



Nedsiderisiko og aksjeavkastning

En empirisk studie av tapsaversjon blant investorer på Oslo Børs

Knut Malthe Morris Bakke og Jørgen Endresen Høiås

Veileder: Jørgen Haug

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

I denne oppgaven studerer vi hvordan tapsaversjon reflekteres i aksjeavkastning på Oslo Børs. I henhold til teorien om tapsaversjon har investorer asymmetriske risikopreferanser, og bryr seg mer om tap enn de bryr seg om tilsvarende gevinst. Tapsaverse investorer vil følgelig kreve en premie for å holde aktiva med høy nedsiderisiko. Dette er ikke konsistent med kapitalverdimodellen, som tar utgangspunkt i mean-variance nytte, og følgelig antar at investorer har symmetriske risikopreferanser.

Vår oppgave er inspirert av studien til Ang et al. (2006), som fant en premie for nedsiderisiko i det amerikanske aksjemarkedet. Hovedformålet med denne oppgaven er å undersøke hvorvidt resultatene fra studien til Ang et al. (2006) er overførbare til det norske aksjemarkedet. Datamaterialet består av daglig aksjeavkastning for alle aksjer på Oslo Børs i perioden fra 1983 til 2020. Vi estimerer nedsiderisikoeksponering og risikopremier ved å benytte Fama-MacBeth regresjonsprosedyren.

Vi finner at aksjeavkastningen reflekterer en premie for nedsiderisiko på Oslo Børs. Risikopremien er signifikant når vi kontrollerer for anerkjente risikofaktorer fra litteraturen om verdipapirprising. Blant aksjene med vedvarende høy estimert nedsiderisiko foreligger det en høy konsentrasjon av oljeselskaper. Robusthetstestene våre tilsier imidlertid at premien for nedsiderisiko ikke er relatert til oljepriseeksponering, og dermed er relevant for aksjer utenfor oljeindustrien også.

Abstract

In this thesis, we study how loss aversion is reflected in stock returns at the Oslo Stock Exchange. According to theory on loss aversion, investors have asymmetric risk preferences and care more about downside losses than they care about upside gains. Loss averse investors should hence require a premium for holding assets with high downside risk. This is not consistent with the Capital Asset Pricing Model, which is based on mean-variance utility, and hence assumes that investors have symmetric risk preferences.

Our thesis is inspired by the study of Ang et al. (2006), who found a premium for downside risk in the U.S. stock market. In this thesis, we investigate whether the results from the study of Ang et al. (2006) are transferrable to the Norwegian stock market. The data material consists of daily stock returns for all stocks on Oslo Stock Exchange in the period from 1983 to 2020. We estimate downside risk exposures and risk premiums using the Fama-MacBeth regression procedure.

We find that the stock returns reflect a premium for downside risk on Oslo Stock Exchange. The risk premium is significant when controlling for other well-known risk factors from the asset pricing literature. Among the stocks with persistently high estimated downside risk, there is a high concentration of oil companies. However, our robustness tests suggest that the premium for downside risk is not related to oil price risk exposure, and hence relevant for non-oil stocks as well.

Forord

Denne masterutredningen representerer for oss slutten på fem fuktige år på det vakre Vestland. Ikke bare har det blitt en fuktig kveld i ny og ne, men vi har også vært så heldige at vi har fått opplevd Bergens våteste måned noensinne (BT, 2021). Vi har attpåtil tilegnet oss rikelig med kunnskap gjennom utallige timer på høyskolens lesesaler.

Arbeidet med oppgaven har vært både frustrerende og arbeidskrevende, men aller mest lærerikt. Det har gitt oss muligheten til å kombinere kunnskap fra flerfoldige studiepoeng, og fordype oss forholdsvis langt ned i finansens forunderlige verden. Vi vil takke vår veileder Jørgen Haug for innsiktsfull veiledning gjennom semesteret. Det rår liten tvil om at dette har vært avgjørende for at resultatet - forhåpentligvis - har blitt nokså brukbart.

Norges Handelshøyskole

Bergen, desember 2022

Knut Malthe Morris Bakke

Jørgen Endresen Høiås

Innhold

1	Innledning	1
1.1	Problemstilling	2
1.2	Oppgavens struktur	2
2	Bakgrunn	3
2.1	Nedsiderisiko	3
2.1.1	Kvantifisering av nedsiderisiko	4
2.2	Introduksjon til Ang et al. (2006)	4
2.3	Vårt bidrag til eksisterende litteratur	5
2.4	Oslo Børs	6
2.4.1	Nedgangstider	6
3	Data	7
3.1	Datainnhenting	7
3.1.1	Aksjeavkastning	7
3.1.2	Risikofri rente	7
3.1.3	Markedsavkastning	7
3.1.4	Risikofaktorer	8
3.2	Databehandling	9
3.3	Kombinering av data	9
3.4	Deskriptiv statistikk	10
3.4.1	Månedlig avkastning	10
3.4.2	Årlig aksjeavkastning	11
3.4.3	Antall aksjer	12
4	Metode	13
4.1	Fama-MacBeth to-steps regresjonsprosedyre	13
4.2	Estimering av faktoreksponeringer	13
4.2.1	Konstruksjon av markedsbetaestimerer	14
4.2.2	Konstruksjon av koskjevhetetsbeta	14
4.2.3	Estimering av andre betaer for kontrollformål	15
4.3	Estimering av risikopremier	16
4.4	Porteføljekonstruksjon	17
5	Resultater	18
5.1	Deskriptiv statistikk	18
5.1.1	Kjennetegn ved selskaper med lav og høy nedsidebeta	20
5.2	Porteføljeanalyse	21
5.3	Fama-MacBeth regresjonsanalyse	24
6	Robusthetstester	28
6.1	Utvikling i nedsiderisikopremie over tid	28
6.2	Oljepriseksponering som kontrollvariabel	29
6.3	Estimering av markedsbetaene	31
6.3.1	Verdivektet markedsportefølje	32
6.3.2	Global markedsportefølje	34

6.3.3	Null som grense mellom nedside og oppside	35
6.3.4	Utvidet estimeringsperiode	36
6.3.5	Oppsummering av robusthetstester for betaestimering	38
7	Konklusjon	39
7.1	Forslag til videre forskning	40
	Referanser	41
	Appendiks	44

Figurliste

3.1	Årlig aksjeavkastning (%) i perioden 1983-2020	11
3.2	Antall selskaper i datasettet, 1983-2020	12
6.1	Risikopremie for nedsiderisiko i perioden 1983-2020	28

Tabelliste

3.1	Deskriptiv statistikk for månedlig avkastning	10
5.1	Deskriptiv statistikk	18
5.2	Korrelasjonsmatrise	19
5.3	Selskaper med lav og høy estimert nedsidebeta	20
5.4	Kvintilporteføljer	22
5.5	Fama-MacBeth regresjonsanalyse	25
6.1	Deskriptiv statistikk for oljepriseeksponeringen	30
6.2	Fama-MacBeth regresjonsanalyse med oljepriseeksponering	31
6.3	Fama-MacBeth regresjonsanalyse med verdivektet indeks	33
6.4	Fama-MacBeth regresjonsanalyse med global indeks	34
6.5	Fama-MacBeth regresjonsanalyse med null som grense	36
6.6	Fama-MacBeth regresjonsanalyse med utvidet estimeringsperiode	37
6.7	Robusthetstester for nedsidebeta-porteføljer	38
A1	Fama-MacBeth Regresjonsanalyse for perioden 1983-2001	44
A2	Fama-MacBeth Regresjonsanalyse for perioden 2002-2020	45
A3	Kvintilporteføljer med verdivektet indeks	46
A4	Kvintilporteføljer med global indeks	47
A5	Kvintilporteføljer med null som grense	48
A6	Kvintilporteføljer med utvidet estimeringsperiode	49

1 Innledning

Sammenhengen mellom risiko og avkastning er et sentralt emne innenfor finansteori. Den mye anvendte kapitalverdimodellen (Sharpe, 1964) hensyntar risiko ved å forklare avkastningen til et aktivum ved samvariasjonen med markedsporteføljen, målt ved markedsbeta. Beta representerer systematisk risiko, som er en ikke-diversifiserbar risiko, til et aktivum. Ettersom beta vektlegger variasjon likt på tvers av nedgangsperioder og oppgangsperioder, behandler kapitalverdimodellen risiko symmetrisk. Teori om tapsaversjon beskriver imidlertid at individer har asymmetriske risikopreferanser, og vektlegger tap mer enn gevinst (Kahneman og Tversky, 1979). En tapsavers investor vil følgelig kreve en premie for å holde en aksje som faller mer i et nedadgående marked enn den stiger i et oppadgående marked. Tilsvarende vil en tapsavers investor være villig til å akseptere en rabatt for å holde en aksje som stiger mer i et oppadgående marked enn den faller i et nedadgående. Dette taler for at kapitalverdimodellen ikke fullgodt hensyntar alle relevante aspekter ved risiko, og at det kan være hensiktsmessig med en utvidelse.

Etter kapitalverdimodellens introduksjon har det blitt presentert flere forslag til hvordan man kan hensynta asymmetriske risikopreferanser. Blant disse forslagene er studien til Bawa og Lindenberg (1977), som viste hvordan man ved å konstruere en nedsidebeta og en oppsidebeta kan måle nedside- og oppsiderisiko, og ta høyde for dette ved å utvide kapitalverdimodellen. Nedsidebeta konstrueres ved å måle et aktivums samvariasjon med markedsporteføljen når markedets avkastning er under forventningsverdien. Ved å benytte dette målet kan man videre studere sammenhengen mellom nedsiderisiko og aksjeavkastning. Tilsvarende kan man studere oppsiderisiko ved å måle samvariasjon med markedsporteføljen når markedsavkastningen er over forventningsverdien.

Ang et al. (2006) gjennomførte en studie på nedsiderisiko i det amerikanske markedet for perioden 1963-2001. De konstruerte nedside- og oppsidebetaer slik de ble introdusert av Bawa og Lindenberg (1977) og viste at denne fremgangsmåten er konsistent med den tapsaverse nyttefunksjonen presentert av Gul (1991). Ang et al. (2006) fant at aksjer med høyere nedsidebeta i snitt har høyere avkastning, og estimerte en premie for nedsiderisiko på omtrent 6% årlig.

1.1 Problemstilling

Formålet med denne oppgaven er å studere hvorvidt det har foreligget en premie for nedsiderisiko blant aksjer på Oslo Børs i perioden 1983-2020. Vi gjør dette ved å estimere nedsiderisikoeksponeringen til aksjene over tidsperioden, og studerer sammenhengen mellom nedsiderisiko og avkastning. Metodikken vår følger Ang et al. (2006), og vi benytter Fama-MacBeth regresjonsanalyse, basert på Fama og MacBeth (1973). Det kontrolleres for et utvalg av anerkjente risikofaktorer for å skille ut effekten av nedsiderisiko. Vi gjør også tilsvarende analyse for å undersøke om det er priset inn en rabatt knyttet til oppsiderisiko.

Ang et al. (2006) viste at man historisk har blitt kompensert for å holde aksjer med høy nedsiderisiko i det amerikanske markedet. Motivasjonen bak denne oppgaven er å undersøke om Ang et al. (2006) sine funn er overførbare til det norske markedet, ved å studere om det foreligger en premie for nedsiderisiko på Oslo Børs. Det norske markedet er mye mindre enn det amerikanske og bærer preg av at det er sektorspesifikt, hvor energisektoren utgjør en stor andel. Det er følgelig ikke gitt at resultatene fra det amerikanske markedet er direkte overførbare til det norske markedet.

1.2 Oppgavens struktur

I kapittel 2 fremlegges det teoretiske grunnlaget for oppgaven, basert på eksisterende litteratur. I kapittel 3 beskriver vi datasettet som benyttes i analysen og hvordan det har blitt behandlet. I kapittel 4 beskrives metoden vi har benyttet for å analysere dataen, mens vi i kapittel 5 legger frem og diskuterer resultatene fra analysen. I kapittel 6 viser vi resultatene fra ulike robusthetstester som har blitt gjennomført for å teste reliabiliteten til resultatene våre. Til slutt presenterer vi vår konklusjon, samt anbefalinger til videre forskning, i kapittel 7.

2 Bakgrunn

Formålet med dette kapittelet er å gi en introduksjon til denne oppgavens teoretiske grunnlag. I første omgang introduserer vi konseptet om nedsiderisiko og hvordan det kvantifiseres i denne studien. Deretter gir vi en introduksjon til tidligere forskning av Ang et al. (2006), og presenterer hvordan denne studien bidrar til eksisterende litteratur. Etersom vår studie fokuserer på det norske markedet, vil vi til slutt gi en introduksjon til Oslo Børs.

2.1 Nedsiderisiko

Det har i flere år blitt forsket på hvordan nedsiderisiko prises inn i aksjemarkedet. Allerede for 70 år siden ble konseptet om “sikkerhet-først”-investorer introdusert av Roy (1952). Dette konseptet ble introdusert som en kritikk til det klassiske nytteforventningsteoremet fra Von Neumann og Morgenstern (1944), som sier at et rasjonelt individ tar valg basert på å maksimere forventet nytte. Ifølge sikkerhet-først-konseptet er investorer imidlertid mer opptatt av å minimere sannsynligheten for katastrofale utfall (Roy, 1952).

Allais (1953) viste senere, med Allais-paradokset¹, at nytteforventningsteoremet ikke gjelder i praksis, da individers valg ikke er konsistente med nyttemaksimering. Paradokset viser også at individer tenderer å tillegge et totalt fravær av risiko uforholdsmessig stor verdi sammenlignet med en veldig liten risiko for å tape. Dette er i likhet med konseptet om sikkerhet-først-investorer et eksempel på at individer har asymmetriske risikopreferanser, noe som ikke hensyntas ved nytteforventningsteoremet.

Allais-paradokset danner grunnlaget for flere teorier innenfor adferdsøkonomi, hvorav en av de mest kjente er Kahneman og Tverskys prospektteori. Prospektteorien introduserer konseptet om tapsaversjon; når et tap veier tyngre enn en tilsvarende gevinst (Kahneman og Tversky, 1979). Dette impliserer at en investor føler et større tap ved å tape én krone enn tilsvarende glede av å tjene én krone. En slik asymmetrisk risikopreferanse kan

¹Allais-paradokset kan illustreres ved følgende lotterieksempel: Et individ må først velge mellom (A1) motta 1 million sikkert eller (B1) motta 5 millioner, 1 million eller ingenting med henholdsvis 10%, 89% og 1% sannsynlighet. Deretter må individet velge mellom (A2) å motta 1 million med 11% sannsynlighet og ingenting ellers, og (B2) motta 500 millioner med 10% sannsynlighet og ingenting ellers. Forventet nytte teori impliserer at individer som velger A1 også vil velge A2. Eksperimenter viser imidlertid at de fleste som velger A1 likevel velger B2, og dermed går fra det sikreste alternativet til det mest risikable.

representeres ved en nyttefunksjon som er konkav for gevinst og konveks for tap, samt brattere for tap enn gevinst.

2.1.1 Kvantifisering av nedsiderisiko

Kapitalverdimodellen (Sharpe, 1964) er en mye benyttet modell til beregning av avkastningskravet til et aktivum. Ifølge modellen forklares avkastningen til et aktivum av samvariasjonen med markedsporteføljen, målt ved markedsbeta. Beta representerer den systematiske risikoen til et aktivum, som er ikke-diversifiserbar. Modellen tar utgangspunkt i at investorer er risikoaverse og derfor krever å bli kompensert i form av høyere avkastning for å holde aktiva med høyere beta. Markedsbetaen i kapitalverdimodellen vektlegger perioder med negativ og positiv markedsavkastning likt, og behandler følgelig nedside- og oppsiderisiko symmetrisk.

