdbarhetsperiode kan derfor ha en effekt ved at en ekskluderer et selskap for tidlig eller for sent. Potensielt kan det eksistere en tilbakejusteringseffekt. Dette vil medføre at porteføljenes avkastning forvitrer når aksjer holdes lenge som følge av eldre anbefalinger. Ved for kort holdbarhet vil en kunne gå glipp av eventuelle prisdrifter.

I delkapittel 6.1 vil således effekten av megleranbefalingsholdbarhet bli analysert. I denne sammenheng vil porteføljenes prestasjoner ved henholdsvis 6 og 24 måneders anbefalingsholdbarhet undersøkes.

4.4.2 Forsinkede rebalanseringer

Studiene til Stickel (1995), Womack (1996) og Barber m.fl. (2001) dokumenterer en tydelig prisdrift rett etter en analytikerrevisjon. Fra nyere studier finner Bradley, Clark, Lee & Ornthanalai (2014) sterk prisdrift allerede etter 30 minutter. For å oppnå de ekstraordinære avkastningene fra prisdriften er investorer avhengig av å tilpasse seg i tide. Dette kan være en utfordring i forhold til tilgangen hver investor har på endringer i konsensus. Ved å rebalansere porteføljene med ulike forsinkelser vil en fange opp effekten en investor eventuelt ville gått glipp av.

Ved forsinkelser i rebalanseringen behandles like mange endringer i konsensus, således vil det ha liten effekt på porteføljenes omsatte kapitalandel. Vi vil teste effekten av forsinkede rebalanseringer ved å rebalansere med en uke og en måneds forsinkelser, henholdsvis 5 og 20 handelsdager.

4.4.3 Inkludering av likviditetsfaktoren

Under porteføljenes konstruksjon ble det forklart at de mest illikvide selskapene på Oslo Børs er blitt ekskludert fra avhandlingens datasett. Likviditetseffekter er av den grunn ikke diskutert i studiets hovedanalyse i kapittel 5. Hvis det likevel eksisterer likviditetseffekter i det justerte utvalget, kan det føre til skjevheter i porteføljenes alfaestimer. Dette kommer av at

handelsstrategier som følger analytikerkonsensus medfører en viss grad aktiv risiko. Denne aktive risikoen kan således komme fra likviditetspremier og dermed føre til skjevheter i modellenes estimater. Skulle noen av porteføljene være mer eller mindre vektet mot illikvide selskaper, på tross av utvalgsjusteringen, kan regresjonene ha et utelatt variabel problem. Porteføljenes meravkastning kan derfor være overestimert som følge av porteføljenes grad av likviditetsrisiko og vekting mot illikvide selskaper.

I delkapittel 6.3 vil det derfor undersøkes om resultatene rundt megleranbefalingers verdi kan forklares av eventuelle likviditetspremier i porteføljene. Vi vil derfor inkludere likviditetsfaktoren i faktormodellen for å vurdere hvorvidt porteføljenes risikjusterte meravkastning i kapittel 5 er et resultat av likviditetspremier.

$$(R_{p,t} - r_{f,t}) = \alpha_p + \beta_{1,p}(R_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{2,p}HML_t + \beta_{3,p}SMB_t + \beta_{4,p}MOM_t + \beta_{5,p}LIQ_t + e_t$$

Formelens variabler er som forklart i delkapittel 4.3 hvor p representerer de individuelle porteføljene, t er tidsvariabelen målt i måneder, e_t er modellens feilledd ved måned t og LIQ_t er likviditetsfaktoren ved måned t .

4.4.4 Utelatelse av 2008

Utelatelse av 2008 er av interesse ettersom dette var et særskilt negativt år for aksjemarkedene. Således kan avkastningsåret 2008 ha stor innvirkning på et datasett som kun tar for seg en tiårsperiode. Det vil derfor være interessant å analysere effekten av finanskrisen på megleranbefalingenes verdi. Det understrekes derimot at utelatelse av det mest negative året i perioden potensielt vil overestimere megleranbefalingenes verdi. Delkapittel 6.4 presenterer porteføljenes regresjonsresultater ved ekskludering av 2008. Dette for å undersøke effekten av finanskrisen på handelsstrategier som følger analytikerkonsensus på Oslo Børs.

4.4.5 Månedlig rebalansering

I delkapittel 5.3 benyttes porteføljer med bredere konsensusgrenser for å redusere den omsatte kapitalandelen. I et forsøk på å redusere transaksjonskostnadene konstruerte Barber m.fl. (2001) porteføljer med ukentlig, halvmånedlig og månedlig rebalansering. Blant samtlige rebalanseringsintervall falt den omsatte kapitalandelen i forhold til daglige rebalanseringer. Likevel observeres en vesentlig mer positiv nettoeffekt fra porteføljene med månedlige rebalanseringer.

I delkapittel 6.5 vil vi rebalansere porteføljene månedlig, og sammenligne resultatet med funnene fra daglige rebalanseringer. En slik test er av interesse for å undersøke hvilken metode som mest effektivt reduserer omsatt kapitalandel, relativt til tapt avkastning. De opprinnelige strategiene krever hyppige rebalanseringer som vil kunne være en utfordring for mange investorer. Fra et investorsperspektiv vil således denne robusthetstesten tilsvare en ny strategi, som vil være lettere å følge. Testen gjennomføres for å undersøke nærmere om handelsstrategier basert på megleranbefalinger kan oppnå meravkastning etter transaksjonskostnader.

5. Resultat og analyse

I dette kapitlet vil vi benytte oss av de konstruerte porteføljene fra delkapittel 4.1 for å diskutere og analysere de ulike problemstillingene. Problemstillingene vil bli besvart hver for seg i en logisk rekkefølge, med en oppsummerende konklusjon som avslutning. Alle konstruerte porteføljer vil bli benyttet i analysen. Det vil derimot bli lagt ulik vekt på de forskjellige porteføljene under hvert forskningsspørsmål for å legge fokus på de mest interessante funnene.

5.1 Problemstilling 1

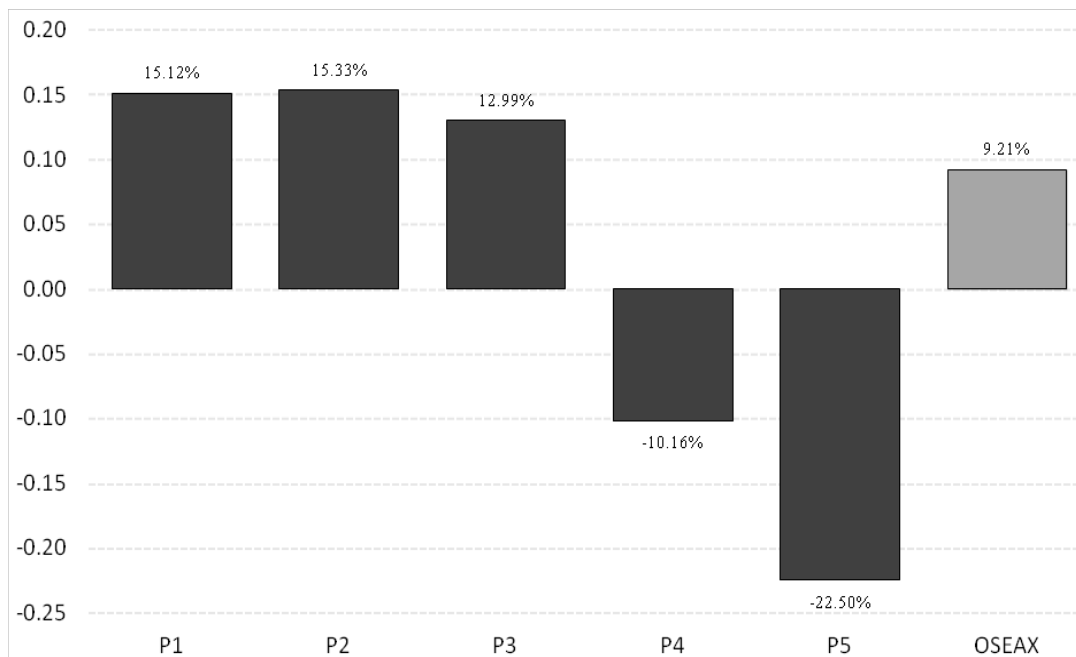
"Treffer analytikerne med sine anbefalinger?"

I dette delkapitlet vil vi undersøke om analytikerne treffer med sine anbefalinger. I avsnitt 5.1.1 vil vi sammenligne porteføljenes årlige gjennomsnittlige bruttoavkastninger mot det norske markedet i perioden 2005-2014. For støttegrunnlag har også standardavvik og Sharpe rate blitt inkludert i analysen. I avsnitt 5.1.2 har vi benyttet oss av porteføljenes månedlige avkastninger for å teste den signifikante forskjellen fra OSEAX. Porteføljene som blir sterkest vektlagt under denne delen er porteføljene med sterk kjøp konsensus (P1) og salgspoteføljen (P5). Til slutt vil vi oppsummere og trekke konklusjoner rundt problemstilling 1 i avsnitt 5.1.3.

5.1.1 Porteføljenes prestasjoner

Figur 2: Hovedporteføljenes årlige bruttoavkastninger

Figuren viser hovedporteføljene og markedsporteføljen, OSEAX, sine årlige bruttoavkastninger i perioden 2005-2014. Bruttoavkastningen er gitt ved årlig geometrisk gjennomsnittsavkastning.



Treffsikkerheten til analytikerne blir målt ved å se på P1 og P5 sine prestasjoner i forhold til OSEAX. P1 består kun av aksjer med sterke kjøpsanbefalinger og forventes derfor å gjøre det bedre enn markedet. P5 består derimot av aksjer med salgsanbefalinger og forventes derfor å gjøre det dårligere enn OSEAX. For at en kan konkludere med at analytikerne treffer er P1 (P5) nødt til å oppnå høyere (lavere) bruttoavkastning enn OSEAX.

Tabell 5: Porteføljenes prestasjoner

Tabellen oppsummerer de ulike porteføljenes prestasjoner med målene bruttoavkastning, standardavvik og Sharpe rate. Bruttoavkastningen er gitt ved årlig geometrisk gjennomsnittsavkastning. Standardavvikene er basert på månedlige avkastninger, skalert til årlige estimater. Sharpe raten er beregnet ved å trekke årlig risikofri rente fra årlig gjennomsnittlig bruttoavkastning satt i forhold til tilhørende porteføljes standardavvik.

Porteføljer	Årlig bruttoavkastning	Standardavvik	Sharpe rate
P1	15.12%	24.35%	0.61
P2	15.33%	24.01%	0.63
P3	12.99%	24.07%	0.53
P4	-10.16%	26.55%	-0.39
P5	-22.50%	26.75%	-0.85
OSEAX	9.21%	21.03%	0.43
Alle dekket	8.79%	20.91%	0.41
SK	16.14%	23.35%	0.68
SH	6.57%	22.80%	0.28
Positiv konsensus	13.75%	21.86%	0.62
Negativ konsensus	-11.76%	23.45%	-0.51

Fra tabell 5 og figur 2 ser vi et klart skille mellom avkastningene til de ulike porteføljene. Kort oppsummert er det som forventet P1 og P2 som oppnår høyest avkastning blant hovedporteføljene. Videre følger P3, P4 og P5 som er i tråd med konsensusgrensene. Til tross for ulike karakteristikk er variasjonen i porteføljenes avkastning, målt ved standardavvik, tilnærmet lik.

Et oppsiktsvekkende funn er at P4 oppnår en årlig negativ bruttoavkastning på hele 10.16%. P4 inneholder selskaper med en konsensus mellom 3 og 3,5 og er den porteføljen som ut i fra konsensusrangeringene kan ansees som en holdportefølje.³⁵ En burde derfor forvente at P4 presterer vesentlig nærmere markedet, representert ved OSEAX, på 9.21%. Denne observasjonen er ikke i tråd med funnene til Barber m.fl. (2001) som benytter de samme konsensusgrensene, men finner kun en ubetydelig en forskjell fra deres tilsvarende portefølje

³⁵ Blant annet skriver Industry Regulatory Authority (2015), i deres diskusjon av analytikers anbefalingsbenednelser, at en "hold" anbefaling er synonymt med å prestere som markedet.

og det amerikanske markedet. Isolert sett virker ikke analytikerne å treffe med holdanbefalinger.

En årsak til at holdporteføljen presterer dårligere enn markedet kan muligens forklares av studiet til Boni & Womack (2002). De finner at hele 79% av amerikanske, profesjonelle investorer tolker en holdanbefaling som en salgsanbefaling. Våre resultater antyder at en holdanbefaling tilsvarer et salgssignal fra meglerne. Hvorvidt investorene på Oslo Børs er klar over denne tendensen vil ikke bli videre undersøkt i denne avhandlingen. Ifølge blant annet McNichols & O'Brien (2001) er analytikere skeptiske til å komme med salgsanbefalinger, som muligens kan forklare hvorfor profesjonelle investorer tenderer til å tolke holdanbefalinger som selg.³⁶ Dette viser seg blant annet igjen i vår database hvor 75.26% av de totale konsensusanbefalingene tilsvarer en kjøpsanbefaling, mens bare 10.32% tilsvarer en salgsanbefaling. De fleste analytikere jobber for finansielle institusjoner hvor det også tilbys produkter og tjenester rettet mot børsnoterte selskaper. Det kan derfor foreligge motiv for å heller droppe et selskap som tilsvarer en salgsanbefaling, enn å utstede en kritisk anbefaling. En kritisk anbefaling kan ødelegge for samarbeidet mellom børsnoterte selskaper og institusjonene analytikerne tilhører. Dette kan være en av årsakene til at vi observerer et lavt antall salgsanbefalinger i det norske markedet.

Mellom de ulike porteføljegrensene finner vi også den klart største differansen i porteføljeavkastningene mellom P4 og P3. P4 oppnådde som tidligere diskutert oppsiktsvekkende svake resultater, mens P3 slår markedsavkastningen årlig med nesten 4%. I tråd med Boni & Womack (2002) kan holdporteføljen P4 late til å inneholde flere implisitte salgsanbefalinger enn hold. P3 virker på sin side å bestå av de resterende aksjene som presterer likt markedet, i tillegg til en andel kjøpsanbefalinger. Kombinasjonsporteføljen SH består av konsensus fra 3-4, og kan således tenkes å inneholde den største andelen implisitte holdanbefalinger. SH porteføljen oppnår en avkastning på over 6.57% og er den porteføljen som presterer nærmest markedet. Dette underbygger de diskuterte implisitte anbefalingene, og kan muligens forklare noe av de svake prestasjonene til holdporteføljen.

Fra konsensusanbefalingene sterk kjøp og selg levnes det lite muligheter til implisitte tolkninger. Avkastningen fra både P1 og P5 skiller seg klart fra markedet. Markedet har over

³⁶ Ifølge Barber m.fl. (2001) er det en allment akseptert fenomen at meglere ofte dropper salgsanbefalinger.

perioden en årlig gjennomsnittlig på avkastning på 9.21%, mens P1 og P5 oppnår årlige gjennomsnittlige avkastninger på henholdsvis 15.12% og -22.50%. Isolert sett virker derfor analytikerne å treffe med god margin når de utsteder sterke kjøps- og salgsanbefalinger.

En mulig svakhet ved robustheten til de ytterliggående porteføljene, P1 og P5, er at begge inneholder hovedsakelig små selskaper. Samtidig observeres det at få analytikere dekker porteføljenes selskaper. Videre fant vi i delkapittel 4.1 at P1, til tross for lav andel av utvalgets totale egenkapital, inneholder det høyeste antallet gjennomsnittlig selskaper. Dette indikerer at selskaper som oppnår konsensus tilsvarende sterkkjøp ofte kjennetegnes som mindre selskaper med få analytikeranbefalinger. Det vil således være enklere for små selskaper å oppnå ekstreme anbefalinger som sterk kjøp eller sterk selg. Flere av selskapene i P1 kjennetegnes med få gjeldende enkeltanbefalinger. Når flere analytikere ligger bak en konsensusanbefaling vil det i større grad være spredning i anbefalingene. Store selskaper mottar i snitt flere anbefalinger, og dermed mange forskjellige meninger som trekker konsensus unna ekstremverdiene sterk selg og sterk kjøp.

Salgsporteføljen har derimot bredere konsensusgrenser, men har både lavest andel gjennomsnittlig egenkapital og gjennomsnittlig antall anbefalinger per selskap i porteføljen. Hadde megleranbefalinger vært tilfeldig fordelt ville rundt 50% av utvalgets selskaper vært i salgsporteføljen. Fra porteføljekarakteristikken (tabell 4) observeres det at salgsporteføljen bare opptar 4.3% av utvalgets gjennomsnittlige egenkapital. Dette underbygger overnevnte funn om at analytikere motvillige til å utstede salgsanbefalinger.

