



Eksisterer momentum?

En empirisk analyse av momentumeffekten i det amerikanske aksjemarkedet fra 2010 til 2019

Nam Q. Nguyen

Veileder: Gernot P. Doppelhofer

Master i økonomi og administrasjon, finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

(Denne siden er tom)

Sammendrag

I denne masterutredningen analyseres det om momentumeffekten fortsatt eksisterer i det amerikanske aksjemarkedet i perioden januar 2010 til desember 2019. For å undersøke dette, starter vi med å replikere handelsstrategien til Jegadeesh og Titman (1993) som kjøper aksjer som historisk sett har prestert best og shorts selger aksjer som historisk sett har prestert dårligst.

Våre funn indikerer at momentumeffekten for den siste perioden har økt, hvor tverrsnittlig sammenligning viser at nullkost-porteføljenes avkastning er 0.131% høyere enn dokumentert i Jegadeesh og Titman. På en annen side har avkastningenes gjennomsnittlige t-statistikk avtatt med 0.7975, og i tillegg dokumenteres det også færre statistisk signifikante strategier. Deretter finner vi at momentumeffekten i hovedsak kan tilskrives shortsalg-siden, samt at det ikke lenger eksisterer en januareffekt.

Videre undersøker vi om momentumeffekten bare er en kompensasjon for ulike risikofaktorer, og da spesielt likviditetsrisiko. Resultatene viser at økningen i momentumeffekten ikke kan argumenteres for å være en kompensasjon for systematisk likviditetsrisiko, og skyldes derfor ikke av økningen i markedslivviditeten.

Vi konstruerer også likviditetsimiterende porteføljer for å avgjøre om momentumeffekten er forårsaket av idiosynkratisk likviditetsrisiko. Vi argumenterer for at idiosynkratisk likviditetsrisiko *kan* være en plausibel forklaring på momentumeffekten for den siste perioden, men denne likviditetsrisikoen lar seg derimot ikke forklare av oppgavens likviditetsfaktor.

Abstract

This master's thesis analyzes whether the momentum effect still exists in the US stock market in the period from January 2010 to December 2019. To investigate this, we start by replicating the trading strategy of Jegadeesh and Titman (1993) which longs stocks that have historically performed best and shorts stocks that have historically performed the worst.

Our findings indicate that the momentum effect for the last period has increased, where cross-sectional comparisons show that the return on zero-cost portfolios is 0.131% higher than documented in Jegadeesh and Titman. On the other hand, the average t-statistics of returns have decreased by 0.7975, and in addition fewer statistically significant strategies are documented. We then find that the momentum effect can mainly be attributed to the short side, and that a January effect no longer exists.

Furthermore, we investigate whether the momentum effect is only a compensation for various risk factors, and in particular liquidity risk. The results show that the increase in the momentum effect cannot be argued to be a compensation for systematic liquidity risk, and consequently cannot be attributed to the increase in market liquidity.

We also construct illiquidity characteristic mimicking portfolios to examine whether the momentum effect is due to idiosyncratic liquidity risk. We argue that idiosyncratic liquidity risk *might* be a plausible explanation for the momentum effect for the last period, but this liquidity risk cannot be explained by the liquidity factor analyzed in this master's thesis.

Forord

Denne masterutredningen er skrevet i forbindelse med mastergraden i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH), innenfor hovedprofilen finansiell økonomi. Utredningen har gitt meg en unik anledning til å drive med akademisk arbeid og kritisk tenkning, samt fordype meg innenfor mitt interesseområde. Dette har vært en utfordrende og innholdsrik reise, med tanke på situasjonen og omstendighetene oppgaven er skrevet under.

Jeg vil først og fremst takke Cuong Nguyen, Thu Nguyen, Davin Nguyen, Viet Nguyen, Thuy Nguyen, og andre som har vært der for meg i denne tiden, og støttet meg gjennom økonomiutdanningen min.

Jeg ønsker også å rette en personlig takk til min veileder, Gernot P. Doppelhofer, for støtten og den gode veiledningen i forbindelse med arbeidet.

Norges Handelshøyskole

Bergen, desember 2020

Nam Q. Nguyen

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING OG PROBLEMSTILLING	8
2. MARKEDSEFFISIENSHYPOTEBEN OG MOMENTUM	10
2.1 MARKEDSEFFISIENSHYPOTEBEN.....	10
2.1.1 Kritikk til markedseffisienshypotesen.....	10
2.2 MOMENTUMEFFEKTEN.....	11
3. ALTERNATIVE KILDER TIL MOMENTUMEFFEKTEN	13
3.1 DATAMINING	13
3.2 RISIKO.....	14
3.2.1 Systematisk risiko	14
3.2.2 Verdipremie	15
3.2.3 Størrelsespremie.....	16
3.2.4 Likviditetspremie	16
3.3 ADFERDSFINANS	17
3.3.1 Underreaksjon.....	17
3.3.2 Overreaksjon.....	19
3.3.3 Over- og underreaksjon.....	20
3.3.4 Kritikk av adferdsfinans.....	20
4. FAKTORMODELLER	21
4.1 KAPITALVERDIMODELLEN	21
4.2 FAMA-FRENCHS TRE-FAKTORMODELL	21
4.3 CARHARTS FIRE-FAKTORMODELL	22
4.4 PASTOR-STAMBAUGHS FIRE-FAKTORMODELL.....	22
4.5 KRITIKK AV FAKTORMODELLENE.....	23

5. DATA OG DATABESKRIVELSE	24
5.1 RÅDATA	24
5.1.1 Datafiltering	25
6. METODOLOGI	26
6.1 MOMENTUMSTRATEGI	26
6.1.1 Konstruksjon av momentumporteføljer	26
6.1.2 Transaksjonskostnader	28
6.2 LIKVIDITETSMÅL OG FAKTORIMITERENDE PORTEFØLJER	28
6.2.1 Likviditetsmål	28
6.2.2 Konstruksjon av faktorimiterende porteføljer	29
7. EMPIRISK ANALYSE OG DISKUSJON	31
7.1 FORSKNINGSSPØRSMÅL 1	31
7.1.1 Replikasjon av Jegadeesh og Titman (1993).....	31
7.1.2 Momentumeffekten for den siste perioden.....	34
7.2 FORSKNINGSSPØRSMÅL 2.....	36
7.3 FORSKNINGSSPØRSMÅL 3.....	39
7.4 FORSKNINGSSPØRSMÅL 4.....	42
7.4.1 Stasjonaritet	42
7.4.2 Korrelasjonsanalyse av likviditetsmålene	44
7.4.3 OLS-vurdering	47
7.4.4 Robusthetstest	48
8. KONKLUSJON OG VIDERE ARBEID	53
LITTERATURLISTE	55
VEDLEGG	60

Figurer

Figur 1 – Rangering basert på formeringsperioden, F	27
Figur 2 – Overlappende momentumporteføljer	27

Tabeller

Tabell 1 – Databeskrivelse fra CRSP	25
Tabell 2 – Replikasjon av Jegadeesh og Titman (1993)	33
Tabell 3 – Momentumavkastning for den siste perioden	35
Tabell 4 – Desilvis avkastning	38
Tabell 5 – Månedsvise avkastning	41
Tabell 6 – Stasjonaritet	43
Tabell 7 – Korrelasjonsmatrise	46
Tabell 8 – OLS-regresjoner for januar 2010 – desember 2019	51

Vedlegg

Vedlegg 1 – Beregning av Fama-Frenchs faktorer	60
Vedlegg 2 – Jegadeesh og Titman, Tabell 1, Panel A	62
Vedlegg 3 – Desilvis avkastning	63
Vedlegg 4 – F-kritisk verdi for hypotese A	64
Vedlegg 5 – F-kritisk verdi for hypotese B	64
Vedlegg 6 – Grafisk illustrasjon av likviditetsavkastning	64
Vedlegg 7 – Stasjonaritet	65
Vedlegg 8 – Risikofaktorenes stasjonaritet	65
Vedlegg 9 – Korrelasjonsmatrise	66
Vedlegg 10 – Regresjonsligninger	66
Vedlegg 11 – Multikollinearitet	67
Vedlegg 12 – Heteroskedastisitet	67
Vedlegg 13 – Autokorrelasjon	68
Vedlegg 14 – OLS-regresjoner for januar 2010 – desember 2019, med dummy	69

1. Innledning og problemstilling

Helt siden Eugene Fama publiserte artikkelen *Efficient Capital Markets* i 1970, har det blitt skapt en omstridt diskusjon om hvorvidt det amerikanske kapitalmarkedet er effisient. Flere argumenterer for at den kontroversielle markedseffisienshypotesen holder, og at priser primært sett reflekterer deres fundamentale verdi og risikoprofil.

I ettertid har flere undersøkt markedseffisienshypotesen og imidlertid dokumentert markedsanomalier som generer en høyere avkastningen enn det hypotesen tilsier. Anomaliene er i dag veldokumenterte, og de mest anerkjente omfatter blant annet verdi, størrelse, likviditet og momentum.¹

Mer nylig viste Chordia et al. (2014) at økningen i markedslikviditeten har resultert til en reduksjon i signifikansen og størrelsen på anomaliene. De argumenterer dernest for at effektiviteten i kapitalmarkedet har forbedret seg, og forklarer at det er tre plausible grunner til avtagelsen av anomaliene: (i) dokumentert anomali bare er et resultat av datamining, (ii) endring i avveiningen mellom risiko og avkastning, og (iii) reduksjon i handelskostnader og forbedring av markedslikviditeten.

Funnene og argumentene i artikkelen til Chordia et al. er noe vi anser som interessant, og følgelig er det også utgangspunktet for utredningens hovedproblemstilling. I kjølvannet av likviditetsøkningen i det amerikanske finansmarkedet, velger utredningen å rette søkelyset på den andre og den tredje plausible forklaringen i lys av momentumeffekten. Det fokuseres på momentumeffekten siden dette er en veldokumentert anomali, og kan som regel ikke bli forklart av klassiske risikofaktorer. Hovedproblemstillingen kan dernest formuleres som følgende:

Eksisterer det fortsatt en momentumeffekt i det amerikanske aksjemarkedet fra perioden 2010 til 2019, og hva forårsaker effekten?

For å besvare hovedproblemstillingen redegjøres det i tillegg for følgende forskningsspørsmål forbundet med momentumeffekten for perioden 2010 til 2019:

¹ Verdi (Basu 1977; Basu 1983; Fama & French 1992; Rosenberg et al. 1985), størrelse (Banz 1981; Lakonishok & Shapiro 1986; Reinganum 1981), likviditet (Amihud 2002; Amihud & Mendelson 1986; Datar et al. 1998; Eleswarapu & Reinganum 1993; Pastor & Stambaugh 2003) og momentum (Conrad & Kaul 1998; Daniel & Moskowitz 2016; Grundy & Martin 2001; Hong et al. 2000; Jegadeesh & Titman 1993; Moskowitz & Grinblatt 1999).

Forskningsspørsmål 1: *Har momentumeffekten redusert?*

Forskningsspørsmål 2: *Er momentumeffekten drevet av kjøps- eller shortsalg-siden?*

Forskningsspørsmål 3: *Eksisterer fortsatt januareffekten for momentumeffekten?*

Forskningsspørsmål 4: *Kan momentumeffekten tilskrives likviditetsrisiko?*

Ved hjelp av disse forskningsspørsmålene kan vi gi en mer detaljert beskrivelse av momentumeffekten for den siste perioden. Vi observerer blant annet en økning i momentumeffekten sammenlignet med tidligere periode, der tverrsnittlig sammenligning viser at nullkost-porteføljenes avkastning er 0.131% høyere. Derimot dokumenteres det færre statistisk signifikante strategier, samt at avkastningenes gjennomsnittlige t-statistikk har avtatt med 0.7975.

Resultatene tilsier også at hvilke sider som driver momentumeffekten er periodisk, hvor momentumeffekten for den siste perioden primært sett er forårsaket av shortsalg av aksjer som historisk sett har prestert dårligst. For denne perioden utgjør shortsalg-siden hele 1.00% av totale 1.01%. Videre finner vi at den tidligere dokumenterte januareffekten, ikke lenger eksisterer for den siste perioden. Til slutt viser resultatene at momentumeffekten ikke kan tilskrives systematisk likviditetsrisiko, og at idiosynkratisk likviditetsrisiko *kan* være en betydningsfull komponent for momentumeffekten.

Denne masterutredningen er strukturert med følgende åtte hovedkapitler, ekskludert vedlegg. Kapittel 2 tar for seg det teoretiske rammeverket som er direkte relatert til oppgavens bidrag og problemstilling. Kapittel 3 redegjør for alternative forklaringer på momentumeffekten. Kapittel 4 presenterer faktormodeller som benyttes i den finansielle litteraturen for å måle kompensasjonen for ulike risikotyper. Kapittel 5 beskriver datamaterialet som er benyttet, og redegjør for eventuelle utfordringer assosiert med datamaterialet. Kapittel 6 gir en detaljert beskrivelse av handelsstrategien benyttet for å undersøke momentumeffekten, samt redegjør for kalkulasjonen av likviditetsmålene og konstruksjonen av faktorimiterende porteføljer. Kapittel 7 presenterer empiriske resultater for oppgavens fire forskningsspørsmål, og diskuterer funnene i lys av tidligere empiri. Kapittel 8 oppsummerer oppgaven og svarer på hovedproblemstillingen i konklusjonen.

2. Markedseffisienshypotesen og momentum

I dette kapitlet redegjøres det for tidligere litteratur relatert til oppgavens bidrag og problemstilling. Som et naturlig utgangspunkt presenteres det først markedseffisienshypotesen, og kritikk mot hypotesen i delkapittel 2.1. Deretter gis det i delkapittel 2.2 et dypt innblikk i tidligere empiri som omhandler momentumeffekten i det amerikanske aksjemarkedet.

2.1 Markedseffisienshypotesen

Markedseffisienshypotesen ble introdusert i Fama (1970) og bygger på tre forutsetninger: (i) ingen transaksjonskostnader tilknyttet handel av verdipapirer, (ii) all informasjon er kostnadsfri og tilgjengelig for alle, og (iii) alle har samme oppfatning av informasjonen.

Ifølge denne hypotesen skal markedsprisene reflektere all tilgjengelig og relevant informasjon til enhver tid, og dernest forekommer prisendringer bare ved ny informasjon i markedet. Som en konsekvens av dette, vil være umulig for investorer å overgå markedet uten å investere i mer risikable verdipapirer.

Dessuten mente Fama at markedseffisiens kan kategoriseres i tre ulike former avhengig av informasjonen: svak form, semi-sterk form og sterk form. I korte trekk innebærer svak markedseffisiens at aksjeprisene gjenspeiler all tilgjengelig historisk data, noe som impliserer at fremtidige prisbevegelser i aksjene vil være vilkårlige. Semi-sterk markedseffisiens favner svak form, og sier i tillegg at aksjeprisene også reflekterer all offentlig informasjon om et selskap. Videre omfatter sterk markedseffisiens at aksjeprisene reflekterer all relevant informasjon, det vil si både historisk data, offentlig informasjon og privat informasjon om et selskap.

2.1.1 Kritikk til markedseffisienshypotesen

Det er imidlertid mange forskere som har stilt seg kritisk til markedseffisienshypotesen. Blant annet hevder Grossmann og Stiglitz (1980) at forutsetning (ii) er en *reductio ad absurdum*, og vil derfor ikke være gjeldende i den virkelige verden. De forsvarer dette med at informasjon er kostbart, og aktører som bruker ressurser for å tilegne seg ny informasjon ikke vil bli kompensert dersom hypotesen holder. Følgelig vil det være ingen insentiver for å skaffe seg

ny informasjon, og på denne måten oppstår det en grunnleggende konflikt mellom markedsinformasjon og markedsaktørens insentiver til informasjonsinnhenting. Dette vil resultere i et gap mellom hvordan markedet priser selskapene og selskapenes underliggende verdier. På bakgrunn av dette konkluderer forskerne at markedet ikke fullstendig gjenspeiler tilgjengelig informasjon.