Asymmetriske risikopreferanser kan hensyntas ved å utvide kapitalverdimodellen med oppside- og nedsidebetaer, som foreslått av Bawa og Lindenberg (1977). Hvis verdien av et aktivum tenderer til å ha større negativ avkastning i et nedadgående marked enn tilsvarende positiv avkastning i et oppadgående marked, vil det være lite attraktivt for en investor å holde. Dette fordi aktivumet gir spesielt lav avkastning i dårligere tider, når investorenes velferd er lav. Dersom investorer er tapsaverse vil de dermed kreve en premie for å holde aksjer med høy nedsiderisiko. På den andre siden vil det være aktuelt med en rabatt for aktiva med høy oppsiderisiko relativt til nedsiderisikoen, som altså gjør det spesielt bra i et oppadgående marked. Ved å utvide kapitalverdimodellen med nedside- og oppsidebeta kan vi undersøke hvorvidt det foreligger en asymmetrisk prising av risiko.

2.2 Introduksjon til Ang et al. (2006)

Ang et al. (2006) studerte prisingen av aksjer med hensyn til nedsiderisiko ved å konstruere nedsidebetaer for selskaper i det amerikanske aksjemarkedet, i perioden 1963-2001. Forskningen deres tok utgangspunkt i nyttefunksjonen til en rasjonell agent slik den ble presentert av Gul (1991)². I denne nyttefunksjonen legges det til grunn at investorer er tapsaverse og legger større vekt på tap enn tilsvarende gevinst. Ang et al. (2006)

²Gul (1991) tar utgangspunkt i prospektteorien til Kahneman og Tversky (1979), men benytter begrepet "skuffelsesaversjon" istedenfor tapsaversjon. Skuffelsesaversjon legger til grunn at investorer vektlegger tap relativt mer enn gevinst, og representerer dermed en form for tapsaversjon.

konstruerte nedsidebeta slik den først ble introdusert av Bawa og Lindenberg (1977), ved å måle samvariasjon med markedet i perioder hvor det er fallende. I studien fant Ang et al. (2006) at investorer legger mer vekt på nedsiderisiko og krever kompensasjon for å eie aksjer som er sensitive til nedadgående markedsbevegelser. De fant en signifikant sammenheng mellom nedsidebeta og avkastning, og estimerte en premie for nedsiderisiko i det amerikanske markedet på 6% årlig.

Atilgan et al. (2018) gjennomførte en tilsvarende studie med et globalt datasett, men fant ingen premie for nedsiderisiko målt ved nedsidebeta. De argumenterte dermed for at funnene til Ang et al. (2006) synes å skyldes markedsspesifikke forhold ved det amerikanske aksjemarkedet. To år senere repliserte Atilgan et al. (2020) studien til Ang et al. (2006) med amerikanske aksjer, men med en lengre tidsperiode. Heller ikke i denne studien fant Atilgan et al. (2020) noen signifikant nedsiderisikopremie da de kontrollerte for andre risikofaktorer. Atilgan et al. (2020) hevdet derfor at funnene til Ang et al. (2006) ikke holder ved inkludering av relevante kontrollvariabler.

2.3 Vårt bidrag til eksisterende litteratur

Den største forskjellen på vår studie og studiene til Ang et al. (2006) og Atilgan et al. (2018) er at vi benytter andre data, både med hensyn til geografi og tidsperiode. Atilgan et al. (2018) gjennomførte en global studie på nedsidebeta for å avdekke om tidligere resultater fra det amerikanske markedet skyldes markedsspesifikke faktorer. Det norske markedet inngår i Atilgan et al. (2018) sin globale studie, som en del av en markedsvektet verdensportefølje³. En slik global studie vil imidlertid ikke avdekke om Ang et al. (2006) sine resultater er direkte overførbare til et annet marked. Etersom Oslo Børs utgjør en liten andel av verdensporteføljen, vil det være interessant å fokusere utelukkende på det norske markedet. Dette for å undersøke om det er en sammenheng mellom nedsiderisiko og aksjeprising på Oslo Børs, og hvorvidt denne sammenhengen holder når man kontrollerer for andre risikofaktorer.

³Verdensporteføljen dekker 51 land, herunder 24 utviklede og 27 fremvoksende markeder.

2.4 Oslo Børs

Siden 2016 har Oslo Børs bestått av tre markeder: Hovedlisten, Euronext Expand og Euronext Growth. I denne studien benytter vi kun data for selskaper på hovedlisten og vil omtale denne som Oslo Børs. Et særtrekk ved Oslo Børs er at børsen er dominert av et fåtall store selskaper (Næs et al., 2007). I 2020 utgjorde de fire største selskapene 36% av den totale markedsverdien på Oslo Børs (Ødegaard, 2021). Et annet særtrekk er at selskapene er konsentrert innenfor få sektorer. Energi- og finanssektoren⁴ utgjorde i perioden 2010-2020 til sammen over 50% av den totale markedsverdien på Oslo Børs, hvor energisektoren alene utgjorde 34%.

De største selskapene innenfor energisektoren er oljerelaterte selskaper og Oslo Børs blir derfor ofte omtalt som en oljetung børs. Næs et al. (2007) finner at det er en positiv korrelasjon mellom oljeprisen og utviklingen til Oslo Børs. Johansen (2020) estimerte imidlertid at børsens relasjon til olje ikke er veldig sterk, og at en 10% økning i oljeprisen samsvarer med en 3% økning på Oslo Børs⁵. Dette kan forklares av at det er positiv samvariasjon mellom oljeprisen og den norske kronen. Når oljeprisen faller, så faller kronekursen, noe som tjener norsk eksportvirksomhet. Dette medfører at de eksportavhengige selskapene på Oslo Børs typisk stiger når oljeselskapene faller, og motsatt. Som en liten åpen økonomi er internasjonale makroøkonomiske forhold viktig for norsk økonomi (Norman, 2010). Utviklingen på Oslo Børs påvirkes dermed av den økonomiske tilstanden til Norges viktigste handelspartnere.

2.4.1 Nedgangstider

Ved en studie av nedsiderisiko er det sentralt at tidsperioden benyttet i studien inneholder observasjoner fra nedgangsperioder. Vår studie inkluderer data fra Oslo Børs i perioden fra 1983 til 2020, og i denne perioden har det vært flere perioder med større nedgang. De mest kjente periodene er bankkrisen på starten av 90-tallet, dotcom-boblen like etter årtusenskiftet, finanskrisen i 2008, oljeprisfallet i 2014 og koronapandemien i 2020 (Grytten og Hunnes, 2016). Etttersom vårt datasett slutter i november 2020 får vi riktignok ikke fanget opp det fulle omfanget av koronapandemiens innvirkning på Oslo Børs.

⁴Global Industry Classification Standard (GICS)

⁵Målt i perioden 2011-2020, med OSEBX som indeks.

3 Data

3.1 Datainnhenting

3.1.1 Aksjeavkastning

For å beregne markedsbetaestimer har vi innhentet daglig avkastning for alle selskaper notert på Oslo Børs fra Universitetet i Tromsøs database, Titlon (2022). Databasen inneholder data for selskaper som er notert på hovedlisten, men ikke Euronext Growth eller Expand. Ved å kun studere aksjer fra hovedlisten reduserer vi illikviditetseffekter av små selskaper (Ang et al., 2006), ettersom det er høyere krav til markedsverdi og fri flyt for å noteres på hovedlisten enn Euronext Growth og Expand (Bjørnerud og Kristiansen, 2019). Det opprinnelige datasettet inneholder daglige avkastningstall i perioden fra 1980 til 2020. Før filtrering gir dette et datasett med totalt 1,643,742 observasjoner av daglig avkastning, fordelt på 881 unike ISIN-nummer⁶.

3.1.2 Risikofri rente

Siden studien omhandler det norske markedet, har vi benyttet en norsk risikofri rente (Kaldestad, 2016). Den risikofrie renten vi har benyttet er Nowa⁷, som er hentet fra Titlon (2022). Nowa er renten på usikrede overnattelån i norske kroner mellom banker som er aktive i det norske overnattenmarkedet (Norges Bank, 2022). Nowa anses som tilnærmet risikofri, og blir i motsetning til Nibor ikke påvirket av kreditt- og likviditetsrisiko eller forventninger om fremtidig renteutvikling (Norges Bank, 2020).

3.1.3 Markedsavkastning

Vi har valgt å benytte en likevektet markedsportefølje til å estimere markedsrisikoeksponeringen til aksjene i denne studien. Denne er beregnet ved å ta gjennomsnittet av avkastningen til alle aksjene i datasettet for hver enkelt dag. Det er to årsaker til at vi har benyttet likevektet markedsavkastning istedenfor en verdivektet indeks, som for eksempel OSEBX eller OSEAX. For det første er Oslo Børs dominert av

⁶ISIN-nummer er en kode som benyttes over hele verden for å identifisere spesifikke verdipapirer (ISIN, 2022).

⁷Norwegian Overnight Weighted Average

et fåtall selskaper, deriblant Equinor⁸, som har veldig stor påvirkning på avkastningen til verdivektede indekser (Lund og Løvås, 2018). I tillegg har Bartholdy og Peare (2005) vist at bruk av likevektede indekser gir de beste estimatene på faktoreksponeringer og fremtidig avkastning.

Vi har imidlertid også innhentet verdivektet markedsavkastning, fra Amadeus (2022), og benyttet dette til robusthetssjekk av resultatene i kapittel 6. Til dette formålet er det benyttet en kombinasjon av TOTX og OSEAX, ettersom TOTX kun er tilgjengelig frem til 2002, og OSEAX kun fra 1995. Titlon tilbyr også daglig verdivektet markedsavkastning for Oslo Børs, men vi valgte å ikke bruke denne siden den inneholder noen ekstreme observasjoner, deriblant en høyeste verdi på 85% daglig avkastning. Alternativt kunne vi konstruert en verdivektet markedsportefølje på egenhånd, ved å benytte data på avkastning og markedsverdi for selskapene i datasettet. Markedsverdiene fra Titlon stemmer imidlertid ikke overens med observerte markedsverdier fra Bloomberg (2022), og vi har derfor valgt å ikke konstruere markedsporteføljen selv⁹.

Vi har i tillegg innhentet avkastningsdata for MSCI World¹⁰, som er benyttet til robusthetssjekk i seksjon 6.3.2, fra Bloomberg (2022).

3.1.4 Risikofaktorer

Vi har innhentet månedlig data for Fama-French-faktorene; størrelse og verdi, samt tilleggsfaktorene momentum og likviditet, fra professor Bernt Arne Ødegaards nettside (Ødegaard, 2022). Disse er basert på avkastningsdata fra Oslo Børs, og er tilgjengelige for perioden 1983-2020. Fama-French-faktorene, størrelse (SMB) og verdi (HML), er beregnet i henhold til Fama og French (1992). De to tilleggsfaktorene, momentum (UMD) og likviditet (LIQ), følger metodikken til henholdsvis Carhart (1997) og Amihud (2002).

⁸Tidligere Statoil

⁹Markedsverdier kan regnes ut med antall utestående aksjer og priser, tilgjengelig hos Amadeus. Via Amadeus har vi maksimalt tilgang til 50,000 observasjoner uten utvidet tilgang som tidligere kunne fås ved forespørsel. NHH har imidlertid valgt å ta i bruk plattformen Titlon for levering av børsdata fremover, noe som medførte at vi ikke fikk tilgang til tilstrekkelig antall observasjoner fra Amadeus.

¹⁰MSCI World er en global indeks, som har til hensikt å kunne benyttes til sammenligninger på tvers av regioner, sektorer, og størrelser. Indeksen er verdivektet og dekker både utviklede og fremvoksende markeder.

3.2 Databehandling

Datasettet fra Titlon (2022) inneholder en rekke ulike aksjeklasser, hvorav vi kun har valgt å beholde verdipapirer kategorisert som “Ordinære aksjer”, “A-aksjer” og “B-aksjer”, og ekskludert øvrige. Disse tre kategoriene utgjør omtrent 93% av observasjonene i datasettet. Ved denne filtreringen har vi blant annet utelatt børsnoterte fond (ETF), som ikke er direkte sammenlignbare med vanlige aksjer. Vi har også ekskludert alle egenkapitalbevis¹¹ ettersom disse har distinkte forskjeller fra vanlige aksjer (Fiskerstrand, 2015). Egenkapitalbevis ble først innført i 1988, og sparebanker ble frem til dette klassifisert som aksjer. For å øke konsistensen i datasettet har vi derfor ekskludert sparebanker manuelt i perioden fra 1983 til 1988.

Videre eksisterer det flere duplikatverdier av daglig aksjeavkastning i rådataen fra Titlon (2022). Dette skyldes at Titlon klassifiserer noen selskaper innenfor flere sektorer samtidig. Vi har fjernet disse duplikatene for å unngå at samme selskap står oppført med flere observasjoner for avkastning per dag.

Den daglige risikofrie renten fra Titlon (2022), Nowa, er kun tilgjengelig fra og med 1983, og vi har derfor ekskludert alle observasjoner før 1983 fra datasettet. Ferdig filtrert består datasettet vårt med aksjeavkastning, risikofri rente og markedsdata av 1,230,696 daglige observasjoner i perioden fra februar 1983 til november 2020.

3.3 Kombinering av data

Datasettet vårt med risikofri rente, aksjeavkastning og markedsavkastning, som beskrevet i seksjon 3.1.2, 3.1.1 og 3.1.3, består av daglige observasjoner. Årsaken til at vi har benyttet så høy frekvens, skyldes i første omgang måten nedside- og oppsidebeta er beregnet på, noe som forklares i seksjon 4.2.1. Dersom man hadde benyttet avkastningsdata med lavere frekvens, eksempelvis månedlig, ville man i mange tilfeller fått et veldig tynt datagrunnlag for estimeringen. Ang et al. (2006) benyttet også daglig avkastning i estimeringen av markedsbetaverdier, grunnet at det gir lavere standardfeil og høyere statistisk styrke, ettersom selskapsbetaer kan variere over tid.

Til estimering av risikopremier har vi imidlertid benyttet et datasett med månedlige

¹¹Egenkapitalbevis, tidligere grunnfondsbevis, er en aksjeklasse som benyttes av sparebanker.

observasjoner, som tar utgangspunkt i verdiene fra det daglige datasettet. I tillegg til å konvertere de daglige observasjonene til månedlige, har vi inkludert risikofaktorene fra Ødegaard (2022). Vi kunne benyttet daglige observasjoner her også, noe som altså ville gitt høyere statistisk styrke. Daglige observasjoner har imidlertid et større bias enn månedlige, og vi anser det derfor som hensiktsmessig å benytte månedlige når vi har tilstrekkelig datagrunnlag til dette. Årsaken til at det oppstår bias ved daglig måling er at manglende observasjoner, grunnet dager uten handel, trekker betaestimaterne mot én (Damodaran, 2013).

3.4 Deskriptiv statistikk

3.4.1 Månedlig avkastning

Det ferdig behandlede månedlige datasettet består av 70,451 observasjoner over 454 måneder i perioden fra februar 1983 til november 2020. Tabell 3.1 viser deskriptiv statistikk for månedlig aksjeavkastning, markedsavkastning og risikofri rente. Gjennomsnittlig månedlig avkastning for aksjer og markedet er begge 1.13%. Dette følger av at markedsporteføljen er konstruert ved å vekte aksjeavkastningene likt. Vi observerer samtidig at markedet har betydelig lavere standardavvik og ekstremverdier enn enkeltaksjer. Dette er også gjeldende for den risikofrie renten som har et relativt lavt standardavvik i forhold til de to andre klassene.