Til tross for svakheter i forhold til robustheten ved porteføljene P1 og P5 er bruttoavkastningene klare indikatorer på at analytikerne treffer med sine anbefalinger. Ved å gruppere anbefalingene i 2 konsensusklasser, observeres tilsvarende resultater for porteføljene Positiv- og Negativ konsensus. Disse resultatene er dog mindre ekstreme enn ved hovedporteføljene, P1 og P5.

5.1.2 Porteføljenes signifikante forskjell fra OSEAX

I dette avsnittet benyttes en Student t-test for å undersøke p-verdien for to ensidige og en tosidig t-test på porteføljenes avkastninger mot markedets referanseindeks, OSEAX. Et krav for å kunne konkludere med at analytikerne treffer med sine anbefalinger vil være at avkastningen til P1 (P5) er signifikant høyere (lavere) enn avkastningen til OSEAX.

Tabell 6: Porteføljenes signifikante forskjell fra OSEAX

Tabellen viser p-verdier for to ensidige og en tosidig t-test på porteføljenes avkastninger mot referanseindeksen OSEAX. Nullhypotesen for testene er at porteføljenes avkastning (R_p) er lik markedsavkastningen (R_m) ($H_0: R_p=R_m$). Tilsvarende er alternativ hypotesene henholdsvis at $R_p < R_m$, $R_p \neq R_m$ og $R_p > R_m$. P-verdiene viser sannsynligheten for at nullhypotesen holder. Estimer som er signifikante ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet uthevning.

Porteføljer	Pr($T < t$)	Pr($ T > t $)	Pr($T > t$)
P1	0.971	0.058	0.029
P2	0.984	0.033	0.016
P3	0.890	0.220	0.110
P4	0.002	0.004	0.998
P5	0.000	0.000	1.000
SK	0.999	0.002	0.001
SH	0.216	0.433	0.784
Positiv konsensus	1.000	0.000	0.000
Negativ konsensus	0.000	0.000	1.000

Fra den tosidige t-testen observerer vi at det kun er P3 blant hovedporteføljene som ikke er signifikant forskjellige fra OSEAX ved et 10% signifikansnivå. Det faktum at P3 ikke er signifikant forskjellig fra OSEAX underbygger overnevnte diskusjon angående P3 som den av hovedporteføljene som har flest likhetstegn med en holdportefølje som presterer likt markedet.

Vi observerer at P1, P2 og de 2 støtteporteføljene med konsensus tilsvarende kjøp oppnår signifikant høyere avkastning enn markedet ved en ensidig test på 5% signifikansnivå. Samtidig observerer vi at porteføljene som følger negativ konsensus oppnår signifikant lavere avkastning enn markedet. I den forstand tolker vi resultatene i retning av at analytikerne treffer med sine anbefalinger.

Hvorvidt analytikerne treffer med sine anbefalinger er utbredt diskutert i empirien. Et av de mest diskuterte områdene er hvor mye en utstedt anbefaling påvirker markedet i ettertid. Som

diskutert i kapittel 2 finner blant annet Womack (1996) en måneds prisdrift for oppgraderinger og hele seks måneders prisdrift for nedgraderinger. Dette kan blant annet forklare noe av den sterke negative avkastningen til P5. Eventuelle prisdrifter kan altså forklare analytikernes treffsikkerhet, og gir uttrykk for hvor lenge informasjonsverdien i en konsensusanbefaling består. Hvorvidt prisdrift kan være en viktig forklaring på porteføljenes avkastning diskuteres i delkapittel 6.2.

Ifølge McKnight & Todd (2006) underreagerer investorer på analytikerpubliseringer, spesielt for positiv informasjon. Dette mener de kan skyldes at investorer opptrer rasjonelt og dermed er skeptiske i forhold til analytikernes framtidsutsikter. Altså finner McKnight og Todd tendenser til at den generelle investor anser positive anbefalinger som en projeksjon av overdrevent gode framtidsutsikter. I denne sammenheng kan det hende at treffsikkerheten vi finner blant norske selskapsanbefalinger kommer av manglende tillitt til analytikerne. Aksjekursene vil i så tilfelle ikke justeres ved utstedelse av nye anbefalinger. Dette kan forklare de signifikante avkastningsforskjellene mellom våre porteføljer og markedsporteføljen over perioden 2005-2014.

5.1.3 Sammendrag og konklusjon: Problemstilling 1

Fra avsnitt 5.1.1 observerte vi at bruttoavkastningene til P1 og P5 skiller seg klart fra markedet, OSEAX. Holdporteføljen P4 presterte derimot ikke som forventet, og oppnådde klart svakere avkastninger enn markedet. Etersom alle porteføljene bortsett fra P3 og SH har avkastning som er signifikant forskjellig fra markedet, kan det tyde på markedet ikke fullt ut justerer seg etter informasjon fra analytikeranbefalinger. Vi konkludere derfor med at analytikerne ofte treffer med sine anbefalinger. Dette er derimot ikke nok til å si noe om lønnsomme handelsstrategier basert på analytikerkonsensus. Dette vil derimot undersøkes videre i de påfølgende analysene i delkapittel 5.2 og 5.3.

5.2 Problemstilling 2

"Hvilke faktorer driver analytikernes anbefalinger, og kan eventuell brutto meravkastning forklares av faktoreksponering mot ulike faktormodeller?"

I delkapittel 5.2 fokuseres det på handelsstrategienes risikjusterte merverdier i forhold til risikofaktorene, presentert i kapittel 3. Vi vil i den forstand analysere hvorvidt handelsstrategier som følger analytikerkonsensus kan oppnå risikjustert meravkastning på Oslo Børs. I likhet med analysen i delkapittel 5.1, fokuserer vi på porteføljenes bruttoavkastninger for å vurdere om investorer på det norske markedet kan profitere på analytikernes anbefalinger.

I avsnitt 5.2.1 analyserer vi risikofaktorenes påvirkning på porteføljeavkastningen, samt hvilke selskapskarakteristika som virker å drive analytikernes anbefalinger. Porteføljenes risikjusterte brutto meravkastninger i forhold til flerfaktormodellene er hovedfokus i avsnitt 5.2.2. En oppsummerende konklusjon av funnene i dette delkapittelet er presentert i avsnitt 5.2.3.

5.2.1 Porteføljenes risikoeksponering og analytikerpreferanser

Et interessant aspekt i analyser av analytikeranbefalinger er i hvilken grad anbefalinger tenderer å være skjeve i retning av spesifikke selskapskarakteristika. Eksempelvis noterer Jegadeesh, Kim, Kriche & Lee (2004) at analytikerne tenderer til å fokusere positive anbefalinger mot vekst- fremfor verdiaksjer.³⁷ Tabell 7 viser de individuelle porteføljenes eksponering mot risikofaktorene presentert av Fama & French (1993) og Carhart (1997). Etersom faktorene bygger på selskapskarakteristikker, kan porteføljenes eksponering mot de forskjellige faktorene benyttes til å dra slutninger rundt den generelle analytikers preferanser.

³⁷ Jegadeesh m.fl. analyserte anbefalinger på det amerikanske i perioden 1985-1998.

Tabell 7: Porteføljenes eksponering mot risikofaktorer i markedet.

Tabellen viser estimerte koeffisienter og tilhørende p-verdi for porteføljenes eksponering mot Fama French og Carharts flerfaktormodeller. For alle forklaringsvariabler bortsett fra markedsavkastningen ($R_m - R_f$) måler p-verdiene sannsynligheten for at nullhypotesen; $\beta_i = 0$, holder mot alternativhypotesen; $\beta_i \neq 0$. For markedsavkastningen måler p-verdiene tilsvarende hypoteser for $\beta_m = 1$. Estimaterne er basert på porteføljenes månedlig avkastning over perioden 1. januar 2005 til 31. desember 2014. Estimater som er signifikante ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet utheving.

Porteføljer	Fama French trefaktormodell				Carharts firefaktormodell				
	$R_m - R_f$	HML	SMB	R^2 -justert	$R_m - R_f$	HML	SMB	MOM	R^2 -justert
P1	1.185 (0.011)	-0.104 (0.161)	0.375 (0.000)	0.818	1.186 (0.009)	-0.106 (0.147)	0.382 (0.000)	-0.029 (0.735)	0.817
P2	1.063 (0.308)	0.044 (0.596)	0.039 (0.630)	0.831	1.065 (0.313)	0.041 (0.616)	0.053 (0.546)	-0.055 (0.567)	0.830
P3	0.886 (0.096)	-0.039 (0.64)	-0.281 (0.011)	0.794	0.888 (0.103)	-0.043 (0.622)	-0.268 (0.018)	-0.0554 (0.544)	0.793
P4	0.965 (0.760)	-0.057 (0.666)	0.186 (0.180)	0.492	0.974 (0.823)	-0.074 (0.573)	0.247 (0.104)	-0.253 (0.095)	0.505
P5	1.053 (0.692)	0.196 (0.201)	0.520 (0.013)	0.450	1.071 (0.556)	0.164 (0.225)	0.641 (0.001)	-0.498 (0.000)	0.512
P1-P5	0.140 (0.000)	-0.301 (0.049)	-0.140 (0.444)	0.062	0.123 (0.000)	-0.270 (0.050)	-0.254 (0.157)	0.469 (0.004)	0.141
SK	1.104 (0.022)	-0.014 (0.939)	0.177 (0.063)	0.901	1.105 (0.025)	0.004 (0.954)	0.122 (0.066)	-0.021 (0.079)	0.900
SH	0.926 (0.145)	-0.009 (0.888)	-0.161 (0.059)	0.848	0.928 (0.147)	-0.013 (0.839)	-0.146 (0.101)	-0.062 (0.393)	0.848
Positiv konsensus	0.989 (0.636)	-0.014 (0.587)	-0.074 (0.058)	0.969	0.990 (0.663)	-0.015 (0.583)	-0.0717 (0.054)	-0.009 (0.844)	0.969
Negativ konsensus	0.991 (0.913)	0.0183 (0.868)	0.253 (0.041)	0.627	1.001 (0.995)	0.001 (0.995)	0.318 (0.015)	-0.270 (0.014)	0.649

Vi observerer at porteføljene som følger de beste anbefalingene, P1 og Støtte Kjøp, har høyest markedsbeta som i tillegg er signifikant ulik 1. Altså er dette porteføljer som tenderer til å være sterkt medsykliske. Dette kan forklare deler av bruttoavkastningen diskutert i delkapittel 5.1. På bakgrunn av P1-P5 sin oppbygning oppnår også denne porteføljen en markedsbeta signifikant ulik 1. En optimal langkort portefølje diversifiserer bort all virkning fra markedet og risikofaktorene slik at den kun satser på en alfa.

Fra tabellen observeres det at porteføljer som følger negative konsensusanbefalinger i mindre grad forklares av modellen. Med andre ord er disse porteføljene i større grad utsatt for usystematisk risiko. Som diskutert i kapittel 2 kan mangel på diversifisering i porteføljene påvirke resultatene fra analysen.

Ved sammenlikning av de bredere porteføljene, Positiv konsensus og Negativ konsensus, observeres det at SMB faktoren har signifikant effekt. Verdivektede handelsstrategier som følger positive (negative) konsensusestimater er i større grad vektet mot store (små) selskaper. Samtlige handelsstrategier, bortsett fra P1-P5, virker upåvirket av risikofaktorer tilknyttet selskapenes pris/bok forhold. Altså er strategiene tilnærmet likevektet mellom verdi- og vekstselskaper.

Når vi inkluderer Carharts momentum faktor i modellen observerer vi liten endring i koeffisientene estimert fra trefaktormodellen. Vi observerer at deler av SMB effekten trekkes ut fra porteføljene med negativ konsensus. Samtidig øker modellens forklaringsgrad for disse porteføljene, målt ved R^2 justert. Porteføljer som følger negativ konsensusanbefalinger later til å være vesentlig mer vektet mot selskaper med negativ momentum.

Analytikerpreferanser og selskapskarakteristika

Til tross for manglende signifikans er P1 og P5 henholdsvis negativt- og positivt eksponert mot HML faktoren. Dette samsvarer med funnene til Jegadeesh m.fl. (2004), altså at analytikerne tenderer til å utstede positive anbefalinger til vekst- fremfor verdiaksjer. Dette underbygges videre av de bredere porteføljene, Positiv- og Negativ konsensus, hvor koeffisientene har samme fortegn som henholdsvis P1 og P5. HML faktoren er derimot vesentlig mindre signifikant for de bredere porteføljene. Fra våre observasjoner virker det altså som om analytikere på det norske markedet i mindre grad hensyntar selskapenes pris/bok forhold.

Størrelseskarakteristikker virker på sin side å spille en sentral rolle i sannsynligheten for hvorvidt et selskap mottar en positiv- eller negativ anbefaling. I studiet til Barber m.fl. (2001) observeres en motvillighet blant analytikere til å gi store selskaper negative anbefalinger. I analysen av norske data observeres en tilsvarende sammenheng. SMB koeffisientene er positive og signifikante både for P5 og Negativ konsensus porteføljen, mens vi observerer en signifikant negativ sammenheng for porteføljen Positiv konsensus. Dette underbygges i tabell 4, hvor det observeres at den samlede andelen av utvalgets totale markedsverdi i snitt er over 60% for porteføljene P2 og P3. Ettersom Positiv konsensus porteføljen er en markedsvektet samling av P1, P2 og P3, ser vi at analytikerne tenderer til å favorisere store selskaper fremfor små.

Det virker å være flere potensielle forklaringer til denne sammenhengen. For det første virker analytikerne å være motvillige til å gi negative anbefalinger generelt. Denne tendensen ble diskutert ytterligere i delkapittel 5.1. Videre ser vi en klar tendens til at store selskaper får vesentlig mer analytikeroppmerksomhet, og er mer interessante for investorer og investeringsbanker. Jo større et selskap er, jo større kunde kan det potensielt være for en investeringsbank. Disse effektene trekker således positive konsensusestimater i retning av store selskaper, mens mindre selskaper lettere ser negative anbefalinger fra analytikerne. P1 er på sin side positivt eksponert mot SMB faktoren. Dette er en interessant observasjon ettersom P1 inneholder de mest positive anbefalingene. Denne observasjonen relateres hovedsakelig til konsensusgrensene diskutert i delkapittel 5.1, men viser at analytikerne også er positive til mindre selskaper.³⁸

Momentum

Vi observerer tydelige tendenser til at analytikerne gir negative anbefalinger for aksjer som har sett kursfall det siste året. Et interessant funn er at vi observerer tilsvarende sammenheng for selskaper med positiv konsensus. Denne effekten er ikke signifikant ulik 0, men antyder at positive anbefalinger også tenderer å tilfalle selskaper som har prestert dårlig det siste året. Den gjennomsnittlige analytiker virker altså å time markedet når vedkommende tildeler et selskap en kjøpsanbefaling. Positive analytikeranbefalinger virker altså å heller være en ledende, fremfor etterslepene, indikator på vendepunkter i selskapers kursutvikling.

For samtlige positive porteføljer, bortsett fra Positiv konsensus, går modellens forklaringsevne marginalt ned når momentum faktoren inkluderes. Dette kan tyde på at analytikerne fokuserer på fundamentale verdier, fremfor tekniske analyser, når det utstedes kjøpsanbefalinger. Dette kan også være tilfelle for salgsanbefalinger. Altså at man observerer signifikante resultater rundt momentum på grunn av korrelasjonseffekter, ikke kausalitetseffekter. Muligens tenderer analytikerne til å utstede salgsanbefalinger på aksjer som tilfeldigvis har hatt negativ kursutvikling det siste året, ikke på bakgrunn av den negative kursutviklingen.

³⁸ I delkapittel 5.1 ble det diskutert at det er lettere for små selskaper å oppnå analytikerkonsensus i retning av ekstremgrensene sterk kjøp og sterk selg.

I delkapittel 5.3 observeres det at porteføljene i snitt skiftes ut opptil flere ganger i året. Hyppige utskiftninger kan føre til at selskaper som oppnår positiv momentum i snitt ikke holdes lenge nok for å motvirke en eventuell timing effekt.

Vi har tidligere diskutert og observert en sterk motvilje blant analytikerne til å gi negative anbefalinger. Den signifikante negative momentum effekten kan tyde på at analytikerne ikke utsteder en salgsanbefaling før et selskap har prestert markant dårlig over en lengre periode. Sammenlignet med utstedelse av positive anbefalinger tenderer analytikerne til å være sent ute med salgsanbefalinger. I sin analyse av amerikanske investorer i perioden 1976 til 1996, finner Hong, Lim & Stein (2000) at investorer tenderer til å ta til seg positiv informasjon hurtigere enn negativ informasjon. Våre funn tyder dermed på at denne effekten også kan gjelde for analytikere som følger det norske aksjemarkedet.