I tillegg kritiserer Murphy (1986) markedseffisienshypotesen fra et mer tekniskanalytisk perspektiv. Han argumenterer for at det er lite tvil om vilkårligheten eller støyfaktoren i marked, men å derimot tro at alle prisendringer er tilfeldige vil være urealistisk. Kritikken retter seg spesielt mot vilkårligheten i prisendringer, som per definisjon er forskernes manglende evne til å avdekke systematiske mønstre i prisendringer. Murphy mener at bare fordi det ikke har blitt dokumentert systematiske mønstre i prisbevegelser, betyr det ikke at de ikke eksisterer.

2.2 Momentumeffekten

Prismomentum går ut på at det eksisterer en positiv autokorrelasjon blant priser, og dermed strider momentumeffekten med svak markedseffisiens. Momentumstrategier vil derfor kapitalisere på fortsettelsen av en allerede-eksisterende markedstrend, og få en høyere forventet avkastning.

Momentumeffekten var først dokumentert av Jegadeesh og Titman (1993) som fant at man kunne generere en signifikant og positiv avkastning ved å velge aksjer basert på deres historiske avkastning. De undersøker ulike nullkost-porteføljer med formerings- og holdeperioder varierende fra 3 til 12 måneder som kjøper (shortselger) desilfordelingen som har prestert best (verst) historisk sett basert på formeringsperioden. Det viste seg at porteføljen som ble holdt i 3 måneder basert på 12 måneders historisk data ga høyest avkastning, noe som innebar en månedlig avkastning på 1.31%, og 1.49% med en ukes *lag* mellom formerings- og holdeperioden. I tillegg dokumenterer de *januareffekten* som ga en gjennomsnittlig avkastning på -0.7% i januarmånedene. Jegadeesh og Titman konkluderer med at den signifikante avkastningen ikke er forårsaket av systematisk risiko eller en forsinkelse i aksjeprisenes reaksjon til felles faktorer. I senere tid det blitt påstått at funnene deres bare er kompensasjon for risiko eller et resultat av datamining. Som respons, utvidet Jegadeesh og Titman (2001) datamaterialet og fant lignende resultater som tidligere.

Moskowitz og Grinblatt (1999) derimot undersøker om momentumeffekten heller kan bli forklart av bransjeforhold. Momentumstrategien deres var således ikke rettet mot individuelle aksjers historiske prestasjon, men heller mot bransjer som en helhet. Strategien gikk ut på å kjøpe (selge) aksjer fra bransjer som har gitt en høyere (lavere) avkastning. De dokumenterte signifikant og vedvarende momentumeffekt basert på bransjetype etter å ha kontrollert for ulike risikofaktorer, og i kontrast til aksjespesifikk momentumstrategi finner de at avkastningen til bransjebasert momentumstrategi var i hovedsak forårsaket av kjøpsiden. Grundy og Martin (2001) kom imidlertid med motargumentet, og mente at verken tverrsnittlig variasjoner i forventet avkastning eller bransjevariasjoner alene kunne forklare profitabiliteten til momentumstrategier. Ifølge forskerne var den totale avkastningen dominert av aksjespesifikk avkastning.

Videre tester Hong et al. (2000) momentumstrategier og inkluderer analytikerdekning som en *proxy* for informasjonsstrømmen. Deres hypotese gikk ut på at aksjer med lavere analytikerdekning, *ceteris paribus*, skulle være de aksjene hvor selskapsspesifikk informasjon beveger seg tregest, og derfor skulle momentumeffekten være størst der. De finner at profitabiliteten reduserte kraftig i takt med størrelsen på bedriften, og at momentumstrategier presterte bedre hos aksjer med lavere analytikerdekning, samt at momentumeffekten stort sett kan forklares av shortsalg-siden. Jegadeesh og Titman (2001) derimot påpeker at funnene til Hong et al. mulig kan være forårsaket av deres porteføljefordeling som er tredelt istedenfor desilfordeling.

Til tross for den veldokumenterte profitabiliteten til momentumstrategier på tvers av landegrensener og aktivaklasser, dokumenterer Daniel og Moskowitz (2016) at strategien kollapser i perioder med finansiell krise. Disse momentumkrasjene har imidlertid vist seg å være delvis predikerbare, siden de gjerne oppstår i panikkstadier etter markedsnedgang og forekommer som regel parallelt med når markedsforholdene bedres. *Ex ante* forventet avkastning i panikkstadiet samsvarer med høy premie for aksjer som har tidligere prestert dårligst. Disse aksjene vil følge markedet og gi ekstreme gevinster når markedet kommer seg på beina, ettersom dette er aksjer med høy beta. Dette resulterer i at momentumavkastningen kollapser fordi momentumstrategier shortseler aksjer som nå opplever ekstrem kursoppgang.

3. Alternative kilder til momentumeffekten

Den unormale avkastningen momentumstrategier generer er veldokumentert, og i dag en etablert konsensus i den akademiske verden. Det som ofte diskuteres om derimot, er hva som forårsaker avkastningen. Selv om mange argumenterer for at momentumeffekten dokumentert i Jegadeesh og Titman (1993) er en markedsanomali og følgelig et sterkt motbevis på markedseffektivitet, har andre påstått at momentumeffekten heller er en kompensasjon for risiko eller alternativt, et produkt av datamining.

Nedunder redegjøres det for alternative kilder til momentumeffekten som Chordia et al. (2014) argumenterer for, samt inkluderes det adferdsfinans som et alternativt paradigme. De alternative kildene omfatter i hovedsak tre mulige forklaringer: (i) datamining, (ii) risiko, og (iii) adferdsfinans.

3.1 Datamining

Datamining referer til prosessen hvor man utfører ulike statistiske metoder på det samme datasettet for å generere ny informasjon. Schwert (2003) mener at forskere på jakt etter en interessant forskningsartikkel, vil antageligvis rette fokuset mot «overraskende» resultater. I denne forbindelse er det blant annet bemerkelsesverdig at noen anomalier ikke er robuste etter å ha blitt rapportert i den akademiske litteraturen. For eksempel etter at små-selskap-effekten ble publisert på begynnelsen av 1980-tallet, forsvant den straks for resten av tiåret (Bodie et al. 2018). Ettersom tidligere empiri relatert til momentumeffekten gjerne tester ut flere strategier på samme datasett, er det følgelig ikke helt utenkelig at momentumeffekten bare er et resultat av datamining.

Fra et statistisk perspektiv eksisterer det flere tilnærminger for å håndtere datamining på. En måte er å ta i bruk Bonferroni-korrigeringen som angir sannsynligheten for å observere en t-statistikk av en viss størrelse med antall tester som ikke nødvendigvis er uavhengige, og på den måten avdekke mulige resultater som følge av datamining. Flere av tidligere forskningslitteratur som utforsker momentumeffekten har benyttet denne korrigeringen for å validere resultatene (Jegadeesh & Titman 1993; Moskowitz & Grinblatt 1999). På en annen side er Bonferroni-korrigeringen imidlertid konservativ og gir lav effekt, fordi den ikke tar hensyn til avhengighetsstrukturen i korrelerte strategier (Goyal & Wahal 2015).

En annen måte for å korrigere for datamining, innebærer å implementere samme metode på et annet datasett for å teste hypotesen. Både Asness et al. (2013) som undersøker momentumeffekten i et bredt spekter bestående av åtte diverse markeder på tvers av landegrenser og aktivaklasser, og Rouwenhorst (1998) som undersøker tolv europeiske land dokumenter en stabil og signifikant momentumeffekt. Chui et al. (2000) derimot undersøker åtte asiatiske land og dokumenterer også momentumeffekten i Asia, men med varierende størrelser og signifikans. Blant annet indikerte resultatene at momentumeffekten i Japan ikke er signifikant, mens momentumstrategier ga negativ avkastning i Korea og Indonesia. Det var kun Hong Kong som hadde positiv og signifikant momentumavkastning. Den relativ svake og varierende momentumeffekten ble begrunnet med at de asiatiske finansmarkedene er såkalte fremvoksende markeder.

Selv om Bonferroni-korrigeringen er konservativ og momentumeffekten ikke er signifikant i asiatiske markeder, er det trolig lite sannsynlig at momentumeffekten i det amerikanske aksjemarkedet er et resultat av datamining. Dette fordi Jegadeesh og Titman (1993) benyttet Bonferroni-korrigeringen, samt utvidet forskerne datamaterialet i Jegadeesh og Titman (2001) og fant lignende resultater.

3.2 Risiko

Den andre hovedforklaringen samsvarer med markedseffisienshypotesen, og som tidligere nevnt er det ikke mulig å overgå markedet uten å investere i mer risikable verdipapirer. Dette impliserer at momentumavkastningen som oppstår bare er en kompensasjon for andre fundamentale risikofaktorer. I dette delkapittelet presenteres det ulike veldokumenterte risikofaktorer som: systematisk, verdi-, størrelse-, og likviditetsrisiko.

3.2.1 Systematisk risiko

Risiko er et veldig bredt begrep, og i finansfeltet skilles det ofte mellom idiosynkratisk og systematisk risiko. Idiosynkratisk risiko er selskapsspesifikk risiko, mens systematisk risiko referer til den risikoen alle eksponeres for, altså markedet. Det økonomiske prinsippet om diversifisering av porteføljer (Markowitz 1952) gjør at det som regel fokuseres på systematisk risiko, ettersom idiosynkratisk risiko er diversifiserbar. En av de mest prominente modellene som angir den systematiske markedsrisikoen, betaen, en aksje eller en portefølje eksponeres

for, er kapitalverdimodellen (CAPM).² Modellen ble introdusert av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966) som tre individuelle arbeid, og regnes i dag som en av de mest grunnleggende modellene.

Jegadeesh og Titman (1993) fant i midlertid at systematisk risiko alene ikke kunne forklare momentumeffekten. Tvert imot hadde deres verdivektete nullkost-portefølje lavere og til og med negativ beta, ettersom aksjene som ble shortsolgt hadde høyere beta enn kjøpte aksjer.

Til tross for utbredelse av CAPM, mener likevel mange akademikere at modellen er mer en teoretisk modell siden den ikke har empirisk støtte. Blant annet finner ikke Lakonishok and Shapiro (1986) et signifikant forhold mellom markedsbetaen og meravkastningen, samt dokumenterer flere studier at eksponeringen for markedsbetegnelser alene ikke kan forklare meravkastningen (Amihud & Mendelson 1986; Banz 1981; Datar et al. 1998; Lakonishok & Shapiro 1986; Reinganum 1981; Rosenberg et al. 1985).

3.2.2 Verdipremie

Verdipremien er forbundet med det relative forholdet mellom bokført verdi til markedsverdi (B/M). Generelt sett kalles aksjer med høy B/M gjerne for verdiaksjer siden markedsværdien er kalkulert på bakgrunn av allerede eksisterende aktiva, mens aksjer med lav B/M kalles for vekstaksjer fordi markedsværdien kommer av forventet vekst i fremtidig kontantstrøm (Bodie et al. 2018). Rosenberg et al. (1985) viser at verdiaksjer gir en gjennomgående høyere avkastning enn vekstaksjer, og at dette ikke kunne forklares av markedsbetaen i CAPM. I ettertid har også andre forskningsartikler dokumentert lignende resultater, og følgelig anses verdieffekten som en markedsanomali.

Verdipremien strider imidlertid med rasjonelle forventninger, på grunn av at verdiaksjer gir en høyere avkastning enn vekstaksjer. Vekstaksjer er avhengige av fremtidige økonomiske forhold og som følge av det må være relativt mer risikofylte enn eiendeler som allerede er på plass. Dette resultatet dokumenterte også Fama og French (1992, 1993), men de argumenterer tvert imot for at verdiaksjer er mer fundamentale risikable og dermed er dette bare en kompensasjon for risiko. Ifølge forskerne er verdiskaper mer utsatt for finansielle sjokk.

² Se delkapittel 4.1 for mer om kapitalverdimodellen.

3.2.3 Størrelsespremie

Størrelsespremien var først dokumentert av Banz (1981), og er knyttet til selskapenes størrelse i form av markedskapitalisering. Han fant at avkastningen til mindre selskaper har vært høyere enn forventet i henhold til CAPM, og av den grunn konkluderte han med at CAPM var feilspesifisert. Fama og French (1993) argumenterer for at dette er forårsaket av en premie relatert til selskapenes størrelse. Små selskaper vil være mer sensitive for bedriftsforhold, og ergo vil investorer kreve en høyere avkastning som en kompensasjon for risikoeksponeringen knyttet til selskapets størrelse. I samme artikkel introduserte Fama og French deres tre-faktormodell (FF3F) som inkorporerer verdi- og størrelsespremien.³

I ettertid har Fama og French (1996) undersøkt om hvorvidt deres FF3F forklarer markedsanomaliene, og dokumenterer imidlertid at faktormodellen deres ikke kan forklare momentumavkastningen.

3.2.4 Likviditetspremie

Likviditet referer til hvor lett og raskt et aktiva kan bli solgt for til markedets *fair* pris, og likviditetsrisiko skilles som regel mellom systematisk og idiosynkratisk. Systematisk likviditetsrisiko beskriver følsomheten til avkastningen for endringer i markedets likviditet som ikke kan diversifiseres, mens likviditet som idiosynkratisk risiko innebærer aksjens egen likviditet som en avgjørende faktor for aksjens avkastning (Foran & O'Sullivan 2014).

Amihud og Mendelson (1986) var blant de første til å dokumentere likviditetens viktighet i vurderingen av verdipapirer i det amerikanske markedet. De hadde en hypotese om at en aksjes avkastning og likviditet var gitt i et forhold der illikviditet ga en høyere avkastning. De konkluderte med at *ex ante* meravkastningen øker som følge av forventet illikviditet i aksjemarkedet. Intuisjonen bak dette er at når markedslikviditeten synker, vil det forekomme en såkalt «*flight-to-liquidity*»-situasjon. Dette er et fenomen i finansmarkedet som forekommer når investorer hasteselger illikvide og kjøper likvide aktiva. Illikvide aktiva vil derfor bli solgt med en diskontert pris for å kunne hasteselges, og derfor vil avkastningen på illikvide aktiva være lavere enn likvide aktiva i disse situasjonene. Investorer vil derfor kreve en høyere avkastning for illikvide aktiva som en kompensasjon for denne risikoen.

³ Se delkapittel 4.2 for mer om Fama-Frenchs tre-faktormodell.

Momentumstrategier krever ofte hyppig rebalansering av porteføljene for å teste markedsanomalien, og følgelig må strategien være utsatt for likviditetsrisiko. Lav likviditet kan forårsake høye kostnader forbundet med kjøp og salg av en aksje, og derfor kan det være problematisk å ha kjøps- og shortsalg-posisjoner i illikvide aksjer. I senere tid har blant annet Pastor og Stambaugh (2003) vist at gjennomsnittlig avkastning for aksjer som er eksponert for systematisk likviditetsrisiko ga høyere avkastning enn lite likviditetssensitive aksjer. Dessuten fant de at likviditet utgjør omtrent halve profitten til en momentumstrategi over den samme perioden.

3.3 Adferdsfinans

Til tross for at det har blitt argumentert for at momentumeffekten bare er en kompensasjon for forskjellige risikotyper, tyder empirien ovenfor at dette ikke er tilfelle. Flere forskere har derfor pekt på adferdsfinans som et alternativt paradigme. Adferdsfinans har sitt utspring i psykologien, og tar utgangspunkt i at individers adferd i finansmarkedene forårsaker systematiske feiltagelser. Ergo er ikke adferdsfinans konsistent med neoklassiske forutsetninger om rasjonell adferd under usikkerhet (Szyszka 2007).