Tabell 3.1: Deskriptiv statistikk for månedlig avkastning

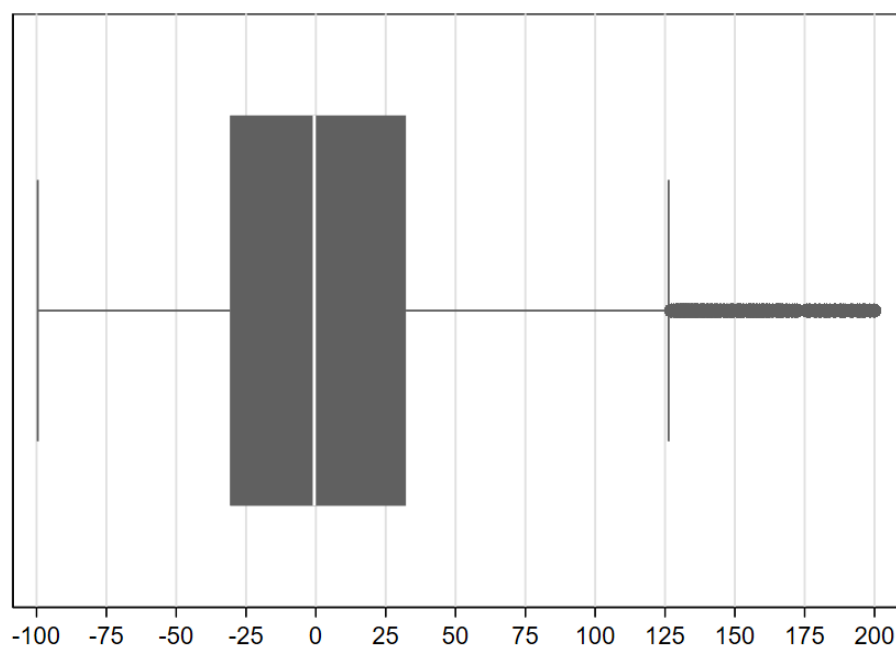
	Snitt(%)	Median(%)	Std. Avvik(%)	Min(%)	Max(%)	Obs.
Aksjeavkastning	1.13	0.00	18.20	-96.78	824.00	70,451
Markedsavkastning	1.13	1.23	6.61	-23.26	23.68	70,451
Risikofri rente	0.44	0.34	0.34	0.01	2.07	70,451

Tabell 3.1 viser månedlig aksjeavkastning, markedsavkastning og risikofri rente i perioden fra februar 1983 til november 2020. Aksjeavkastningen er snittet av alle aksjer på hovedlisten på Oslo Børs, bortsett fra egenkapitalbevis. Markedsavkastningen er likevektet og beregnet slik som beskrevet i seksjon 3.1.3. Risikofri rente er Nowa, som beskrevet i seksjon 3.1.2.

3.4.2 Årlig aksjeavkastning

Årlig aksjeavkastning, som er beregnet basert på den månedlige avkastningen, er i gjennomsnitt 14.24%. Årsaken til at dette er så høyt er at aksjeavkastningen har en positiv skjev fordeling, med flere ekstreme observasjoner. Dette illustreres med et boksplott i figur 3.1. Den årlige medianavkastningen er 0.75%, mens første og tredje kvartil er henholdsvis -29.75% og 35.82%. Boksplottet tydeliggjør at det i hovedsak er de høye uteliggerne som forårsaker den store differansen mellom snittet og medianen, ettersom mesteparten av observasjonene er relativt symmetrisk fordelt.

Figur 3.1: Årlig aksjeavkastning (%) i perioden 1983-2020

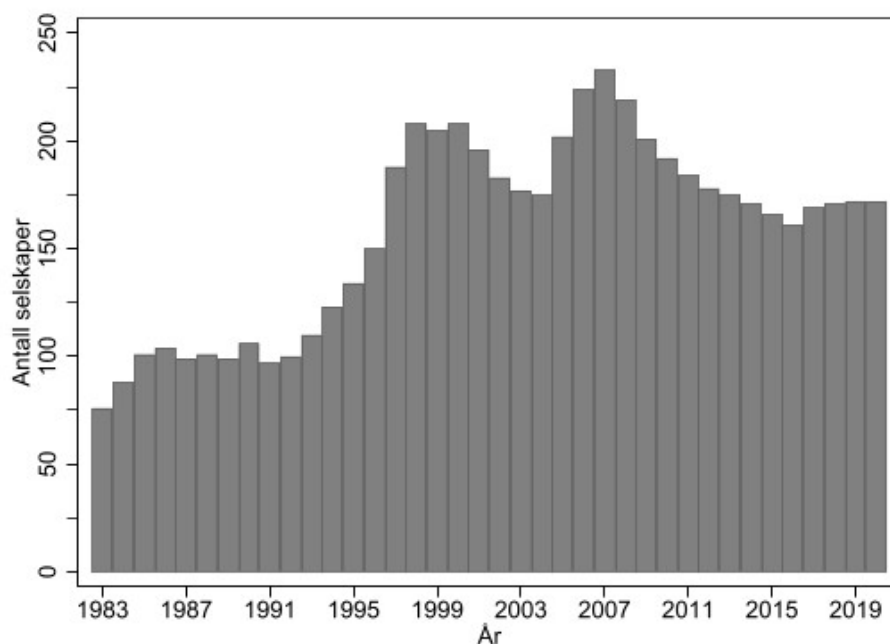


Figur 3.1 er et boksplott som illustrerer årlig aksjeavkastning i prosent for aksjer på Oslo Børs i perioden fra 1983 til 2020. Øvre og nedre grense for den grå boksen er henholdsvis 3. og 1. kvartil. De mørke prikkene illustrerer ekstreme observasjoner. Grafen er begrenset til å kun vise verdier mellom -100% og 200%, hvor 97.3% av observasjonene ligger.

3.4.3 Antall aksjer

Figur 3.2 viser antall selskaper i datasettet per år. Antallet ligger hele veien noe under faktisk antall aksjer på hovedlisten grunnet ekskluderingen av egenkapitalbevis. Gjennomsnittlig antall selskaper i datasettet før år 2000 er 127, mens gjennomsnittlig antall selskaper etter årtusenskiftet er 186. Grunnet den oppadgående trenden i antall selskaper, øker også antall observasjoner i datasettet. Følgelig vil de senere årene i tidsperioden i snitt bli tillagt mer vekt i analysen relativt til de første årene.

Figur 3.2: Antall selskaper i datasettet, 1983-2020



Figur 3.2 viser antall selskaper per år i datasettet i perioden 1983-2020. På det meste er det 233 selskaper i datasettet, i år 2007, og på det minste er det 76 selskaper, i år 1983.

4 Metode

4.1 Fama-MacBeth to-steps regresjonsprosedyre

Fama-MacBeth regresjonsprosedyren ble introdusert av Fama og MacBeth (1973), da de testet relasjonen mellom avkastning og risiko for amerikanske aksjer. Metoden benyttes til å studere hvordan ulike risikofaktorer, som eksempelvis nedside- og oppsidebeta, henger sammen med avkastningen til ulike aktiva. Prosedyren består av to steg; (1) estimere faktoreksponeringen til aksjene, og (2) estimere risikopremier for faktorene.

4.2 Estimering av faktoreksponeringer

Formålet med det første steget i regresjonsprosedyren er å estimere faktoreksponeringen til hver enkelt aksje mot alle de aktuelle risikofaktorene, representert ved betaestimer (β). Faktoreksponeringene estimeres ved å gjøre en regresjon med aktivaenes meravkastning¹² som avhengig variabel og risikofaktorene som uavhengige variabler, strukturert på følgende måte:

$$R_t^i = \alpha^i + \beta_{F_1}^i F_{1,t} + \epsilon_t^i \quad (4.1)$$

Likning (4.1) viser strukturen ved én faktor, som utvides ved å legge til flere ledd tilsvarende $\beta_{F_1}^i F_{1,t}$. Denne estimeringen gjøres for hvert enkelt aktivum - altså estimerer man faktoreksponeringen til hver enkelt aksje mot hver risikofaktor.

De mest sentrale risikofaktorene i denne studien er systematisk nedside- og oppsiderisiko, målt ved henholdsvis nedside- og oppsidebetaer. I tillegg er en rekke andre risikofaktorer hensyntatt for å kontrollere for andre forhold som kan påvirke avkastningen. Faktorene vi har kontrollert for er vanlig systematisk risiko mot markedet, størrelse (SMB), verdi (HML), momentum (UMD), likviditet (LIQ) og koskjevhet (Coskew). Konstruksjonen av alle de nevnte risikofaktorene forklares i påfølgende seksjoner.

¹²Meravkastning er avkastning fratrukket risikofri rente, også kalt "excess return". Notasjonen vi benytter tar utgangspunkt i $R_t^i = r_t^i - r_t^f$, hvor R_t^i er meravkastning, r_t^i er aktivumets avkastning og r_t^f er risikofri rente.

4.2.1 Konstruksjon av markedsbetaestimater

Estimeringen av markedsbetaer, både vanlig¹³, nedside og oppside, følger Ang et al. (2006), som igjen tar utgangspunkt i definisjonen av beta fra Sharpe (1964), samt Bawa og Lindenberg (1977). Vanlig beta, nedsidebeta, og oppsidebeta er beregnet basert på daglige observasjoner av aksje- og markedsavkastning. For hver måned er det beregnet en beta for hver enkeltaksje, basert på de foregående 12 månedene¹⁴. Beta (β) er beregnet ved følgende formel:

$$\beta_t^i = \frac{Cov_{t-365,t}(R^i, R^m)}{Var_{t-365,t}(R^m)} \quad (4.2)$$

der R^m og R^i er henholdsvis markeds- og aksjeavkastningen fratrukket risikofirente. Dette gir tilsvarende estimat som en lineær regresjon med aksjeavkastningen som avhengig variabel og markedsavkastningen som uavhengig variabel. Nedsidebeta (β^-) og oppsidebeta (β^+) er konstruert basert på tilsvarende formel, men med betingelser på forventet markedsavkastning (μ^m), som er beregnet ved gjennomsnittet for perioden.

$$\beta_t^{-i} = \frac{Cov_{t-365,t}(R^i, R^m | R^m < \mu^m)}{Var_{t-365,t}(R^m | R^m < \mu^m)} \quad (4.3)$$

$$\beta_t^{+i} = \frac{Cov_{t-365,t}(R^i, R^m | R^m > \mu^m)}{Var_{t-365,t}(R^m | R^m > \mu^m)} \quad (4.4)$$

Nedsidebeta hensyntar kun observasjoner på dager hvor markedsavkastningen er under forventningsverdien (μ^m), mens oppsidebeta hensyntar dagene hvor markedsavkastningen er over forventningsverdien.

4.2.2 Konstruksjon av koskjevhetsbeta

Koskjevhet, her relativt til markedet, er et mål på skjevheten til et aktivums avkastning relativt til markedsporteføljens avkastning (Kraus og Litzenberger, 1976). Betaen vi har estimert med hensyn til koskjevhet, koskjevhetsbeta, kalles også markedsgamma i tidligere litteratur. Harvey og Siddique (2000) fant at koskjevhet bidrar til å predikere fremtidig

¹³Med begrepet “vanlig beta” mener vi nøytral markedsbeta fra kapitalverdimodellen av Sharpe (1964).

¹⁴Et år tilsvarer omtrent 250 handelsdager.

avkastning. Ettersom koskjevhet i likhet med nedsiderisiko beror på en asymmetrisk sannsynlighetsfordeling for avkastningen, kan det tenkes at koskjevheten til et aktivums avkastning fanger opp den samme effekten som vi ønsker å estimere i denne studien. Det er derfor særlig sentralt å kontrollere for koskjevhet når vi undersøker prisingen av nedsiderisiko.

Koskjevhetsbetaene er estimert på lignende måte som markedsbetaene over, altså ved hjelp av den matematiske definisjonen, som vist i likning (4.5), istedenfor ved regresjon. Formelen for koskjevhet følger Kraus og Litzenberger (1976):

$$\beta_{KS}^i = \frac{(R_{t-365,t}^m - \mu^m)^2 (R_{t-365,t}^i - \mu^i)}{(R_{t-365,t}^m - \mu^m)^3} \quad (4.5)$$

I likhet med konstruksjonen av markedsbetaer er det også for koskjevhet beregnet en koskjevhetsbeta for hver måned, basert på daglige observasjoner det foregående året.

4.2.3 Estimering av andre betaer for kontrollformål

I tillegg til markedsbeta fra Sharpe (1964) og koskjevhetsbeta fra Kraus og Litzenberger (1976), har vi estimert flere andre faktoreksponeringer for aksjene i datasettet, som også vil benyttes som kontrollvariabler videre. Vi har beregnet eksponeringen mot størrelse (SMB), og verdi (HML), begge utledet av Fama og French (1992). I tillegg er momentum (UMD) og likviditet (LIQ) hensyntatt, basert på henholdsvis Carhart (1997) og Amihud (2002).

Aksjenes faktoreksponeringer er estimert ved å gjøre følgende regresjon, hvor SMB, HML, UMD og LIQ representerer indekser for Oslo Børs:

$$R_t^i = \alpha^i + \beta_{SMB}^i SMB_t + \beta_{HML}^i HML_t + \beta_{UMD}^i UMD_t + \beta_{LIQ}^i LIQ_t + \beta^i R_t^m + \epsilon_t^i \quad (4.6)$$

Denne estimeringen er basert på månedlige observasjoner for meravkastning og indeksene, jamfør seksjon 3.3. I tillegg til SMB, HML, UMD og LIQ, er markedsavkastningen (R^m) også inkludert som uavhengig variabel i regresjonsmodellen. Som beskrevet over er markedsbeta allerede estimert for aksjene, basert på daglige observasjoner, så estimatet

basert på månedlige observasjoner benyttes ikke videre i steg 2 av regresjonsprosedyren. Grunnlaget for at markedsavkastningen er inkludert som variabel her er imidlertid å kontrollere for svingninger i markedet, og dermed kunne estimere faktoreksponeringen mot de andre variablene mer presist. Dette samsvarer med Fama og French (1992), Carhart (1997) og Amihud (2002), som også kontrollerte for markedsavkastningen da de estimerte disse faktoreksponeringene.

Årsaken til at vi ikke har kontrollert for nedsiderisiko, oppsiderisiko og koskjevhet, er at alle disse baserer seg på markedsavkastningen. Dersom vi eksempelvis skulle kontrollert for nedsiderisiko eksplisitt, måtte vi inkludert markedsavkastningen for dager hvor den er under forventningsverdien som en egen variabel. Denne variabelen ville dermed vært perfekt korrelert med markedsavkastningen, som allerede er inkludert som kontrollvariabel, og følgelig bryte med forutsetningene for lineær regresjon (Wooldridge, 2015).

4.3 Estimering av risikopremier

I andre steg i regresjonsprosedyren fra Fama og MacBeth (1973) benyttes de estimerte faktoreksponeringene fra steg 1 som uavhengige variabler, i en regresjon med aksjenes meravkastning (R^i) som avhengig variabel:

$$R_t^i = \gamma_{t,0} + \gamma_{t,1}\hat{\beta}_{F_1}^i + \epsilon_t^i \quad (4.7)$$

På tilsvarende måte som i steg 1-regresjonen beskrevet over viser likning (4.7) strukturen ved én faktor, som utvides til å inkludere flere faktorer ved å legge til tilsvarende variabler. Denne regresjonen utføres med data på tvers av hver tidsperiode, altså måned, i datasettet. Koeffisientene, her kalt gamma (γ), beregnes ved å ta gjennomsnittet av de estimerte koeffisientene for hver tidsperiode.

Gammaestimatene kan tolkes som de gjennomsnittlige risikopremiene tilknyttet én enhets eksponering for hver faktor, på tvers av tidsperiodene. En positiv risikopremie impliserer at investorer i gjennomsnitt krever å bli kompensert for å være eksponert mot denne risikopremien. På den andre siden vil en negativ risikopremie, altså en rabatt, implisere at investorer i gjennomsnitt vil være villig til å akseptere lavere avkastning for faktoreksponeringen.

4.4 Porteføljekonstruksjon

Vi har med utgangspunkt i estimatene fra første steg i Fama-MacBeth regresjonsprosedyren konstruert kvintilporteføljer for å illustrere og undersøke forskjeller i avkastning for aksjer med ulike markedsbetaer. Ved starten av hver måned er alle aksjene sortert i fem porteføljer, med tilnærmet likt antall aksjer, basert på ulike karakteristika de foregående 12 månedene. Vi sammenligner så meravkastningen til de fem porteføljene med ulik eksponering mot gitte faktor. Det er benyttet årlig avkastning istedenfor månedlig for å gjøre resultatene sammenlignbare med tidligere studier, deriblant Ang et al. (2006). Det er også beregnet differansen mellom kvintil 5, som har høy eksponering, og kvintil 1, som har lav eksponering. Denne differansen viser den årlige avkastningen en investor som er lang i kvintilportefølje 5 og kort i kvintilportefølje 1 ville oppnådd over tidsperioden. For å vurdere hvorvidt differansen er signifikant forskjellig fra null har vi benyttet vi en t-test, som utledet av Gosset, også kjent som Student (1908).