5.2.2 Risikojustert meravkastning

I dette avsnittet analyseres den risikojusterte meravkastningen for de individuelle porteføljene. Vi vil således se om faktorene presentert i tabell 7 forklarer de store avkastningsforskjellene observert i delkapittel 5.1. For en investor dreier investeringer seg om avkastning i forhold til risiko. Risiko må således inkorporeres for å vurdere porteføljenes prestasjoner. Som tabell 8 viser er også kapitalverdimodellen inkludert i denne diskusjonen. Denne modellen ser på sammenhengen mellom porteføljene og markedsporteføljen. CAPM er inkludert for å analysere endringen i risikojustert meravkastning når faktorene SMB og HML inkluderes i modellen.

Tabell 8: Porteføljenes risikojusterte meravkastning.

Tabellen viser alfaestimatene og tilhørende p-verdier fra CAPM og faktormodellene i tabell 7. P-verdiene måler sannsynligheten for at nullhypotesen; $\alpha_i=0$, holder mot alternativhypotesen; $\alpha_i \neq 0$. Videre er også markedsjustert månedlig avkastning ($R_p - R_m$) inkludert. Estimer som er signifikante ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet utheving.

Porteføljer	Markedsjustert månedlig avkastning	Estimert alfa fra faktormodellene		
		CAPM	Fama French	Carhart
P1	0.0049	0.0054 (0.077)	0.0029 (0.313)	0.0033 (0.265)
P2	0.0051	0.0053 (0.045)	0.0051 (0.064)	0.0057 (0.052)
P3	0.0031	0.0036 (0.229)	0.0053 (0.098)	0.0059 (0.080)
P4	-0.0161	-0.0141 (0.008)	-0.0154 (0.005)	-0.0127 (0.018)
P5	-0.0264	-0.0239 (0.000)	-0.0269 (0.000)	-0.0216 (0.000)
P1-P5	0.0213	0.0269 (0.000)	0.0274 (0.000)	0.0224 (0.000)
SK	0.0058	0.0058 (0.004)	0.0042 (0.012)	0.0053 (0.016)
SH	-0.0022	-0.0018 (0.441)	-0.0008 (0.746)	-0.0002 (0.946)
Positiv konsensus	0.0038	0.0037 (0.000)	0.0042 (0.000)	0.0043 (0.000)
Negativ konsensus	-0.0175	-0.0161 (0.000)	-0.0177 (0.000)	-0.0148 (0.000)

Fra tabell 8 observeres det at den sterke avkastningen til kjøpsporteføljen, (P1), forklares av flerfaktormodellene. Dette er i motsetning til funnene til Barber m.fl. (2001), hvor P1 oppnådde den høyeste alfaen av hovedporteføljene. Den risikojusterte meravkastningen er sågar positiv, men insignifikant ved 10 % signifikansnivå. Det noteres at langkort porteføljen presterer desidert best ettersom den inkorporerer merverdiene til både P1 og P5, og er mindre utsatt for de systematiske risikofaktorene. Samtidig observerer vi at holdporteføljen (P4) har signifikant negativ meravkastning.

Det observeres en klar differanse i porteføljenes meravkastning sammenliknet med studiet til Barber m.fl. (2001) Resultatene i denne avhandlingen er mer ekstreme, særlig for porteføljer som følger negativ analytikerkonsensus. Denne differansen relateres i all hovedsak til porteføljens størrelse, analytikernes motvilje til å gi negative anbefalinger og innslag av usystematisk risiko på Oslo Børs. De 25 største selskapene på Oslo Børs gjør opp for om lag 80% av børsens totale markedsverdi. Dette fører til at små porteføljer tilsvarende P5 blir relativt aktive og påvirket av usystematisk risiko.³⁹

Verdien av å følge holdanbefalinger

Som tidligere diskutert observeres det at holdporteføljen (P4), i likhet med P5, presterer klart dårligere enn markedet. P4 oppnår en risikojustert månedlig meravkastning under firefaktormodellen på minus 1.27%. Dette underbygger diskusjonen i delkapittel 5.1 rundt tolkningen av holdanbefalinger som implisitte salg anbefalinger. Videre observeres det at den risikojusterte avkastningen til støtteporteføljen, SH, ikke er signifikant ulik 0%.

En verdivektet handelsstrategi som bygger på holdanbefalinger i det norske markedet over perioden 2005-2014 resulterer i en negativ alfa, og er således ikke en verdifull investeringsmulighet for investorer. Holdanbefalinger har likevel verdi i form av at slike anbefalinger klart signaliserer salgskandidater i markedet. Dette er overensstemmende med konklusjonene til Jegadeesh & Kim (2006). Altså burde investorer anse en holdanbefaling synonymt med en salg anbefaling. Disse resultatene underbygger diskusjonen rundt holdanbefalinger i analysen av analytikernes treffsikkerhet.

Verdien av å følge positive- og negative anbefalinger

Fra tabell 8 finner vi at samtlige porteføljer bortsett fra P1 og SH oppnår signifikant positiv eller negativ risikojustert meravkastning. Dette kommer av risikoeksponeringen til P1 og den lave avkastningen til SH. Modellene konkluderer blant annet med at Positiv konsensus porteføljen oppnår en månedlig risikojustert meravkastning på 0.43%. P5 har på sin side signifikant, negativ risikojustert meravkastning på hele 2.16% per måned, etter justering for

³⁹ P5 inneholder i snitt 4% av markedet, se tabell 4.

Carharts firefaktormodell. Dette fører til den høye alfaverdien på 2.24% for langkort porteføljen.

I studiet til Jegadeesh m.fl. (2004) noteres det at positive konsensusanbefalinger kun er av verdi for verdi- og positiv momentum aksjer. Ved utstedelse av positive anbefalinger, observerte vi derimot at analytikerne er tilsynelatende indifferente mot selskapenes pris/bok forhold og eksponerer seg mot aksjer med negativt momentum. Likevel oppnår samtlige positive porteføljer, bortsett fra P1, signifikant og positiv risikojustert meravkastning. Dette er altså tydelige indikasjoner på at konklusjonen til Jegadeesh m.fl. ikke holder i det norske markedet. Resultatene våre antyder heller at anbefalinger har verdi både for små og store selskaper.

Avkastningsforskjellene mellom porteføljene er vesentlig høyere enn ventet, og hele 8 av 10 porteføljer oppnår signifikant positiv eller negativ alfa under Carharts firefaktormodell. Dette tyder på at handelsstrategier som følger analytikerkonsensus kan slå markedet. Handelsstrategier som følger negative konsensusestimater viser å gi klar negativ alfa og tyder således på at det er verdi i negative anbefalinger i den grad at det avskriver investeringskandidater, og identifiserer potensielle kandidater til korte posisjoner. Handelsstrategier som følger positiv konsensus oppnår positiv alfa før transaksjonskostnader, noe som understreker analytikeranbefalingers verdi fra et investorperspektiv.

5.2.3 Sammendrag og konklusjon: Problemstilling 2

I denne analysen har vi vurdert hvilke selskapskarakteristika og risikofaktorer som påvirker porteføljenes avkastning. Ut ifra dette har vi analysert hvorvidt analytikerne er særskilt positive eller negative til visse selskapskriterier. Selskapsstørrelse virker å ha stor innvirkning på analytikernes anbefalinger, hvor negative anbefalinger ofte tilfaller små selskaper. Porteføljenes eksponering mot momentum antyder at negative anbefalinger ofte tilfaller selskaper som har prestert særskilt dårlig det siste året. Den observerte eksponeringen kan også forklares av at analytikerne avventer negative anbefalinger til de er helt sikre på at selskapet presterer dårlig. Således kommer anbefalingen i etterkant av at selskapets nedgangsperiode har begynt.

Handelsstrategiene som diskuteres i denne avhandlingen har klare risikojusterte merverdier i forhold til markedet. Vi finner en klar antydning til at en konsensus holdanbefaling er et implisitt signal til investor om at han/hun burde likvidere sin posisjon i selskapet fremfor å

beholde det i sin portefølje. Handelsstrategier som baserer seg på positive konsensusanbefalinger gir en signifikant merverdi i form av positiv risikojustert avkastning. Porteføljene som følger negative anbefalinger oppnår på sin side markant negativ alfa. Negative anbefalinger er således verdifulle for investorer i den grad at det identifiserer salgskandidater i markedet.

Handelsstrategiene oppnår således risikojustert, brutto meravkastning i forhold til faktormodellene. Delkapittel 5.3 tar studiet av megleranbefalinger et steg videre ved å inkorporere transaksjonskostnader i analysen.

5.3 Problemstilling 3

"Er konsensusstrategiene profitable etter transaksjonskostnader?"

I besvarelse av problemstilling 3 utvides analysen av handelsstrategiene ved å inkludere transaksjonskostnader. Fokuset i avsnitt 5.3.1 vil være på hva som driver kostnadene og hvor stor påvirkning de har på handelsstrategiene i praksis. I avsnitt 5.3.2 introduseres porteføljenes månedlige risikojusterte avkastninger etter transaksjonskostnader. Vi vil i dette avsnittet analysere hvorvidt det er mulig for en reell investor å oppnå meravkastning ved å følge analytikeranbefalinger. Til slutt vil vi konkludere funnene fra analyse 3 i avsnitt 5.3.3.

I tolkningen av resultatene i dette delkapittelet bør det tas en rekke hensyn. Oslo Børs kjennetegnes spesielt av noen få selskaper som innehar den største andelen av egenkapitalen. Når disse selskapene beveger seg mellom porteføljene omsettes dermed en betydelig andel av porteføljenes kapital. Dette fører til at de omsatte kapitalandelene for de ulike porteføljene muligens er høyere enn hva en kunne forventet på en større eller mer balansert markeds plass.

I tillegg til de omsatte kapitalandelene må en ta hensyn til at estimatet for transaksjonskostnader, pålydende 2.20%, kan være overestimert. Dette gjelder spesielt for porteføljene som inneholder en stor andel større selskaper. Transaksjonskostnadenes påvirkning fra størrelseseffekter diskuteres videre i avsnitt 5.3.1. På grunn av en varierende selskapsstruktur i porteføljene vil vi for diskusjonsformål inkludere ytterligere to estimat for transaksjonskostnader. Disse ble introdusert som T1 og T2 i delkapittel 4.2 og beløper seg til henholdsvis 0.70% og 1.40%.

Transaksjonskostnadene benyttet i analysen forutsetter ingen ekstra kostnad ved korte posisjoner. Etter finanskrisen i 2008 har de norske myndighetene innført krav om at korte posisjoner i finansielle eiendeler skal være dekket.⁴⁰ At de finansielle eiendelene er dekket betyr at individet som selger en kort posisjon må ha tilgang på aktivumet ved leveringstidspunkt, gjennom for eksempel å låne aktivumet. Dette vil mest sannsynlig føre til høyere transaksjonskostnader enn vår analyse tar hensyn til.

5.3.1 Porteføljenes omsatte kapitalandel og dens påvirkning på nettoavkastning

Som observert i delkapittel 5.2 finnes det handelsstrategier basert på megleranbefalinger som gir risikojustert brutto meravkastning. Det er dog vanskelig å identifisere lønnsomme handelsstrategier som oppnår risikojustert meravkastning etter transaksjonskostnader. Både Jegadeesh & Kim (2006) og Barber m.fl. (2001) benytter daglige rebalanseringer til meglerkonsensus i konstruksjonen av deres porteføljer. Ved inkludering av transaksjonskostnader forsvinner meravkastningen som et resultat av de høye handelsnivåene strategiene krever. De ulike strategiene vil i et investorsperspektiv oftest vurderes opp mot en passiv posisjon i et indeksfond fra samme marked. Et slikt indeksfond vil ha en forventet avkastning tilnærmet lik tilhørende marked. Markedsporteføljen, OSEAX, har en gjennomsnittlig årlig bruttoavkastning i perioden 2005-2014 på 9.21%. Sammenlignet med aktive handelsstrategier, vil et passivt indeksfond oppnå vesentlig lavere transaksjonskostnader. Tabell 9 illustrerer hvor mye omsatt kapitalandel påvirker nettoavkastning.

⁴⁰ "Endringer i den norske verdipapirhandelloven (vphl.) om shortsalg trådte i kraft 1. juli 2010, jf. Prop. 84 L (2009-2010). Vphl. § 3-14 omhandler shortsalg, og fastslår at salg av finansielle instrumenter som selgeren ikke eier kun er lov dersom selgeren har tilgang til instrumentene slik at rettidig levering er sikret på avtaletidspunktet (krav om at shortsalg skal være dekket)." Regjeringen (2012).

Tabell 9: Påvirkningen fra omsatt kapitalandel på porteføljenes avkastning

Tabellen viser effekten av transaksjonskostnader på porteføljenes nettoavkastning. Tallene er beregnet på en lang posisjon i samtlige porteføljer. I første kolonne observeres årlig geometrisk gjennomsnittlig bruttoavkastning. Videre noteres porteføljenes årlige gjennomsnittlige omsatte kapitalandel i kolonne 2. Transaksjonskostnadene i kolonne 3 er beregnet ved å multiplisere kolonne 2 med den estimerte transaksjonskostnaden pålydende 2.20%. Til slutt er den gjennomsnittlige årlige nettoavkastningen oppført.

Porteføljer	Årlig bruttoavkastning	Årlig omsatt kapitalandel	Årlig transaksjonskostnad	Årlig nettoavkastning
P1	15.12%	548%	12.06%	3.06%
P2	15.33%	779%	17.14%	-1.81%
P3	12.99%	1057%	23.25%	-10.26%
P4	-10.16%	1224%	26.92%	-37.08%
P5	-22.50%	660%	14.52%	-37.02%
P1-P5	34.74%	1208%	26.59%	8.15%
Alle dekket	8.79%	16%	0.35%	8.44%
SK	16.14%	439%	9.66%	6.48%
SH	6.57%	593%	13.04%	-6.47%
Positiv konsensus	13.75%	179%	3.95%	9.80%
Negativ konsensus	-11.76%	708%	15.58%	-27.34%

Som diskutert tidligere finner vi at portefølje 1 og 5 hovedsakelig består av mindre selskaper. De største selskapene tyder til å variere mellom porteføljene P2, P3 og P4. Dette vises også igjen i deres omsatte kapitalandel, som sammenlignet med P1 og P5 er betydelig høyere. Hadde vi benyttet en likevektet fremgangsmåte ved konstruering av porteføljene ville vi trolig observert en jevnere og noe lavere omsatt kapitalandel.

Ettersom vi i denne tabellen har forutsatt lange posisjoner, oppnår både P4 og P5 sterke negative nettoavkastninger. Porteføljene som følger negative analytikeranbefalinger oppnår negativ bruttoavkastning før transaksjonskostnader. Det blir derfor mot sin hensikt å diskutere transaksjonskostnadseffekten på disse porteføljene. Disse vil derimot kunne skape meravkastning om vi forutsetter korte posisjoner. På bakgrunn av dette åpner vi for korte posisjoner i disse porteføljene i avsnitt 5.3.2.

Som et resultat av de svake avkastningene til P5 gjennom analyseperioden ser vi at den årlige bruttoavkastningen til langkort porteføljen oppnår bruttoavkastning på hele 37%. Denne strategien medfører derimot en årlig omsatt kapitalandel på over 1200%, som fører til at den er svært sensitiv i forhold til nivået på transaksjonskostnadene. I tillegg til ekstra kostnader ved korte posisjoner, består både P1 og P5 av forholdsvis små selskaper. Det vil derfor ikke være hensiktsmessig å analysere en reduksjon i transaksjonskostnadsestimatet for denne porteføljen.

Porteføljen Alle dekket inkluderer alle selskaper i det justerte utvalget over perioden 2005-2014. Porteføljen oppnår en årlig omsatt kapitalandel på 16% som resulterer i en tilhørende årlig transaksjonskostnad på 0.35%. Alle dekket illustrerer hvorfor det kan være hensiktsmessig å investere i et passivt fond. Et passivt indeksfond vil typisk inneholde et mindre utvalg bestående av de største selskapene og vil således kunne oppnå enda lavere omsatt kapitalandel og transaksjonskostnader.

Redusering av omsatte kapitalandeler

For å redusere omsatt kapitalandel konstruerte Barber m.fl. (2001) porteføljer som ble rebalansert ukentlig, halvmånedlig og månedlig. Ved sjeldnere rebalansering ble porteføljenes omsatte kapitalandel redusert. Samtidig ble det observert en svekket effekt fra anbefalingsendringene. De innsparte transaksjonskostnadene ble fullt ut spist opp av den tapte avkastningen. I vår studie har vi benyttet en annen innfallsvinkel for å redusere transaksjonskostnadene. For å redusere den omsatte kapitalandelen har vi valgt og dele porteføljenes konsensusgrenser inn i ytterligere 2 serier. Dette har resultert i porteføljene Støtte Kjøp, Støtte Hold, Positiv konsensus og Negativ konsensus.