For selv om det forutsettes at markedsinformasjonen er tilgjengelig, er det ikke nødvendigvis gitt at informasjonen blir tolket riktig. Av den grunn kan irrasjonelle beslutninger forekomme som et resultat av menneskelig svikt ved feilprosessering av informasjonen. Generelt sett kan adferdsfinansielle hypoteser som forklarer momentumeffekten kategoriseres i to grupper: under- og overreaksjon som et resultat av selskapsspesifikk informasjon (Moskowitz 2010).

3.3.1 Underreaksjon

Den første kategorien omfatter hypoteser som er konsistent med aksjepriser som konvergerer mot den fundamentale verdien. Det finnes empiri som støtter påstanden at ved ny markedsinformasjon kan investorers underreagerer som følge av konservatisme, anker- og/eller disposisjonseffekten.

Ankereffekten og konservatisme

I mange situasjoner er økonomiske beslutninger sterkt forutinntatt av en psykologisk startsverdi, eller forankring. Effekten av justering fra et anker er en kognitiv skjevhet som er tydelig i beslutningstaking for enkeltpersoner, og resulterer i en ineffektiv justering og

vurdering. Dette fenomenet kalles for ankereffekten (Kahneman et al. 1982; Kahneman & Tversky 1974).

Chan et al. (1996) viser at momentumstrategier basert på tidligere informasjon om avkastning og fortjeneste kan predikere store deler av fremtidig avkastning, og følgelig strider det med markedseffisienshypotesen. Avkastningen kunne ikke forklare av risikofaktorer som markedet, størrelse eller verdi, og de argumenterer derfor for at dette er forårsaket av markedets tendens til å forankre seg tungt på tidligere trender. Investorer diskonterer ny informasjon som er i strid med deres allerede-eksisterende tanke sett, og endrer oppfatningen gradvis.

Konservatisme er nærliggende ankereffekten og var først dokumentert i et eksperiment av Edwards (1968) og senere av Barberis et al. (1998). Konservatisme innebærer at investorer er for trege eller konservative når det gjelder å oppdatere deres allerede-eksisterende perspektiv som følge av ny informasjon. Både ankereffekten og konservatisme kan føre til at investorer underreagerer ved ny markedsinformasjon, og som en konsekvens vil aksjeprisene bare gradvis reflektere den nye informasjonen. Dette er en direkte forklaring på momentumeffekten i aksjemarkedet.

Prospektteorien og disposisjonseffekten

Shefring og Statman (1985) observerte det de kalte for disposisjonseffekten. De fant at investorer har en tendens og preferanse for å selge aksjer som ligger over kjøpsprisen, og fortsette å holde på aksjer som ligger under kjøpsprisen. Dette begrunnes på bakgrunn av prospektteorien introdusert av Kahneman og Tversky (1979), som sier at tapssituasjoner er relativt tyngre vektet sammenlignet med tilsvarende gevinst. Derfor ønsker vi å selge så fort aksjeprisen overstiger kjøpsprisen, fordi vi blir mer risikovegende og *vice versa*.

Mer nylig har Grinblatt og Han (2005) og Frazzini (2006) vist sammenhengen mellom disposisjons- og momentumeffekten. Disposisjonseffekten medfører at aksjeprisen ikke nødvendigvis reflekterer den virkelige verdien som følge av en underreaksjon. Således vil det ikke være en øyeblikkelig prisøkning ved en god nyhet, ettersom markedsaktører selger aksjen for å holde på vinnerfølelsen. Det motsatte gjelder for dårlige nyheter, da vil ikke aktørene selge aksjen for å unngå tapsfølelsen.

3.3.2 Overreaksjon

Den andre kategorien består av hypoteser som er konsistent med aksjepriser som divergerer fra den fundamentale verdien. Dette kan forekomme på grunn av investorers forsinkede overreaksjon og overtillit.

De Bondt og Thaler (1985) dokumenterte at når aksjekursene systematisk overreagerer som følge av uventede nyheter, medfører dette en divergering fra de grunnleggende verdiene. Dette impliserer også at påfølgende aksjekurs bør være predikerbare basert på tidligere avkastninger, og dermed strider med svak markedseffisiens. Senere analyserer De Bondt og Thaler (1987) effekten ytterligere, og finner også at momentumeffekten ikke skyldtes risikoforklaringer. Deres nye resultater samsvarer med tidligere funn om at investorer overreagerer på kortsiktige inntjeningsbevegelser.

Overtillit

Ifølge Moore og Healy (2008) eksisterer det tre definisjoner på overtillit i den psykologiske litteraturen: (i) overtillit relatert til egen prestasjon, (ii) overvurdering av egen prestasjon relativt til andre, og (iii) overdreven presisjon i ens tro.

Gervais og Odean (2001) dokumenterte overtillit knyttet til egen prestasjon, og de argumenter for at i perioder med høy total markedsavkastning, for eksempel i et bullmarked, fører det til at noen investorer blir mer selvsikre. Selvattribusjonen gjør at investorer tilskriver gevinstene til deres egne egenskaper og ferdigheter, selv om avkastningen er markedsomfattende. Denne overtilliten medfører at investorer overvurderer markedsinformasjonen, og dermed overreagerer.

Daniel et al. (1998) er et godt eksempel på andre og tredje definisjon av overtillit. De dokumenterte at individer har en tendens til å overvurdere egen nøyaktighet, og derfor vil de overvekte informasjon som de selv har innsamlet relativt til andre. Dette er grunnen for at investor med overtillit som regel undervurderer informasjon levert av regnskapsførere. Adebambo og Yan (2016) undersøker effekten av investorenes overtillit på momentum- og reversjonseffekten i aksjemarkedet. De baserer seg på arbeidet til Daniel et al. (1998) og analyserer hypotesen om denne selvattribusjonen kan generere positive autokorrelasjon i kortsiktig avkastning, og negativ autokorrelasjon på lengre sikt. Adebambo og Yan finner at aksjer som ble holdt av forvaltere med overdreven selvsikkerhet hadde relativt høyere

momentumavkastning, samt kraftigere reversjon. På bakgrunn av resultatene, konkluderte forskerne med at overtillit driver momentumeffekten.

3.3.3 Over- og underreaksjon

Under- og overreaksjon kan også fungere sammen og føre til en selvforsterkende effekt som driver momentumeffekten, i stedet for å nulle hverandre ut (Moskowitz 2010). For eksempel kan momentumeffekten initieres tidlig av en underreaksjon på markedsinformasjonen, og kan deretter bli forsterket av *feedbackeffekten* som tiden går. Dette medfører at momentumeffekten kan fortsette lenger enn antatt, og kan forklare hvorfor effekten varer opptil 12 måneder. På et eller annet tidspunkt vil momentumeffekten drive aksjeprisene så ekstremt slik at de ikke lenger reflekterer den fundamentale verdien. Prisene har da en tendens til å trekke tilbake, og vi observerer de langsiktige reverseringene som en verdiinvestor er vant til. Denne reverseringen dokumenteres også i Jegadeesh og Titman (1993).

3.3.4 Kritikk av adferdsfinans

Til tross for populariteten hos adferdsfinans, indikerer analyser at investorer generelt sett tar rasjonelle investeringsbeslutninger basert på deres syn på fremtidige kontantstrømmer. Goedhart et. al (2005) mener det er fullt mulig at momentumeffekter eksisterer selv om investorer er rasjonelle. Dette forsvarer de med at profitabiliteten til momentumstrategier ofte er så marginal etter å ha justert for transaksjonskostnader, at de fleste investorer ikke engang prøver å utnytte det. Videre tar de frem eksempler som 3Com Corp, hvor selskapet helt tydelig var feilpriset. Likevel kunne ikke rasjonelle aktører shortsølge for å drive ned prisen, ettersom morselskapet eide 95% av aksjene.

Goedhart et. al konkluderer med at under visse særtilfeller vil det oppstå feilprising, og at det er et usedvanlig og midlertidig fenomen. Så fort disse særtilfellene forsvinner, vil rasjonelle investorer komme på banen og drive aksjeprisene til deres fundamentale verdier.

4. Faktormodeller

Basert på risikopremiene i delkapittel 3.2, har det ført til at flere forskere har kommet med ulike faktormodeller for å forklare meravkastningen. I dette kapitlet presenteres fire mye brukt og anerkjente faktormodeller som omfatter: CAPM, FF3F, Pastor-Stambaugh's fire (PS4F)-, Carharts fire (C4F)-faktormodellen.⁴

4.1 Kapitalverdimodellen

Som tidligere nevnt angir CAPM den systematiske markedsrisikoen en aksje eller en portefølje eksponeres for. Denne modellen bygger på følgende forutsetninger: (i) investorene er rasjonelle og nyttemaksimerende, (ii) en-periodisk investeringshorisont, (iii) homogent markedssyn blant investorene, (iv) mengden av aktiva er gitt og fast, (v) innlåns- og utlånsrenten er lik risikofri rente, (vi) ingen shortsalg-restriksjoner, og (vii) ingen transaksjonskostnader eller skatter (Bodie et al. 2018). Modellen er gitt av ligning (4.1).

$$R_P = \alpha_P + \beta_P [R_M] \quad (4.1)$$

der $R_P = r_P - r_f$ er porteføljens meravkastning, $R_M = r_M - r_f$ er markedets meravkastning, α_P betegner den risikjusterte avkastningen og β_P betegner porteføljens markedssensitivitet.

På grunn av lite empirisk støttet forbundet med CAPM, har det i senere tid kommet diverse flerfaktormodeller. Disse modellene forsøker å forklare meravkastningen ved å inkorporere ulike risikofaktorer i modellene for å styrke forklaringskraften ved å redusere α_P .

4.2 Fama-Frenchs tre-faktormodell

Fama og French (1993) introduserte en tre-faktormodell som bruker selskapsfaktorer som en *proxy* for selskapets eksponering for risiko. Faktorene er basert på tidligere empirisk arbeid som har dokumentert faktorenes prediksjon av gjennomsnittlig avkastning,⁵ og kan følgelig

⁴ Det eksisterer nå en Fama-French fem-faktormodell som inkorporerer RMW (Robust Minus Weak) og CMA (Conservative Minus Aggressive), men i denne utredningen benytter vi oss imidlertid av tre-faktormodellen. Se vedlegg 1 for detaljer om hvordan faktorene i faktormodellene er konstruert.

⁵ Se delkapittel 3.2 hvor blant annet småselskaper og verdiselskaper ga en gjennomgående høyere avkastning sammenlignet med store selskaper og vekstselskaper

være faktorer som kan fange opp risikopremier. FF3F omfatter en markedsfaktor, en størrelsesfaktor (*SMB*) og en verdifaktor (*HML*), og modellen er gitt av ligning (4.2).

$$R_P = \alpha_P + \beta_P[R_M] + s_P[R_{SMB}] + h_P[R_{HML}] \quad (4.2)$$

der R_{SMB} er meravkastningen for en portefølje bestående av aksjer med liten markedsandel minus en portefølje bestående av aksjer med stor markedsandel, og R_{HML} er meravkastningen for en portefølje med verdiaksjer minus vekstaksjer. Koeffisientene β_P , s_P og h_P er betaene for porteføljen med risikofaktorer, og forklarer i hvilken grad porteføljens meravkastning kan forklares av respektive markeds-, størrelses-, og verdirisiko.

4.3 Carharts fire-faktormodell

På grunn av signifikansen til momentumeffekten og som tidligere nevnt FF3Fs manglende evne til å forklare avkastningen i momentumstrategier, videreutvikler Carhart (1997) tre-faktormodellen ved å inkludere en momentumfaktor (*UMD*) for å forklare meravkastningen. Carharts utvidede fire-faktormodell har blitt en standard modell for å vurdere unormal prestasjon av aksjeforføljer, og modellen er gitt av ligning (4.3).

$$R_P = \alpha_P + \beta_P[R_M] + s_P[R_{SMB}] + h_P[R_{HML}] + m_P[R_{UMD}] \quad (4.3)$$

der R_{UMD} er meravkastningen for en portefølje som kjøper aksjer som historisk sett har prestert best og selger aksjer som historisk sett har prestert dårligst. Koeffisienten m_P er momentumbetaen for porteføljen og forklarer i hvilken grad meravkastningen skyldes av momentumeffekten.

4.4 Pastor-Stambaugh's fire-faktormodell

Pastor og Stambaugh (2003) sammenlignet med CAPM og FF3F, og observerte at momentumstrategienes alfa reduserte betraktelig da de inkluderte likviditet som en risikofaktor i modellen deres. Dette gjorde de ved å konstruere såkalte systematisk likviditetsimiterende porteføljer, ettersom markedslikviditet ikke er handlet i markedet.

Dette er i dag kjent som Pastor-Stambaugh's fire-faktormodellen og er en videreutvikling av Fama-French's tre-faktormodell, der det inkorporeres en verdivektet markedsomspennende likviditetsfaktor (*IML*). PS4F er gitt av ligning (4.4)

$$R_P = \alpha_P + \beta_P[R_M] + s_P[R_{SMB}] + h_P[R_{HML}] + l_P[R_{IML}] \quad (4.4)$$

der R_{IML} er meravkastningen for en portefølje med høyt likviditetssensitive aksjer minus lavt likviditetssensitive aksjer. Koeffisienten l_P er likviditetsbetaen for porteføljen og forklarer i hvilken grad meravkastningen kan tilskrives systematisk likviditetsrisiko.

4.5 Kritikk av faktormodellene

I denne utredningen vil faktormodellene benyttes for å undersøke hvilke faktorer som kan forklare meravkastningen til en handelsstrategi basert på momentumeffekten. Hvis disse risikofaktorene bare forklarer eksponering for ulike risikotyper, skal meravkastningen bli fullstendig forklart av risikopremiene som følge av faktorenes betaer. Med andre ord skal alfa, α_P , være lik null gitt at risikofaktorene bare gjenspeiler risikopremier.

C4F inkluderes som en validering av handelsstrategien benyttet for å analysere momentumeffekten, mens PS4F tas med for å undersøke om momentumeffekten bare skyldtes av den økte markedslikviditeten. Dette fordi Pastor og Stambaugh (2003) som tidligere nevnt viste at deres likevektede likviditetsfaktor utgjorde omlag halve profitten til momentumstrategien. Selv om FF3F og følgelig CAPM, har sine svakheter som blant annet at faktorene i modellene ikke helt kan forklare meravkastningen, medfører inkorporering av flere tilleggsfaktorer ytterligere fortolkningsutfordringer ettersom det allerede er vanskelig å forklare de eksisterende faktorene.

Til tross for den omfattende litteraturen forbundet med faktormodellene, og hvilke faktorer som kan forklare meravkastningen, finnes det overraskende nok lite litteratur som omhandler en praktisk implementering av faktormodellene. I vanlig praksis benyttes det av Ordinary Least Squares (OLS)-regresjonsmodell for å måle eksponeringen for de respektive risikofaktorene. Sakowski et al. (2016) undersøkte om ved bruk av OLS-regresjoner for flerfaktormodellene medfører brudd på OLS-betingelsene.⁶ De konkluderte med at implementering av OLS-regresjoner for flerfaktormodellene kan resultere i heteroskedastisitet og autokorrelasjon i residualene. Dette bryter dermed med forutsetning (ii) og (iii) i OLS-betingelsene.

⁶ OLS-betingelser: (i) $E(u_t) = 0$, (ii) $\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$, (iii) $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$, (iv) $\text{cov}(u_t, x_t) = 0$, og (v) $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ (Brooks 2014).

5. Data og databeskrivelse

Formålet med dette kapittelet er å redegjøre for datamaterialet benyttet for å besvare oppgavens hovedproblemstilling tilknyttet momentumeffekten i det amerikanske aksjemarkedet. Blant annet presenteres det datatype, hvilken database som er brukt og eventuelle utfordringer assosiert med datamaterialet.