Til dette formålet har vi, i tillegg til nedside- og oppsidebetaene definert over, estimert relative nedside- og oppsidebetaer:

$$\text{Relativ } \beta_t^{-i} = \beta_t^{-i} - \beta_t^i \quad (4.8)$$

$$\text{Relativ } \beta_t^{+i} = \beta_t^{+i} - \beta_t^i \quad (4.9)$$

Hensikten med de relative beta-estimatene er å skille ut effekten av nedside- og oppsidebeta fra vanlig beta. Relativ nedsidebeta kan tolkes som differansen mellom hvor mye aksjen svinger i takt med markedsporteføljen i dårlige tider, og hvor mye den svinger i takt med markedsporteføljen generelt. For relativ oppsidebeta er tolkningen tilsvarende, men da med gode istedenfor dårlige tider, hvor “gode” og “dårlige” er definert som perioder hvor markedet har henholdsvis høyere og lavere avkastning enn gjennomsnittlig.

5 Resultater

5.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 5.1 presenterer deskriptiv statistikk for alle de uavhengige variablene som benyttes i analysen. For variablene er det beregnet antall observasjoner, gjennomsnitt, standardavvik, 25. persentil, 50. persentil (median), 75. persentil, minimumsverdi og maksimumsverdi. Alle disse målene er beregnet på tvers av alle selskapene og tidsperiodene i utvalget.

Tabell 5.1: Deskriptiv statistikk

	Obs.	Snitt	Std. Avvik	p25	p50	p75	Min	Maks
β	69,931	1.01	0.84	0.55	0.87	1.29	-0.88	5.42
β^-	69,687	1.00	1.29	0.50	0.89	1.34	-3.43	7.95
β^+	69,776	1.01	1.46	0.37	0.86	1.45	-3.76	8.21
β^{SMB}	70,395	0.50	0.56	0.14	0.39	0.81	-0.90	2.13
β^{HML}	70,395	0.11	0.45	-0.09	0.13	0.32	-1.52	1.40
β^{UMD}	70,395	-0.05	0.31	-0.17	-0.02	0.11	-1.07	1.00
β^{LIQ}	70,395	-0.00	0.05	-0.01	-0.00	0.00	-0.27	0.21
β^{Coskew}	70,451	1.10	24.07	-1.61	0.57	3.65	-122.59	121.05

Tabell 5.1 viser deskriptiv statistikk for faktoreksponeringene til aksjene, representert ved betaestimer. Konstruksjonen av disse er beskrevet i seksjon 4.2. Kolonnene p25, p50 og p75 viser persentiler.

De tre ulike markedsbetaene, vanlig, nedside og oppside, har alle et gjennomsnitt på omtrent 1. Dette følger av at vi studerer hele markedet, og at vi har beregnet avkastningen til den likevektede markedsporteføljen med utgangspunkt i datagrunnlaget vårt. De tre øverste variablene, som er beregnet med utgangspunkt i markedsporteføljen vil derfor være mekanisk lik 1, og avviket skyldes kun avrundingsfeil. Standardavviket til vanlig, nedside- og oppsidebeta er henholdsvis 0.84, 1.29 og 1.46. Sammenlignet med Ang et al. (2006), som rapporterte 0.55, 0.74 og 0.84, har vi tydelig større spredning i betaestimatene. Årsaken til dette er, i hvert fall delvis, at Ang et al. (2006) ekskluderte alle aksjer hvor volatiliteten ble rangert i den øverste kvintilen, altså topp 20%. Vi kan videre observere at det foreligger ekstreme minimums- og maksimumsverdier for markedsbetaene. Persentilene

viser imidlertid at flesteparten av markedsbetaestimaterne er konsentrert tettere rundt medianen.

Gjennomsnittlig faktoreksponering mot verdi (HML), momentum (UMD) og likviditet (LIQ) er nær null. Vi ser imidlertid at gjennomsnittlig størrelsesbeta (SMB) er 0.50, og at tilhørende median er 0.39. Årsaken til at vi har en så tydelig positiv gjennomsnittlig eksponering mot størrelsesfaktoren er at observasjonene er vektet likt, uavhengig av markedsverdien til selskapene. Små selskaper blir dermed overrepresentert sammenlignet med i en verdivektet indeks (Plyakha et al., 2021).

Tabell 5.2: Korrelasjonsmatrise

	β	β^-	β^+	β^{SMB}	β^{HML}	β^{UMD}	β^{LIQ}	β^{Coskew}
β	1.00							
β^-	0.59	1.00						
β^+	0.54	0.19	1.00					
β^{SMB}	0.18	0.12	0.10	1.00				
β^{HML}	0.03	0.00	0.02	0.04	1.00			
β^{UMD}	-0.05	-0.05	-0.01	-0.05	-0.04	1.00		
β^{LIQ}	-0.05	-0.03	-0.02	0.05	-0.04	0.06	1.00	
β^{Coskew}	0.05	-0.02	-0.02	0.01	-0.00	-0.00	0.01	1.00

Tabell 5.2 viser korrelasjonen mellom de uavhengige variablene beskrevet i tabell 5.1. Korrelasjonen er beregnet ved Pearson korrelasjonskoeffisient (Freedman et al., 2007).

Tabell 5.2 viser korrelasjonen mellom de uavhengige variablene, representert ved gjennomsnittet over alle tidsperiodene. Variablene med klart høyest korrelasjon er vanlig beta, nedsidebeta og oppsidebeta, spesielt mellom vanlig beta og de to sistnevnte hvor korrelasjonen er henholdsvis 0.59 og 0.54. Denne høye korrelasjonen er naturlig ettersom både nedside- og oppsidebeta er beregnet ved hjelp av den samme formelen som vanlig beta, men med betingelser for markedsavkastningen. Ang et al. (2006) rapporterte enda høyere korrelasjon; 0.78 mellom vanlig beta og nedsidebeta, og 0.76 mellom vanlig beta og oppsidebeta.

5.1.1 Kjennetegn ved selskaper med lav og høy nedsidebeta

Som beskrevet i seksjon 4.4, har vi konstruert kvintilporteføljer for å undersøke og teste sammenhenger mellom avkastning og ulike markedsbaserte betavarianter. Panel a og b i tabell 5.3 viser selskapene i datasettet med størst andel av estimatene for nedsidebeta i henholdsvis kvintilportefølje 1 og 5. Selskapene i panel a er følgelig selskaper som over tid estimeres å ha lav nedsiderisiko, og selskapene i panel b estimeres å ha høy nedsiderisiko. Ettersom korrelasjonen mellom nedsidebeta og vanlig beta er nokså høy, har mange av selskapene med lav (høy) estimert nedsidebeta også lav (høy) estimert vanlig beta.

Tabell 5.3: Selskaper med lav og høy estimert nedsidebeta

(a) Kvintilportefølje 1		
Selskap	Subsektor	
1	Polaris Media	Publishing
2	Steen & Strøm	Apparel Retailers
3	NextGenTel Holding	Cable Television Services
4	Rieber & Søn	Food Products
5	Arendals Fossekompani	Alternative Electricity
6	AF Gruppen	Construction
7	Fosen Trafikklag	Transportation Services
8	Skiens Aktiemølle	Farming, Fishing, Ranching and Plantations
9	Storm Real Estate	Real Estate Holding and Development
10	Domstein	Farming, Fishing, Ranching and Plantations

(b) Kvintilportefølje 5		
Selskap	Subsektor	
1	Electromagnetic Geoservices	Oil Equipment and Services
2	Questerre Energy Corporation	Oil: Crude Producers
3	Archer	Oil Equipment and Services
4	REC Silicon	Specialty Chemicals
5	Songa Offshore	Offshore Drilling and Other Services
6	Golden Ocean Group	Marine Transportation
7	CanArgo Energy Corporation	Oil: Crude Producers
8	Panoro Energy	Oil: Crude Producers
9	Altinex	Oil Equipment and Services
10	InterOil E&P	Oil: Crude Producers

Panel a og b i tabell 5.3 viser de 10 selskapene med størst andel av estimatene for nedsidebeta innenfor henholdsvis 1. og 5. kvintil. For å kun se på selskaper som har vært børsnotert over en lengre periode, og dermed utelukke selskaper med få observasjoner, har vi utelatt alle aksjer som har vært notert på Oslo Børs i mindre enn 10 år i perioden 1983-2020. Subsektorene som oppgis følger ICB-klassifiseringen (Industry Classification Benchmark), som benyttes av Euronext (Euronext, 2022).

Selskapene i panel a, med lav nedsiderisiko, opererer i mange ulike subsektorer. Felles for flere av disse selskapene er at de produserer nødvendighetsgoder, hvor etterspørselen er uelastisk med hensyn til inntekt (Kemp, 1998). Dette gjør at selskapene typisk har stabile inntekter, også i nedgangsperioder, og derfor faller mindre relativt til andre selskaper. Eksempelvis opererte Rieber & Søn og Fosen Trafikklag innenfor henholdsvis matproduksjon og kollektivtransport, hvor etterspørselen blir lite påvirket i nedgangstider. Mange av selskapene med høy nedsiderisiko opererer innenfor oljeindustrien, herunder oljeservice, produksjon og drilling. Selskapene i oljeindustrien påvirkes av utviklingen i oljeprisen, som historisk har vært syklisk (Kaiser og Snyder, 2013). Som beskrevet i seksjon 2.4, er Oslo Børs en oljetung børs, der markedsavkastningen er positivt korrelert med oljeprisen (Næs et al., 2007). I nedgangsperioder på Oslo Børs er det derfor ofte lav oljepris, som reduserer inntjeningen til oljeselskapene.

5.2 Porteføljeanalyse

Tabell 5.4 viser sammenhengene mellom de ulike markedsbetaene og avkastning fordelt på seks paneler med kvintilporteføljer, der kvintilene i hvert panel er konstruert på ulike grunnlag.

Panel a i tabell 5.4 viser avkastning, vanlig beta, nedsidebeta og oppsidebeta for fem kvintilporteføljer, sortert etter vanlig markedsbeta. Gjennomsnittlig årlig avkastning fratrukket risikofri rente for portefølje 5 og 1 er henholdsvis 17.07% og 12.16% - altså har høybetaporteføljen i snitt gitt 4.91% høyere avkastning enn lavbetaporteføljen. Denne differansen er klart statistisk signifikant med en t-verdi på 3.74. Dette samsvarer med kapitalverdimodellen, som viser at forventet avkastning øker med aktivumets beta (Sharpe, 1964). Basert på litteraturen om “betting against beta”, kunne man alternativt forventet at differanseavkastningen mellom porteføljene var negativ. Frazzini og Pedersen (2014) fant en positiv meravkastning for en portefølje som er lang i lavbeta-aksjer og kort i høybeta-aksjer, noe som i prinsippet er motsatt av det vi finner her. Differansen de fant var imidlertid ikke signifikant i det norske markedet. I tillegg benyttet de en verdivektet markedsportefølje, noe som gjør at resultatene deres ikke er direkte sammenlignbare med våre. Vi observerer videre i panel a at porteføljene med høyere beta også har høyere nedsidebeta og oppsidebeta. Dette følger naturlig av den nokså høye korrelasjonen mellom

vanlig beta, nedsidebeta og oppsidebeta, som vist i seksjon 5.1.

Tabell 5.4: Kvintilporteføljer

(a) Aksjer sortert etter β					(b) Aksjer sortert etter β^-				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	12.16%	0.18	0.21	0.14	1 Lav	13.20%	0.51	-0.30	0.69
2	12.51%	0.62	0.65	0.57	2	11.10%	0.67	0.58	0.70
3	14.24%	0.87	0.88	0.87	3	13.65%	0.88	0.88	0.88
4	15.35%	1.20	1.18	1.25	4	15.46%	1.15	1.24	1.13
5 Høy	17.07%	2.21	2.10	2.22	5 Høy	17.79%	1.85	2.62	1.63
Høy - Lav	4.91%				Høy - Lav	4.59%			
t-verdi	(3.74)				t-verdi	(3.40)			
(c) Aksjer sortert etter relativ β^-					(d) Aksjer sortert etter β^+				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	13.79%	1.19	0.11	1.57	1 Lav	12.04%	0.56	0.73	-0.54
2	13.37%	0.95	0.76	1.05	2	12.84%	0.69	0.76	0.48
3	12.95%	0.86	0.87	0.85	3	14.50%	0.88	0.91	0.86
4	14.22%	0.87	1.07	0.77	4	16.90%	1.15	1.11	1.33
5 Høy	16.85%	1.18	2.22	0.78	5 Høy	15.10%	1.79	1.50	2.94
Høy - Lav	3.06%				Høy - Lav	3.06%			
t-verdi	(2.49)				t-verdi	(2.69)			
(e) Aksjer sortert etter relativ β^+					(f) Aksjer sortert etter $\beta^+ - \beta^-$				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	16.26%	1.10	1.35	-0.24	1 Lav	17.65%	1.10	1.85	-0.02
2	12.55%	0.87	0.94	0.60	2	13.81%	0.86	0.99	0.61
3	12.80%	0.87	0.88	0.87	3	12.64%	0.88	0.89	0.88
4	14.51%	0.94	0.87	1.20	4	13.16%	0.97	0.82	1.20
5 Høy	15.22%	1.27	0.94	2.64	5 Høy	13.87%	1.23	0.42	2.38
Høy - Lav	-1.04%				Høy - Lav	-3.78%			
t-verdi	(-0.81)				t-verdi	(-2.94)			

Kolonnen "Avk." viser gjennomsnittlig årlig avkastning for aksjene i hver portefølje. Porteføljene dannes hver måned basert på estimert beta per aksje, beregnet med daglige avkastningsdata for de foregående 12 månedene. Datasettet består av 454 måneder, og porteføljene er dermed oppdatert 454 ganger gjennom hele tidsperioden. Ved fordeling av aksjene i kvintiler, fordeles tilnærmet like mange aksjer til hver kvintilportefølje. "Høy - Lav" viser differansen mellom porteføljen med høyest beta (5), og porteføljen med lavest beta (1). T-verdien er testobservatoren for en tosidig t-test hvor nullhypotesen er at differanseavkastningen, "Høy - Lav", er lik null.

I panel b er aksjene sortert etter nedsidebeta, som er beregnet slik det ble forklart i seksjon 4.2.1. I likhet med i panel a er det også her en signifikant positiv differanse

mellom avkastningen til kvintilportefølje 5 og 1. Portefølje 5 har en gjennomsnittlig avkastning og nedsidebeta på 17.79% og 2.62, og portefølje 1 har henholdsvis 13.20% og -0.30. Differanseavkastningen er dermed på 4.59%, noe som indikerer at investorer krever en premie for å holde aksjer med høy nedsidebeta. Selv om det er en signifikant differanse mellom portefølje 5 og 1 her, er det imidlertid ikke nødvendigvis slik at dette skyldes porteføljenes ulike eksponering mot nedsiderisiko. Panel b viser også, slik som panel a, en sterk samvariasjon mellom beta, nedsidebeta og oppsidebeta. En mulig forklaring på avkastningsforskjellen kan dermed være at portefølje 5 har høyere vanlig beta enn portefølje 1. I panel c forsøker vi å redusere variasjonen i vanlig beta på tvers av porteføljene, og i større grad isolere effekten av nedsiderisiko.

Porteføljene i panel c er sortert etter relativ nedsidebeta. Den gjennomsnittlige differanseavkastningen er 3.06% og t-verdien er 2.49, altså noe redusert fra panel b men fortsatt signifikant på 5% signifikansnivå. Markedsbetaestimatene på tvers av kvintilporteføljene varierer her langt mindre enn i panel b, og kvintilportefølje 5 og 1 har tilnærmet identiske gjennomsnittlige vanlige betaer (1.18 og 1.19). Vi kan dermed utelukke at meravkastningen til portefølje 5 relativt til portefølje 1 skyldes forskjeller i vanlig beta.