SK inneholder hovedporteføljene P1 og P2, som ville hatt en total omsatt kapitalandel på 1 327% om en investor hadde investert i hver av disse porteføljene isolert. Ved å inkludere de i samme portefølje, SK, reduseres den omsatte kapitalandelen med hele 888 prosentpoeng, og dermed reduseres årlig transaksjonskostnad med 19.36 prosentpoeng. Nok et oppsiktsvekkende funn ved SK er at vi oppnår en høyere bruttoavkastning enn ved P1 og P2. Dette kan skyldes at selskaper som følges av mange analytikere tar veien gjennom P2 (kjøp) for å nå P1 (sterk kjøp). På denne måten blir eventuell prisdrift som følge av positive analytikerrevisjoner fordelt mellom de to porteføljene, mens porteføljen SK fanger opp den

fulle prisdriften. Det kan også komme av at selskaper som presterer bra tilfeldigvis vektet tyngre i SK relativt til selskaper som presterer dårlig.

Fra delkapittel 4.1 observeres det at SK består gjennomsnittlig av nærmere 50% av utvalgets totale egenkapital. Det kan derfor være realistisk å anta at en realisert transaksjonskostnad ville ligget i område mellom verdivektet transaksjonskostnad (T1) og vårt estimat. Ved å benytte transaksjonskostnaden, T2, på 1.40% oppnår porteføljen en årlig transaksjonskostnad på rundt 6.15%. Dette ville økt den årlige nettoavkastningen fra 6.48% til 10.00%.

Ved inkludering av P3 har vi konstruert porteføljen Positiv konsensus. Denne handelsstrategien oppnår en svakere bruttoavkastning enn porteføljen SK. Den omsatte kapitalandelen reduseres derimot til 179%. Etersom transaksjonskostnadene for Positiv konsensus er så lave som 3.95% årlig, oppnår Positiv konsensus den høyeste årlige nettoavkastningen av samtlige porteføljer. Porteføljen Positiv konsensus inneholder i gjennomsnitt 80% av utvalgets egenkapital over analyseperioden. Den realiserede transaksjonskostnaden vil derfor kunne tenkes å være nærmere den vektete transaksjonskostnaden, T2, på 1.40%. Porteføljen ville i så tilfelle oppnådd en årlig transaksjonskostnad på 2.51% og en årlig positiv nettoavkastning på 11.24%. Vi anser dette som spennende funn, men vil med hensyn til oppgavens robusthet anvende det opprinnelige kostnadsestimatet ved videre vurdering.

Vår metode for å redusere transaksjonskostnader kan tyde på å være mer hensiktsmessig enn metoden anvendt av Barber m.fl. (2001). Til forskjell fra deres studie oppnår vi reduserte omsatte kapitalandeler, samtidig som vi beholder store deler av anbefalingenes verdi. Justering av rebalanseringshyppighet er foretatt og diskuteres i delkapittel 6.5.

5.3.2 Porteføljenes risikjusterte netto meravkastning

I dette avsnittet vil vi analysere påvirkningen av transaksjonskostnader på de individuelle porteføljenes risikjusterte meravkastning. Tidligere i analysen har vi observert at flere av porteføljene oppnår negativ bruttoavkastning. Transaksjonskostnadene vil medføre at disse observasjonene blir ytterligere negative, og analysen i dette avsnittet tar derfor utgangspunkt i korte posisjoner i porteføljene P4, P5, og Negativ konsensus.

Tabell 10: Risikojustert meravkastning etter transaksjonskostnader

Tabellen viser de ulike porteføljenes månedlige netto risikojusterte meravkastning fra de ulike faktormodellene. I første og andre kolonne finner vi den månedlige avkastningen etter transaksjonskostnader og tilhørende årlig omsatt kapitalandel for hver portefølje. I de siste 3 kolonnene finner en den netto risikojusterte meravkastningen fra CAPM, Fama French og Carhart. Meravkastningen er beregnet månedlig med tilhørende P-verdi i parentes. I denne sammenheng er det tatt korte posisjoner i porteføljene P4, P5 og Negativ konsensus før transaksjonskostnader. De resterende porteføljene analyseres i henhold til en lang posisjon. Positive estimater som er signifikante ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet utheving.

Porteføljer	Månedlig nettoavkastning	Årlig omsatt kapitalandel	Netto risikojustert meravkastning per mnd. fra faktormodellene		
			CAPM	Fama French	Carhart
P1	0.25%	548%	-0.0046 (0.131)	-0.0071 (0.016)	-0.0068 (0.021)
P2	-0.15%	779%	-0.0089 (0.001)	-0.0091 (0.001)	-0.0085 (0.004)
P3	-0.86%	1057%	-0.0158 (0.000)	-0.0141 (0.000)	-0.0135 (0.000)
P4	-1.40%	1224%	-0.0131 (0.013)	-0.0119 (0.029)	-0.0146 (0.007)
P5	0.67%	660%	0.0069 (0.220)	0.0099 (0.064)	0.0046 (0.378)
P1-P5	0.68%	1208%	0.0047 (0.427)	0.0053 (0.370)	0.0003 (0.960)
SK	0.54%	439%	-0.0022 (0.260)	-0.0029 (0.139)	-0.0027 (0.209)
SH	-0.54%	593%	-0.0138 (0.000)	-0.0149 (0.000)	-0.0156 (0.000)
Positiv konsensus	0.82%	179%	0.0004 (0.652)	0.0009 (0.413)	0.0010 (0.394)
Negativ konsensus	-0.32%	708%	-0.0017 (0.668)	-0.0149 (0.000)	-0.0156 (0.000)

Fra alfaestimatene under analyse 2 ser vi en stor forandring ved inkludering av transaksjonskostnader. I tabell 9 observerte vi at det var lite sannsynlig at noen av hovedporteføljene ville kunne oppnå risikojustert netto meravkastning ved en lang posisjon.

Tabell 10 bekrefter denne observasjonen, og sett bort fra en kort posisjon i P5, gir samtlige av hovedporteføljene negativ meravkastning for alle faktormodeller etter transaksjonskostnader.

Funnene fra hovedporteføljene er relativt like resultatene til Barber m.fl. (2001). En kort posisjon i porteføljene med minst positive anbefalinger var også den eneste som skapte positiv netto meravkastning fra deres hovedporteføljer. Til forskjell fra Barber m.fl. finner vi en signifikant positiv alfa fra Fama & French ved et 90% signifikansnivå. Den mister derimot sin signifikans når vi inkluderer Carharts risikofaktor, momentum. I tillegg har det ikke blitt tatt høyde for ekstra transaksjonskostnader ved handel med korte posisjoner. Total sett kan vi ikke konkludere med at en kort posisjon i de minst favoriserte aksjene ville vært en lønnsom handelsstrategi.

Fra de resterende porteføljene ser vi kun en svak ikke signifikant netto meravkastning for porteføljene P1-P5 og Positiv konsensus. Dette impliserer at resultatene fra delkapittel 5.2 ikke holder når vi introduserer transaksjonskostnader i analysen. Vi legger spesielt merke til at den insignifikante meravkastningen til P1-P5 er på 0.53% per måned under Fama & French, men faller ned til 0.03% ved inkludering av momentumfaktoren. Dette underbygger portefølje P5 sin sterke, negative eksponering mot momentumfaktoren som ble diskutert i delkapittel 5.2.

I avsnitt 5.3.1 ble benyttelsen av et lavere estimat for transaksjonskostnadene ved analyse av porteføljen Positiv konsensus diskutert. Om det vektete målet for transaksjonskostnader (T2) benyttes, observeres en signifikant positiv risikojustert netto meravkastning for denne porteføljen. Det observeres en signifikant positiv meravkastning fra både CAPM, Fama & French og Carhart ved et 10% signifikansnivå. Dersom T1 viser seg å være det realistiske transaksjonskostnadsestimatet ville porteføljen oppnådd signifikant netto meravkastning ved 1% signifikansnivå. Disse resultatene er presentert i vedlegg 4.

5.3.3 Sammendrag og konklusjon: Problemstilling 3

I avsnitt 5.3.1 ble det observert at samtlige av hovedporteføljene medfører høye omsatte kapitalandeler. Ved konstruering av støtteporteføljer med bredere konsensusgrenser ble disse redusert. Dette førte videre til at de totale transaksjonskostnadene ble mindre, og økte sannsynligheten for risikojustert netto meravkastning. Resultatene fra avsnitt 5.3.2 viser at den eneste porteføljen som skapte signifikant meravkastning var en kort posisjon i porteføljen, P5. Den signifikante meravkastningen forsvant derimot ved inkludering av momentumfaktoren i Carhart sin modell.

Støtteporteføljen Positiv konsensus skapte positiv meravkastning, men på grunn av det høye transaksjonskostnadsestimatet var ikke resultatet statistisk signifikant. Ved å benytte transaksjonskostnadsestimatene, T1 og T2, fant vi derimot signifikant positiv meravkastning for porteføljen Positiv konsensus. Resultatene fra forskningsspørsmål 3 tyder således på at det er mulig å finne en handelsstrategi basert på meglerkonsensus som skaper signifikant meravkastning. Fra våre antakelser og beregninger kan vi derimot ikke bekrefte dette.

5.4 Konklusjon, resultater og analyse

Studiet av megleranbefalingers verdi ble fra kapittel 1 delt inn i tre ulike problemstillinger. Fra problemstilling 1 ble det konkludert med at analytikerne treffer med sine anbefalinger og at det foreligger informasjonsverdi i en analytikeranbefaling. Dette ble undersøkt ved å se på de ulike porteføljenes bruttoavkastning og sjekke hvor signifikant forskjellige de ulike porteføljene er i forhold til markedet, OSEAX. Resultatene viser at P3 er den eneste av hovedporteføljene som ikke er signifikant forskjellig fra markedet. Fra analysen fant vi tegn på at en tradisjonell holdanbefaling har større likhetstrekk med en salgsanbefaling. Et annet funn som bekreftes gjennom hele studiet er analytikernes skepsis til å gi ut salgsanbefalinger.

Under problemstilling 2 rettet vi fokuset mot handelsstrategier, og hvorvidt det foreligger strategier basert på analytiker konsensus som kan skape risikjustert brutto meravkastning. Det ble også undersøkt om analytikerne har spesielle preferanser knyttet til utstedelse av ulike anbefalinger. Fra analysen fant vi klare sammenhenger mellom risikofaktoren SMB og de ulike hovedporteføljene. De ytterliggående porteføljene P1 og P5 er signifikant eksponerte mot små selskaper, mens P3 er signifikant eksponert mot store selskaper. Porteføljer basert på negative anbefalinger viser seg å være signifikant eksponerte mot momentum. Analytikerne tenderer altså til å gi salgsanbefalinger etter at selskapene har gjort det dårlig over en lengre periode. Videre undersøkte vi om studiets handelsstrategier oppnådde risikjusterte meravkastninger. Sett bort fra porteføljen SH, oppnår samtlige porteføljer i tabell 8 en signifikant positiv eller negativ risikjustert meravkastning. At porteføljen SH ikke oppnår signifikant risikjustert meravkastning er i tråd med vår konklusjon under problemstilling 1, hvor vi fant at SH var den porteføljen som var nærest en holdportefølje som prester likt markedet.

Ved inkludering av transaksjonskostnader i problemstilling 3 observerer vi at samtlige hovedporteføljer medfører høye omsatte kapitalandeler. Vi observerer også at de høye

transaksjonskostnadene fører til at porteføljenes nettoavkastning blir betydelig redusert. En løsning på de høye omsatte kapitalandelene fant vi ved å konstruere porteføljer med bredere konsensusgrenser. Før risikjustering av porteføljenes nettoavkastning var det støtteporteføljene, med lavere omsatte kapitalandeler, som så ut til å ha best mulighet til å skape risikjustert netto meravkastning. Ved benyttelse av estimatet på transaksjonskostnader pålydende 2.20%, oppnådde kun strategien med en kort posisjon i portefølje P5 signifikant risikjustert meravkastning fra trefaktormodellen til Fama & French. Etter introduisering av momentumfaktoren forsvant derimot den signifikante merverdien. I tillegg er det usikkerhet rundt transaksjonskostnader knyttet til strategier basert på korte posisjoner, som fører til at vi ikke kan konkludere med at dette er en lønnsom strategi. I analysen til forskningsspørsmål 3 ble det derimot diskutert anvendelse av andre estimater på transaksjonskostnader. Fra Portefølje Positiv konsensus fant vi signifikante risikjusterte meravkastninger ved benyttelse av transaksjonskostnadsestimatene, T1 og T2.

6. Robusthetstester og utvidelser av analysen

I kapittel 6 presenteres robusthetstester og utvidelser av analysen i kapittel 5. I denne sammenheng vil vi undersøke effekten av våre valg og forutsetninger ved utførelse av handelsstrategiene og behandling av data. Dette for å analysere porteføljenes prestasjoner ved alternative fremgangsmåter.

Delkapittel 6.1 og 6.2 undersøker virkningen av anbefalingenes holdbarhet og forsinkede rebalanseringer ved analyse av porteføljene P1, P5, Positiv konsensus og Negativ konsensus.⁴¹ Prisingmodellen utvides i delkapittel 6.3 ved inkludering av likviditetsfaktoren, og i delkapittel 6.4 ekskluderes avkastningsåret 2008. Til slutt vil vi i delkapittel 6.5 analysere porteføljenes prestasjoner og risikojustert avkastning ved månedlige rebalanseringer.

6.1 Holdbarhetsperiode

I dette delkapittelet vil vi analysere effekten av valgt periode for megleranbefalingenes holdbarhet. Dette undersøkes ved å konstruere porteføljer med henholdsvis 6 og 24 måneders anbefalingsholdbarhet. Testen vil bli gjennomført ved å undersøke porteføljenes karakteristikk og årlige bruttoavkastninger.

<p>Tabell 11: Porteføljekarakteristikk ved endring av megleranbefalingers holdbarhet</p>

<p>Tabellen oppsummerer de ulike porteføljenes karakteristikk, når siste noterte anbefaling holdes gyldig i henholdsvis 6, 12 og 24 måneder. Karakteristikkene er basert på gjennomsnittlige månedlige observasjoner for de respektive porteføljene over analyseperioden. Prosent av total egenkapital baserer seg på den totale egenkapitalen i utvalget. Årlig omsatt kapitalandel representer porteføljenes gjennomsnittlige utskiftninger per år. Median egenkapitalandel tilsvarer medianselskapets vekt i de respektive porteføljene.</p>

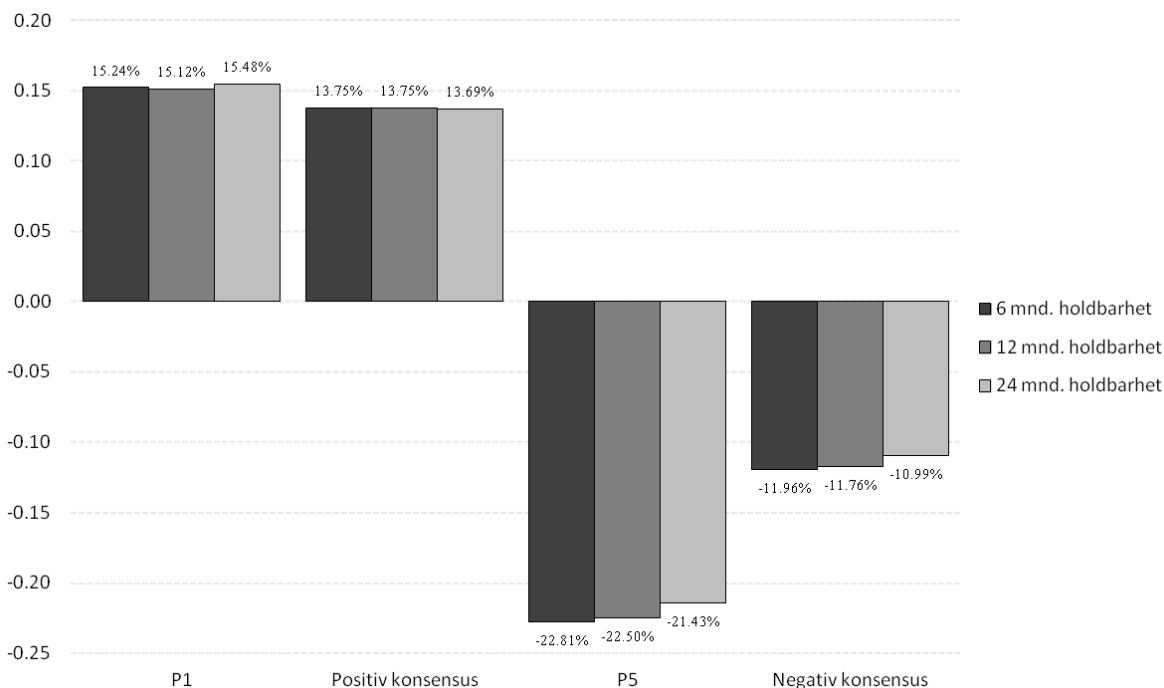
⁴¹ Testenes effekt blir best forklart ved analyse av de ytterliggående porteføljene, P1 og P5. Positiv- og Negativ konsensus inkluderes for å illustrere effekten ved mer diversifiserte porteføljer, som følger hele konsensuspekteret for positive og negative megleranbefalinger.