5.1 Rådata

I denne utredningen omfatter datasettet for det amerikanske aksjemarkedet aksjer som er listet opp på New York Stock Exchange (NYSE) og American Stock Exchange (AMEX) for perioden januar 1965 til desember 2019.⁷ Vi velger å ekskludere NASDAQ av hensiktsmessige årsaker. For det første inkluderer indeksen mange småselskaper, og ettersom porteføljene likevektes kan dette medføre skjevheter i resultatene senere. For det andre, er volumdata for aksjer listet opp på NASDAQ bare tilgjengelig for deler av tidsperioden,⁸ samt skiller volumdata for NASDAQ seg fra NYSE og AMEX siden indeksen inkluderer interdealer-handler (Acharya & Pedersen 2005).

Datamaterialet er innhentet fra forskjellige databaser. Blant annet er historisk data for individuelle aksjer er hentet fra Center for Research in Security Prices (CRSP), med følgende variabler: aksjenes sluttpris målt i dollar, avlistet aksjepris, avkastning, avlistet avkastning, handlet aksjekvantum, offentlige utestående aksjer, aksjeindeks, og aksjekode. Tabell 1 presenterer variabelnavnene og variablenes beskrivelse fra CRSP for oppgavens benyttede variabler. Senere vil datafilteringen i delkapittel 5.1.1, og beregninger basere seg på variabelbeskrivelsen i tabell 1.

Videre er data for FF3F-faktorene, Carharts momentumfaktor og risikofri rente hentet fra Kenneth Frenchs offisielle database, der den risikofrie renten er en måneds *treasury bill*-rente fra Ibbotson Associates. Data for Pastor-Stambaugh's likviditetsfaktor er hentet fra Wharton Research Data Service (WRDS).

⁷ Bakgrunnen for at vi velger desember 2019, skyldes av CRSP som leverer datamaterialet årlig og derfor er ikke data for 2020 tilgjengelig.

⁸ Volumdata for aksjer listet opp på NASDAQ begynner fra og med 1982.

Tabell 1 – Databeskrivelse fra CRSP

Tabell 1 viser variabelnavnene og beskrivelsen til variablene fra Center for Research in Security Prices (CRSP) som benyttes. Variablene omfatter aksjenes sluttpris målt i dollar, avlistet sluttpris, avkastning, avlistet avkastning, handlet aksjekvantum, offentlige utestående aksjer, aksjeindeks, og aksjekode.

Variabelnavn	Beskrivelse
PRC	Sluttpris, eller gjennomsnittlig negativ bid-ask spread, i dollar
DLPRC	Avlistet sluttpris, eller negativ kvotert bid-ask spread, i dollar
RET	Avkastning per dollar investert
DLRET	Avlistet avkastning
VOL	Handlet aksjekvantum per måned, i hundre
SHROUT	Offentlig utestående aksjer per måned, i tusen
EXCHCD	Aksjeindeks, 1 for NYSE, 2 for AMEX og 3 for NASDAQ
SHRCD	Aksjekode, 10 og 11 for ordinære aksjer

5.1.1 Datafiltering

Rådata fra CRSP inneholder mye støy, siden databasen rapporterer med ulike spesifikasjoner for blant annet manglende data. Dette gjør det ugjenomførlig å foreta analyser, og det er derfor nødvendig å filtrere etter spesifikasjonene til CRSP.

Først filtreres det for kun ordinære aksjer som er listet på NYSE og AMEX, som betyr SHRCD-kode lik 10 og 11, og EXCHCD-kode lik 1 og 2. I datasettet inkluderes det både listede og avlistede selskaper for å unngå overlevelsessskjevheten (Shumway 1997), samt har avlistede selskaper som følge av fusjon og konkurs positiv effekt på momentumeffekten (Eisdorfer 2008). Dermed justeres både pris og avkastning for avlistingspris og avlistingsavkastning.

6. Metodologi

I dette kapittelet redegjøres det for litterære tilnærminger for å svare på utredningens problemstilling. Siden oppgaven setter søkelys på momentumeffekten, vil det i delkapittel 6.1 gis en detaljert beskrivelse av konstruksjonen av oppgavens handelsstrategi som baserer seg på anomalien. Deretter vil delkapittel 6.2 presentere ulike likviditetsmål, og konstruksjonen av faktorimiterende porteføljer basert på disse likviditetsmålene.

6.1 Momentumstrategi

Det finnes mange forskjellige momentumstrategier for å analysere momentumeffekten, og i delkapittel 2.2 redegjorde vi for noen av disse. Blant annet Moskowitz og Grinblatt (1999) som baserer seg på bransjeforhold, og Hong et al. (2000) som benytter seg av en tredeling av strategien. I senere tid velger også flere å ignorere siste måned i formeringsperioden som følge av kortsiktig reversjon dokumentert i Jegadeesh (1990) og Lehmann (1990).

For å unngå muligheten for mulig datamining, velger vi å følge den enkleste formen av momentumstrategi som baserer seg på Jegadeesh og Titman (1993). Dette forsvares med at artikkelen til Jegadeesh og Titman ofte er den som refereres til når det er snakk om momentumeffekten. Ved å bruke denne momentumstrategien blir også resultatet blir mer komparativt.

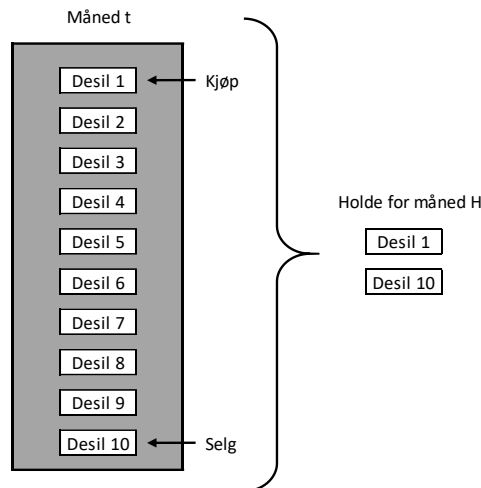
6.1.1 Konstruksjon av momentumporteføljer

Momentumstrategien er konstruert basert på formeringsperioden, F , og holdeperioden, H . Formeringsperioden er definert som tidligere kumulativ avkastning for F som varierer fra 3, 6, 9 og 12 måneder, mens holdeperioden er definert som H og varierer fra 3, 6, 9 og 12 måneder etter porteføljedannelsen. Dette gir oss totalt 16 strategier ved å kombinere F og H , og strategiene vil heretter bli betegnet som $F \times H$ -momentumstrategi. Etter formeringsperioden vil alle aksjene bli rangert og gruppert basert på en synkende desilfordeling. Vinnere er definert som desilfordelingen som har gitt best kumulativ avkastning i formeringsperioden (desil 1), mens tapere er definert som desilfordelingen som har gitt dårligst kumulativ avkastning i formeringsperioden (desil 10). Momentumstrategien baserer seg derfor på relativ styrke og går således ut på å kjøpe vinnere og shorts selge tapere i starten av i de respektive

holdeperiodene. Denne vurdering og rangering for hvilke aksjer som kjøpes og shorts selges er illustrert i figur 1.

Figur 1 – Rangering basert på formeringsperioden, F

Figuren illustrerer hvordan aksjene rangeres for en gitt måned t basert på kumulativ avkastning i formeringsperioden, F, samt viser figuren hvilke aksjer som holdes i holdeperioden, H.



For å avgjøre avkastningen i holdeperioden, blir aksjenes avkastning for respektive vinnere og tapere likevektet, og for å styrke testen følger vi Jegadeesh og Titman som også inkluderer porteføljer med overlappende holdeperioder. Dette betyr at ved måned t, har strategiene en serie av porteføljer som er valgt i inneværende måned så vel som i forrige måned H – 1 måned. I tillegg likviderer strategien posisjonene initiert i måned t – H og ved en gitt måned revideres porteføljen $\frac{1}{H}$ av posisjonene, som illustrert i figur 2.

Figur 2 – Overlappende momentumporteføljer

Figuren illustrerer hvordan avkastningen er beregnet for en overlappende 3x3-momentumstrategi. Ved måned t, vil porteføljeavkastningen kalkuleres som gjennomsnittet av tredje måneds avkastning fra porteføljen konstruert ved slutten i t – 3, andre måneds avkastning fra porteføljen konstruert ved slutten i t – 2, og første måneds avkastning fra porteføljen er dermed gitt ved slutten i t – 1. Denne porteføljeavkastningen er skravert i figuren.

	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	
	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
		F = 3	F = 2	F = 1	H = 1	H = 2	H = 3					
			F = 3	F = 2	F = 1	H = 1	H = 2	H = 3				
				F = 3	F = 2	F = 1	H = 1	H = 2	H = 3			
					F = 3	F = 2	F = 1	H = 1	H = 2	H = 3		
						F = 3	F = 2	F = 1	H = 1	H = 2	H = 3	

6.1.2 Transaksjonskostnader

Transaksjonskostnader er som regel ganske vanskelig å inkorporere i modellen, og en av utfordringene er at det blant annet er det vanskelig å måle (Toumanoff 1984). I praksis benyttes det av en proporsjonal modell for transaksjonskostnadene, men siden oppgavens formål ikke tar sikte på å undersøke momentumstrategier som faktiske handelsstrategier, vil vi dermed ikke ta hensyn til transaksjonskostnader når porteføljene likvideres og rebalanseres.

6.2 Likviditetsmål og faktorimiterende porteføljer

6.2.1 Likviditetsmål

Det eksisterer diverse mål på likviditet, og naturligvis har ulike likviditetsmål styrker og svakheter ved seg. Lett beregnelige likviditetsmål er som regel veldig simplifiserte, og av den grunn er det vanskelig å avgjøre hvorvidt disse likviditetsmålene reflekterer den reelle likviditeten. I motsetning til de lett beregnelige, krever gjerne mer omfattende likviditetsmål som for eksempel priskvoteringer og transaksjonskostnader mer dekkende mikrostrukturdata som ikke alltid er tilgjengelig i de fleste aksjemarkeder (Amihud 2002).

For å konstruere faktorimiterende porteføljer senere, omfatter utredningen ulike likviditetsmål og følger tidligere litteratur som blant annet ekskluderer aksjer med tilhørende aksjekurs under \$5 og over \$1000 i beregningen (Acharya & Pedersen 2005; Amihud 2002; Harris 1994; Pastor & Stambaugh 2003).

Det første målet baserer seg på illikviditetsmålet i Amihud (2002), og er heretter kalt *Amihud-raten*.⁹ Siden vi benytter oss av månedlig data, vil Amihud-raten for en gitt aksje være beregnet ved å dividere absoluttverdien av en aksjes avkastning på aksjens totale handlede dollarverdi for tilhørende måned. En aksjes månedlige Amihud-rate er gitt av ligning (6.1)

$$Amihud_{i,t} = \frac{|R_{i,t}|}{VOLD_{i,t}} \quad (6.1)$$

⁹ Amihud (2002) benyttet seg imidlertid av daglig data, mens vi benytter oss av månedlig data.

der $Amihud_{i,t}$ er det månedlige illikviditetsnivået til en aksje i , $R_{i,t}$ er månedlig avkastning, og $VOLD_{i,t}$ er månedlig handlet dollarvolum, som vil si at $VOLD_{i,t}$ er et produkt av multiplisert pris og handlet kvantum for den respektive perioden.

Amihud-raten har vært et mye brukt likviditetsmål i tidligere litteratur, ettersom raten er lett beregnelig og intuitiv.¹⁰ Intuisjonen bak likviditetsmålet er at for en illikvid aksje, altså høy Amihud-rate, vil aksjeprisen være veldig volatil overfor en endring i handlet kvantum. Siden raten måler illikviditeten vil det være et inverst forhold, hvilket som betyr at høyere $Amihud_{i,t}$ er assosiert med lavere likviditet.

Det andre likviditetsmålet er aksjenes *turnover-rate*, som er et vanlig mål på likviditet og har blitt benyttet i flere studier (Datar et al. 1998; Grinblatt & Titman 1994). Turnover-raten for en gitt aksje er beregnet ved å dividere individuelle aksjers handlede kvantum på det totale antallet for utestående aksjer for tilhørende periode. En aksjes månedlige turnover-rate er gitt av ligning (6.2)

$$Turnover_{i,t} = \frac{VOL_{i,t}}{SHROUT_{i,t}} \quad (6.2)$$

der $Turnover_{i,t}$ er det månedlige likviditetsnivået til en aksje i , $VOL_{i,t}$ er handlet kvantum og $SHROUT_{i,t}$ er antallet utestående aksjer. Høyere turnover-rate tilsier høyere likviditet.

6.2.2 Konstruksjon av faktorimiterende porteføljer

Som tidligere nevnt hypotiserer Amihud og Mendelson (1986) at illikvide aksjer bør gi høyere forventet avkastning enn likvide på grunn av likviditetsrisikoen. For å vurdere om likviditet er en essensiell aksjekarakteristikk i momentumstrategier, konstrueres det såkalte faktorimiterende porteføljer som følger Foran og O'Sullivan (2014) for hvert av likviditetsmålene ovenfor.

Ved starten av en måned t blir alle aksjer rangert og synkende desilfordelt basert på deres likviditetsmål. Dette betyr at når rangeringen baserer seg på Amihud-raten, vil desil 1 være aksjer som er minst likvide og desil 10 være de mest likvide aksjene siden Amihud-raten måler illikviditeten. Deretter beregnes likevektet avkastning for desil 1 og desil 10 over en måneds

¹⁰ I denne utredningen benyttes ordet «likviditetsmål» gjerne som en samlebetegnelse for Amihud- og turnover-raten, selv om Amihud-raten teknisk sett er et illikviditetsmål.

holdeperiode, og prosessen gjentas med en måneds rullerende intervall. Den faktorimiterende porteføljen vil følgelig være meravkastningen gitt av illikvide aksjer (desil 1) minus likvide aksjer (desil 10),¹¹ og heretter vil meravkastningen basert på Amihud-raten betegnes for R_{IML}^A og meravkastningen basert på turnover-raten betegnes for R_{IML}^T . Ettersom turnover-raten måler likviditeten, vil det motsatte gjelde og derfor vil beregningen av R_{IML}^T bli invertert ved å endre fortegnet. I denne utredningen vil R_{IML}^A og R_{IML}^T gå under samlebetegnelsen «oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer».

¹¹ I denne utredningen betegner vi likviditetsfaktorene med fotskrift *IML* (akronym for som illiquid minus liquid), selv om Pastor-Stambaugh's likviditetsfaktor måler systematisk og oppgavens likviditetsfaktorer måler idiosynkratisk risiko.

7. Empirisk analyse og diskusjon

I dette kapittelet presenteres utredningens empiriske funn, samt svarer på oppgavens fire forskningsspørsmål som nevnt innledningsvis. De empiriske resultatene vil også bli drøftet og sammenlignet med resultater fra tidligere studier. For å validere de økonometriske resultatene benyttes det 5% signifikansnivå som vurdering.

Forskningsspørsmål 2-4 besvares ved å analysere avkastningen til nullkost-porteføljen for én av momentumstrategiene. Vi velger å fokusere på nullkost-porteføljen for en 6x6-momentumstrategi ytterligere i ulike sub-perioder,¹² gitt at avkastningen for denne nullkost-porteføljen er signifikant. Valget av 6x6-momentumstrategi som analysestrategi er motivert av Jegadeesh og Titman (1993, 2001).

7.1 Forskningsspørsmål 1

Har momentumeffekten redusert?

Første forskningsspørsmål undersøker om momentumeffekten har redusert i det amerikanske aksjemarkedet for perioden 2010 til 2019. For å analysere og belyse dette, vil vi først replikere Tabell 1, Panel A av Jegadeesh og Titman (1993). Ved å replikere forskernes resultater kan vi forsikre oss om at implementasjonen av porteføljekonstruksjonen beskrevet i delkapittel 6.1 er korrekt. Dessuten gjør dette som tidligere nevnt at resultatene fra de ulike sub-periodene mer sammenlignbart, og vil følgelig gi en mer robust konklusjon. I denne oppgaven benyttes det imidlertid av månedlig data, mens Jegadeesh og Titman beregnet månedlig avkastning ved bruk av daglig data.