Panel d og panel e er konstruert på tilsvarende måte som panel b og c, men sortert etter henholdsvis oppsidebeta og relativ oppsidebeta istedenfor nedsidebeta og relativ nedsidebeta. Panel d viser at porteføljen med høyest oppsidebeta har en avkastning som er 3.06% høyere enn porteføljen med lavest oppsidebeta, noe som er motsatt av vår prediksjon basert på tapsaversjon. Etersom høy oppsiderisiko antas å være attraktivt, vil det være forventet at investorer er villige til å akseptere en rabatt, altså lavere avkastning, for aktiva med høy oppsiderisiko. Panel e viser imidlertid at når man sorterer etter relativ oppsiderisiko, og dermed reduserer variasjonen i vanlig beta på tvers av porteføljene, er det ingen signifikant forskjell i avkastningen til portefølje 5 og 1. Det synes derfor å være tilfellet at den observerte differansen i panel d kan attribueres til forskjeller i vanlig beta, og ikke oppsidebeta.

I panel f er porteføljene sortert etter oppsidebeta fratrukket nedsidebeta, for å undersøke effekten av oppsiderisiko relativt til nedsiderisiko. Gjennomsnittsavkastningen reduseres med økning i denne differansen, noe som er konsistent med hypotesen om en premie for

nedsiderisiko og rabatt for oppsiderisiko. Det er imidlertid ikke mulig å skille mellom disse to effektene i panel f, og det er derfor vanskelig å trekke noen slutninger basert på dette resultatet.

Totalt sett indikerer panelene i tabell 5.4 at det er priset inn en premie for nedsiderisiko i vårt utvalg av avkastningsdata fra Oslo Børs. Aksjer med høy nedsidebeta har i gjennomsnitt høyere avkastning enn aksjer med lav nedsidebeta, selv når man kontrollerer for forskjeller i vanlig markedsbeta fra Sharpe (1964). Som beskrevet i seksjon 4.2 er det imidlertid en rekke andre faktorer som også kan bidra til å forklare forskjeller i avkastning. Vi må derfor kontrollere for flere forhold før vi kan hevde at avkastningsforskjellene skyldes at man blir kompensert for å bære nedsiderisiko. Dette gjøres ved bruk av regresjonsanalyse i påfølgende seksjon.

5.3 Fama-MacBeth regresjonsanalyse

I tidligere litteratur på aksjeprising har det fremkommet en rekke risikofaktorer som tilsynelatende har forklaringskraft med hensyn til avkastning. For å skille eksponering mot nedsiderisiko fra eksponering mot andre risikofaktorer, må vi kontrollere for flere faktorer enn vanlig markedsbeta, som gjort i seksjon 5.2. Som beskrevet tidligere har vi valgt å kontrollere for størrelse (Fama og French, 1992), verdi (Fama og French, 1992), momentum (Carhart, 1997), likviditet (Amihud, 2002) og koskjevhet (Kraus og Litzenberger, 1976). Dette har vi gjort ved å gradvis inkludere flere uavhengige variabler i regresjonen, og undersøke hvordan dette påvirker koeffisientestimatet for nedsiderisikopremien.

Tabell 5.5 viser resultatene fra det andre steget i Fama-MacBeth regresjonsprosedyren, som er beskrevet i seksjon 4.3. Resultatene fra det første steget er de uavhengige variablene som er benyttet i steg 2. Koeffisientestimatene kan tolkes som risikopremier, eventuelt rabatter, knyttet til de ulike risikofaktorene. Konstantleddet i regresjonsutskriften er den meravkastningen i markedet som ikke blir forklart av de andre variablene i modellen, også kjent som alfa. Konstantleddet i regresjonsmodellene, varierer mellom 12.0% og 13.9%. Det høye konstantleddet kan enten skyldes; (1) at modellen ikke fanger opp all relevant risiko, eller (2) feilprising (Barillas og Shanken, 2017). Vi kan imidlertid ikke identifisere hvilken av disse to årsakene som forårsaker det høye konstantleddet i vår regresjonsanalyse.

Tabell 5.5: Fama-MacBeth regresjonsanalyse

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
β^-	0.016 (6.61)	0.007 (2.21)	0.007 (2.27)	0.007 (2.31)	0.007 (2.25)	0.008 (2.51)	0.008 (2.50)	0.008 (2.56)	0.018 (7.02)
β		0.025 (5.26)	0.024 (4.16)	0.023 (4.01)	0.024 (4.08)	0.026 (4.41)	0.026 (4.53)	0.026 (4.42)	
β^+			0.002 (0.76)	0.002 (0.66)	0.002 (0.66)	0.001 (0.42)	0.001 (0.39)	0.001 (0.47)	
β^{SMB}				0.006 (1.00)	0.006 (1.07)	0.008 (1.38)	0.007 (1.20)	0.007 (1.20)	0.011 (1.97)
β^{HML}					-0.021 (-2.89)	-0.018 (-2.51)	-0.017 (-2.36)	-0.017 (-2.36)	-0.016 (-2.19)
β^{UMD}						0.112 (10.57)	0.110 (10.34)	0.110 (10.34)	0.107 (10.16)
β^{LIQ}							0.212 (3.30)	0.212 (3.29)	0.196 (3.06)
β^{Coskew}								0.000 (1.00)	0.000 (1.29)
Konstant	0.139 (7.83)	0.123 (7.17)	0.122 (7.13)	0.120 (6.96)	0.122 (7.18)	0.123 (7.46)	0.123 (7.54)	0.123 (7.62)	0.139 (8.17)
Observasjoner	69,686	69,686	69,573	69,537	69,537	69,537	69,537	69,537	69,648

Testobservatorer, t-verdier, vises i parentes under koeffisientene. Regresjonene er gjort per måned, noe som gir 454 grupper (12 måneder over 38 år, 1983-2020), og koeffisientene er gjennomsnittlige estimater på tvers av gruppene. Antall observasjoner per gruppe, altså avkastninger/selskaper per måned, varierer mellom 36 og 218, med et gjennomsnitt på omtrent 154. Alle de uavhengige variablene er winsorisert på 1%- og 99%-nivå for hver måned for å normalisere de mest ekstreme observasjonene, på samme måte som Ang et al. (2006). Antall observasjoner som rapporteres for hver modell er summen av observasjoner for alle månedene. Alle risikopremiene i regresjonsutskriften er annualiserte.

I den første regresjonsmodellen i tabell 5.5 er nedsidebeta eneste uavhengige variabel. Den estimerte årlige nedsiderisikopremien er 1.6% med en t-verdi på 6.61, som indikerer høy signifikans. I den andre modellen har vi kontrollert for vanlig, nøytral markedsrisiko, som beskrevet av Sharpe (1964). Den estimerte risikopremien for vanlig markedsrisiko er signifikant og estimeres til 2.5%. Når vi kontrollerer for dette ser vi at den estimerte nedsiderisikopremien faller fra 1.6% til 0.7%, men den er fortsatt signifikant på 5% signifikansnivå. Disse resultatene er konsistente med porteføljeanalysen i seksjon 5.2, hvor vi finner en premie for aksjer med høy nedsidebeta, selv når vi kontrollerer for vanlig beta. I den tredje modellen er oppsidebeta inkludert som uavhengig variabel. Basert på den

tapsavere nyttefunksjonen fra Gul (1991) vil man forvente at investorer er villige til å akseptere en rabatt for aksjer med høy oppsiderisiko. I likhet med i seksjon 5.2 finner vi imidlertid ikke noen signifikant oppsiderisikorabatt (eller premie), ettersom t-verdien her er på kun 0.76. Vi har dermed ikke grunnlag for å hevde at oppsiderisiko er priset inn i det norske aksjemarkedet. Dette samsvarer med studien til Ang et al. (2006), der de heller ikke fant signifikante forskjeller i avkastning med hensyn til oppsidebeta da de kontrollerte for vanlig markedsbeta.

I modell 4 til 8 har vi gradvis introdusert de uavhengige variablene størrelse, verdi, momentum, likviditet og koskjevhet. Estimateret vårt på oppsiderisikorabatt ligger fortsatt nært null, og er langt fra statistisk signifikant. Den estimerte nedsiderisikopremien påvirkes heller ikke særlig mye av de introduserte variablene, noe som kan forklares av den lave korrelasjonen mellom nedsidebeta og de aktuelle variablene. Vi kan imidlertid observere en liten endring i estimatet på nedsidebeta fra modell 5 til 6, når momentum inkluderes. Momentum estimeres å ha en tydelig signifikant positiv koeffisient, i tråd med Carhart (1997). Å inkludere momentumfaktoren kan øke presisjonen til vårt estimat selv om det er lav korrelasjon mellom momentum- og nedsiderisikoeksponering, som vist i tabell 5.2. Ettersom momentumeksponering forklarer variasjon i avkastning vil dette redusere summen av kvadrerte avvik, noe som reduserer variansen¹⁵ til estimatene¹⁶ (Wooldridge, 2015). Vårt estimat på nedsiderisikopremie øker fra 0.7% til 0.8%, og t-verdien blir noe høyere, fra 2.20-2.30 i modell 2-5 til 2.50-2.60 i modell 6-8.

Ettersom korrelasjonen mellom nedsidebeta, vanlig beta og oppsidebeta er såpass høy, er det ikke åpenbart hvorvidt vanlig beta og oppsidebeta bør inkluderes i regresjonsmodellen. Korrelasjonen mellom nedsidebeta og vanlig beta er spesielt høy, jamfør tabell 5.2, noe som gjør at man må vurdere hvorvidt vanlig beta bør være med som kontrollvariabel i estimeringen av nedsiderisikopremie (Wooldridge, 2015). På den ene siden vil det være sentralt å inkludere vanlig beta som kontrollvariabel for å unngå utelatt variabelskjevhet¹⁷. På den andre siden vil det ved så høy korrelasjon være fare for at koeffisientestimatene blir forstyrret eller at vi får for lave t-verdier, grunnet multikollinearitet. Vi har derfor

¹⁵ $\sum_{i=1}^n \frac{SSR}{n-k-1}$

¹⁶ Å øke antall variabler øker k, noe som isolert sett øker variansen, og dermed reduserer presisjonen, til estimatene. I dette tilfellet er imidlertid effekten av reduksjon i summen av kvadrerte avvik (SSR) større, og presisjonen økes.

¹⁷ Omitted variable bias

valgt å utelate vanlig beta og oppsidebeta i modell 9, for å undersøke hvorvidt estimatene våre synes å være påvirket av den høye korrelasjonen mellom variablene.

I modell 9 er den estimerte koeffisienten for nedsidebeta 1.8%, og t-verdien 7.02. Disse resultatene er nokså like som i modell 1, hvor vanlig beta heller ikke er med som uavhengig variabel, der koeffisientestimatet er 1.6% og t-verdien 6.61. Sammenlignet med modell 8, som er lik modell 9 bortsett fra at den inkluderer vanlig beta og oppsidebeta, har både koeffisientestimatet og t-verdien økt tydelig. Estimater på nedsiderisikopremien i modell 9 er nok imidlertid for høyt ettersom man ikke kontrollerer for vanlig beta, og kompensasjonen for vanlig markedsrisiko blandes inn i kompensasjonen for nedsiderisiko.

Basert på regresjonsanalysen ser det ut til å foreligge en statistisk signifikant årlig nedsiderisikopremie på omtrent 0.8%. Sammenlignet med Ang et al. (2006), som estimerte en premie på omtrent 6%, er vårt estimat nokså lite, noe som indikerer at man blir kompensert mindre for nedsiderisiko på Oslo Børs enn i det amerikanske markedet. Når det gjelder oppsiderisiko finner vi ingen tegn til at dette predikerer avkastning utover korrelasjonen mellom oppsidebeta og vanlig beta.

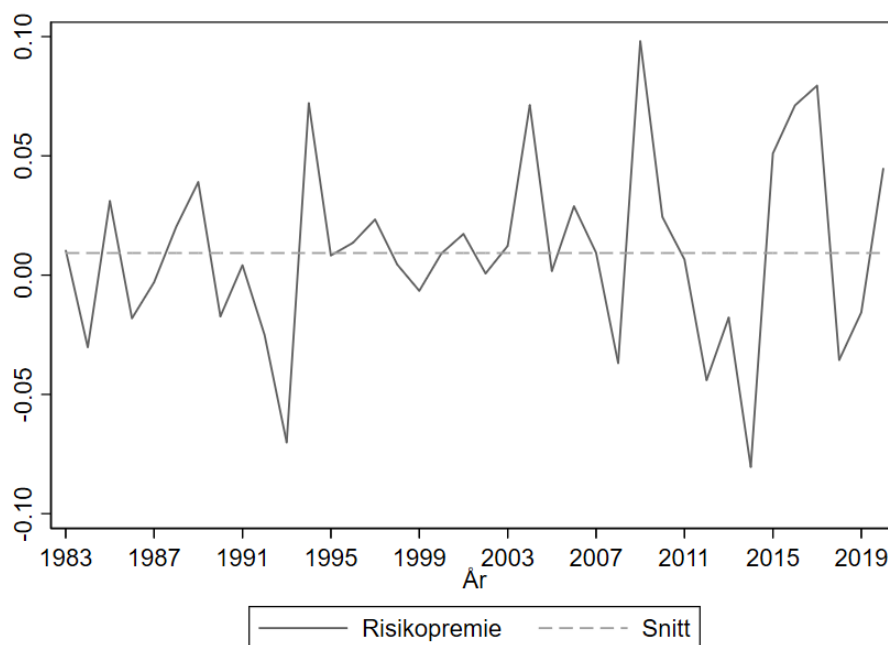
6 Robusthetstester

For å øke reliabiliteten til resultatene våre, og unngå at de avhenger av våre metodiske valg, har vi gjennomført flere robusthetstester. Robusthetstestene er delt inn i følgende seksjoner: 6.1 Utvikling i nedsiderisikopremie over tid, 6.2 Oljepriseksponering som kontrollvariabel og 6.3 Estimering av markedsbetaene.

6.1 Utvikling i nedsiderisikopremie over tid

Vi studerer utviklingen til risikopremien for nedsiderisiko over tid for å undersøke om effekten er signifikant over hele perioden, og om størrelsen på risikopremien har endret seg. En endring i størrelsen over tid kan eksempelvis skyldes økt forskning på nedsiderisiko, noe som kan føre til at flere investorer ønsker å øke avkastningen sin ved å eksponere seg mot dette, som igjen kan føre til at risikopremien reduseres ved at den “handles bort” (Haggard og Witte, 2012).

Figur 6.1: Risikopremie for nedsiderisiko i perioden 1983-2020



Risikopremie per år er estimert ved å gjøre en regresjon per kalenderår i perioden 1983-2020. Regresjonene er gjort på tilsvarende måte som regresjonsmodell 8 i tabell 5.5 i hovedanalysen.

Figur 6.1 illustrerer utviklingen i risikopremien over tid, estimert ved å gjøre en

regresjonsanalyse per kalenderår. Den estimerte risikopremien fluktuerer betydelig, og synes spesielt volatil i perioder med store svingninger i aksjemarkedet, som bankkrisen, finanskrisen og oljeprisfallet i 2014. Estimatenes i figuren er imidlertid basert på regresjonsanalyser over korte tidsintervaller, på kun ett år. Vi kan derfor forvente at det foreligger noe utvalgsvariabilitet, og det betyr ikke nødvendigvis at den sanne risikopremien varierer over tid (Haggard og Witte, 2012).

Videre har vi splittet datasettet i to tidsperioder, 1983-2001 og 2002-2020, og foretatt regresjonsanalyser for disse tidsperiodene. Begge periodene inneholder flere nedgangstider, blant annet bankkrisen og dotcom-boblen i den første perioden, og finanskrisen og oljeprisfallet i den andre perioden (Grytten og Hunnes, 2016). I regresjonsanalysen basert på den første perioden, vist i tabell A1 i appendiks, er risikopremien for nedsiderisiko estimert til omtrent 0.7% årlig. I tilsvarende analyse for periode 2, i tabell A2, er risikopremien estimert til omtrent 0.9% årlig. Den estimerte risikopremien er altså tilnærmet lik over de to periodene, og basert på en t-test for to utvalg er de ikke signifikant forskjellige¹⁸. T-verdiene for estimatene i regresjonsmodell 8 er henholdsvis 2.08 og 1.57, så det er kun i første periode risikopremien er signifikant forskjellig fra null. Begge disse t-verdiene er lavere enn i hovedanalysen i seksjon 5.3, noe som kan knyttes til reduksjonen i utvalgsstørrelse, som gir lavere statistisk styrke (Haggard og Witte, 2012).