Porteføljer	Månedlig antall selskaper	Andel av utvalgets totale egenkapital	Median egenkapitalandel	Antall analytikere	Konsensus	Årlig omsatt kapitalandel
Analytikeranbefalinger med 6 måneders holdbarhet						
P1	44	13.0%	1.05%	4.97	4.86	569%
P5	14	4.3%	3.79%	6.59	2.07	678%
Positiv konsensus	89	79.3%	0.24%	8.03	4.42	181%
Negativ konsensus	31	16.6%	1.04%	6.90	2.67	716%
Analytikeranbefalinger med 12 måneders holdbarhet						
P1	46	13.3%	0.98%	4.90	4.87	548%
P5	14	4.3%	3.61%	6.48	2.06	660%
Positiv konsensus	91	79.6%	0.24%	7.96	4.43	179%
Negativ konsensus	32	16.7%	0.61%	6.80	2.66	708%
Analytikeranbefalinger med 24 måneders holdbarhet						
P1	58	14.7%	0.70%	4.44	4.87	509%
P5	17	4.4%	2.69%	6.00	2.06	655%
Positiv konsensus	109	81.7%	0.18%	7.27	4.18	176%
Negativ konsensus	42	17.1%	0.63%	6.06	2.18	691%

Fra 6 til 12 måneders holdbarhet observeres en liten økning antall selskaper samtidig som den omsatte kapitalandelen reduseres. Ved 24 måneders holdbarhet observeres en betydelig økning av gjennomsnittlig antall selskaper i samtlige porteføljer. Økningen i antall selskaper stammer fra selskapene som ikke ville hatt en gjeldende anbefaling, og som derfor ville skiftet ut av porteføljene. Således reduseres den omsatte kapitalandelen. For porteføljene P5, Positiv konsensus og Negativ konsensus er denne reduksjonen såpass marginal at den vil ha liten påvirkning på analysens resultater. Den svake påvirkningen skyldes trolig at selskapene som blir inkludert ved økning av megleranbefalingers holdbarhet, er mindre selskaper, som i mindre grad påvirker den omsatte kapitalandelen. For portefølje P1 reduseres derimot den omsatte kapitalandelen med nesten 40 prosentpoeng fra 12 til 24 måneders holdbarhet. Dette kan komme av funnene fra tabell 3 hvor vi observerte at 155 av de 232 selskapene som beveget seg ut av porteføljene, skiftet fra portefølje P1. Ved å benytte en lengre holdbarhetsperiode vil disse selskapene i større grad inkluderes, og kan forklare hvorfor P1 påvirkes i større grad enn de andre porteføljene.

Figur 3: Porteføljenes bruttoavkastning ved ulik anbefalingsholdbarhet

Histogrammene viser porteføljene P1, Positiv konsensus, P5 og Negativ konsensus sine årlige bruttoavkastninger ved megleranbefalingsholdbarhet på 6, 12 og 24 måneder. Bruttoavkastningen er gitt ved årlig geometrisk gjennomsnittsavkastning.



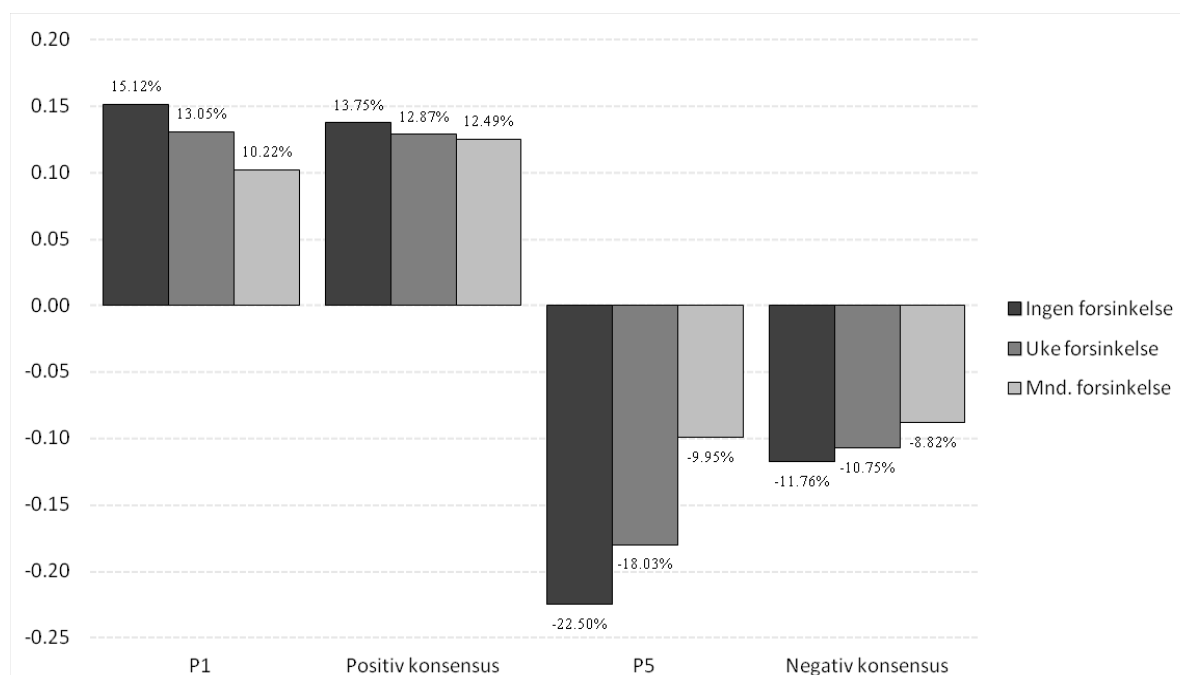
Fra porteføljenes årlige bruttoavkastning er det også portefølje P1 som skiller seg ut. For samtlige andre porteføljer trekkes bruttoavkastningen mot markedsavkastning ved økning av megleranbefalingenes holdbarhet. Portefølje P1 opplever derimot en økning i årlig bruttoavkastning ved 24 måneders megleranbefalingsholdbarhet. Til tross for forskjeller, antas ikke påvirkningen av holdbarhetsperiode å spille inn på konklusjonen rundt megleranbefalingers verdi. Portefølje P1 er eneste portefølje som oppnår en betydelig positiv nettoeffekt fra 24 måneders holdbarhet. Sparte transaksjonskostnader og økningen i bruttoavkastning resulterer i en nettoavkastning 1.20 prosentpoeng høyere enn ved 12 måneders holdbarhet. Ved utvidelse av holdbarhetsperioden til siste noterte selskapsanbefaling, oppnår dermed P1 en årlig nettoavkastning tilsvarende 4.30%. Sammenlignet med markedsavkastningen vil ikke denne effekten være stor nok til å påvirke noen av våre tidligere konklusjoner.

6.2 Forsinkede rebalanseringer

I dette delkapittelet vil vi analysere effekten av å rebalansere porteføljene en uke og en måned etter at aksjene har oppnådd et konsensuskifte. Fra testen vil en få innsyn i hvor mye den første uken og den første måneden påvirker porteføljenes avkastning. Således vil vi kunne avdekke en eventuell prisdrift fra megleranbefalingene. Testen vil derfor være et godt supplement for å anslå megleranbefalingenes verdi over tid. Effekten vil måles ved årlige bruttoavkastninger og risikojustert brutto meravkastning. Ettersom porteføljene vil inneholde de samme selskapene, vil porteføljenes karakteristikk tilsvare hovedanalysens resultater.

Figur 4: Effekten på bruttoavkastning ved forsinkelse i rebalanseringen

Figuren viser effekten av å rebalansere henholdsvis en uke og en måned etter et konsensuskifte. Effekten vises av porteføljene P1, Positiv konsensus, P5 og Negativ konsensus sine årlige bruttoavkastninger over analyseperioden. Bruttoavkastningen er gitt ved årlig geometrisk gjennomsnittsavkastning.



I figur 4 observeres det at bruttoavkastningen for porteføljene med positiv konsensus blir mindre ved forsinkelser, mens porteføljene med negativ konsensus oppnår høyere bruttoavkastning. Ved en måneds forsinkelse observerer vi at P1 (P5) fremdeles oppnår høyere (lavere) avkastning enn markedet. Analytikeranbefalingenes treffsikkerhet virker altså å holde over tid, men forsinkede rebalanseringer tenderer til å trekke porteføljenes avkastning mot markedsavkastningen. Således reduseres megleranbefalingenes informasjonsverdi ved

forsinkelser i rebalanseringen. Resultatene viser at prisdriften dokumentert av blant annet Stickel (1995) og Womack (1996), tyder til å være gjeldende også for anbefalinger på det norske markedet. Dette styrker vår konklusjon rundt megleranbefalingenes informasjonsverdi.

Ved en måneds forsinkelse observerer vi at nesten all informasjonsverdi fra P1 har blitt inkorporert i markedet. Dette fører til at P1 sin bruttoavkastning skiller seg lite fra OSEAX pålydende 9.21%. P5 beveger seg, i prosentpoeng, mer mot markedsavkastningen enn P1. Porteføljen oppnår dog fremdeles negativ bruttoavkastning, som indikerer at den negative informasjonen ikke har blitt fullstendig inkorporert i markedet. Dette er forenelig med de tidlige studiene til blant annet Stickel (1995) og Barber m.fl. (2001), som finner lengre prisdrift for negativ informasjon enn ved positiv informasjon. Dette blir forklart i studiet til Hong m.fl. (2000) ved at investorer hurtig reagerer til god nyheter, men har en "vent og se" holdning til dårlige nyheter.

Tabell 12: Risikojustert meravkastning ved forsinkelse i rebalanseringen

Tabellen viser porteføljenes alfaestimer og tilhørende p-verdier fra CAPM og flerfaktormodellene ved henholdsvis en uke og en måneds forsinkede rebalanseringer. P-verdiene måler sannsynligheten for at nullhypotesen; $\alpha_i=0$, holder mot alternativhypotesen; $\alpha_i \neq 0$. Videre er også markedsjustert månedlig avkastning ($R_p - R_m$) inkludert. Estimer som er signifikante ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet utheving.

Porteføljer	Månedlig bruttoavkastning	Estimert alfa fra faktormodellene		
		CAPM	Fama French	Carhart
En uke forsinket rebalansering				
P1	0.011	0.0037 (0.217)	0.0013 (0.644)	0.0013 (0.632)
P5	-0.015	-0.0203 (0.000)	-0.0232 (0.000)	-0.0189 (0.000)
Positiv konsensus	0.011	0.0030 (0.001)	0.0034 (0.001)	0.0034 (0.001)
Negativ konsensus	-0.009	-0.0154 (0.000)	-0.0168 (0.000)	-0.0142 (0.001)
En måned forsinket rebalansering				
P1	0.009	0.0014 (0.645)	-0.0008 (0.768)	-0.0004 (0.884)
P5	-0.008	-0.0134 (0.018)	-0.0164 (0.002)	-0.0123 (0.022)
Positiv konsensus	0.010	0.0027 (0.006)	0.0030 (0.003)	0.0031 (0.002)
Negativ konsensus	-0.007	-0.0138 (0.000)	-0.0153 (0.000)	-0.0128 (0.001)

Til tross for at porteføljenes avkastning trekkes mot markedsavkastningen ved forsinkelser, observerer vi at porteføljene P5 og Negativ konsensus fremdeles oppnår negativ risikojustert brutto meravkastning på 95% signifikansnivå.

Positiv konsensus har brede konsensusgrenser og rebalanseres dermed sjeldnere enn eksempelvis P1, således vil Positiv konsensus bli mindre påvirket av forsinkelser i rebalanseringene. Dette kan tenkes å forklare hvorfor porteføljen oppnår signifikant

risikojustert meravkastning både ved en uke og en måned forsinkelse. I delkapittel 5.2 observerte vi at P1 kun oppnådde signifikant alfa ved CAPM. Forsinkede rebalanseringer resulterer likevel i en klar negativ effekt på denne porteføljens risikojusterte avkastning, med en alfa tilnærmet lik null og til dels negativ ved en måneds rebalanseringsforsinkelse. For en "forsinket" investor, som ønsker å fange opp verdien i positive anbefalinger, vil en strategi med bredere konsensusgrenser være mest hensiktsmessig.

Resultatene fra de risikojusterte meravkastningene er altså i tråd med overnevnte diskusjon. Samtlige testede porteføljer, bortsett fra P1, fanger opp verdien av megleranbefalingene også med forsinkelser i rebalanseringen. Resultatene tyder på at positive anbefalinger har mindre langsiktig informasjonsverdi sammenliknet med negative anbefalinger.

6.3 Inkludering av likviditetsfaktor

Ettersom de mest illikvide selskapene er ekskludert fra porteføljene ble ikke likviditetsfaktoren inkludert i faktormodellene i kapittel 5. I dette delkapittelet inkluderer vi likviditetsfaktoren for å undersøke hvorvidt det likevel oppstår en likviditetspremie i porteføljene. En eventuell likviditetspremie kan forklare, og dermed motbevise, funnene rundt brutto meravkastning i kapittel 5.

Tabell 13: Analyse av femfaktormodellen

Tabellen tilsvare tabell 7, men inkluderer likviditetsfaktoren på Oslo Børs. Risikojustert meravkastning (alfa) under femfaktormodellen, samt ved Carharts firefaktormodell er inkludert i tabellen. Estimer som er signifikante ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet uthevning.

Porteføljer	Alfaverdier under firefaktormodellen	Femfaktormodellen					Alfa	R ² -justert
		R _m -R _f	HML	SMB	MOM	LIQ		
P1	0.0033 (0.265)	1.092 (0.329)	-0.099 (0.163)	0.447 (0.000)	-0.039 (0.644)	-0.229 (0.049)	0.0022 (0.415)	0.822
P2	0.0057 (0.052)	1.017 (0.832)	0.044 (0.580)	0.087 (0.379)	-0.060 (0.537)	-0.118 (0.365)	0.0052 (0.083)	0.831
P3	0.0059 (0.080)	0.863 (0.182)	-0.041 (0.638)	-0.251 (0.032)	-0.053 (0.541)	-0.060 (0.537)	0.0056 (0.080)	0.792
P4	-0.0127 (0.018)	0.762 (0.117)	-0.058 (0.656)	0.395 (0.015)	-0.275 (0.074)	-0.516 (0.015)	-0.0150 (0.003)	0.529
P5	-0.0216 (0.000)	0.834 (0.207)	0.181 (0.207)	0.805 (0.000)	-0.522 (0.000)	-0.576 (0.002)	-0.0242 (0.000)	0.543
P1-P5	0.0224 (0.000)	0.270 (0.000)	-0.281 (0.043)	-0.356 (0.070)	0.484 (0.003)	0.356 (0.064)	0.0240 (0.000)	0.154
SK	0.0053 (0.016)	1.048 (0.391)	0.008 (0.900)	0.162 (0.042)	-0.027 (0.737)	-0.139 (0.197)	0.0047 (0.031)	0.902
SH	-0.0002 (0.946)	0.868 (0.119)	-0.008 (0.894)	-0.104 (0.226)	-0.068 (0.376)	-0.146 (0.298)	-0.0008 (0.729)	0.849
Positiv konsensus	0.0043 (0.000)	1.005 (0.888)	-0.016 (0.562)	-0.0822 (0.097)	-0.008 (0.867)	0.037 (0.610)	0.0045 (0.001)	0.969
Negativ konsensus	-0.0148 (0.000)	0.840 (0.051)	0.012 (0.904)	0.429 (0.004)	-0.287 (0.011)	-0.390 (0.003)	-0.0166 (0.000)	0.667

I likhet med Næs, Skjeltorp & Ødegaard (2009) observeres en positiv korrelasjon mellom SMB og LIQ. Positiv korrelasjon tilsier at eventuelle likviditetseffekter til en viss grad er inkorporert i SMB koeffisientene fra kapittel 5. Dette forklarer de observerte endringene i SMB koeffisientene når LIQ inkluderes i modellen. Samtidig observeres det at inkluderingen av likviditetsfaktoren har minimal effekt på porteføljenes risikojusterte meravkastning. Dette tyder på at justeringen av utvalget, i forhold til likviditet, i stor grad fjerner eventuelle likviditetseffekter. Likviditetseffektene som eventuelt gjenstår forklares dermed indirekte gjennom korrelasjonen med SMB. Samtidig tenderer illikvide selskaper å være av relativt liten verdi, noe som fører til at likviditetseffekter i stor grad nøytraliseres ved verdivektede porteføljer.