7.1.1 Replikasjon av Jegadeesh og Titman (1993)

Tabell 2 presenterer resultatene fra replikasjonen av Tabell 1, Panel A av Jegadeesh og Titman (1993).¹³ I tabellen rapporteres gjennomsnittlig avkastning for de forskjellige kjøps- og

¹² Sub-periodene er definert som følgende: fra januar 1965 til desember 1989 som første periode, fra januar 1999 til desember 2009 som andre periode, fra januar 2010 til desember 2019 som siste periode, og fra januar 1965 til desember 2019 som utvidet periode.

¹³ Tabell 1, Panel A av Jegadeesh og Titman (1993) i vedlegg 2.

shortsalg-porteføljene samt nullkost-porteføljen, vinner-minus-taper-porteføljen, for 16 momentumstrategier.

På tilsvarende måte som Jegadeesh og Titman, er avkastningene i replikasjonen positive for alle nullkost-porteføljer, og statistisk signifikante utenom nullkost-porteføljen som baserer seg på 3x3-momentumstrategien. I tillegg viser resultatene fra replikasjonen at nullkost-avkastningen til 12x3-momentumstrategien er den mest suksessfulle nullkost-strategien, noe som også var tilfelle i Panel A. Strategien hadde en månedlig avkastning på 1.26% med t-statistikk på 3.67, til sammenligning hadde forskerne en avkastning på 1.31% per måned med t-statistikk på 3.74.¹⁴ For nullkost-avkastningen til 6x6-momentumstrategien som senere analyseres ytterligere i forskningsspørsmål 2-4 er avkastningen 0.04% lavere enn Panel A, og generelt sett er resultatene for nullkost-porteføljene mellom tabellene tilnærmede med et gjennomsnittlig avkastningsavvik på 0.019% og et t-statistikkavvik på 0.0144.

Til tross for at vi benytter oss av månedlig data indikerer sammenligningen at det er små marginer som skiller resultatene til replikasjonen og resultatene til Jegadeesh og Titman fra hverandre. Ergo kan vi forsikre oss at konstruksjonen for momentumporteføljer i utredningen er identisk som forskerne, og i resten av analysen vil denne konstruksjonen implementeres for å svare på oppgavens problemstilling.

¹⁴ t-statistikken er beregnet som følgende $t = \frac{\bar{x}}{\left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)}$, der \bar{x} er gjennomsnittlig avkastning for porteføljen, σ er standardavvik og n er antall observasjoner. Et signifikansnivå på 5% tilsier at nullhypotesen forkastes hvis $|t| > 1.96$ (Stock & Watson 2015).

Tabell 2 – Replikasjon av Jegadeesh og Titman (1993)

Tabellen viser replikasjonen av Tabell 1, Panel A fra Jegadeesh og Titman (1993). Gjennomsnittlig månedlig avkastning er kalkulert basert på respektive formerings- og holdeperioder for perioden januar 1965 til desember 1989.¹⁵ Formeringsperioden varierer fra 3 til 12 måneder og er representert på vertikal akse, og holdeperioden varierer fra 3 til 12 måneder og er representert på horisontal akse. t-statistikken til avkastningene for de forskjellige porteføljene er oppgitt i parentes.

F =	H =	3	6	9	12
3	Selg	0.0106 (2.14)	0.0087 (1.81)	0.0088 (1.85)	0.0083 (1.79)
3	Kjøp	0.0133 (3.41)	0.0143 (3.64)	0.0147 (3.70)	0.0152 (3.77)
3	Kjøp-Selg	0.0026 (0.92)	0.0056 (2.28)	0.0059 (2.73)	0.0069 (3.65)
6	Selg	0.0080 (1.57)	0.0077 (1.53)	0.0070 (1.44)	0.0077 (1.60)
6	Kjøp	0.0162 (4.08)	0.0168 (4.20)	0.0171 (4.22)	0.0163 (4.04)
6	Kjøp-Selg	0.0082 (2.46)	0.0091 (3.02)	0.0101 (3.81)	0.0085 (3.43)
9	Selg	0.0079 (1.50)	0.0063 (1.25)	0.0069 (1.38)	0.0078 (1.58)
9	Kjøp	0.0179 (4.45)	0.0182 (4.45)	0.0173 (4.22)	0.0162 (3.97)
9	Kjøp-Selg	0.0101 (2.83)	0.0119 (3.82)	0.0104 (3.52)	0.0083 (2.98)
12	Selg	0.0061 (1.19)	0.0065 (1.26)	0.0072 (1.42)	0.0084 (1.66)
12	Kjøp	0.0188 (4.58)	0.0177 (4.32)	0.0167 (4.08)	0.0155 (3.80)
12	Kjøp-Selg	0.0126 (3.67)	0.0112 (3.44)	0.0094 (3.04)	0.0071 (2.38)

¹⁵ Siden 12x12-momentumstrategien krever *lagged* avkastningsdata over 23 måneder, vil datasettet være beregnet fra januar 1963 til desember 1989 hvor de to første årene benyttes kun for beregning.

7.1.2 Momentumeffekten for den siste perioden

I tabell 3 rapporteres det gjennomsnittlig avkastning for 16 momentumstrategier for den siste perioden fra 2010 til 2019. Resultatene fra tabell 2 vil bli sammenlignet med resultatene fra denne perioden for å svare på første forskningsspørsmål. Grunnen til at det ikke sammenlignes med en utvidet momentumstrategi fra januar 1965 til desember 2019 for å besvare første forskningsspørsmål, er motivert av utredningens hovedproblemstilling som analyserer momentumeffekten spesifikt for den siste perioden. Ved å undersøke den utvidede perioden gjør det vanskelig å differensiere om det er en reduksjon i momentumeffekten for den siste perioden, eller om dette skyldes et eller flere drastiske fall i markedet i løpet av hele perioden, for eksempel finanskrisen i 2007. Som tidligere nevnt i delkapittel 2.2 dokumenterte Daniel og Moskowitz (2016) at profitabiliteten til momentumstrategier lider av store tap når markedet kommer seg etter et markedsfall. Som følge av dette vil en månedlig aritmetisk gjennomsnittlig avkastning naturligvis være lavere for hele perioden.

På samme måte som tidligere er avkastning for alle nullkost-porteføljer positive, men for den siste perioden er avkastningen for nullkost-porteføljen som har sitt utgangspunkt i 3x3-, i tillegg til 3x6- og 6x3-momentumstrategien, ikke statistisk signifikante. Til tross for dette observerer vi at for alle nullkost-porteføljer som er signifikante, har avkastningen derimot økt den siste perioden sammenlignet med første periode. Dette er svært bemerkelsesverdig ettersom Chordia et al. (2014) argumenterer at markedsanomalier har redusert. Videre ser vi at nullkost-avkastningen for 9x3-momentumstrategien generer en avkastning på 1.37% per måned, og dette er også den høyeste avkastningen for perioden. Dermed er ikke 12x3-momentumstrategien lenger er den mest suksessfulle, som tidligere dokumentert av Jegadeesh og Titman (1993). Vi bemerker også at nullkost-avkastningen for 6x6-momentumstrategien er signifikant for den siste perioden.

Ved å sammenligne signifikante avkastninger fra tabell 3 med tilsvarende avkastninger som baserer seg på samme momentumstrategi fra tabell 2, viser tverrsnittlig sammenligning at avkastningene for nullkost-porteføljene fra den siste perioden er 0.131% høyere og t-statistikken er 0.7975 lavere enn den første perioden. Av den grunn kan vi argumentere for at momentumeffekten for den siste perioden har økt, mens effektens statistiske signifikans har redusert. Det siste poenget i argumentet samsvarer med Chordia et al. (2014) som også viste at signifikansen til avkastningen til anomalibaserte handelsstrategier har avtatt.

Basert på resultatene fra tabell 3 er overraskende nok mange av avkastningene for shortsalg-porteføljene negative, noe som styrker avkastningen for nullkost-porteføljene. Det er dermed interessant å undersøke om momentumeffekten for nullkost-porteføljene er drevet av kjøps-siden eller shortsalg-siden.

Tabell 3 – Momentumavkastning for den siste perioden

Tabellen viser gjennomsnittlig månedlig avkastning til porteføljene for perioden januar 2010 til desember 2019.¹⁶ Gjennomsnittlig månedlig avkastning er kalkulert basert på respektive formerings- og holdeperioder varierende fra 3 til 12 måneder, med formeringsperioden på vertikal akse og holdeperioden på horisontal akse. t-statistikken til avkastningene for de forskjellige porteføljene er oppgitt i parentes.

F =	H =	3	6	9	12
3	Selg	0.0023 (0.32)	0.0017 (0.24)	0.0013 (0.19)	0.0012 (0.17)
3	Kjøp	0.0060 (1.27)	0.0073 (1.47)	0.0086 (1.71)	0.0083 (1.61)
3	Kjøp-Selg	0.0037 (0.86)	0.0056 (1.44)	0.0073 (2.03)	0.0071 (2.32)
6	Selg	0.0009 (0.12)	-0.0001 (-0.01)	-0.0006 (-0.08)	0.0001 (0.01)
6	Kjøp	0.0092 (1.89)	0.0100 (1.97)	0.0098 (1.90)	0.0093 (1.78)
6	Kjøp-Selg	0.0083 (1.55)	0.0101 (1.99)	0.0104 (2.32)	0.0092 (2.33)
9	Selg	-0.0023 (-0.29)	-0.0024 (-0.32)	-0.0017 (-0.23)	-0.0008 (-0.11)
9	Kjøp	0.0115 (2.30)	0.0108 (2.07)	0.0104 (1.99)	0.0099 (1.89)
9	Kjøp-Selg	0.0137 (2.38)	0.0132 (2.50)	0.0122 (2.51)	0.0107 (2.44)
12	Selg	-0.0027 (-0.35)	-0.0020 (-0.26)	-0.0014 (-0.19)	-0.0009 (-0.12)
12	Kjøp	0.0091 (1.76)	0.0094 (1.80)	0.0096 (1.86)	0.0095 (1.85)
12	Kjøp-Selg	0.0118 (2.09)	0.0114 (2.14)	0.0111 (2.24)	0.0103 (2.27)

¹⁶ På samme måte som tidligere vil resultatene for denne tabellen være beregnet fra januar 2008 til desember 2019, der de to første årene kun benyttes for beregning.

7.2 Forskningsspørsmål 2

Er momentumeffekten drevet av kjøps- eller shortsalg-siden?

Andre forskningsspørsmål redegjør for hvilken side som driver momentumeffekten. Fra delkapittel 6.1.1 vet vi at momentumeffekten er forårsaket av to komponenter, kjøp av historiske vinnere og shortsalg av historiske tapere, altså en kjøps- og en shortsalg-side. For å analysere dette sortet nullkost-porteføljens avkastning basert på en 6x6-momentumstrategi etter desilfordelingen fra formeringsperioden for ulike sub-perioder.¹⁷ Videre konstrueres det en likevektet indeks som er beregnet som en aritmetisk gjennomsnittlig avkastning uavhengig av desilene. Ved å sammenligne desil 1 (vinnere) og desil 10 (tapere) basert på formeringsperioden med den likevektede indeksen, kan vi vurdere hvor mye av avkastningen til en nullkost-portefølje som kan tilskrive respektive kjøps- og shortsalg-side.

I tabell 4 presenteres det gjennomsnittlig avkastning basert på 6x6-momentumstrategien for de respektive desilene, hvor vi observerer at resultatene for desilfordelingen fra den første perioden er tilsvarende som i Jegadeesh og Titman (1993). Resultatene fra tabell 4 indikerer at den unormale avkastningen for momentumstrategier for ulike sub-perioder drives mest av shortsalg-siden, med unntak av perioden fra 1990 til 2009 siden nullkost-avkastningen for perioden ikke er signifikant.

Spesielt for den siste perioden står shortsalg-siden av tidligere tapere nærmest utelukkende for hele avkastningen til nullkost-porteføljen. I denne perioden er nullkost-avkastningen på 1.01% per måned, og av dette står shortsalg-siden for hele 1.00%. Et annet poeng å bemerke seg for denne perioden, er at desilfordelingene ikke lenger har samme rangering i holdeperioden som de hadde i formeringsperioden. Ved å sammenligne med de andre sub-periodene, ser vi at avkastningen for desilfordelingene gjerne holder samme rangering i holdeperioden. Med dette menes det at desil 1 i formeringsperioden, også er desil 1 i holdeperioden. Vi observerer for den siste perioden gir de midtre desilene, desil 2 til desil 7, en høyere avkastning enn desil 1.

For den utvidede perioden står shortsalg-siden for 0.5% av 0.78% månedlig avkastning for nullkost-porteføljen, hvilket som betyr at kjøps-siden bare bidrar med 0.28% per måned. Dette resultatet samsvarer med funnene i Hong et al. (2000) til tross for at deres

¹⁷ Se delkapittel 6.1.1 for desilfordeling.

porteføljekonstruksjon er tredelt, og følgelig kan ikke dette være grunnen til at shortsalg-siden driver momentumeffekt slik Jegadeesh og Titman (2001) hevder. I artikkelen konkluderer Jegadeesh og Titman også med at både kjøps- og shortsalg-siden driver omtrent like mye av momentumeffekten med respektive 0.56% og 0.67% per måned. Fra resultatene for første periode i tabell 4 ser vi at momentumeffekten er drevet litt mer av shortsalg-siden enn kjøps-siden, mens for den andre perioden er nullkost-avkastningen som tidligere nevnt ikke signifikant. Dermed kan det antas at konklusjonen til Jegadeesh og Titman trolig har sitt utgangspunkt i deres spesifikke tidsperiode. Resultatene i vedlegg 3 støtter også denne forklaringen, der det dokumenteres at kjøps-siden bidro med 0.30% og shortsalg-siden drev 0.42% av den gjennomsnittlige avkastningen på 0.72% per måned i perioden fra januar 1965 til desember 2009.

For å oppsummere, er altså hvilke sider som driver momentumeffekten veldig periodisk. For perioden før 2010 er effekten drevet av begge sider, mens for perioden etter, er effekten nærmest utelukkende forårsaket av shortsalg-siden. Dette gjør at resultatene til det totale bildet viser at momentumeffekten er drevet av shortsalg-siden på grunn av den siste perioden.

Tabell 4 – Desilvis avkastning

Tabellen viser desilvis avkastning for nullkost-portefølje for en likevektet 6x6-momentumstrategi i ulike sub-perioder: fra januar 1965 til desember 1989, fra januar 1990 til desember 2009, fra januar 2010 til desember 2019, samt siste kolonne som tar for seg hele datasettet fra januar 1965 til desember 2019. Likevektet indeks er beregnet som et aritmetisk gjennomsnitt av alle desilene. t-statistikken til avkastningene for de respektive desilene er oppgitt i parentes.

	1965 - 1989	1990 - 2009	2010 - 2019	1965 - 2019
Desil 1 (Vinnere)	0.0168 (4.20)	0.0124 (3.36)	0.0100 (1.97)	0.0142 (5.80)
Desil 2	0.0155 (4.38)	0.0105 (3.57)	0.0105 (2.52)	0.0129 (6.23)
Desil 3	0.0147 (4.35)	0.0097 (3.54)	0.0105 (2.67)	0.0123 (6.25)
Desil 4	0.0140 (4.22)	0.0104 (3.87)	0.0104 (2.64)	0.0122 (6.31)
Desil 5	0.0139 (4.18)	0.0102 (3.66)	0.0105 (2.65)	0.0121 (6.17)
Desil 6	0.0134 (3.95)	0.0103 (3.49)	0.0108 (2.65)	0.0119 (5.91)
Desil 7	0.0130 (3.69)	0.0099 (3.03)	0.0105 (2.41)	0.0115 (5.37)
Desil 8	0.0128 (3.42)	0.0101 (2.68)	0.0094 (2.02)	0.0112 (3.68)
Desil 9	0.0114 (2.81)	0.0085 (1.90)	0.0076 (1.41)	0.0097 (3.68)
Desil 10 (Tapere)	0.0077 (1.53)	0.0079 (1.15)	-0.0001 (-0.01)	0.0064 (1.74)
Desil 1 - Desil 10	0.0091 (3.01)	0.0045 (0.82)	0.0101 (1.99)	0.0078 (3.04)
Likevektet indeks	0.0133 (11.20)	0.0100 (8.30)	0.0090 (5.92)	0.0114 (15.26)

7.3 Forskningsspørsmål 3

Eksisterer fortsatt januareffekten for momentumeffekten?