6.2 Oljepriseksponering som kontrollvariabel

Som beskrevet i seksjon 5.1, opererer mange av selskapene med høyest estimert nedsidebeta på Oslo Børs i oljeindustrien. Det kan derfor tenkes at noe av den estimerte nedsiderisikopremien for disse selskapene kan attribueres til oljeprisrisiko. Vi har derfor estimert eksponeringen mot endringer i oljeprisen for alle aksjene i utvalget.

Eksponering mot endringer i oljeprisen er estimert med betaestimer, på tilsvarende måte som beskrevet i seksjon 4.2. Aksjenes eksponering mot oljeprisen er kun estimert i tidsperioden 1988-2020, ettersom den benyttede oljeprisen ikke er tilgjengelig før dette. Antall observasjoner er derfor noe lavere enn for de uavhengige variablene i hovedanalysen.

¹⁸En t-test for to utvalg, med nullhypotese at risikopremien for nedsiderisiko er lik i de to periodene, gir en testobservator på 0.30 og en p-verdi på 0.76. Vi kan dermed ikke forkaste nullhypotesen, noe som impliserer at risikopremien i perioden 1983-2001 ikke er signifikant forskjellig fra risikopremien i perioden 2002-2020.

Vi ser fra panel a i tabell 6.1 at gjennomsnittlig eksponering mot oljeprisen er -0.01, og at betaestimatene er nokså symmetrisk fordelt. Vi finner med andre ord ingen tydelige tegn på at aksjene på Oslo Børs i snitt er særlig eksponert mot oljeprisrisiko. Det foreligger imidlertid en positiv korrelasjon, på 0.04, mellom oljepriseksponeringen og nedsidebetaene til aksjene i utvalget. Selv om korrelasjonen ikke er veldig høy anser vi det som relevant å inkludere oljepriseksponeringen som kontrollvariabel i regresjonsanalysen, for å undersøke om dette påvirker resultatene.

Tabell 6.1: Deskriptiv statistikk for oljepriseksponeringen

(a) Deskriptiv statistikk								
	Obs.	Snitt	Std. Avvik	p25	p50	p75	Min	Maks
$\beta^{Oljepris}$	64,152	-0.01	0.24	-0.14	-0.03	0.10	-0.77	0.76

(b) Korrelasjon med andre faktoreksponeringer								
	β	β^-	β^+	β^{SMB}	β^{HML}	β^{UMD}	β^{LIQ}	β^{Coskew}
$\beta^{Oljepris}$	0.08	0.04	0.05	0.05	0.04	0.05	-0.01	0.01

Panel a i tabell 6.1 viser deskriptiv statistikk for oljepriseksponeringen til aksjene, representert ved betaestimer. Konstruksjonen av disse betaestimatene er gjort på tilsvarende måte som eksponeringene mot størrelse, verdi, momentum og likviditet, som beskrevet i seksjon 4.2. Kolonnene p25, p50 og p75 viser persentiler. Panel b viser korrelasjonen til estimatene for oljepriseksponeringsbeta med de andre betaestimatene som er benyttet i analysen. Korrelasjonen er beregnet ved Pearson korrelasjonskoeffisient (Freedman et al., 2007).

Regresjonsanalysen er presentert i tabell 6.2. I modell 1-8, som er estimert på tilsvarende måte som i hovedanalysen, er risikopremien for nedsiderisiko estimert til omtrent 1.1%. Dette er noe høyere enn estimatet fra hovedanalysen, noe som kan forklares av endringen i tidsperiode. I modell 9 er oljepriseksponeringen inkludert som en risikofaktor, og tilhørende risikopremie er estimert til 2.1%. Vi ser samtidig at risikopremien for nedsiderisiko fortsatt er signifikant, og estimert til 1.2%. Ettersom estimatet på premien for nedsiderisiko er likt i modell 8 og 9, synes den ikke å avhenge av oljepriseksponering.

Tabell 6.2: Fama-MacBeth regresjonsanalyse med oljepriseksponering

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
β^-	0.020 (6.76)	0.010 (2.68)	0.011 (2.93)	0.011 (3.03)	0.011 (2.97)	0.011 (3.01)	0.011 (3.00)	0.012 (3.07)	0.012 (3.15)
β		0.026 (4.64)	0.022 (3.35)	0.020 (2.98)	0.021 (3.08)	0.024 (3.55)	0.025 (3.68)	0.024 (3.55)	0.023 (3.41)
β^+			0.003 (1.11)	0.003 (1.00)	0.003 (0.98)	0.002 (0.70)	0.002 (0.67)	0.002 (0.75)	0.002 (0.80)
β^{SMB}				0.016 (2.63)	0.016 (2.75)	0.017 (2.87)	0.016 (2.71)	0.016 (2.71)	0.016 (2.68)
β^{HML}					-0.022 (-2.92)	-0.022 (-2.99)	-0.019 (-2.62)	-0.019 (-2.62)	-0.019 (-2.56)
β^{UMD}						0.086 (8.18)	0.083 (7.86)	0.083 (7.86)	0.082 (7.77)
β^{LIQ}							0.239 (3.72)	0.238 (3.70)	0.240 (3.73)
β^{Coskew}								0.000 (1.17)	0.000 (1.17)
$\beta^{Oljepris}$									0.021 (2.39)
Konstant	0.134 (6.72)	0.118 (6.26)	0.117 (6.21)	0.112 (5.92)	0.114 (6.02)	0.116 (6.13)	0.116 (6.14)	0.116 (6.22)	0.117 (6.43)
Observasjoner	63,597	63,597	63,513	63,460	63,460	63,460	63,460	63,460	63,460

Regresjonsanalysen er utført på samme måte som analysen i tabell 5.5, men med følgende endringer: Perioden er 1988-2020, ettersom det er i dette tidsrommet vi har oljepris (Brent spot, CO1:COM) tilgjengelig fra Bloomberg (2022). I modell 9 har vi inkludert eksponering mot olje som uavhengig variabel. Alle risikopremiene i regresjonsutskriften er annualiserte.

6.3 Estimering av markedsbetaene

Estimeringen av markedsbetaene, herunder nedside- og oppsidebeta, står sentralt i analysen vår og vi har derfor gjennomført robusthetstester som knytter seg til estimeringen av disse. Robusthetstestene er gjennomført ved å foreta fire justeringer i estimeringen av markedsbetaene, én av gangen, og holde alt annet likt. Ved samtlige varianter har vi konstruert kvintilporteføljer og gjort regresjonsanalyser, tilsvarende fremgangsmåten i seksjon 5.2 og 5.3. Kvintilporteføljene presenteres i appendiks, mens resultatene fra regresjonsanalysene presenteres i påfølgende seksjoner. Først har vi benyttet en

verdivektet markedsportefølje til estimering av betaene, og deretter en global indeks som markedsportefølje. Videre har vi endret grensen for betingelsen i formelen for nedside- og oppsidebeta slik at de estimeres basert på dager hvor markedets meravkastning er henholdsvis under og over null. Til slutt har vi beregnet betaene basert på 24 måneder istedenfor 12, for å hensynta en lengre historie.

6.3.1 Verdivektet markedsportefølje

I den første robusthetstesten knyttet til betaestimeringen har vi benyttet en verdivektet indeks som markedsportefølje i estimeringen av aksjenes faktoreksponering, istedenfor en likevektet indeks. Valget av en likevektet markedsportefølje i hovedanalysen beror delvis på dominansen til enkelte selskaper, herunder Equinor, på Oslo Børs. På den annen side vil bruk av en likevektet indeks medføre at små selskaper utgjør en uforholdsmessig stor andel av indeksen. Dette kan medføre at en likevektet indeks gir et mindre rettvise bilde av utviklingen i økonomien (Wobst et al., 2020). I tillegg er verdivektete indekser mest utbredt blant praktikere i aksjemarkedet (Wobst et al., 2020).

Panel b og c i tabell A3 viser at både ved sortering etter nedsidebeta og relativ nedsidebeta foreligger det en signifikant, positiv differanseavkastning mellom portefølje 5 og 1. Differanseavkastningen knyttet til relativ nedsidebeta på 5.92% er tydelig høyere enn estimatet med en likevektet indeks i tabell 5.4 på 3.06%. Fra regresjonsanalysen i tabell 6.3 ser vi at risikopremien er signifikant, og estimert til omtrent 1.5% årlig når man kontrollerer for andre risikofaktorer.

Når vi benytter en verdivektet markedsportefølje, har kvintilporteføljen med lavest vanlig beta noe høyere snittavkastning enn den med høyest vanlig beta. Dette er det motsatte av både det vi fant i hovedanalysen og det kapitalverdimodellen predikerer. På den annen side er dette konsistent med resultatene til Frazzini og Pedersen (2014) for norske aksjer i perioden 1984-2012. I likhet med deres studie er riktignok ikke differanseavkastningen signifikant forskjellig fra null. I regresjonsmodell 2-8 i tabell 6.3 er imidlertid markedspremien signifikant og negativ.

Et annet interessant resultat som fremkommer i både portefølje- og regresjonsanalysen, er at det synes å være en rabatt på 1.8-1.9% tilknyttet oppsiderisiko, noe vi ikke fant i hovedanalysen. Dette er konsistent med teorien om tapsaversjon, ved at investorer vil være

villige til å akseptere en rabatt for aktiva med høy oppsiderisiko. Vi observerer imidlertid at når koskjevhet inkluderes som kontrollvariabel skifter fortegnet og det estimeres en premie for oppsiderisiko på 0.1%.

Tabell 6.3: Fama-MacBeth regresjonsanalyse med verdivektet indeks

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
β^-	0.007 (2.58)	0.018 (5.84)	0.015 (4.68)	0.015 (4.54)	0.015 (4.54)	0.015 (4.79)	0.016 (4.83)	0.015 (4.78)	0.008 (3.05)
β		-0.038 (-6.91)	-0.019 (-3.05)	-0.020 (-3.13)	-0.020 (-3.12)	-0.016 (-2.49)	-0.016 (-2.53)	-0.016 (-2.45)	
β^+			-0.018 (-6.65)	-0.019 (-6.69)	-0.018 (-6.67)	-0.019 (-6.91)	-0.019 (-6.90)	0.001 (-6.93)	
β^{SMB}				0.020 (3.19)	0.020 (3.20)	0.021 (3.46)	0.021 (3.37)	0.021 (3.37)	0.021 (3.39)
β^{HML}					-0.005 (-0.68)	-0.003 (-0.37)	-0.002 (-0.27)	-0.002 (-0.27)	-0.005 (-0.61)
β^{UMD}						0.118 (10.45)	0.116 (10.28)	0.116 (10.28)	0.118 (10.49)
β^{LIQ}							0.144 (2.11)	0.144 (2.11)	0.138 (2.03)
β^{Coskew}								-0.000 (-0.59)	-0.000 (-0.52)
Konstant	0.151 (8.33)	0.170 (9.23)	0.171 (9.44)	0.162 (9.04)	0.162 (9.18)	0.163 (9.25)	0.163 (9.41)	0.163 (9.40)	0.146 (8.23)
Observasjoner	69,732	69,732	69,623	69,588	69,588	69,588	69,588	69,588	69,695

Regresjonsanalysen er utført på samme måte som analysen i tabell 5.5, men med følgende endring: I steg 1 i regresjonsprosedyren har vi benyttet OSEAX som markedsportefølje istedenfor en likevektet indeks fra selskapene på Oslo Børs. Alle risikopremiene i regresjonsutskriften er annualiserte.

6.3.2 Global markedsportefølje

Ettersom de internasjonale finansmarkedene er integrerte og tilgjengelig på tvers av landegrenser, kan investorer være globalt diversifiserte (Schramm og Wang, 1999). For en globalt diversifisert investor vil den relevante risikoen måles ved samvariasjonen med den globale markedsporteføljen. Det vil dermed være relevant å benytte en global indeks selv om vi kun fokuserer på norske aksjer i studien. Verdensindeksen MSCI World er benyttet til dette formålet.

Tabell 6.4: Fama-MacBeth regresjonsanalyse med global indeks

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
β^-	0.000 (0.02)	-0.001 (-0.60)	-0.002 (-0.81)	-0.002 (-0.85)	-0.001 (-0.76)	-0.002 (-1.09)	-0.002 (-1.03)	-0.002 (-1.02)	0.000 (0.14)
β		0.005 (1.43)	0.010 (2.22)	0.010 (2.28)	0.010 (2.27)	0.013 (2.94)	0.012 (2.87)	0.012 (2.85)	
β^+			-0.004 (-1.99)	-0.004 (-2.03)	-0.004 (-2.03)	-0.004 (-2.13)	-0.004 (-2.11)	-0.004 (-2.10)	
β^{SMB}				0.010 (1.77)	0.011 (1.88)	0.013 (2.25)	0.012 (2.13)	0.012 (2.13)	0.012 (2.11)
β^{HML}					-0.028 (-3.98)	-0.026 (-3.67)	-0.025 (-3.53)	-0.025 (-3.53)	-0.025 (-3.59)
β^{UMD}						0.109 (10.55)	0.107 (10.35)	0.107 (10.35)	0.105 (10.15)
β^{LIQ}							0.168 (2.66)	0.168 (2.66)	0.175 (2.79)
β^{Coskew}								0.000 (0.13)	0.000 (0.44)
Konstant	0.154 (8.87)	0.152 (9.27)	0.152 (9.26)	0.147 (8.82)	0.149 (9.10)	0.151 (9.42)	0.152 (9.49)	0.152 (9.49)	0.155 (9.33)
Observasjoner	69,746	69,746	69,626	69,589	69,589	69,589	69,589	69,589	69,709

Regresjonsanalysen er utført på samme måte som analysen i tabell 5.5, men med følgende endring: I steg 1 i regresjonsprosedyren har vi benyttet MSCI World som markedsportefølje istedenfor en likevektet indeks fra selskapene på Oslo Børs. Alle risikopremiene i regresjonsutskriften er annualiserte.

Porteføljeanalysen i tabell A4 viser en signifikant differanseavkastning mellom porteføljene med høy og lav nedsidebeta basert på MSCI World, både i panel b og c. På den annen side er ikke den estimerte risikopremien for nedsiderisiko signifikant i noen av regresjonsmodellene i tabell 6.4. For oppsiderisiko estimeres imidlertid en signifikant

rabatt på 0.4%. Markedsrisikopremien tilknyttet vanlig beta er signifikant og positiv i regresjonsmodell 3-8.

6.3.3 Null som grense mellom nedside og oppside

I hovedanalysen benyttet vi forventningsverdien til markedets meravkastning som grense mellom nedgangs- og oppgangsperioder. Alternativt kan man benytte null som grense, og estimere nedside- og oppsidebeta basert på dager hvor meravkastningen til markedet er henholdsvis under og over null. Siden markedets meravkastning er markedsavkastningen fratrukket risikofri rente, tilsvarer dette å anse nedgangsperioder som perioder hvor markedsavkastningen er under risikofri rente, og motsatt for oppgangsperioder. Dette gir en stabil grense sammenlignet med markedets forventede meravkastning, som varierer mer over tid. Vi definerer følgelig nedside- og oppsidebeta slik:

$$\beta_t^{-i} = \frac{Cov_{t-365,t}(R^i, R^m | R^m < 0)}{Var_{t-365,t}(R^m | R^m < 0)} \quad (6.1)$$

$$\beta_t^{+i} = \frac{Cov_{t-365,t}(R^i, R^m | R^m > 0)}{Var_{t-365,t}(R^m | R^m > 0)} \quad (6.2)$$

Differanseavkastningen i panel c i tabell A5 er 6.26%, sammenlignet med 3.06% i hovedanalysen. Den høyere differansen reflekteres også i regresjonsanalysen i tabell 6.5, hvor risikopremien for nedsiderisiko estimeres til omtrent 1.2%, sammenlignet med 0.8% fra modellene i tabell 5.5. I likhet med i hovedanalysen finner vi ingen signifikant rabatt eller premie knyttet til oppsiderisiko når vi benytter null som grense.