Ettersom vi har ekskludert en rekke selskaper på grunnlag av deres handelsnivå vil analytikernes preferanser i forhold til likviditet ikke bli diskutert. Ved inkludering av likviditetseffekter observeres tilsvarende nivå på den risikjusterte meravkastningen, sammenliknet med hovedanalysen. Det er dog verdt å notere at P4 og P5 oppnår noe svakere risikjustert meravkastning ved inkludering av likviditetseffekter. Selv med litt høyere p-verdier er det likevel ingen nevneverdige skift i resultatenes signifikans. Det konstateres at meravkastningen vi fant i kapittel 5 ikke kan forklares av likviditetspremier i porteføljene.

6.4 Utelatelse av 2008

Finanskrisen som begynte mot slutten av 2007 og varte frem til 2009 førte til store, negative verdisvingninger i verdens kapitalmarkeder. Norge var intet unntak, og i 2008 falt Oslo Børs hele 54%. Ettersom denne avhandlingens analyseperiode ikke er lenger enn 10 år, kan et slikt ekstremår ha stor effekt på porteføljenes avkastning. Vi ønsker således å analysere porteføljene ved utelatelse av 2008. Dette for å undersøke påvirkningen av avkastningsåret 2008 på konklusjonene i kapittel 5.

Tabell 14: Risikojustert brutto meravkastning ved utelatelse av 2008

Tabellen tilsvarende tabell 7 og viser resulterende koeffisienter, alfa og tilhørende p-verdier estimert ved Carharts firefaktormodell når 2008 utelates fra datasettet. Videre noteres også p-verdiene for skjevhet/kurtosis testen av normalfordeling ved utelatelse av 2008. Estimer som er signifikante ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet utheving.

Porteføljer	Skjevhet/kurtosis p-verdi	Carharts firefaktormodell (eks 2008)					R ² -justert
		R _m -R _f	HML	SMB	MOM	Alfa	
P1	0.816	1.098 (0.179)	-0.120 (0.126)	0.324 (0.001)	0.034 (0.723)	0.0061 (0.056)	0.722
P2	0.684	1.068 (0.411)	0.0012 (0.988)	0.095 (0.293)	-0.104 (0.329)	0.0068 (0.036)	0.746
P3	0.710	0.924 (0.269)	-0.055 (0.533)	-0.289 (0.006)	-0.017 (0.830)	0.0044 (0.139)	0.757
P4	0.127	1.116 (0.331)	-0.036 (0.779)	0.296 (0.055)	-0.277 (0.097)	-0.0165 (0.002)	0.469
P5	0.014	1.260 (0.116)	0.074 (0.632)	0.639 (0.002)	-0.537 (0.001)	-0.0255 (0.000)	0.484
Alle dekket	0.975	0.999 (0.908)	-0.006 (0.377)	0.004 (0.602)	-0.007 (0.322)	-0.0003 (0.212)	0.997
SK	0.918	1.091 (0.1354)	-0.037 (0.571)	0.138 (0.041)	-0.034 (0.706)	0.0065 (0.005)	0.842
SH	0.845	0.953 (0.3517)	-0.003 (0.956)	-0.153 (0.045)	-0.029 (0.687)	-0.0016 (0.468)	0.830
Positiv konsensus	0.947	0.984 (0.696)	-0.022 (0.535)	-0.075 (0.078)	-0.011 (0.852)	0.0047 (0.000)	0.943
Negativ konsensus	0.102	1.109 (0.324)	-0.014 (0.907)	0.315 (0.025)	-0.292 (0.024)	-0.0169 (0.000)	0.575

Som diskutert i kapittel 4 er ikke regresjonsresidualene til faktoranalysen i kapittel 5 signifikant normalfordelte ifølge skjevhet/kurtosis testen. Ved utelatelse av 2008 observeres det fra tabell 14 en markant forbedring. Samtlige regresjoners residualer, bortsett fra for P5, viser seg å være signifikant normalfordelte.⁴² Videre observeres tilsvarende fortegn og signifikansnivå på resultatene, noe som underbygger vurderingen av resultatene i kapittel 5 som gode tilnærminger. Det understrekes dog at utelatelse av det mest negative året øker alfaverdiene til flere av porteføljene, og således trekker opp signifikansnivået til porteføljenes

⁴² Observasjonsfordelingen av månedlige avkastningstall for porteføljene P1, P5, Positiv konsensus og Negativ konsensus ved utelatelse av 2008 er presentert i figur V.2 i Vedlegg 3. I nevnte vedlegg foreligger også fordelingen til disse porteføljenes regresjonsresidualer ved firefaktormodellen.

risikojusterte meravkastning. Dette gjelder særlig porteføljene som følger positive analytikerrevisjoner.

Interessant nok observeres det at porteføljene P4, P5 og Negativ konsensus oppnår en mer negativ alfa ved utelatelse av 2008. Relativt til hovedanalysen reduseres de tre porteføljenes alfaverdier med henholdsvis 0.38%, 0.39% og 0.21% per måned. Disse porteføljene presterte altså overraskende bra i 2008. Risikojustert avkastning for P1 er nær dobling og oppnår samtidig statistisk signifikant alfaverdi ved utelatelse av 2008. Tilsvarende effekt er ikke å finne for de andre positive porteføljene. Det observeres en økning i alfa, men ikke på langt nær like markant som forbedringen til P1.

Totalt sett medfører utelatelse av 2008 tilnærmet like resultater som under hovedanalysen. Til tross for skift i P1 og de negative porteføljene, virker ikke resultatene fra kapittel 5 å være særskilt ubalansert som følge av finanskrisen. Med andre ord virker ikke de opprinnelige konklusjonene å være feilspesifisert som følge av en kort analyseperiode, hvor ekstremåret 2008 inkluderes. Vi konkluderer derfor med at inkludering av finanskrisen i kapittel 5, ikke påvirker resultatenes gyldighet i forhold til et gjennomsnittlig normalår.

6.5 Månedlig rebalansering

I delkapittel 5.3 ble det illustrert hvor mye rebalanseringer og omsatt kapitalandel påvirker muligheten til å profitere på megleranbefalingers verdi. I dette delkapittelet vil vi konstruere porteføljene basert på månedlige rebalanseringer for å redusere transaksjonskostnadene. I første del vil effekten på de omsatte kapitalandelene som følge av månedlig rebalanseringens bli diskutert. Deretter blir porteføljenes risikojusterte meravkastning analysert. Testen vil således være et godt supplement til konklusjonen rundt megleranbefalingenes verdi etter transaksjonskostnader.

Tabell 15: Nettoavkastning ved månedlig rebalansering

Tabellen viser effekten av transaksjonskostnader på porteføljenes nettoavkastning. Tallene er beregnet på en lang posisjon i samtlige porteføljer, og tilsvarer tabell 9 når porteføljene rebalanseres månedlig.

Porteføljer	Årlig bruttoavkastning	Årlig omsatt kapitalandel	Årlig transaksjonskostnad	Årlig nettoavkastning
P1	11.92%	273%	6.01%	5.91%
P2	12.88%	337%	7.42%	5.46%
P3	11.50%	435%	9.56%	1.94%
P4	-4.81%	443%	9.74%	-14.55%
P5	-11.64%	345%	7.59%	-19.23%
P1-P5	23.56%	618%	13.60%	9.96%
SK	13.83%	205%	4.51%	9.32%
SH	7.49%	217%	4.78%	2.71%
Positiv konsensus	12.45%	90%	1.99%	10.46%
Negativ konsensus	-6.46%	352%	7.74%	-14.20%

Fra tabellen observeres det at porteføljer med positive avkastninger reduseres i forhold til i hovedanalysen, mens porteføljer med negative årlige avkastninger oppnår økt avkastning. Dette kan forklares av at porteføljene mister deler av effekten etter konsensuskifte. Det observeres derimot en halvering av de omsatte kapitalandelen for nesten samtlige porteføljer. Fra hovedanalysen var porteføljen Positiv konsensus nærmest i å oppnå signifikant, risikojustert netto meravkastning. Ved månedlig rebalansering oppnås en positiv nettoeffekt, fra avkastningstap og reduksjon av transaksjonskostnad, pålydende 0.66 prosentpoeng for denne porteføljen. Resultatene viser at porteføljene P1-P5, SK og Positiv konsensus oppnår høyere årlig nettoavkastning enn markedet. Dette legger til rette for å undersøke om det foreligger risikojustert meravkastning etter transaksjonskostnader ved månedlig rebalansering.

Tabell 16: Risikojustert netto meravkastning ved månedlig rebalansering

Tabellen viser de ulike porteføljenes månedlig risikojusterte meravkastning fra de ulike faktormodellene. Fra delkapittel 5.1 fant vi negativ bruttoavkastning for porteføljene P4, P5, og Negativ konsensus. Det er derfor tatt en kort posisjon i disse før transaksjonskostnader. De resterende porteføljene analyseres i henhold til en lang posisjon. Tabellen tilsvarer tabell 10 når porteføljene rebalanseres månedlig. Som modellen viser er ingen av resultatene signifikante ved 10% signifikansnivå.

Porteføljer	Månedlig netto avkastning	Årlig omsatt kapitalandel	Netto risikojustert meravkastning per mnd. fra faktormodellene		
			CAPM	Fama French	Carhart
P1	0.49%	273%	-0.0022 (0.450)	-0.0044 (0.126)	-0.0044 (0.134)
P2	0.45%	337%	-0.0029 (0.271)	-0.0034 (0.230)	-0.0025 (0.406)
P3	0.16%	435%	-0.0056 (0.056)	-0.0035 (0.245)	-0.0032 (0.287)
P4	-0.41%	443%	-0.0031 (0.516)	-0.0025 (0.599)	-0.0050 (0.266)
P5	0.34%	345%	0.0035 (0.543)	0.0062 (0.259)	0.0012 (0.828)
P1-P5	0.83%	618%	0.0037 (0.532)	0.0042 (0.465)	-0.0008 (0.739)
SK	0.78%	205%	0.0001 (0.952)	-0.0008 (0.697)	-0.0004 (0.869)
SH	0.23%	217%	-0.0051 (0.034)	-0.0038 (0.128)	-0.0032 (0.213)
Positiv konsensus	0.87%	90%	0.0010 (0.279)	0.0014 (0.155)	0.0015 (0.147)
Negativ konsensus	-0.11%	352%	-0.0005 (0.883)	0.0019 (0.587)	-0.0007 (0.836)

Til tross for positive nettoeffekter fra månedlig rebalansering, oppnår ingen porteføljer signifikant, positiv risikojustert meravkastning. Det har tidligere blitt diskutert at transaksjonskostnadsestimatet kan være overestimert for noen av porteføljene. Fra analyse 3 fant vi blant annet risikojustert meravkastning for porteføljen Positiv konsensus ved benyttelse av transaksjonskostnadsestimatet, T2. I vedlegg 4 presenteres porteføljenes risikojusterte netto meravkastninger ved benyttelse av kostnadsmålene T1 og T2. Ved månedlig rebalansering og transaksjonskostnadsestimat T2, oppnår porteføljen Positiv konsensus risikojustert meravkastning som er signifikant ved 5% signifikansnivå. Dette underbygger muligheten for at det finnes handelsstrategier basert på megleranbefalinger som oppnår merverdier også etter transaksjonskostnader.

7. Konklusjon

Denne avhandlingen har hatt som formål å undersøke verdien i analytikernes konsensusanbefalinger på Oslo Børs. For å undersøke hvorvidt analytikeranbefalinger er profitable, har vi analysert porteføljer basert på analytikernes konsensusnivåer.

Porteføljer som følger positive (negative) anbefalinger presterer markant bedre (dårligere) enn markedet, OSEAX. Med andre ord observeres en signifikant informasjonsverdi fra analytikernes anbefalingskonsensus. Samtidig finner vi at selskaper som mottar holdanbefalinger tenderer til å prestere særdeles dårlig i forhold til hva en skulle forvente ved en holdanbefaling. Dette kan forklares gjennom analytikernes tilbakeholdenhet ved utstedelse av negative anbefalinger. Negative anbefalinger tilfaller oftest små selskaper med negativt prismomentum. Resultatene antyder altså at meglerne heller utsteder en holdanbefaling ved svake framtidsutsikter. En holdanbefaling burde således tolkes som et salgssignal.

Positive anbefalinger gir på sin side sterk informasjonsverdi rundt potensielle kjøpskandidater i markedet. Porteføljer som følger positive anbefalinger på Oslo Børs i tidsperioden 2005-2014, gir signifikant positiv brutto meravkastning ved kontrollering for markedsrisiko, størrelseeffekter, bok/pris forhold og prismomentum. I kontrast med Jegadeesh m.fl. (2004), finner vi at positive anbefalinger hverken er betinget på selskapenes pris/bok forhold eller momentum, men er verdifulle for både små og store selskaper. Spesielt legger vi merke til at analytikerne i hovedsak utsteder positive anbefalinger, og er særlig positive i retning større selskaper. Samtidig observeres det at analytikerne har en tendens til å time markedet ved at de utstedelser kjøpsanbefalinger på selskaper med negativt prismomentum.

Anbefalingenes observerte informasjonsverdi er dog fallende i perioden etter konsensusskift. Det later altså til å være en prisdrift i etterkant av analytikerrevisjoner. Dette fører til at den observerte informasjonsverdien til de mest positive anbefalingene er tilnærmet fraværende etter en måned. Informasjonsverdien i negative anbefalinger holder seg dog gjeldende i en vesentlig lengre periode etter analytikerrevisjoner.

For at investor skal kunne profitere på denne informasjonsverdien, er det således imperativt å fange opp denne prisdriften. For å utnytte prisdriftens fulle effekt er det viktig at porteføljene rebalanseres når konsensusskift inntreffer. Handelsstrategiene er dermed avhengige av høye handelsnivåer for å oppnå brutto meravkastning. Dette fører til høye transaksjonskostnader,

som medfører at ingen av porteføljene oppnår signifikant risikjustert netto meravkastning. For porteføljer som rebalanseres daglig er en kort posisjon i de minst favoriserte selskapene den mest profitable strategien. Det er derimot ikke tatt hensyn til ekstra transaksjonskostnader ved korte posisjoner.

En er derfor avhengig av å finne en strategi som fanger opp prisdriften fra megleranbefalingene, uten at det fører til for høye handelsnivåer. I hovedanalysen ble det således analysert porteføljer med bredere konsensus grenser. Sammenliknet med porteføljer med smalere konsensusgrenser, trekkes porteføljenes avkastning noe mot markedsavkastningen. Denne effekten blir derimot nøytralisert av en vesentlig reduksjon i den omsatte kapitalandelen. Totalt sett oppnås derfor en positiv nettoeffekt ved benyttelse av bredere konsensusgrenser.

I tillegg ble det i utvidelsen av analysen konstruert porteføljer med månedlige rebalanseringer. Ved månedlige rebalanseringer ble transaksjonskostnadene redusert samtidig som store deler av anbefalingenes verdi ble fanget opp av porteføljene. I motsetning til resultatene til Barber m.fl. (2001) observeres en vesentlig mindre negativ avkastningseffekt ved månedlige rebalanseringer. Dette på tross av den dokumenterte effekten som følger av skift i analytikerkonsensus.

Til tross for klare bedringer ved risikjustert meravkastning, oppnår ingen av de overnevnte metodene signifikante resultater. Fra analysen ble det konkludert med at transaksjonskostnadsestimatet muligens er overestimert for enkelte porteføljer. Spesielt gjelder dette porteføljen basert på favoriserende megleranbefalinger og brede konsensusgrenser. Ved benyttelse av et lavere og plausibelt kostnadsestimat oppnår denne porteføljen positiv risikjustert meravkastning, både ved daglige og månedlige rebalanseringer.

Vi konkluderer med at det kan eksistere handelsstrategier basert på analytikerkonsensus som skaper positiv netto meravkastning på Oslo Børs. Dette kan dog ikke bekreftes, og vi kan ikke konkludere med at handelsstrategiene utarbeidet i dette studiet ville vært lønnsomme i praksis. For dagshandlere som uansett påtar seg høye transaksjonskostnader vil handelsstrategier basert på megleranbefalingene kunne ha praktisk verdi.

Avslutningsvis konkluderer vi med at megleranbefalinger er verdifulle. Det dokumenteres en klar informasjonsverdi, men at det i praksis er svært vanskelig å profitere på analytikernes anbefalinger.

7.1 Forslag til videre studier

Hovedproblemet med å profitere på megleranbefalinger er altså handelsnivåene som kreves for å fange anbefalingenes verdi. Muligens kan en løse transaksjonskostnadsproblemet ved å fokusere på store selskaper i et internasjonalt marked. Hvorvidt våre resultater er generaliserbare utenfor Oslo Børs er vanskelig å si. Ettersom analytikere og investorer fokuserer på flere markedsplasser, kan det tenkes at tilsvarende studier vil kunne gi tilsvarende resultater internasjonalt. I tillegg til høyere analytikerfokus, er store selskaper mer likvide. Fokus på disse vil således føre til lavere transaksjonskostnader og et mer robust konsensusestimater.