Tredje forskningsspørsmål er relatert til januareffekten, og for å besvare dette grupperes månedlig avkastning for en 6x6-momentumstrategi månedsvis for ulike sub-perioder. Etter at avkastningen er gruppert etter måneder, foretas det to enveis-variensanalyse for å undersøke om gjennomsnittlig for avkastning for de respektive månedene er statistisk like ved hjelp av F-test. F-test A er konstruert under nullhypotesen om at månedssortert avkastning er statistisk like for alle måneder, mens F-test B er konstruert under nullhypotesen om at månedssortert avkastning, ekskludert januar månedene, er statistisk like. Ved å differensiere og sammenligne F-statistikken for de to hypotesene, kan vi avgjøre om det fortsatt eksisterer en januareffekt.

Tabell 5 rapporterer gjennomsnittlig avkastning for nullkost-porteføljen for hver måned i ulike sub-perioder. Vi ser at gjennomsnittlig månedssortert avkastning for januar månedene er negative for alle perioder, og for å avgjøre om januareffekten fortsatt eksisterer må vi vurdere F-statistikken ved å sammenligne med kritisk F-verdi i vedlegg 4 for hypotese A og i vedlegg 5 for hypotese B. For perioder med signifikant F-statistikk betyr dette at avkastningene for nullkost-porteføljen er statistisk ulike for de respektive månedene, gitt at F-statistikken overstiger kritisk F-verdi.

Vi observerer signifikant F-statistikk A i alle perioder utenom for siste periode. For den siste perioden kan vi ikke forkaste nullhypotesen om at nullkost-avkastningen er statistisk like for ulike måneder. Dette tilsier at det ikke lenger eksisterer noen januareffekt for denne perioden ettersom nullkost-avkastningene er like for de ulike månedene. Dessuten ser vi at avkastningene for januar månedene i denne perioden ikke heller er signifikante.

Sammenligner vi med F-statistikk B som ekskluderer januar månedene i nullhypotesen, ser vi at i de samme periodene mister F-statistikken sin signifikante verdi. Dette betyr at ved å ekskludere januar månedene, er gjennomsnittlig avkastning for de resterende månedene like. Dermed kan vi argumentere for at det eksisterer en statistisk signifikant januareffekt for disse periodene. For den første perioden er F-statistikk B imidlertid signifikant, men ytterligere analyser i Jegadeesh og Titman (1993) for samme periode dokumenterte at det eksisterte en januareffekt for denne perioden til tross for dette. En annen ting å bemerke seg er for perioden fra 1990 til 2009, er det ikke bare gjennomsnittlig avkastning for januar månedene som er negative. På en annen side er ikke den negative avkastningen for disse månedene signifikante,

og dette fremkommer også i F-statistikk B. Siden det bare er gjennomsnittlig avkastning for januarmånedene som utgjør en statistisk forskjell da F-statistikk B for samme periode ikke kan forkastes. Analyserer vi for hele perioden eksisterer det helt klart en januareffekt da ingen av de andre månedene har negativ avkastning og F-statistikk A er signifikant, mens F-statistikk B ikke er signifikant.

Sammenligner vi med raden «Desil 1 – Desil 10» i tabell 4 som inkluderer alle månedene, kan vi finne ut hvor mye avkastningen for en nullkost-portefølje endres ved å ekskludere januarmånedene i porteføljen. Vi observerer at ved å ikke inkludere januarmånedene øker gjennomsnittlig månedlig avkastning med 0.74% for første periode, 0.80% for andre periode, 0.28% for siste periode og 0.66% for hele perioden. Denne ekskluderingen av januarmånedene gjør også at avkastningen for andre periode signifikant, mens for den siste perioden forekommer 0.28%-avkastningen ved ren statistisk tilfeldighet.

Tabell 5 – Månedsvise avkastning

Tabellen viser månedsvise gjennomsnittlige avkastning for nullkost-portefølje for en likevektet 6x6-momentumstrategi i ulike sub-perioder: fra januar 1965 til desember 1989, fra januar 1990 til desember 2009, fra januar 2010 til desember 2019, samt siste kolonne som tar for seg hele perioden fra januar 1965 til desember 2019. t-statistikken til avkastningene for de respektive månedene er oppgitt i parentes. F-statistikk A er konstruert under nullhypotesen om at månedssortert avkastning er statistisk like for alle måneder, mens F-statistikk B er konstruert under nullhypotesen om at månedssortert avkastning, ekskludert januarmånedene, er statistisk like. F-statistikkene er oppgitt i tabellen med tilhørende p-verdier i parentes under.

	1965 - 1989	1990 - 2009	2010 - 2019	1965 - 2019
Jan.	-0.0689 (-3.73)	-0.0814 (-2.48)	-0.0214 (-0.95)	-0.0648 (-4.27)
Feb.	0.0033 (0.43)	0.0182 (0.91)	0.0070 (0.63)	0.0094 (1.14)
Mar.	0.0102 (1.41)	-0.0061 (-0.33)	0.0154 (0.63)	0.0052 (0.61)
Apr.	0.0314 (7.17)	-0.0156 (-0.58)	-0.0217 (-0.94)	0.0047 (0.42)
Mai	0.0107 (1.36)	-0.0091 (-0.54)	0.0428 (2.89)	0.0093 (1.19)
Jun.	0.0232 (3.95)	0.0407 (3.48)	0.0194 (1.87)	0.0289 (5.34)
Jul.	0.0084 (1.09)	0.0058 (0.59)	0.0340 (1.67)	0.0121 (1.94)
Aug.	0.0041 (0.56)	0.0044 (0.33)	0.0100 (0.59)	0.0053 (0.81)
Sep.	0.0114 (1.10)	0.0250 (4.15)	-0.0051 (-0.25)	0.0133 (2.07)
Okt.	0.0148 (1.45)	0.0230 (2.93)	0.0196 (2.11)	0.0187 (3.30)
Nov	0.0366 (5.36)	0.0082 (0.50)	0.0246 (2.90)	0.0241 (3.45)
Des.	0.0278 (2.87)	0.0430 (3.15)	-0.0041 (-0.31)	0.0275 (3.78)
Ikke Jan.	0.0165 (6.78)	0.0125 (2.61)	0.0129 (2.54)	0.0144 (6.38)
<i>F</i> -statistikk A	8.416	3.406	1.383	8.493
<i>p</i> -verdi	(0.00) ***	(0.00) ***	(0.19)	(0.00) ***
<i>F</i> -statistikk B	2.052	1.523	1.236	1.460
<i>p</i> -verdi	(0.03) *	(0.13)	(0.28)	(0.15)

Signifikansnivå 0 "****" 0.001 "***" 0.01 "**" 0.05 "." 0.1 " " " 1

7.4 Forskningsspørsmål 4

Kan momentumeffekten tilskrives likviditetsrisiko?

Fjerde forskningsspørsmål undersøker om profitabiliteten til momentumstrategier fra perioden 2010 til 2019 kan argumenteres for å være en kompensasjon for likviditetsrisiko, enten om det er systematisk likviditetsrisiko eller likviditet som aksjekarakteristikk. For å belyse dette foretar vi OLS-regresjoner på *ex post* meravkastningen til nullkost-porteføljen som baserer seg på 6x6-momentumstrategien, med utgangspunkt i faktormodellene redegjort i kapittel 4. I tillegg inkluderes det flerfaktormodeller som inkorporerer oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer.

Vi vil først analysere oppgavens likviditetsfaktorer, R_{IML}^A og R_{IML}^T , for å vurdere hvorvidt disse faktorene egner seg som uavhengige variabler i OLS-regresjonene. Blant annet undersøkes likviditetsfaktorenes stasjonaritet i delkapittel 7.4.1, og deres relative sammenheng i delkapittel 7.4.2. Deretter vil vi også teste om OLS-regresjonsmodell er en passende tilnærming for faktormodellene i delkapittel 7.4.3, mens i delkapittel 7.4.4 analyserer vi og tolker resultatene.

7.4.1 Stasjonaritet

En stasjonær variabel kan defineres som en tidsserie med konstant gjennomsnitt, konstant varians og konstant autokovarianser for gitt *lag* (Brooks 2014). Med andre ord, har ikke variabelen enhetsrot, og kan dermed bli benyttet direkte i en regresjonsmodell.

Acharya og Pedersen (2005) mente at det var problemer tilknyttet bruk av Amihud-raten. De argumenterte for at ved bruk av Amihud-raten vil ikke tidsserien være stasjonær, siden målet ignorerer inflasjon ved å inkludere prisen i beregningen. Vi argumenterer imidlertid for at oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer ikke er underlagt denne kritikken. For det første benytter vi oss ikke av Amihud-raten som beregning for et markedsomspennende likviditetsmål, men i stedet bruker vi raten som en indikator for å vurdere enkeltaksjenes relative likviditet i forhold til hverandre. For det andre er R_{IML}^A og R_{IML}^T meravkastninger for illikviditeten, og dermed kan det antas at likviditetsfaktorene er stasjonære.

Vedlegg 6 gir en grafisk illustrasjon av oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer, og rent grafisk ser det imidlertid ut som R_{IML}^T har ikke-stasjonære egenskaper av den grunn at faktoren

gradvis heller oppover. For å validere dette utfører vi en statistisk test og likviditetsfaktorenes stasjonaritet vurderes ved hjelp av en Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)-test. KPSS-testen tester en nullhypotese om en observerbar tidsserie er stasjonær rundt en deterministisk trend (Kwiatkowski et al. 1992). Med andre ord, ønsker vi ikke å forkaste nullhypotesen da det impliserer ikke-stasjonaritet.

Tabell 6 rapporterer resultatene fra KPSS-testen for oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer, samt resultatet for avkastningen for nullkost-porteføljen basert på en 6x6-momentumstrategi. Resultatene fra tabellen viser at R_{IML}^A og nullkost-avkastningen er stasjonære, både trend og nivå, ettersom p-verdiene er over 0.1 og nullhypotesen om stasjonaritet ikke kan forkastes. For R_{IML}^T derimot tilsier resultatene at likviditetsfaktoren ikke er stasjonær rundt gjennomsnittet for tidsserien slik vi forventet. Dette vil være problematisk for OLS-regresjonen som tar utgangspunkt i flerfaktormodellen som inkluderer R_{IML}^T , fordi å bruke ikke-stasjonære variabler kan medføre såkalt spuriøs regresjon (Brooks 2014). Spuriøse regresjoner kan gi feilaktige resultater med signifikante koeffisienter, selv om det ikke eksisterer et forhold mellom avhengig og uavhengig variabel. For oppgavens formål er dette imidlertid ikke problematisk, ettersom vedlegg 7 viser at R_{IML}^T er stasjonær i analyseperioden 2010 til 2019.

Tabell 6 – Stasjonaritet

Tabellen viser resultatene fra Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)-test som tester nullhypotesen om stasjonær trend og nivå for oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer med et 6 måneders lag, og p-verdier er oppgitt i parentes.¹⁸ I tabellen er R^A_{IML} likviditetsfaktoren basert på Amihud-raten, R^T_{IML} er likviditetsfaktoren basert på turnover-raten, og R_{6x6} er avkastningen for nullkost-porteføljen basert på en 6x6-momentumstrategi. Variablene i tabellen er kalkulert over perioden fra januar 1965 til desember 2019.

	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)-test		
	R^A_{IML}	R^T_{IML}	R_{6x6}
KPSS Trend	0.0603 (0.1)	0.0609 (0.1)	0.0437 (0.1)
KPSS Nivå	0.0810 (0.1)	3.550 (0.01)	0.0496 (0.1)

p-verdi ≤ 0.01 : oppgitt 0.01
p-verdi ≥ 0.10 : oppgitt 0.1

¹⁸ KPSS-testen gjennomføres ved hjelp av funksjonen `kpss.test()` fra pakken `tseries` i R, og denne funksjonen oppgir p-verdier ≤ 0.01 som 0.01 og p-verdier ≥ 0.1 som 0.1.

De andre uavhengige variablene i faktormodellene benyttet i OLS-regresjonene kan antas å være stasjonære, ettersom dette er standard benchmark-faktorer i den finansielle litteraturen. For å sikre seg mot alle eventualiteter rapporterer vedlegg 8 resultatene fra KPSS-testen for disse variablene. Resultatene i vedlegget er overensstemmende med antagelsen.

7.4.2 Korrelasjonsanalyse av likviditetsmålene

Det er også hensiktsmessig å analysere den relative sammenhengen mellom likviditetsfaktorene for å undersøke hvordan faktorene varierer i forhold til hverandre. Derfor benytter vi oss av Pearsons korrelasjonstest som angir produktmomentkorrelasjonskoeffisient mellom to variabler (Brooks 2014).¹⁹ I dette tilfelle vil nullhypotesen være at korrelasjonskoeffisienten mellom variablene er lik null, altså testes det om det ikke eksisterer en lineær korrelasjon mellom variablene. I korrelasjonsanalysen inkluderes det også størrelsesfaktoren fra FF3F, siden flere studier har argumentert for at størrelsesfaktoren kan benyttes som en *proxy* for likviditet. Blant annet dokumenterte Amihud (2002) en negativ korrelasjon på 0.614 mellom illikviditet og størrelse, og dermed kan vi forvente en positiv korrelasjon mellom oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer og størrelsesfaktoren fra FF3F.

Tabell 7 rapporterer resultatene fra Pearsons korrelasjonstest og det første vi observerer fra korrelasjonsmatrisen, er at det ikke eksisterer et systematisk forhold mellom oppgavens og Pastor-Stambaugh's verdivektede likviditetsfaktor, R_{IML} . Korrelasjonsmatrisen viser at korrelasjonen mellom R_{IML}^A og R_{IML} ikke er signifikant, hvilket som betyr at korrelasjonskoeffisienten mellom disse faktorene er lik null. Og for R_{IML}^T og R_{IML} er korrelasjonskoeffisienten særdeles lav, med en verdi på -0.08. At det ikke dokumenteres et systematisk forhold mellom oppgavens likviditetsfaktorer og R_{IML} , kan forklares av at R_{IML} beskriver den systematiske likviditetssensitiviteten, mens R_{IML}^A og R_{IML}^T derimot angir selskapsspesifikk likviditetsrisiko. Lignende slutninger argumenterte Pastor og Stambaugh (2003) også for da de analyserte deres likviditetsfaktor i lys av resultatene fra Amihud og Mendelson (1986). De mente at deres egen likviditetsfaktor var for volatil, samt at faktoren var på et mer aggregert nivå.

¹⁹ Pearsons produktmomentkorrelasjonskoeffisient er beregnet som følgende $\rho_{x,y} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{(N-1)\sigma_x\sigma_y} = \frac{\sigma_{x,y}}{\sigma_x\sigma_y}$. $\rho_{x,y}$ er gitt i intervallet (-1,1), hvor 1 tilsier perfekt positiv korrelasjon mellom variablene, og -1 tilsier perfekt negativ korrelasjon mellom variablene.

Det kan også argumenteres for at likviditet er et komplekst konsept som ikke er direkte observerbar, og har ulike aspekter ved seg som gjør det umulig å bli fanget opp av et enkelt mål (Amihud 2002). På bakgrunn av dette er det verdt å merke at aksjer med høy turnover-rate ikke er ekvivalent med aksjer med lav Amihud-rate, selv om ratene måler det motsatte. Dette fremkommer også i tabell 7, der korrelasjonen mellom R_{IML}^A og R_{IML}^T er -0.64.