Tabell 6.5: Fama-MacBeth regresjonsanalyse med null som grense

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
β^-	0.024 (8.85)	0.009 (2.73)	0.012 (3.44)	0.012 (3.45)	0.012 (3.44)	0.013 (3.68)	0.013 (3.68)	0.013 (3.70)	0.025 (9.03)
β		0.040 (7.49)	0.034 (5.36)	0.033 (5.17)	0.033 (5.20)	0.036 (5.55)	0.036 (5.63)	0.036 (5.57)	
β^+			0.004 (1.27)	0.003 (1.13)	0.003 (1.13)	0.003 (0.85)	0.003 (0.84)	0.003 (0.88)	
β^{SMB}				0.008 (1.23)	0.008 (1.25)	0.010 (1.51)	0.009 (1.39)	0.009 (1.39)	0.018 (2.71)
β^{HML}					-0.006 (-0.80)	-0.004 (-0.50)	-0.003 (-0.39)	-0.003 (-0.39)	0.001 (0.11)
β^{UMD}						0.125 (10.66)	0.123 (10.49)	0.123 (10.49)	0.120 (10.17)
β^{LIQ}							0.167 (2.36)	0.166 (2.35)	0.137 (1.92)
β^{Coskew}								0.000 (0.86)	0.000 (1.49)
Konstant	0.136 (7.37)	0.110 (6.20)	0.109 (6.19)	0.106 (5.99)	0.107 (6.13)	0.108 (6.36)	0.109 (6.43)	0.109 (6.51)	0.132 (7.36)
Observasjoner	69,652	69,652	69,533	69,497	69,497	69,497	69,497	69,497	69,614

Regresjonsanalysen er utført på samme måte som analysen i tabell 5.5, men med følgende endring: I steg 1 i regresjonsprosedyren har vi benyttet null som grense i definisjonen av nedside- og oppsidebeta, istedenfor forventningsverdien til markedets meravkastning. Alle risikopremiene i regresjonsutskriften er annualiserte.

6.3.4 Utvidet estimeringsperiode

Den siste robusthetstesten er gjennomført ved å utvide estimeringsperioden for markedsbetaene fra 12 til 24 måneder. Ved å utvide estimeringsperioden øker antall observasjoner, noe som forsterker estimatenes presisjon (Daves et al., 2000). På den annen side vil en lengre tidsperiode øke sannsynligheten for at selskaper har foretatt strukturelle endringer, som påvirker den systematiske risikoen, i løpet av estimeringsperioden (Daves et al., 2000). Dette blir imidlertid en avveining mellom to motstridende argumenter uten et entydig bedre valg, og vi anser det derfor som nyttig å endre på denne forutsetningen i en robusthetstest.

Tabell 6.6 viser at de estimerte risikopremiene for nedsiderisiko er relativt like som i

hovedanalysen. T-verdiene er imidlertid noe lavere, og risikopremien for nedsiderisiko er kun signifikant i modell 9, hvor vi kontrollerer for koskjevhet.

Tabell 6.6: Fama-MacBeth regresjonsanalyse med utvidet estimeringsperiode

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
β^-	0.023 (6.59)	0.008 (1.63)	0.007 (1.54)	0.008 (1.65)	0.008 (1.59)	0.009 (1.87)	0.009 (1.91)	0.010 (2.01)	0.025 (7.17)
β		0.031 (4.78)	0.031 (3.87)	0.030 (3.71)	0.031 (3.80)	0.034 (4.20)	0.035 (4.26)	0.033 (4.09)	
β^+			-0.000 (-0.04)	-0.001 (-0.18)	-0.001 (-0.19)	-0.002 (-0.60)	-0.002 (-0.59)	-0.002 (-0.47)	
β^{SMB}				0.004 (0.72)	0.005 (0.79)	0.006 (1.03)	0.005 (0.85)	0.005 (0.85)	0.009 (1.55)
β^{HML}					-0.021 (-2.87)	-0.019 (-2.54)	-0.017 (-2.40)	-0.017 (-2.39)	-0.017 (-2.32)
β^{UMD}						0.115 (10.75)	0.113 (10.53)	0.113 (10.53)	0.110 (10.32)
β^{LIQ}							0.203 (3.14)	0.202 (3.13)	0.190 (2.95)
β^{Coskew}								0.000 (1.94)	0.000 (2.18)
Konstant	0.134 (7.41)	0.118 (6.62)	0.118 (6.61)	0.116 (6.50)	0.118 (6.75)	0.119 (6.94)	0.119 (7.04)	0.119 (7.09)	0.133 (7.63)
Observasjoner	69,757	69,757	69,679	69,643	69,643	69,643	69,643	69,643	69,719

Regresjonsanalysen er utført på samme måte som analysen i tabell 5.5, men med følgende endring: I steg 1 i regresjonsprosedyren har vi estimert eksponeringer mot risikofaktorer basert på foregående 24 måneder istedenfor basert på de foregående 12 månedene. Alle risikopremiene i regresjonsutskriften er annualiserte.

6.3.5 Oppsummering av robusthetstester for betaestimering

Tabell 6.7: Robusthetstester for nedsidebeta-porteføljer

(a) Sortert etter β^-					
Portefølje	Hovedanalyse	OSEAX	MSCI World	Null-grense	24-mnd
1 Lav	13.20%	13.96%	13.07%	13.03%	13.59%
2	11.10%	12.24%	12.38%	11.77%	12.04%
3	13.65%	13.33%	13.45%	13.39%	13.40%
4	15.46%	14.08%	14.35%	16.21%	14.45%
5 høy	17.79%	18.48%	17.77%	18.00%	17.86%
Høy - Lav	4.59%	4.52%	4.70%	4.97%	4.27%
t-verdi	(3.40)	(3.13)	(3.58)	(3.45)	(3.24)
(b) Sortert etter relativ β^-					
Portefølje	Hovedanalyse	OSEAX	MSCI World	Null-grense	24-mnd
1 Lav	13.79%	13.21%	11.86%	12.62%	13.78%
2	13.37%	14.38%	12.21%	14.03%	14.99%
3	12.95%	11.72%	12.76%	12.87%	12.32%
4	14.22%	13.68%	17.51%	14.00%	13.60%
5 høy	16.85%	19.13%	16.68%	18.88%	16.64%
Høy - Lav	3.06%	5.92%	4.82%	6.26%	2.87%
t-verdi	(2.49)	(4.07)	(3.94)	(4.27)	(2.30)
(c) Risikopremier for nedsiderisiko fra regresjonsmodell 8					
Portefølje	Hovedanalyse	OSEAX	MSCI World	Null-grense	24-mnd
β^-	0.008	0.015	-0.002	0.013	0.010
t-verdi	(2.56)	(4.78)	(-1.02)	(3.70)	(2.01)

Kvintilporteføljene i tabell 6.7 er hentet fra tabell 5.4, samt tabell A3, A4, A5 og A6. Den første kolonnen presenterer resultatene fra hovedanalysen i kapittel 5. Kolonnene “OSEAX” og “MSCI World” viser porteføljer hvor det er benyttet henholdsvis verdivektet og global indeks som markedsportefølje. “Null-grense” viser når null benyttes som grense for betingelsen i formel for nedsidebeta, og “24-mnd” viser når beta estimeres basert på basert på 24 måneders historikk. Risikopremiene for nedsiderisiko i panel c er hentet fra modell 8 i de ulike regresjonsanalysene.

Tabell 6.7 oppsummerer resultatene med hensyn til nedsiderisiko fra hovedanalysen og robusthetstestene knyttet til betaestimering. Panel a og b viser at man ved alle forutsetningene finner en signifikant differanseavkastning, både når porteføljene er sortert etter nedsidebeta og relativ nedsidebeta. Panel c viser risikopremiene for nedsiderisiko fra regresjonsmodell 8, hvor samtlige kontrollvariabler er inkludert. Det eneste tilfellet hvor den estimerte risikopremien ikke er signifikant er når det benyttes en global markedsportefølje.

7 Konklusjon

Vi har i denne studien undersøkt hvorvidt investorer har blitt kompensert for å påta seg nedsiderisiko, målt ved nedsidebeta, i det norske markedet i perioden fra februar 1983 til november 2020. Vi finner at aksjer med høyere nedsidebeta i snitt har gitt høyere avkastning, og at det foreligger en premie for nedsiderisiko på Oslo Børs. Denne sammenhengen er konsistent med konseptet om tapsaverse investorer, som legger større vekt på tap enn gevinster. Resultatene våre samsvarer med studien til Ang et al. (2006), som estimerte en signifikant premie for nedsiderisiko i det amerikanske aksjemarkedet. Vi finner også, i motsetning til Atilgan et al. (2020), en signifikant premie for nedsiderisiko selv når vi kontrollerer for andre anerkjente risikofaktorer.

I hovedanalysen, hvor vi benytter en likevektet markedsportefølje, estimeres premien for nedsiderisiko til 0.8%. Når vi benytter en verdivektet markedsportefølje estimeres premien til 1.5%, og når vi benytter en global indeks estimeres den til -0.2%. Vi gjør også analysen med en justert grense mellom opp- og nedside og med utvidet betaestimeringsperiode, og estimerer premien til henholdsvis 1.3% og 1.0%. Estimaten for risikopremien er signifikant forskjellig fra null ved samtlige varianter, bortsett fra når vi benytter en global markedsportefølje. Resultatene indikerer dermed at investorer på Oslo Børs blir kompensert for å påta seg nedsiderisiko. På den andre siden finner vi ingen signifikant rabatt for oppsiderisiko i hovedanalysen, og fortegnet til koeffisientestimatene varierer i robusthetstestene. Det er dermed ingen tydelige indikasjoner på at det er priset inn en rabatt knyttet til oppsiderisiko på Oslo Børs.

Vi finner at mange av selskapene på Oslo Børs med høy estimert nedsidebeta opererer i oljeindustrien. Utviklingen til disse selskapene er sensitive til endringer i oljeprisen, og de er følgelig eksponert for oljeprisrisiko. Ettersom utviklingen til oljeprisen er positivt korrelert med utviklingen til det norske aksjemarkedet, kan potensielt den estimerte risikopremien for nedsiderisiko egentlig være knyttet til oljeprisrisiko. Ved å hensynta oljeprisksporing finner vi en signifikant premie for oljeprisrisiko, men den påvirker imidlertid ikke estimatet vårt på premien for nedsiderisiko. Risikopremien for nedsiderisiko på Oslo Børs synes følgelig ikke å skyldes sektorspesifikke forhold knyttet til oljeindustrien, noe som indikerer at det foreligger en generell risikopremie for nedsiderisiko på Oslo Børs.

7.1 Forslag til videre forskning

Vi har i vår analyse benyttet flere anerkjente risikofaktorer som kontrollvariabler. Som vist ved regresjonsanalysen får vi et relativt høyt konstantledd, noe som potensielt kan skyldes at modellen ikke fanger opp all relevant risiko. Annen forskning har vist at det finnes flere andre risikofaktorer som kan bidra til å forklare variasjon i avkastning, deriblant kvalitet (QMJ) (Aasness et al., 2013) og makroøkonomiske variabler (Næs et al., 2007). Ved å kontrollere for ytterligere risikofaktorer, kan man potensielt øke presisjonen og redusere eventuell skjevhet i estimatene.

Vi har benyttet Fama-MacBeth regresjonsprosedyren, som ikke fullt ut hensyntar avhengighet mellom feilleddene, noe som kan gi skjeve estimater på standardfeilene til koeffisientene (Petersen, 2008). Fama-MacBeth er designet for å hensynta tidseffekter, men hvis det foreligger selskapsspesifikke effekter kan dette føre til at de estimerte standardfeilene blir for lave. Dette vil igjen gi for høye t-verdier, som kan lede til forkastningsfeil. Gitt at de selskapsspesifikke effektene er permanente vil bruk av paneldatateknikker, fixed effect eller random effect, gi forventningsrette standardfeil.

Referanser

- Aasness, C. S., Frazzini, A., og Pedersen, L. H. (2013). Quality Minus Junk . *AQR Capital Management*.
- Allais, M. (1953). Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l'Ecole Americaine. *Econometrica*, 21(4):503–546.
- Amadeus (2022). Børsprosjektet, En kilde til finansielle markedsdata. *Norges Handelshøyskole*. <https://bors.nhh.no/amadeus/index.php?page=1>.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1):31–56.
- Ang, A., Chen, J., og Xing, Y. (2006). Downside Risk. *The Review of Financial Studies*, 19(4):1191–1239.
- Atilgan, Y., Bali, T. G., Demirtas, K. O., og Gunaydin, A. D. (2018). Downside Beta and Equity Returns Around the World. *The Journal of Portfolio Management*, 44(7):39–54.
- Atilgan, Y., Demirtas, K. O., og Gunaydin, A. D. (2020). Downside Beta and the Cross Section of Equity Returns: A Decade Later. *European Financial Management*, 26(2):316–347.
- Barillas, F. og Shanken, J. (2017). Which Alpha? *The Review of Financial Studies*, 30(4):1316–1338.
- Bartholdy, J. og Peare, P. (2005). Estimation of Expected Return: CAPM vs. Fama and French. *International Review of Financial Analysis*, 14(4):407–427.
- Bawa, V. S. og Lindenberg, E. B. (1977). Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework. *Journal of Financial Economics*, 5(2):189–200.
- Bjørnerud, L. og Kristiansen, M. (2019). Aftermarket Liquidity and Performance of Initial Public Offerings. *Norges Handelshøyskole*.
- Bloomberg (2022). Bloomberg, LP.
- BT (2021). Det har aldri vært målt mer regn på en måned i Bergen. *Bergens Tidende*. <https://www.bt.no/nyheter/lokalt/i/MLd90R/det-har-aldri-vaert-maalt-mer-regn-paa-en-maaned-i-bergen>.
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1):57–82.
- Damodaran, A. (2013). Estimating Beta. *NYU Stern School of Business*. <https://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/podcasts/cfspr20/session7slides.pdf>.
- Daves, P. R., Ehrhardt, M. C., og Kunkel, R. A. (2000). Estimating Systematic Risk: The Choice of Return Interval and Estimation Period. *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 13(1):7–13.
- Euronext (2022). Oslo Bors Indices Consultation Paper. *Euronext*.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2):427–465.

- Fama, E. F. og MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3):607–636.
- Fiskerstrand, V. A. (2015). Sparebankers interessestyring og foretaksledelse. *Universitetet i Oslo*.
- Frazzini, A. og Pedersen, L. H. (2014). Betting Against Beta. *Journal of Financial Economics*, 111(1):1–25.
- Freedman, D., Pisani, R., og Purves, R. (2007). Statistics (International Student Edition). *WW Norton & Company*.
- Grytten, O. H. og Hunnes, A. (2016). Krakk og kriser i historisk perspektiv. *Cappelen Damm Akademisk*.
- Gul, F. (1991). A Theory of Disappointment Aversion. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 667-686.
- Haggard, K. S. og Witte, H. D. (2012). Subperiod Robustness Checks: Testing for Effect Mean Stationarity. *Managerial Finance*, 38(5):530–542.
- Harvey, C. R. og Siddique, A. (2000). Conditional Skewness in Asset Pricing Tests. *The Journal of Finance*, 55(3):1263–1295.
- ISIN (2022). Om International Securities Identification Number (ISIN). *ISIN*. <https://www.isin.org/nb/isin/>.
- Johansen, E. (2020). Hvor følsom er egentlig Oslo Børs overfor svingninger i oljeprisen? *DNB Asset Management*. <https://dnbam.com/no/finance-blog/hvor-folsom-er-egentlig-oslo-bors-overfor-svingninger-i-oljeprisen>.
- Kahneman, D. og Tversky, A. (1979). Prospect theory: An Analysis of Decisions Under Risk. *Econometrica*, 47:278.
- Kaiser, M. J. og Snyder, B. (2013). Capital Investment and Operational Decision Making in the Offshore Drilling Industry. *The Engineering Economist*, 58(1):35–58.
- Kaldestad, Y. (2016). Verdivurdering: teoretiske modeller og praktiske teknikker for å verdsette selskaper. *Fagbokforlaget*.
- Kemp, S. (1998). Perceiving Luxury and Necessity. *Journal of Economic Psychology*, 19(5):591–606.
- Kraus, A. og Litzenberger, R. H. (1976). Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *The Journal of Finance*, 31(4):1085–1100.
- Lund, H. og Løvås, J. (2018). Employing Deep Learning for Stock Return Prediction on the Oslo Stock Exchange. *Norges Handelshøyskole*.
- Norges Bank (2020). Konsultasjonsrapport: Fallbackløsninger og termin- og spreadjustering mellom NIBOR og NOWA ved et eventuelt bortfall av NIBOR. *Norges Bank*.
- Norges Bank (2022). Nowa - Norwegian Overnight Weighted Average. *Norges Bank*. <https://www.norges-bank.no/tema/markeder-likviditet/nowa/>.
- Norman, V. D. (2010). En liten, åpen økonomi. *Gyldendal akademisk*.