I denne utredningen analyserer vi megleranbefalingers verdi i form av konsensus. Det kan tenkes at noen av meglerhusene konsekvent er bedre på å indentifisere kjøps- og salgskandidater på Oslo Børs. Således åpner dette for videre undersøkelse av hvilke meglerhus som har høyest treffsikkerhet i sine anbefalinger. Muligens vil et tilsvarende porteføljestudie kunne oppnå sterkere resultater for meravkastning ved å benytte konsensus fra de beste meglerhusene.

En annen potensiell studie er hvorvidt tilsvarende resultater er å finne ved likevektning av porteføljene. På bakgrunn av analytikeroppmerksomhet, diversifisering, likviditet og transaksjonskostnader har vi valgt å verdivekte porteføljene i denne avhandlingen. Mindre selskaper har ofte mindre fokus fra investorer og analytikere, som kan føre til effisiensforskjeller mellom selskapsstørrelser. Likevektning vil således fange opp eventuelle effisiensforskjeller mer effektivt.

8. Litteraturliste

Azzi, S., Bird, R., Ghiringhelli, P. & Rossi, E. (2006). Biases and information in analysts' recommendations: The European experience. *Journal of Asset Management*, 6(5), 345-380.

Barber, B., Lehavy, R., McNichols, M. & Trueman, B. (2001). Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns. *The Journal of Finance*, 56(2), 531-563.

Barber, B. M. & Lyon, J. D. (1997). Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics. *Journal of Financial Economics*, 43(3), 341-372.

Black, F. & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654.

Blume, M. E. & Stambaugh, R. F. (1983). Biases in computed returns: An application to the size effect. *Journal of Financial Economics*, 12(3), 387-404.

Boni, L. & Womack, K. L. (2002). Solving the Sell-Side Research Problem: Insights from Buy-Side Professionals. Anderson School of Management Tuck School of Business.

Bonini, S., Zanetti, L., Bianchini, R. & Salvi, A. (2010). Target Price Accuracy in Equity Research. *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(9-10), 1177-1217.

Bradley, D., Clarke, J., Lee, S. & Ornathanalai, C. (2014). Are Analysts' Recommendations Informative? Intraday Evidence on the Impact of Time Stamp Delays. *The Journal of Finance*, 69(2), 645-673.

Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294.

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

Clark, P. K. (1973). A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. *Econometrica*, 41(1), 135-155.

Cochrane, D. & Orcutt, G. H. (1949). Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Auto-Correlated Error Terms. *Journal of the American Statistical Association*, 44(245), 32-61.

Cowles, A. (1933). Can Stock Market Forecasters Forecast? *Econometrica*, 1(3), 309-324.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

Durbin, J. (1970). An Alternative to the Bounds Test for Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression. *Econometrica*, 38(3), 422-429.

Durbin, J. & Watson, G. S. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. I. *Biometrika*, 37(3/4), 409-428.

Durbin, J. & Watson, G. S. (1951). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II. *Biometrika*, 38(1/2), 159-177.

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.

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

Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.

Financial Industry Regulatory Authority (FINRA), (2015). Understanding Securities Analyst Recommendations Lastet ned 10/12, 2015, fra <http://www.finra.org/investors/understanding-securities-analyst-recommendations>

Hong, H., Lim, T. & Stein, J. C. (2000). Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies. *The Journal of Finance*, 55(1), 265-295.

Imam, D. S., Barker, R. & Clubb, C. (2008). The Use of Valuation Models by UK Investment Analysts. *European Accounting Review*, 17(3), 503-535.

Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163-172.

Jegadeesh, N., Kim, J., Kriche, S. D. & Lee, C. M. C. (2004). Analyzing the Analysts: When Do Recommendations Add Value? *The Journal of Finance*, 59(3), 1083-1124.

Jegadeesh, N. & Kim, W. (2006). Value of analyst recommendations: International evidence. *Journal of Financial Markets*, 9(3), 274-309.

Johnsen, T. (2011). *Evaluering av aktiv forvaltning for Statens pensjonsfond Norge*. Regjeringen: Regjeringen.

Keim, D. B. & Madhavan, A. (1998). The Cost of Institutional Equity Trades. *Financial Analysts Journal*, 54(4), 50-69.

Kon, S. J. (1984). Models of Stock Returns—A Comparison. *The Journal of Finance*, 39(1), 147-165.

Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.

Løvås, G. G. (2013). *Statistikk for Universiteter og Høgskoler (3 utg.)*: Universitetsforlaget.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 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), 201-224.

McNichols, M. & O'Brien, P. C. (1997). Self-Selection and Analyst Coverage. *Journal of Accounting Research*, 35, 167-199.

McNichols, M. F. & O'Brien, P. C. (2001). Inertia and Discreteness: Issues in Modeling Analyst Coverage. 1-40.

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

Norges Bank. (2005). *Innfasingskostnader i Petroleumsfondet*. Lastet ned 10/12, 2015, fra <http://www.nbim.no/globalassets/documents/features/2003-2006/04-innfasningskostnader.pdf>

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

Næs, R., Ødegaard, B. A. & Skjeltorp, J. A. (2007). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? Oslo: Norges bank.

Peiro, A. (1994). The distribution of stock returns: international evidence. *Applied Financial Economics*, 4(6), 431-439.

Pontiff, J. (1996). Costly Arbitrage: Evidence from Closed-End Funds. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(4), 1135-1151.

Poterba, J. M. & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics*, 22(1), 27-59.

Regjeringen, Kapitalbevegelser og finansielle tjenester. "Shortsalg." Red. Finansdepartementet. Regjeringen.no: Regjeringen, 2010. Lastet ned 10/12,2015, fra <https://www.regjeringen.no/no/sub/eos-notatbasen/notatene/2012/okt/shortsalg/id2433380/>

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

Stickel, S. E. (1995). The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations. *Financial Analysts Journal*, 51(5), 25-39.

Stock, J. H. & Watson, M. M. (2012). *Introduction to Econometrics* (tredje utgave utg.): Pearson.

Stoll, H. R. & Whaley, R. E. (1983). Transaction costs and the small firm effect. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 57-79.

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

Ødegaard, B. A. (2007). *Asset Pricing at the Oslo Stock Exchange: A Source Book* (s. 1-93). Finance.bi: Handelshøyskolen BI.

Ødegaard, B. A. (2009). Hva koster det å handle på Oslo Børs? (s. 1-11). UIS.no: Universitetet i Stavanger.

Ødegaard, B. A. (2015). Empirics of the Oslo Stock Exchange. Basic, descriptive, results 1980-2014 (s. 1-59). Finance.bi: Universitetet i Stavanger (UIS) og Norges Handelshøyskole (NHH).

Ødegaard, B. A. (2015). Empirics of the Oslo Stock Exchange: Asset Pricing results. 1980-2014 (s. 1-52). Finance.bi: Handelshøyskolen BI.

9. Vedlegg

Vedlegg 1 Justering av konsensusutgangspunkt

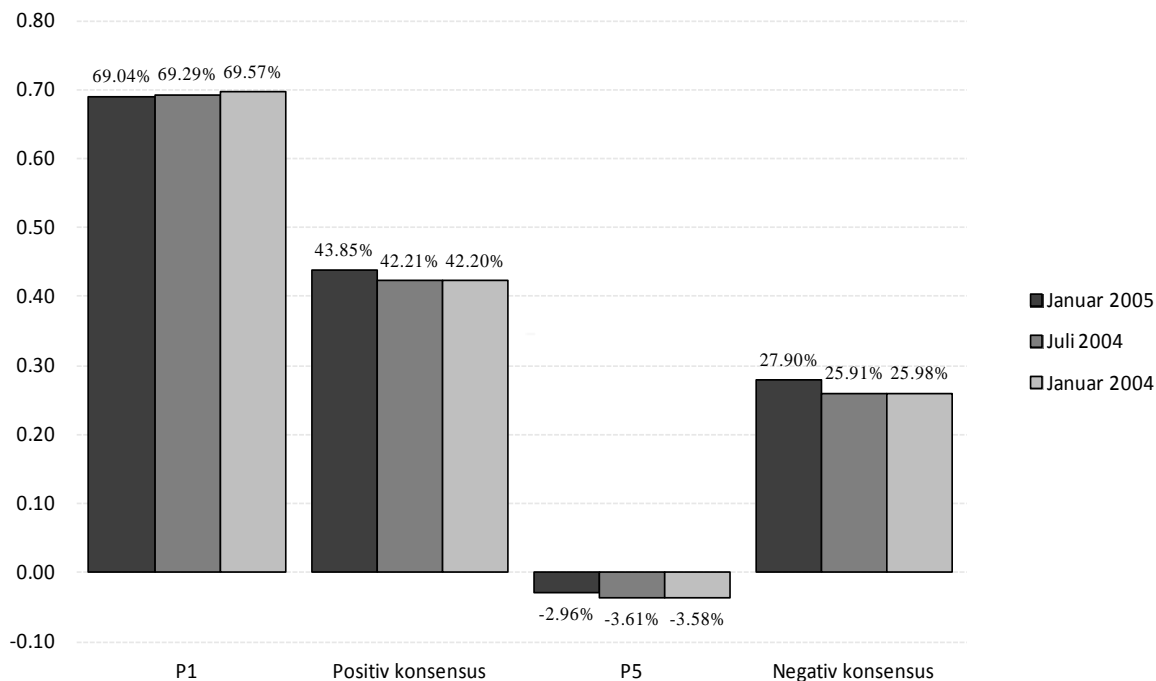
Tabell V. 1: Karakteristikker i 2005 ved forskjellige konsensusutgangspunkt

Tabellen oppsummerer de ulike porteføljenes karakteristikker i 2005 ved konsensus utgangspunkt i Januar 2004, Juli 2004 og Januar 2005. Karakteristikken er basert på gjennomsnittlige månedlige observasjoner for de respektive porteføljene. Prosent av total egenkapital baserer seg på den totale egenkapitalen i utvalget. Årlig omsatt kapitalandel representerer porteføljenes gjennomsnittlige utskiftninger i 2005. Median egenkapitalandel representerer medianselskapets vekt i de respektive porteføljene.

Porteføljer	Månedlig antall selskaper	Andel av utvalgets totale egenkapital	Median egenkapitalandel	Antall analytikere	Konsensus	Årlig omsatt kapitalandel
Konsensus utgangspunkt starter Januar 2005						
P1	36	10.9%	1.75%	2.03	4.90	448%
P5	8	3.8%	6.50%	4.30	2.28	1010%
Positiv konsensus	67	77.8%	0.34%	3.70	4.44	320%
Negativ konsensus	22	14.8%	1.49%	4.60	2.82	816%
Konsensus utgangspunkt starter Juli 2004						
P1	37	11.0%	1.55%	2.01	4.90	433%
P5	8	3.8%	6.36%	4.30	2.27	1000%
Positiv konsensus	69	78.7%	0.30%	3.68	4.45	182%
Negativ konsensus	23	15.1%	1.42%	4.60	2.82	700%
Konsensus utgangspunkt starter Januar 2004						
P1	38	11.0%	1.45%	2.03	4.90	427%
P5	9	3.8%	6.00%	4.30	2.27	998%
Positiv konsensus	70	78.8%	0.29%	3.70	4.45	181%
Negativ konsensus	23	15.1%	1.35%	4.60	2.82	701%

Figur V. 1: Bruttoavkastning i 2005 ved forskjellige konsensusutgangspunkt

Histogrammet viser porteføljene P1, Positiv konsensus, P5 og Negativ konsensus sine årlige bruttoavkastninger i 2005. I tillegg til anvendt metode gitt ved konsensus utgangspunkt i juli 2004, vises bruttoavkastningene med utgangspunkt i Januar 2005 og Januar 2004. Bruttoavkastningen er gitt ved årlig geometrisk gjennomsnittsavkastning.



Fra bruttoavkastningene observerer vi at et utgangspunkt i januar 2005 fører til noe lavere avkastning for porteføljene P1 og P5. Positiv- og Negativ konsensus oppnår på sin side noe høyere avkastning sammenlignet med utgangspunkt i Juli 2004 og Januar 2004. Fra karakteristikken er det også utgangspunktet i Januar 2005 som skiller seg noe ut. Porteføljene med utgangspunkt i Januar 2005 oppnår noe mindre diversifisering. For porteføljene positiv- og negativ konsensus er den omsatte kapitalandelen høyere enn ved de andre utgangspunktene. Dette var derimot som forventet ettersom porteføljene med utgangspunkt januar 2005 inneholder få selskaper ved analysestart. Til tross for få avvik, viser testen at et konsensus utgangspunkt i Juli 2004 er å foretrekke. Dette med tanke på porteføljenes størrelser, omsatt kapitalandel og det faktum at den observerte avkastningsdifferansen ikke er særlig stor.

Vedlegg 2 Tester for forventningsrette estimatorer

Som diskutert i delkapittel 4.3 har vi foretatt autokorrelasjon- og normalfordelingstester på porteføljenes avkastning og regresjonenes residualer. I vedlegg 2.1 presenteres metoden bak testene, mens testenes resultater presenteres i vedlegg 2.2.

Vedlegg 2.1 Testenes metode

Skjevhet og kurtosis test for dataenes grad av normalfordeling

Den standardiserte minste kvadraters metode, benyttet i denne avhandlingen er "BLUE" blant annet under forutsetningen av at variablene har en konstant varians over tid. Historien viser på sin side at denne forutsetningen ikke virker å holde i det lange løp. Eksempelvis trekker Stock & Watson (2012) frem "Black Monday" som en antydning til at variansen i aksjemarkedet er høyst varierende over tid.⁴³ Som diskutert i delkapittel 4.3 anvendes en skjevhet/kurtosis test for å anslå dataenes grad av normalfordeling. Denne testen stammer fra testen til Jarque & Bera (1987) og tester regresjonsresidualenes grad av skjevhet og haletykkelse. Testen justeres for små utvalg og er derfor bedre egnet på våre data sammenliknet med den ordinære Jarque-Bera testen.

Dickey & Fullers test for stasjonaritet i den avhengige variabelen

Når man ser på tidsseriedata er det viktig å analysere graden av stasjonaritet i porteføljenes avkastning. Det vil si å analysere i hvor stor grad avkastningen ved måned t påvirkes av avkastningen i måned $t-1$. Hvis det forekommer autokorrelasjon i porteføljenes månedlige avkastningstall viser Dickey & Fuller (1979) at resulterende standardavvik og tester fra regresjonsanalyser ikke følger en student t (eller normalfordelt) distribusjon. Således vil slike analyser på ikkestasjonære data ikke gi robuste resultater.

For å teste graden av autokorrelasjon i porteføljens avkastning benytter vi korrelasjonstesten presentert av Dickey & Fuller (1979). Dickey og Fuller testen, anslår hvorvidt den avhengige

⁴³ Mandag 19. oktober 1987 falt Dow Jones indeksen hele 22,6%. Dette var en observasjon som, under en normalfordelt forutsetning av konstant varians, hadde en sannsynlighet for å inntreffe på $5.5 * 10^{-89}$. Dette tallet er lavere enn sannsynligheten for å vinne et tilfeldig lotteri, hvor hele verden deltar.

variabelen i en regresjon er korrelert med seg selv ved å teste variabelen δ , i følgende regresjon, hvor $E[\varepsilon_t] = 0$:

$$y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Nullhypotesen er således at $\delta = 1$ mot alternativhypotesen at $\delta < 1$. Regresjonens t-verdier analyseres mot distribusjonen til den avhengige variabelen under forutsetning at nullhypotesen holder.

Durbin-Watson testen for autokorrelasjon i feilledet

Hvis det eksisterer autokorrelasjon mellom residualene vil koeffisientens standardavvik være feilaktig spesifisert. Ved autokorrelasjon i feilleddene u_t lider tidsserieregresjonene av følgende problem: $y_t = \beta_0 + \beta_t x_t + u_t$ hvor feilledet u_t er gitt ved; $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$. Koeffisienten ρ , representerer feilledets korrelasjon med seg selv over tid. Hvis ρ er signifikant større eller lavere enn null, lider regresjonens feilledd av autokorrelasjon. Dette skaper skjevhet i regresjonens standardavvik og fører til at standardiserte økonometriske tester gir feilaktige konklusjoner.

Durbin-Watson statistikken ble presentert av Durbin & Watson (1950-1951), og er i dag ansett som en tilfredsstillende fremgangsmåte for vurdering av residualenes autokorrelasjon i regresjonsanalyser. Durbin-Watson testen gir en d statistikk basert på korrelasjonen mellom residualene over tid. D-statistikken er gitt ved følgende formel:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}$$

Hvor ε_t representerer feilledet ved tidspunkt, t.