En negativ korrelasjonskoeffisient mellom R_{IML}^A og R_{IML}^T er derimot bemerkelsesverdig, ettersom likviditetsfaktorene var konstruert ved å ta avkastningen til de minst likvide aksjene minus avkastningen til de mest likvide aksjene.²⁰ Den negative korrelasjonskoeffisienten kan tyde på at aksjer med høy turnover-rate også har høyere avkastning enn aksjer med lav turnover-rate. Tilsvarende resultater har også blitt dokumentert, og funnene i oppgaven er dermed overensstemmende med det Grinblatt og Titman (1994) fant. Funnene samsvarer imidlertid ikke med resultatene til Datar et al. (1998) som i motsetning til Grinblatt og Titman, dokumenterte et inverst forhold mellom likviditet og avkastning. Følgelig strider funnene også med hypotesen til Amihud og Mendelson (1986), som mente at illikvide aksjer er mer risikofylte, og dermed vil gi en høyere forventet avkastning.

Videre observerer vi at det eksisterer en signifikant og høy korrelasjon mellom oppgavens likviditetsfaktorer og størrelsesfaktoren. Korrelasjonen mellom disse er 0.69 for R_{IML}^A og R_{SMB} , og dermed samsvarer med hva vi forventet og følgelig med resultatene dokumentert i Amihud (2002). I motsetning til R_{IML}^A , er R_{IML}^T og R_{SMB} negativt relatert, hvilket som ikke er veldig overraskende da R_{IML}^A og R_{IML}^T er negativt korrelert. Det negative forholdet mellom R_{IML}^T og R_{SMB} støtter også argumentet ovenfor at høy turnover-rate indikerer høyere forventet avkastning, siden størrelse har vært en god *proxy* for likviditet.

²⁰ Se delkapittel 6.2.2 for detaljer om faktorimiterende porteføljer.

Tabell 7 – Korrelasjonsmatrise

Tabellen viser resultatene fra Pearsons korrelasjonstest som tester nullhypotesen om det ikke eksisterer en lineær korrelasjon mellom likviditetsfaktorene og størrelsesfaktoren fra FF3F for perioden januar 1968 til desember 2019.²¹ I tabellen er R_IML Pastor-Stambaugh's likviditetsfaktor, R^A_IML er likviditetsfaktoren basert på Amihud-raten, R^T_IML er likviditetsfaktoren basert på turnover-raten og R_SMB er størrelsesfaktoren fra FF3F. Korrelasjonskoeffisientenes p-verdier er oppgitt i parentes.

Pearsons korrelasjonstest				
	R^A_IML	R^T_IML	R_IML	R_SMB
R^A_IML	1.00	-0.64 (0.00)	-0.03 (0.45)	0.69 (0.00)
R^T_IML	-0.64 (0.00)	1.00	0.08 (0.04)	-0.48 (0.00)
R_IML	-0.03 (0.45)	0.08 (0.04)	1.00	-0.01 (0.84)
R_SMB	0.69 (0.00)	-0.48 (0.00)	-0.01 (0.84)	1.00

Basert på resultatene fra KPSS-testen og fra Pearsons korrelasjonstesten, kan det tyde på at R^A_{IML} er en bedre idiosynkratisk likviditetsfaktor enn R^T_{IML} for å predikere avkastningen til momentumstrategien. Fra et økonometrisk perspektiv har R^A_{IML} en fordel i og med at faktoren er stasjonær for hele perioden, mens fra et mer litterært perspektiv samsvarer det relative forholdet til R^A_{IML} også bedre med tidligere empiri. R^A_{IML} har en høyere og positiv korrelasjon med Fama-French's størrelsesfaktor. Spesielt fremkommer det i vedlegg 9 at for den siste perioden er korrelasjonskoeffisienten mellom R^T_{IML} og R_{SMB} halvparten relativt til R^A_{IML} , i absolutt størrelse.

På grunn av inkonsekvensen knyttet til R^T_{IML} , velger vi å ikke ta med denne likviditetsfaktoren videre i analysen da det vil gi oss motstridende konklusjoner for eksponeringen av likvide eller illikvide aksjer som kan forklare momentumeffekten. Regresjonsligningene som foretas senere er i vedlegg 10.

²¹ Vi analyserer fra januar 1968, siden data for Pastor-Stambaugh's verdivektete likviditetsfaktor er tilgjengelig fra denne datoen.

7.4.3 OLS-vurdering

Før vi kan begynne analysen av OLS-regresjonene, utfører vi statistiske tester for å vurdere hvorvidt OLS-regresjoner egner seg for oppgavens modeller. Som tidligere vist i delkapittel 7.4.2 eksisterer det en høy korrelasjon mellom R_{IML}^A og R_{SMB} . På grunn av dette tar vi i bruk Variance Inflated Factor (VIF)-indikatorer som kvantifiserer multikollineariteten i en OLS-regresjonsmodell (Wooldridge 2013).

Vedlegg 11 rapporterer VIF-indikatorene for regresjonsmodellene i vedlegg 10, og basert på indikatorene tilsier dette at ingen av OLS-regresjonene i denne utredningen lider av imperfekt multikollinearitet.²² Derneft medfører ikke en inkludering av R_{IML}^A store standardfeil for en eller flere av OLS-koeffisientene. Merk også at i denne tabellen er ikke CAPM inkludert, siden den bare har en faktor og er følgelig ikke utsatt for multikollinearitet.

Tidligere nevnte vi i delkapittel 4.5 at Sakowski et al. (2016) dokumenterte at ved bruk av OLS-regresjoner for flerfaktormodellene kan resultere i heteroskedastisitet og autokorrelasjon i residualene. Vi undersøker først OLS-regresjonene ved å ta en Breusch-Pagan (BW)-test som tester nullhypotesen om residualene i en OLS-regresjonsmodell er konstant for alle observerte verdier av de uavhengige variablene, altså homoskedastisitet. Hvis BP-statistikken har en p-verdi lavere enn oppgavens signifikansnivå, forkastes nullhypotesen og dette impliserer at vi har heteroskedastisitet. Vi må da bruke robuste standardfeil for heteroskedastisitet i OLS-regresjonene for å korrigere for dette (Wooldridge 2013). Vedlegg 12 rapporterer resultatene fra BP-testen, og resultatene indikerer at residualene fra regresjonsmodellene som inkluderer Carharts momentumfaktor, R_{UMD} , er heteroskedastiske.

Siden vi benyttet oss av overlappende porteføljer for å styrke empiriske resultater i konstruksjonen av momentumporteføljene, kan antas at avhengig variabel mulig lider av autokorrelasjon. På bakgrunn av dette er det hensiktsmessig å foreta en Durbin-Watson (DW)-test som tester nullhypotesen om residualene i en OLS-regresjon er ikke-autokorrelert mot alternative hvor residualene følger en AR(1)-prosess (Wooldridge 2013).²³ Dersom

²² VIF-indikatoren er beregnet som følgende $VIF_{x_k} = \frac{1}{(1-R_{x_k}^2)}$, der x_k er uavhengige variabler opp til k . Tommelfingerregelen ved bruk av VIF-test for multikollinearitet er at det eksisterer multikollinearitet i modellen dersom: VIF-indikatoren ≥ 10 (Wooldridge 2013).

²³ DW-statistikken er gitt i intervallet fra 0.0 til 4.0. En verdi nærliggende 2.0 indikerer ikke-autokorrelasjon, en verdi mot 0 indikerer positiv autokorrelasjon, og en verdi mot 4 indikerer negativ autokorrelasjon (Kenton 2019).

nullhypotesen forkastes, betyr det at residualene i OLS-regresjonen er autokorrelert og dermed er ikke regresjonsmodellen lenger BLUE (akronym for *Best Linear Unbiased Estimator*). Det finnes diverse måter å korrigere for autokorrelasjon, blant annet kan vi for eksempel benytte oss av en autoregressiv distribuert lag (ADL)-modell eller en Generalized Least Squares (GLS)-regresjon istedenfor en OLS-regresjon gitt at de uavhengige variablene er strengt eksogene (Stock & Watson 2015). Ettersom resultatene fra DW-testen i vedlegg 13 overraskende nok indikerer at residualene i faktormodellene ikke er autokorrelert, velger vi å ikke forklare disse tilnærmingene ytterligere. At vi ikke kan forkaste nullhypotesen, impliserer også at OLS-regresjonene fremdeles er BLUE.

7.4.4 Robusthetstest

Til slutt analyserer vi for hvilke faktorer som kan tilskrives momentumeffekten, med hovedfokus på likviditet. Hvis meravkastningen til momentumstrategien bare er skyldes en kompensasjon for ulike risikofaktorer, skal meravkastningen bli fullstendig forklart av de respektive risikopremiene. Dette impliserer også at alfa, α_p , skal være lik null.

Resultatene fra OLS-regresjonen for perioden 2010 til 2020 er vedlagt i tabell 8, med robuste standardfeil ettersom delkapittel 7.4.3 viste heteroskedastisitet i modellene som inkluderer R_{UMD} . Det første vi observerer i flerfaktormodellene hvor R_{UMD} er ekskludert, er at justert R^2 for disse OLS-regresjonene er særdeles lave. Således burde disse resultatene bli analysert og tolket varsomt.

Som et naturlig utgangspunkt starter vi med å analysere CAPM, siden det er den mest grunnleggende faktormodellen. Vi observerer at β_p er -0.354, hvilket som betyr at meravkastningen til momentumstrategien har en negativ markedssensitivitet. Dette tilsier at når markedets meravkastning, R_M , stiger med 1%, så synker meravkastningen til handelsstrategien med 0.354%. I tillegg observerer vi en signifikant α_p , og dette impliserer at nullkost-meravkastningen som baserer seg på en 6x6-momentumstrategi generer en risikojustert avkastning på 0.013%.

Sammenligner vi CAPM med FF3F som inkluderer R_{SMB} og R_{HML} , ser vi at dette imidlertid ikke er tilfelle da α_p og den statistiske signifikansen til α_p avtar. Bakgrunnen for avtagelsen kan forklares av R_{HML} , siden det dokumenteres en høyt signifikant h_p på -0.751. Dessuten betyr negativ h_p at nullkost-meravkastningen har en vridning mot aksjer med lav B/M, altså vekstaksjer. I motsetning til CAPM er ikke β_p lenger signifikant, og R_M kan dernest ikke

forklare meravkastningen til nullkost-porteføljen. Dette resultatet samsvarer også med tidligere empiriske funn, og som tidligere nevnt i delkapittel 3.2.1 dokumenterte flere at CAPM alene ikke kunne forklare meravkastningen som generes. Siden signifikansen til α_p og β_p reduseres i FF3F, kan vi argumentere for at det mulig ikke eksisterer en risikostjustert avkastning til tross for at α_p fremdeles er signifikant. Signifikansen til α_p kan derfor ses på som en *proxy* for andre risikofaktorer som FF3F ikke fanger opp.

Argumentet ovenfor underbygges ytterligere ved å inkorporere R_{UMD} i regresjon. For dersom vi tar utgangspunkt i C4F kan nullkost-meravkastningen bli ensidig forklart av momentumfaktoren. I denne modellen er det kun m_p som er signifikant, og verken α_p eller FF3F-faktorene er signifikante. Dette er for så vidt ikke veldig overraskende og faktisk forventet, fordi oppgavens anomalibaserte handelsstrategi baserer seg på momentumeffekten. Dessuten observerer vi også at justert R^2 øker veldig, sammenlignet med tidligere nevnte modeller. Dette støtter begrunnelsen om at nullkost-meravkastningen stort sett er forårsaket av momentumeffekten, og fra tidligere vet vi at meravkastningen for denne perioden primært var drevet av shortsalg-siden basert på resultatene fra andre forskningsspørsmål.

I kontrast til Pastor og Stambaugh (2003) som finner at halve momentumavkastningen kan forklares av deres likevektede likviditetsfaktor, finner vi derimot at l_p ikke er signifikant. Av den grunn kan ikke R_{IML} forklare momentumavkastningen for den siste perioden. Vi observerer også at FF3F-faktorene i PS4F har tilsvarende betaverdier og standardfeil som i FF3F, hvor h_p fortsatt er høyt signifikant. Ved å sammenligne med C4FPS som i tillegg inkluderer R_{UMD} , ser vi derimot at h_p ikke lenger er signifikant og vi finner tilsvarende resultater som i C4F. Følgelig støtter dette forklaringen som sier at meravkastningen til nullkost-porteføljen ikke kan forklares av Pastor-Stambaugh's verdivektede likviditetsfaktor.

Vi vil nå analysere oppgavens flerfaktormodell, C4FA, som baserer seg på Carharts fire-faktormodell, men hvor det i tillegg inkorporeres oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktor, R_{IML}^A .²⁴ I denne modellen observerer vi en signifikant l_p^A på -0.370 i OLS-regresjonen, og dermed er idiosynkratisk likviditetsrisiko en betydningsfull faktor for å forklare momentumeffekten. Videre impliserer en negativ l_p^A , at meravkastningen til nullkost-porteføljen har en vridning mot likvide aksjer. Ved å sammenligne C4FA med FF4FA, ser vi

²⁴ I denne utredningen vil vi ikke analysere og kommentere FF4FA direkte, men snarere blir de inkludert for å sammenligne respektive likviditetsbetaer fra oppgavens likviditetsfaktorer fra FF4FA med C4FA.

at ved å inkludere R_{UMD} i modellen medfører dette omtrent en halvering av l_p^A . Det som imidlertid er interessant i C4FA er at α_p er statistisk signifikant, og ifølge denne flerfaktormodellen er nullkost-meravkastningen forårsaket av momentumeffekten, idiosynkratisk likviditetspremie og en risikostjustert avkastning.

I vedlegg 14 rapporteres det lignende OLS-regresjoner som i tabell 8, men hvor det også inkluderer en dummyvariabel for januar månedene. Resultatene fra vedlegg 14 underbygger tidligere funn. For det første ser vi at OLS-koeffisienten til dummyvariabelen for januar månedene ikke er signifikant. Dette støtter funnene og konklusjonen tidligere for forskningsspørsmål 3 angående januareffekten. For det andre er tolkningen av OLS-regresjonene ovenfor robuste selv ved å ta høyde for januareffekten, og blant annet støtter det forklaringen om at momentumeffekten primært sett er drevet av momentumfaktoren. På en annen side ser vi at l_p^A mister sin statistiske signifikans ved å inkludere dummyvariabelen i C4FA.

Tabell 8 – OLS-regresjoner for januar 2010 – desember 2019

Tabellen viser resultatene fra OLS-regresjonene på nullkost-portefølje for en likevektet 6x6-momentumstrategi for perioden januar 2010 til desember 2019, med robuste standardfeil oppgitt i parentes. OLS-regresjonene er basert på faktormodellene kapitalverdimodellen (CAPM), Fama-Frenchs tre- (FF3F), Carharts fire- (C4F), Pastor-Stambaugh's fire-faktormodell (PS4F), samt oppgavens faktormodell (C4FA) som tar utgangspunkt i C4F og inkluderer oppgavens likviditetsfaktor.