- Næs, R., Skjeltnor, J., og Ødegaard, B. A. (2007). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? *Norges Bank*.
- Petersen, M. A. (2008). Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1):435–480.
- Plyakha, Y., Uppal, R., og Vilkov, G. (2021). Equal or Value Weighting? Implications for Asset-Pricing Tests. *Financial Risk Management and Modelling*. 295-347.
- Roy, A. D. (1952). Safety First and The Holding of Assets. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 431-449.
- Schramm, R. M. og Wang, H. N. (1999). Measuring The Cost of Capital in an International CAPM Framework. *Journal of Applied Corporate Finance*, 12(3):63–72.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3):425–442.
- Student (1908). The Probable Error of a Mean. *Biometrika*. 1-25.
- Titlon (2022). Titlon, Financial Data for Norwegian Academic Institutions. *Universitetet i Tromsø*. <https://titlon.uit.no/>.
- Von Neumann, J. og Morgenstern, O. (1944). Theory of Games and Economic Behavior. *Princeton University Press*.
- Wobst, J., Gramlich, A., Röttger, P., og Spee, K. (2020). Which is the 'Right' Choice of the Market Portfolio of the CAPM? *Management Studies*, 10:25–29.
- Wooldridge, J. M. (2015). Introductory Econometrics: A Modern Approach. *Cengage Learning*.
- Ødegaard, B. A. (2021). Empirics of the Oslo Stock Exchange. Basic, Descriptive, Results 1980-2020. *Universitet i Stavanger*.
- Ødegaard, B. A. (2022). Asset Pricing Data at OSE. *Bernt Arne Ødegaard's Financial Data*. https://ba-odegaard.no/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html.

Appendiks

Tabell A1: Fama-MacBeth Regresjonsanalyse for perioden 1983-2001

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
β^-	0.022 (7.71)	0.007 (1.99)	0.008 (2.24)	0.008 (2.20)	0.006 (1.76)	0.008 (2.10)	0.007 (2.03)	0.007 (2.08)	0.019 (6.75)
β		0.042 (7.36)	0.038 (5.75)	0.036 (5.42)	0.034 (5.01)	0.032 (4.84)	0.034 (5.11)	0.034 (4.99)	
β^+			0.004 (1.42)	0.004 (1.34)	0.004 (1.25)	0.003 (1.00)	0.003 (1.06)	0.004 (1.13)	
β^{SMB}				0.025 (2.89)	0.031 (3.66)	0.036 (4.24)	0.033 (3.86)	0.033 (3.85)	0.040 (4.73)
β^{HML}					-0.147 (-13.31)	-0.154 (-13.90)	-0.152 (-13.67)	-0.152 (-13.65)	-0.155 (-14.09)
β^{UMD}						0.104 (6.94)	0.097 (6.51)	0.097 (6.50)	0.103 (6.92)
β^{LIQ}							0.415 (4.96)	0.414 (4.96)	0.373 (4.51)
β^{Coskew}								0.000 (0.86)	0.000 (1.28)
Konstant	0.123 (4.90)	0.093 (4.13)	0.091 (4.10)	0.082 (3.74)	0.097 (4.89)	0.097 (5.23)	0.099 (5.42)	0.099 (5.47)	0.124 (5.91)
Observasjoner	30,040	30,040	29,940	29,928	29,928	29,928	29,928	29,928	30,028

Regresjonsanalysen er utført på samme måte som analysen i tabell 5.5, men for perioden 1983-2001. Alle risikopremiene i regresjonsutskriften er annualiserte.

Tabell A2: Fama-MacBeth Regresjonsanalyse for perioden 2002-2020

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
β^-	-0.007 (-1.54)	0.006 (1.07)	0.008 (1.46)	0.009 (1.58)	0.009 (1.59)	0.009 (1.55)	0.009 (1.54)	0.009 (1.57)	-0.004 (-0.87)
β		-0.029 (-3.73)	-0.041 (-4.15)	-0.041 (-4.02)	-0.044 (-4.38)	-0.036 (-3.59)	-0.037 (-3.61)	-0.037 (-3.64)	
β^+			0.010 (2.10)	0.010 (2.07)	0.010 (2.09)	0.009 (2.00)	0.010 (2.03)	0.010 (2.06)	
β^{SMB}				-0.008 (-1.07)	-0.008 (-1.02)	-0.010 (-1.27)	-0.010 (-1.24)	-0.010 (-1.24)	-0.013 (-1.75)
β^{HML}					0.045 (4.80)	0.053 (5.65)	0.052 (5.58)	0.052 (5.58)	0.049 (5.29)
β^{UMD}						0.138 (9.63)	0.139 (9.66)	0.139 (9.67)	0.143 (9.97)
β^{LIQ}							-0.090 (-0.96)	-0.090 (-0.96)	-0.088 (-0.94)
β^{Coskew}								0.000 (0.57)	0.000 (0.17)
Konstant	0.167 (6.89)	0.183 (7.70)	0.183 (7.72)	0.186 (7.79)	0.184 (7.89)	0.185 (7.94)	0.185 (8.33)	0.185 (8.36)	0.174 (7.75)
Observasjoner	39,646	39,646	39,633	39,609	39,609	39,609	39,609	39,609	39,620

Regresjonsanalysen er utført på samme måte som analysen i tabell 5.5, men for perioden 2002-2020. Alle risikopremiene i regresjonsutskriften er annualiserte.

Tabell A3: Kvintilporteføljer med verdivektet indeks

(a) Aksjer sortert etter β					(b) Aksjer sortert etter β^-				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	16.61%	-0.16	0.15	-0.21	1 Lav	13.96%	0.18	-0.50	0.32
2	12.20%	0.48	0.66	0.37	2	12.24%	0.54	0.60	0.49
3	14.57%	0.75	0.95	0.66	3	13.33%	0.78	0.96	0.67
4	13.59%	1.05	1.23	0.98	4	14.08%	0.99	1.34	0.84
5 Høy	15.11%	1.70	1.89	1.53	5 Høy	18.48%	1.33	2.49	1.00
Høy - Lav	-1.51%				Høy - Lav	4.52%			
t-verdi	(-1.12)				t-verdi	(3.13)			
(c) Aksjer sortert etter relativ β^-					(d) Aksjer sortert etter β^+				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	13.21%	0.69	-0.19	0.89	1 Lav	18.10%	0.24	0.70	-1.00
2	14.38%	0.81	0.76	0.79	2	13.13%	0.54	0.77	0.29
3	11.72%	0.78	0.95	0.69	3	14.20%	0.77	0.96	0.68
4	13.68%	0.79	1.21	0.60	4	13.08%	0.98	1.12	1.08
5 Høy	19.13%	0.73	2.15	0.33	5 Høy	13.65%	1.28	1.31	2.29
Høy - Lav	5.92%				Høy - Lav	-4.45%			
t-verdi	(4.07)				t-verdi	(-3.22)			
(e) Aksjer sortert etter relativ β^+					(f) (Aksjer sortert etter $\beta^+ - \beta^-$				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	19.62%	0.68	1.22	-0.74	1 Lav	21.51%	0.70	1.77	-0.49
2	15.02%	0.78	1.04	0.43	2	14.23%	0.78	1.13	0.45
3	12.77%	0.80	0.96	0.71	3	12.06%	0.79	0.95	0.70
4	11.55%	0.81	0.90	0.97	4	12.37%	0.82	0.84	0.97
5 Høy	13.16%	0.72	0.71	1.97	5 Høy	11.82%	0.72	0.14	1.71
Høy - Lav	-6.46%				Høy - Lav	-9.69%			
t-verdi	(-4.50)				t-verdi	(-6.79)			

Kvintilporteføljene i tabell A3 er konstruert på tilsvarende vis som kvintilporteføljene i tabell 5.4. Her er imidlertid betavardiene estimert ved å se på eksponering mot en verdivektet indeks, OSEAX, istedenfor en likevektet. Datasettet er det samme, og porteføljene er konstruert månedlig i perioden fra februar 1983 til november 2020. Tall for avkastning er annualiserte.

Tabell A4: Kvintilporteføljer med global indeks

(a) Aksjer sortert etter β					(b) Aksjer sortert etter β^-				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	16.44%	-0.58	-0.23	-0.78	1 Lav	13.07%	-0.05	-1.26	0.04
2	13.49%	0.29	0.48	0.15	2	12.38%	0.38	0.33	0.33
3	12.97%	0.56	0.77	0.43	3	13.45%	0.57	0.77	0.44
4	12.61%	0.85	1.07	0.75	4	14.35%	0.76	1.26	0.62
5 Høy	15.65%	1.61	1.82	1.45	5 Høy	17.77%	1.07	2.84	0.56
Høy - Lav	-0.79%				Høy - Lav	4.70%			
t-verdi	(-0.62)				t-verdi	(3.58)			

(c) Aksjer sortert etter relativ β^-					(d) Aksjer sortert etter β^+				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	11.86%	0.44	-0.98	0.65	1 Lav	15.04%	-0.05	0.56	-1.91
2	12.21%	0.58	0.45	0.56	2	13.70%	0.38	0.64	-0.00
3	12.76%	0.59	0.79	0.49	3	13.60%	0.56	0.74	0.46
4	17.51%	0.59	1.15	0.40	4	14.97%	0.76	0.90	0.93
5 Høy	16.68%	0.51	2.53	-0.13	5 Høy	13.90%	1.08	1.05	2.55
Høy - Lav	4.82%				Høy - Lav	-1.13%			
t-verdi	(3.94)				t-verdi	(-0.94)			

(e) Aksjer sortert etter relativ β^+					(f) Aksjer sortert etter $\beta^+ - \beta^-$				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	14.49%	0.39	1.04	-1.66	1 Lav	16.91%	0.44	1.97	-1.25
2	13.93%	0.56	0.88	0.10	2	14.05%	0.56	1.02	0.15
3	13.06%	0.59	0.79	0.48	3	13.50%	0.60	0.81	0.51
4	13.81%	0.60	0.70	0.84	4	13.05%	0.59	0.55	0.80
5 Høy	15.94%	0.56	0.47	2.26	5 Høy	13.42%	0.52	-0.51	1.81
Høy - Lav	-1.44%				Høy - Lav	-3.49%			
t-verdi	(-1.11)				t-verdi	(-2.67)			

Kvintilporteføljene i tabell A4 er konstruert på tilsvarende vis som kvintilporteføljene i tabell 5.4. Her er imidlertid betavardiene estimert ved å se på eksponering mot en global indeks, MSCI World, istedenfor en norsk. Datasettet er det samme, og porteføljene er konstruert månedlig i perioden fra februar 1983 til november 2020. Tall for avkastning er annualiserte.

Tabell A5: Kvintilporteføljer med null som grense

(a) Aksjer sortert etter β					(b) Aksjer sortert etter β^-				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	12.23%	0.18	0.23	0.14	1 Lav	13.03%	0.52	-0.30	0.70
2	12.54%	0.62	0.65	0.58	2	11.77%	0.67	0.57	0.70
3	14.26%	0.87	0.87	0.88	3	13.39%	0.88	0.88	0.88
4	15.26%	1.20	1.17	1.24	4	16.21%	1.15	1.24	1.13
5 Høy	18.34%	2.21	2.10	2.19	5 Høy	18.00%	1.84	2.64	1.61
Høy - Lav	6.11%				Høy - Lav	4.97%			
t-verdi	(4.19)				t-verdi	(3.45)			
(c) Aksjer sortert etter relativ β^-					(d) Aksjer sortert etter β^+				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	12.62%	1.20	0.11	1.56	1 Lav	13.35%	0.56	0.75	-0.54
2	14.03%	0.95	0.75	1.04	2	12.53%	0.68	0.75	0.48
3	12.87%	0.85	0.85	0.84	3	14.43%	0.88	0.90	0.87
4	14.00%	0.87	1.07	0.78	4	16.19%	1.15	1.12	1.33
5 Høy	18.88%	1.18	2.24	0.77	5 Høy	16.03%	1.79	1.48	2.91
Høy - Lav	6.26%				Høy - Lav	2.68%			
t-verdi	(4.27)				t-verdi	(2.05)			
(e) Aksjer sortert etter relativ β^+					(f) Aksjer sortert etter $\beta^+ - \beta^-$				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	14.17%	1.10	1.38	-0.24	1 Lav	16.85%	1.10	1.87	-0.02
2	14.12%	0.87	0.94	0.60	2	14.52%	0.88	1.00	0.62
3	12.73%	0.87	0.88	0.87	3	15.26%	0.88	0.90	0.89
4	14.00%	0.94	0.87	1.20	4	12.28%	0.95	0.79	1.17
5 Høy	17.52%	1.26	0.92	2.61	5 Høy	13.30%	1.23	0.41	2.36
Høy - Lav	3.34%				Høy - Lav	-3.55%			
t-verdi	(2.38)				t-verdi	(-2.76)			

Kvintilporteføljene i tabell A5 er konstruert på tilsvarende vis som kvintilporteføljene i tabell 5.4, men med 0 som grense i betingelsen for nedside- og oppsidebeta. Datasettet er det samme, og porteføljene er konstruert månedlig i perioden fra februar 1983 til november 2020. Tall for avkastning er annualiserte.

Tabell A6: Kvintilporteføljer med utvidet estimeringsperiode

(a) Aksjer sortert etter β					(b) Aksjer sortert etter β^-				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	11.91%	0.28	0.34	0.22	1 Lav	13.59%	0.52	0.04	0.66
2	12.79%	0.65	0.69	0.63	2	12.04%	0.68	0.63	0.70
3	13.86%	0.88	0.89	0.89	3	13.40%	0.89	0.89	0.89
4	15.72%	1.19	1.17	1.26	4	14.45%	1.16	1.21	1.17
5 Høy	17.23%	2.02	1.94	2.06	5 Høy	17.86%	1.78	2.26	1.62
Høy - Lav	5.33%				Høy - Lav	4.27%			
t-verdi	(4.11)				t-verdi	(3.24)			
(c) Aksjer sortert etter relativ β^-					(d) Aksjer sortert etter β^+				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	13.78%	1.19	0.46	1.54	1 Lav	13.13%	0.56	0.73	-0.23
2	14.99%	0.95	0.82	1.04	2	13.82%	0.69	0.74	0.55
3	12.32%	0.85	0.87	0.86	3	12.37%	0.90	0.92	0.88
4	13.60%	0.87	1.02	0.79	4	17.55%	1.16	1.13	1.29
5 Høy	16.64%	1.14	1.86	0.78	5 Høy	14.64%	1.72	1.50	2.56
Høy - Lav	2.87%				Høy - Lav	1.51%			
t-verdi	(2.30)				t-verdi	(1.37)			
(e) Aksjer sortert etter relativ β^+					(f) Aksjer sortert etter $\beta^+ - \beta^-$				
Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+	Portefølje	Avk.	β	β^-	β^+
1 Lav	17.22%	1.06	1.28	0.06	1 Lav	18.20%	1.06	1.58	0.19
2	10.76%	0.87	0.94	0.66	2	10.46%	0.86	0.97	0.68
3	11.20%	0.88	0.89	0.88	3	12.42%	0.86	0.87	0.87
4	15.34%	0.97	0.91	1.18	4	15.34%	0.97	0.87	1.16
5 Høy	16.97%	1.24	0.98	2.28	5 Høy	14.87%	1.25	0.71	2.15
Høy - Lav	-0.24%				Høy - Lav	-3.33%			
t-verdi	(-0.18)				t-verdi	(-2.57)			

Kvintilporteføljene i tabell A6 er konstruert på tilsvarende vis som kvintilporteføljene i tabell 5.4, men med betaestimert på foregående 24 måneder istedenfor 12 måneder. Datasettet er det samme, og porteføljene er konstruert månedlig i perioden fra februar 1983 til november 2020. Tall for avkastning er annualiserte.