Hovedproblemet med d-statistikken er at analyser på bakgrunn av Durbin-Watson tester belager seg på tommelfingerregler. I tillegg tester Durbin & Watsons d statistikk kun første ordens autokorrelasjon. Det vil si at eventuell korrelasjon mellom ε_t , ε_{t-2} til ε_{t-k} ikke undersøkes.

På bakgrunn av disse svakhetene vil potensiell autokorrelasjon i feilleddene også testes ved å benytte Durbin (1970) sin alternative metode.

Justering for eventuell autokorrelasjon mellom feilleddene

Ved eventuelle autokorrelasjonsproblemer i feilleddene vil en Cochrane-Orcutt transformasjon Cochrane & Orcutt (1949) bli benyttet. Denne transformasjonen endrer regresjonstesten slik at feilleddet, u_t , kun inneholder hvitt støy,⁴⁴ e_t , og dermed produserer forventningsrette estimater. Cochrane-Orcutt transformasjonen baserer seg på Durbin & Watsons d statistikk estimerer følgende regresjon på dataene:

$$y_t - \rho y_{t-1} = \beta_0(1 - \rho) + \beta_1(x_t - \rho x_{t-1}) + e_t$$

På denne måten gir regresjoner basert på Cochrane-Orcutt transformasjon mer forventningsrette estimater ved autokorrelasjonsproblemer i den opprinnelige regresjonens feilledd.

Vedlegg 2.2 Testenes resultater

I vedlegg 2.2 presenteres resultatene fra de forskjellige testene. Disse resultatene er vist i tabellen nedenfor og er delvis diskutert i kapittel 4.

Tabell V. 2: Tester for regresjonsestimatenes robusthet

Tabellen viser tester for porteføljeavkastningens normalfordeling (Skjevhet/kurtosis) og hvorvidt regresjonene lider av autokorrelasjonsproblemer og/eller stasjonaritet. Korrelasjonstestene belager seg på firefaktorregresjonene. Skjevhet/kurtosis testen tester nullhypotesen; at residualene er normalfordelte. Altså tyder lave p-verdier på at residualene ikke er normalfordelte. Durbins alternative metode tester likeledes nullhypotesen at det ikke eksisterer autokorrelasjon i feilleddene. Dickey-Fuller testen belager seg på sin side på nullhypotesen at den avhengige variabelen i en regresjon ikke er stasjonær. Således indikerer lave p-verdier at den avhengige variabelen er stasjonær. Signifikante resultater ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet uthevning.

⁴⁴ "White noise" på engelsk. Dette innebærer at feilleddene består av tilfeldigfordelte, ukorrelerte variabler som er en forutsetning for at regresjonsresultatene skal produsere forventningsrette estimater.

Porteføljer	Skjevhet/kurtosis p-verdi	Durbin-Watson d-statistikk	Durbins alt. Metode p-verdi	Dickey-Fuller p-verdi
P1	0.000	1.951	0.916	0.000
P2	0.000	1.920	0.699	0.000
P3	0.000	2.385	0.033	0.000
P4	0.000	1.850	0.438	0.000
P5	0.000	2.172	0.317	0.000
Alle dekket	0.000	1.670	0.210	0.000
SK	0.000	1.978	0.979	0.000
SH	0.000	2.435	0.014	0.000
Positiv konsensus	0.000	1.339	0.000	0.000
Negativ konsensus	0.000	1.842	0.407	0.000

Fra Skjevhet/kurtosis testen observerer vi at sannsynligheten for at porteføljene oppnår normalfordelte regresjonsresidualer er lik 0. Som poengtert i kapittel 4 oppnår regresjonenes residualer signifikant normalfordeling ved utelatelse av 2008. Skjevhet/kurtosis resultatene for utelatelse av 2008 ble presentert og diskutert i kapittel 6. Stasjonaritet virker på sin side ikke å være et problem for resultatene i denne avhandlingen.

Vi observerer fra tabell V.2 at porteføljene P3, SH og Positiv konsensus later til å lide av autokorrelasjonsproblemer i feilleddene. Vi har derfor transformert disse regresjonene ved bruk av Cochrane-Orcutt transformasjon. Disse resultatene er vist i tabell V.3 og gir ingen nevneverdige forskjeller i koeffisientene sammenliknet med analysen i kapittel 5.

Tabell V. 3: Cochrane-Orcutt transformasjon av P3, SH og Positiv konsensus

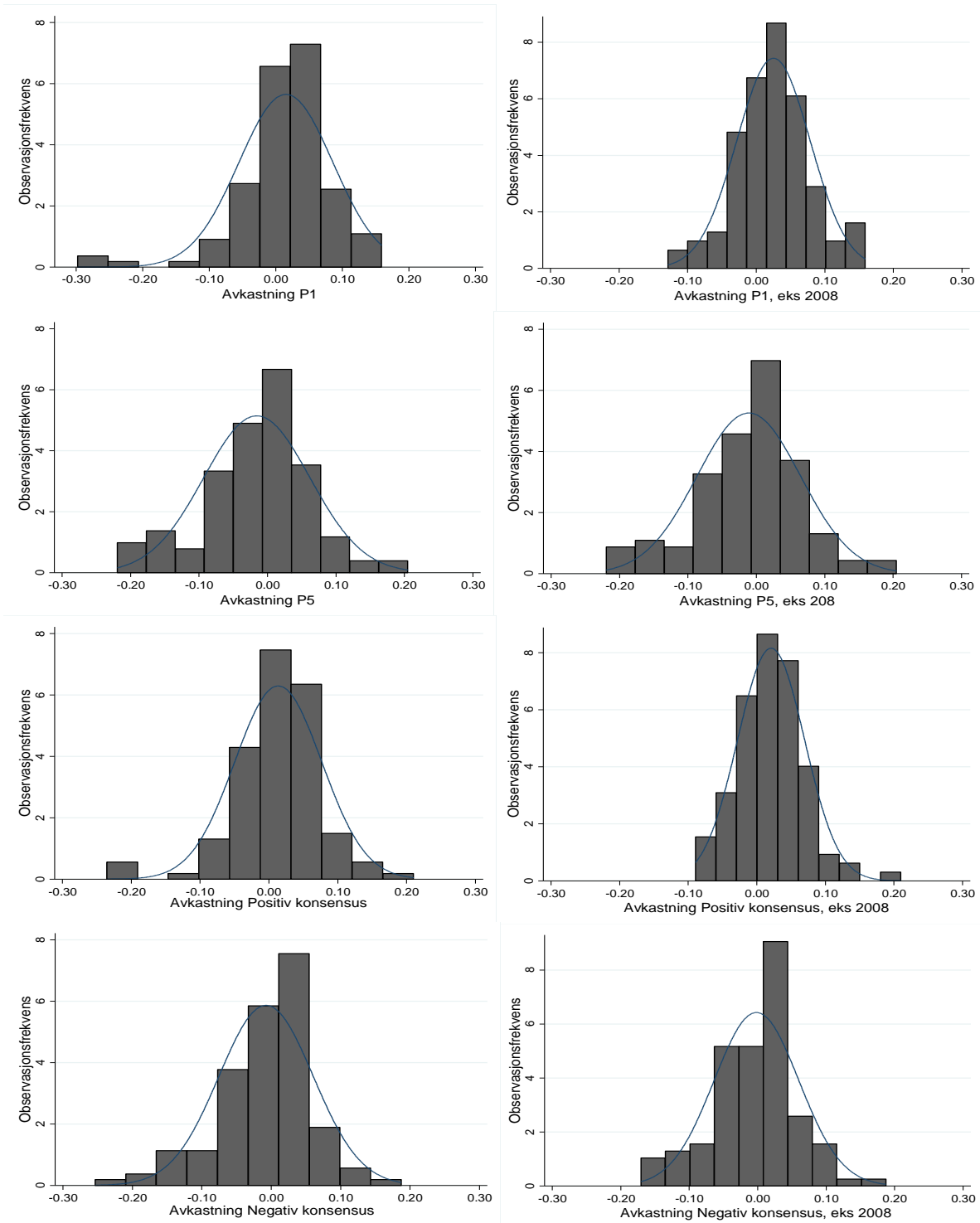
Tabellen viser resultatene av en Cochrane-Orcutt transformasjon mot Carharts firefaktor modell. Dette for å unngå problemer med autokorrelasjon i regresjonens feilledd. Modellen viser de estimerte koeffisientene med tilhørende p-verdier, samt Durbin & Watsons d-statistikk både før og etter transformasjonen. Estimerer som er signifikante ved minimum 10% signifikansnivå er markert med fet uthevning.

Porteføljer	Original d-statistikk	Transformert d-statistikk	Carharts firefaktormodell (transformert)					
			$R_m - R_f$	HML	SMB	MOM	Alfa	R^2 -justert
P3	2.38	2.04	0.895 (0.091)	-0.0658 (0.419)	-0.2771 (0.013)	-0.0306 (0.657)	0.0056 (0.052)	0.819
SH	2.43	2.02	0.940 (0.176)	-0.0340 (0.562)	-0.153 (0.065)	-0.0356 (0.542)	-0.0005 (0.811)	0.874
Positiv konsensus	1.34	2.05	0.994 (0.775)	-0.0212 (0.393)	-0.0616 (0.049)	-0.0111 (0.765)	0.0043 (0.006)	0.971

Vedlegg 3 Observert frekvens, avkastning og residualer

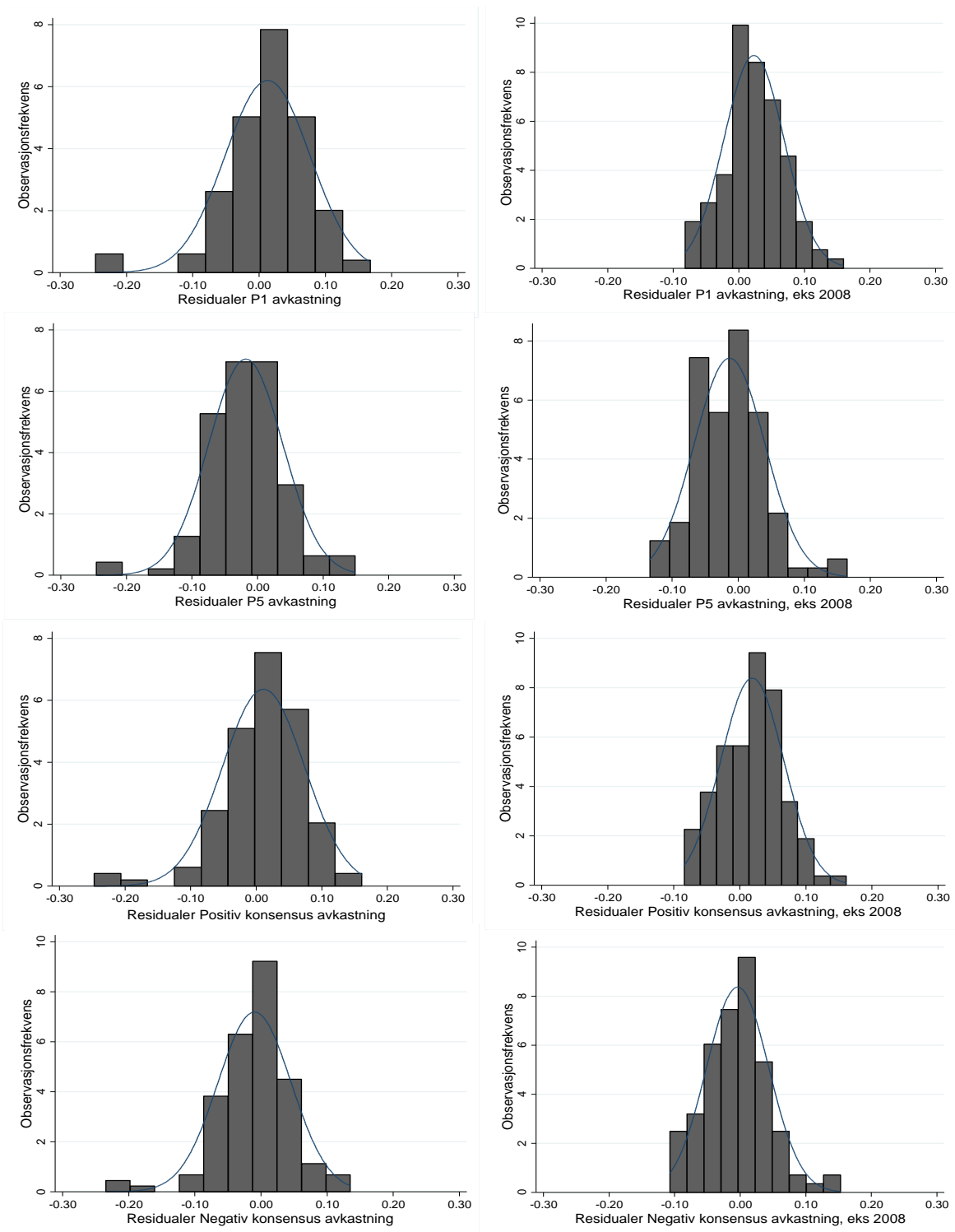
Figur V. 2: Observasjonsfrekvens i porteføljenes avkastning

Figuren viser observasjonsfrekvensen til fire av porteføljenes avkastning før og etter utelatelse av 2008. Som illustrert i figuren forbedres observasjonsfrekvensen ved utelatelse av 2008.



Figur V. 3: Observasjonsfrekvensen til regresjonenes residualer

Histogrammene viser den observerte frekvensen til regresjonsresidualene til P1, P5, Positiv konsensus og Negativ konsensus ved firefaktormodellen. Som diskutert i delkapittel 6.4 oppnår samtlige regresjoner, bortsett fra P5 normalfordelte residualer ved utelatelse av 2008.



Vedlegg 4 Risikojustert meravkastning ved T1 og T2

I oppgaven er et kostnadsmål på 2.20% benyttet for å forsikre at transaksjonskostnadene ikke underestimeres. Den virkelige transaksjonskostnaden kan derimot variere mellom porteføljene. Vi har derfor utarbeidet støtteestimer for transaksjonskostnadene. Estimatene er plausible for porteføljer som oppnår høyere diversifisering og inkorporerer større selskaper. I avhandlingen trekkes særlig porteføljene Positiv konsensus og Støtte Kjøp (SK) frem som eksempler på slike porteføljer.

Tabell V. 4: Alfa ved ulike transaksjonskostnader

Tabellen viser alfaestimer (risikojustert meravkastning) fra Carharts firefaktormodell ved henholdsvis daglige og månedlige rebalanseringer. Alfaverdiene er beregnet ved benyttelse av de tre transaksjonskostnadsmålene presentert i delkapittel 4.2 på henholdsvis; 2.20%, 0.70% (T1) og 1.40% (T2). Resultatene for P4, P5 og Negativ konsensus gjelder korte posisjoner og inkorporerer ikke kostnader relatert til shortsalg på Oslo Børs.

Porteføljer	Daglige rebalanseringer			Månedlige rebalanseringer		
	Opprinnelig alfa estimat	Alfa ved T1 = 0.7%	Alfa ved T2 = 1.4%	Opprinnelig alfa estimat	Alfa ved T1 = 0.7%	Alfa ved T2 = 1.4%
P1	-0.0068 (0.021)	0.0001 (0.984)	-0.0031 (0.282)	-0.0029 (0.341)	-0.0010 (0.732)	-0.0026 (0.376)
P2	-0.0085 (0.004)	0.0012 (0.686)	-0.0034 (0.250)	-0.0021 (0.466)	0.0017 (0.568)	-0.0003 (0.933)
P3	-0.0135 (0.000)	-0.0003 (0.928)	-0.0065 (0.054)	-0.0046 (0.127)	0.0022 (0.458)	-0.0003 (0.918)
P4	-0.0146 (0.007)	0.0006 (0.902)	-0.0065 (0.224)	-0.0057 (0.206)	0.0005 (0.905)	-0.0021 (0.648)
P5	0.0046 (0.378)	0.0129 (0.015)	0.0090 (0.087)	-0.0014 (0.809)	0.0055 (0.314)	0.0035 (0.523)
SK	-0.0027 (0.209)	0.0027 (0.207)	0.0002 (0.931)	0.0003 (0.907)	0.0022 (0.309)	0.0010 (0.641)
SH	-0.0156 (0.000)	-0.0036 (0.180)	-0.0071 (0.010)	-0.0040 (0.112)	-0.0005 (0.842)	-0.0018 (0.491)
Positiv konsensus	0.0010 (0.394)	0.0033 (0.007)	0.0022 (0.064)	0.0012 (0.229)	0.0026 (0.012)	0.0021 (0.043)
Negativ konsensus	-0.0156 (0.000)	0.0058 (0.145)	0.0017 (0.673)	-0.0020 (0.598)	0.0036 (0.310)	0.0016 (0.655)

Denne siden er blank med overlegg.