	CAPM	FF3F	C4F	PS4F	FF4FA	C4FPS	C4FA
R_MKT	-0.354 ** (0.146)	-0.275 * (0.154)	-0.083 (0.111)	-0.273 * (0.156)	0.437 (0.293)	-0.084 (0.114)	0.244 (0.186)
R_SMB		-0.104 (0.251)	-0.162 (0.196)	-0.127 (0.285)	1.009 ** (0.466)	-0.133 (0.211)	0.372 (0.334)
R_HML		-0.751 *** (0.285)	-0.072 (0.218)	-0.747 *** (0.284)	-0.192 (0.315)	-0.075 (0.221)	0.151 (0.243)
R_UMD			0.013 *** (0.001)			0.013 *** (0.002)	0.012 *** (0.001)
R_IML				0.055 (0.215)		-0.072 (0.152)	
R ^A _IML					-0.775 ** (0.307)		-0.370 ** (0.186)
Alfa	0.013 *** (0.005)	0.011 ** (0.005)	0.007 * (0.004)	0.011 ** (0.005)	0.021 *** (0.006)	0.006 * (0.004)	0.012 *** (0.004)
Observasjoner	120	120	120	120	120	120	120
Justert R ²	0.050	0.134	0.577	0.127	0.234	0.574	0.596

Signifikant ved 1 prosentnivå ***

Signifikant ved 5 prosentnivå **

Signifikant ved 10 prosentnivå *

For å oppsummere har vi nå analysert flere flerfaktormodeller som inkluderer ulike risikofaktorer basert på tidligere litteratur, og vi vil nå vurdere likviditetsfaktorenes rolle i OLS-regresjonene for å besvare fjerde forskningsspørsmål. Basert på analysen ovenfor kan vi konkludere med at meravkastningen til nullkost-porteføljen som baserer seg på en 6x6-momentumstrategi for den siste perioden ikke skyldes en kompensasjon for systematisk likviditetsrisiko, da nullkost-meravkastningen ikke kunne forklares av R_{IML} .

Videre finner vi både argumenter som taler for og imot at denne nullkost-meravkastningen kan bli forklart av en idiosynkratisk likviditetsrisiko. Argumentet som støtter at aksjespesifikk likviditet er en viktig faktor for å forklare meravkastningen kan begrunnes av l_p^A statistiske signifikans, selv ved inkludering av R_{UMD} . Ved å inkorporere R_{IML}^A i C4F medfører dette også en ubetydelig reduksjon på 0.01 for m_p , mens standardfeilen forblir uendret. I tillegg øker R^2 med 0.019 ved å inkludere R_{IML}^A sammenlignet med C4F.

Motargumentet går ut på at det stort sett er R_{UMD} som forklarer meravkastningen, ettersom m_p og tilhørende standardfeil er stabil på tvers av alle modeller som inkorporerer faktoren. Dessuten var forutsetningen for at meravkastningen bare var en kompensasjon for risikofaktorene, at α_p ikke er signifikant. Dette var ikke noe vi observerte, da α_p ble signifikant ved å inkludere R_{IML}^A .

Et annet motargument kan være forårsaket av mulige mangler hos oppgavens flerfaktormodell. Blant annet er både avkastningen i holdeperioden for nullkost-porteføljen og oppgavens likviditetsfaktor likevektet, i motsetning til de andre risikofaktorene som er verdivektet. Følgelig kan likviditetsfaktoren være *biased*, og OLS-regresjonene viser at l_p^A er signifikant. Så hvis vi argumenterer for at idiosynkratisk likviditetsrisiko ikke er en viktig faktor for meravkastningen, til tross for den statistiske signifikansen, kan dermed oppgavens likviditetsfaktor ses på som støy i modellen. Dette poenget underbygges også i FF4FA, som viser at R_{SMB} blir signifikant ved å inkludere R_{IML}^A . I tillegg er l_p^A eneste beta som mister sin statistiske signifikant ved å inkludere dummyvariabelen for januarmånedene, til tross for at vi tidligere har dokumentert ingen januareffekt.

8. Konklusjon og videre arbeid

I denne utredningen har vi undersøkt om den tidligere dokumenterte momentumeffekten fremdeles eksisterer i det amerikanske aksjemarkedet for perioden januar 2010 til desember 2019. For å oppsummere de empiriske funnene, fant vi blant annet at kun 13 av 16 nullkostporteføljer er signifikante for den siste perioden. Tverrsnittlig sammenligning viser også at avkastningen fra denne perioden er 0.131% høyere og t-statistikken er 0.7975 lavere sammenlignet med resultatene fra Jegadeesh og Titman (1993).

Videre dokumenterte vi at hvilke sider, kjøps- eller shortsalg-siden, som forårsaker momentumeffekten er periodisk. Fra perioden januar 1965 til desember 2009 bidrar kjøps- og shortsalg-siden omtrent like mye, mens for den siste perioden er hele 1.00% av den gjennomsnittlige avkastningen på 1.01% per måned drevet av shortsalg-siden. Dette medfører en forskyvning mot shortsalg-siden for hele perioden januar 1965 til desember 2019. I tillegg fant vi signifikant januareffekt for hele perioden, men for den siste perioden er effekten derimot ikke til stede.

Fra analysen av OLS-regresjonene indikerte resultatene at momentumeffekten for den siste perioden i hovedsak var forårsaket av momentumkarakteristikk. Dessuten viste resultatene at momentumeffekten ikke kunne bli forklart som en kompensasjon for eksponeringen overfor systematisk likviditetsrisiko. Deretter observerte vi blant annet at momentumeffekten hadde en signifikant vridning mot likvide aksjer. Den idiosynkratiske likviditetsbetaen halverte imidlertid da vi tok hensyn til momentumkarakteristikk som en mulig kilde til momentumeffekten. I tillegg var alfa signifikant i flerfaktormodellene som inkorporer den idiosynkratiske likviditetsfaktoren.

Avslutningsvis svarer vi på utredningens hovedproblemstilling. Basert på de empiriske resultatene ovenfor, konkluderer vi med at momentumeffekten fortsatt eksisterer i det amerikanske aksjemarkedet fra 2010 til 2019. Vi konkluderer videre med at den statistiske signifikansen til momentumeffekten har avtatt, men derimot har størrelsen på effekten økt. I tillegg kan momentumeffekten for denne perioden nærmest fullstendig tilskrives shortsalg av aksjer som historisk sett har prestert dårligst.

Videre kan ikke økningen i momentumeffekten forklares av den ekspansive markedslikviditeten i det amerikanske kapitalmarkedet. Deretter argumenterer vi for at

idiosynkratisk likviditetsrisiko *kan* være en plausibel forklaring på momentumeffekten, men denne likviditetsrisikoen lar seg imidlertid ikke forklares av oppgavens likviditetsrisiko.

Videre forskning

Tidligere argumenterte vi for at det mulig var mangler forbundet med vår egen likviditetslimiterende faktor ettersom den var likevektet. For videre forskning vil det være interessant å undersøke om det dokumenteres lignende resultater ved å verdivekte momentumporteføljene og likviditetslimiterende portefølje.

I tillegg dokumenterte vi et positivt forhold mellom likviditet og forventet avkastning i turnover-raten. Dette er noe som burde bli analysert ytterligere, og på grunn av utredningens omfang etterlater vi dette til videre forskning.

Litteraturliste

- Acharya, Viral V & Pedersen, Lasse Heje 2005 'Asset Pricing with Liquidity Risk' *Journal of Financial Economics* 77:375–410
- Adebambo, Biljana N & Yan, Xuemin 2016 'Momentum, Reversals, and Fund Manager Overconfidence' *Financial Management*:609–639
- Amihud, Yakov 2002 'Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects' *Journal of Financial Markets* 5:31–56
- Amihud, Yakov & Mendelson, Haim 1986 'Asset Pricing and the Bid-Ask Spread' *Journal of Financial Economics* 17:223–249
- Asness, Clifford S; Moskowitz, Tobias J & Pedersen, Lasse Heje 2013 'Value and Momentum Everywhere' *The Journal of Finance* 68/3:929–985
- Banz, Rolf W 1981 'The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks' *Journal of Financial Economics* 9:3–18
- Barberis, Nicholas; Shleifer, Andrei & Vishny, Robert 1998 'A Model of Investor Sentiment' *Journal of Financial Economics* 49:307–343
- Basu, Sanjoy 1977 'Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis' *The Journal of Finance* 32/3:663–682
- 1983 'The Relationship Between Earnings' Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks' *Journal of Financial Economics* 12:129–156
- Bodie, Zvi; Kane, Alex & Marcus, Alan J 2018 *Investments* Eleventh Edition ed 2 Penn Plaza, New York: McGraw-Hill Education
- Brooks, Chris 2014 *Introductory Econometrics for Finance* Third Edition ed University Printing House, Cambridge CB2 8BS, United Kingdom: Cambridge University Press
- Chan, Louis KC; Jegadeesh, Narasimhan & Lakonishok, Josef 1996 'Momentum Strategies' *The Journal of Finance* 51/5:1681–1713
- Chordia, Tarun; Subrahmanyam, Avanidhar & Tong, Qing 2014 'Have Capital Market Anomalies Attenuated in the Recent Era of High Liquidity and Trading Activity?' *Journal of Accounting and Economics* 58/1:41–58
- Chui, Andy CW; Titman, Sheridan & Wei, KC John 2000 'Momentum, Legal Systems and Ownership Structure: An Analysis of Asian Stock Markets' *Social Science Research Network*:1–47

-
- Conrad, Jennifer & Kaul, Gautam 1998 'An Anatomy of Trading Strategies' *The Review of Financial Studies* 11/3:489–519
- Daniel, Kent; Hirshleifer, David & Subrahmanyam, Avanidhar 1998 'Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions' *The Journal of Finance* 53/6:1839–1885
- Daniel, Kent & Moskowitz, Tobias J 2016 'Momentum Crashes' *Journal of Financial Economics* 122:221–247
- Datar, Vinay T; Naik, Narayan Y & Radcliffe, Robert 1998 'Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test' *Journal of Financial Markets* 1:203–219
- De Bondt, Werner FM & Thaler, Richard H 1985 'Does the Stock Market Overreact?' *The Journal of Finance* 40/3:793–805
- 1987 'Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality' *The Journal of Finance* 42/3:557–581
- Edwards, Ward 1968 'Conservatism in Human Information Processing' *Formal Representation of Human Judgment*:17–52
- Eisdorfer, Assaf 2008 'Delisted Firms and Momentum Profits' *Journal of Financial Markets* 11:160–179
- Eleswarapu, Venkat & Reinganum, Marc R 1993 'The Seasonal Behavior of The Liquidity Premium in Asset Pricing' *Journal of Financial Economics* 34/3:373–386
- Fama, Eugene F 1970 'Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work' *The Journal of Finance* 25/2:383–417
- Fama, Eugene F & French, Kenneth R 1992 'The Cross-Section of Expected Stock Returns' *The Journal of Finance* 47/2:427–465
- 1993 'Common Risk Factors in The Return on Stocks and Bonds' *Journal of Financial Economics* 33:3–56
- Foran, Jason & O'Sullivan, Niall 2014 'Liquidity Risk and the Performance of UK Mutual Funds' *International Review of Financial Analysis* 35:178–189
- Frazzini, Andrea 2006 'The Disposition Effect and Underreaction to News' *The Journal of Finance* 61/4:2017–2046
- Gervais, Simon & Odean, Terrance 2001 'Learning to Be Overconfident' *The Review of Financial Studies* 12/1:1–27
- Goedhart, Marc H; Koller, Timothy M & Wessels, David 2005 'What Really Drives the Market' *MIT Sloan Management Review* 47/1:21–23

-
- Goyal, Amit & Wahal, Sunil 2015 'Is Momentum an Echo?' *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 55/6:1237–1267
- Grinblatt, Mark & Han, Bing 2005 'Prospect Theory, Mental Accounting, and Momentum' *Journal of Financial Economics* 78:311–339
- Grinblatt, Mark & Titman, Sheridan 1994 'A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques' *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29/3:419–444
- Grossmann, Sanford J & Stiglitz, Joseph E 1980 'On the Impossibility of Informationally Efficient Markets' *The American Economic Review* 70/3:393–408
- Grundy, Bruce D & Martin, J Spencer 2001 'Understanding the Nature of the Risks and the Source of the Rewards to Momentum Investing' *The Review of Financial Studies* 14/1:29–78
- Harris, Lawrence E 1994 'Minimum Price Variations, Discrete Bid--Ask Spreads, and Quotation Sizes' *The Review of Financial Studies* 7/1:149–178
- Hong, Harrison; Lim, Terence & Stein, Jeremy 2000 'Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies' *The Journal of Finance* 1:265–295
- Jegadeesh, Narasimhan 1990 'Evidence of Predictable Behavior of Security Returns' *The Journal of Finance* 45/3:881–898
- Jegadeesh, Narasimhan & Titman, Sheridan 1993 'Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency' *The Journal of Finance* 48/1:65–91
- 2001 'Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations' *The Journal of Finance* 56/2:699–720
- Kahneman, Daniel; Slovic, Paul & Tversky, Amos 1982 'Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases' *Cambridge University Press*
- Kahneman, Daniel & Tversky, Amos 1974 'Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases' *Science* 185/4157:1124–1131
- 1979 'Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk' *The Econometric Society* 47/2:263–291
- Kenton, Will 2019 'Durbin Watson Statistic Definition' Available at: <https://www.investopedia.com/terms/d/durbin-watson-statistic.asp>
- Kwiatkowski, Denis et al. 1992 'Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root' *Journal of Econometrics* 54:159–178

-
- Lakonishok, Josef & Shapiro, Alan C 1986 'Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns' *Journal of Banking & Finance* 11/1:115–132
- Lehmann, Bruce N 1990 'Fads, Martingales, and Market Efficiency' *The Quarterly Journal of Economics* 105/1:1–28
- Lintner, John 1965 'The Valuation of Risk Assets and The Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets' *Review of Economics and Statistics* 47/1:13–37
- Markowitz, Harry 1952 'Portfolio Selection' *The Journal of Finance* 7/1:77–91
- Moore, Don A & Healy, Paul J 2008 'The Trouble with Overconfidence' *Psychological Review* 115/2:502–517
- Moskowitz, Tobias J 2010 'Explanations for the Momentum Premium' *AQR White Paper*:1–7
- Moskowitz, Tobias J & Grinblatt, Mark 1999 'Do Industries Explain Momentum?' *The Journal of Finance* 54/4
- Mossin, Jan 1966 'Equilibrium in a Capital Asset Market' *Econometrica* 34/4:768–783
- Murphy, John J 1986 *Technical Analysis of The Futures Markets - A Comprehensive Guide to Trading Methods and Application* 70 Pine Street, New York, NY 10270: New York Institute of Finance
- Pastor, Lubos & Stambaugh, Robert F 2003 'Liquidity Risk and Expected Stock Returns' *The Journal of Political Economy* 111/3:642–685
- Reinganum, Marc R 1981 'Misspecification of Capital asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values' *Journal of Financial Economics* 9/1:19–46
- Rosenberg, Barr; Reid, Kenneth & Lanstein, Ronald 1985 'Persuasive Evidence of Market Inefficiency' *Journal of Portfolio Management* Volume 11:9–17
- Rouwenhorst, Geert K 1998 'International Momentum Strategies' *The Journal of Finance* 53/1:267–284
- Sakowski, Pawel; Slepaczuk, Robert & Wywiał, Mateusz 2016 'Do Multi-Factor Models Produce Robust Results? Econometrics and Diagnostic Issues in Equity Risk Premia Study' *Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw* 08/199:2–17
- Schwert, G William 2003 'Anomalies and Market Efficiency' *Handbook of the Economics of Finance*:937–972

-
- Sharpe, William F 1964 'Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk' *Journal of Finance* 19/3:425–442
- Shefring, Hersh & Statman, Meir 1985 'The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence' *The Journal of Finance* 40/3:777–790
- Shumway, Tyler 1997 'The Delisting Bias in CRSP Data' *Journal of Finance* 52:327–340
- Stock, James H & Watson, Mark W 2015 *Introduction to Econometrics* Updated third edition ed Edinburgh Gate, England: Pearson
- Szyszka, Adam 2007 'From the Efficient Market Hypothesis to Behavioral Finance: How Investors' Psychology Changes the Vision of Financial Markets' *Poznań University of Economics Press*:1–14
- Toumanoff, Peter G 1984 'A Positive Analysis of the Theory of Market Failure' *Kyklos* 37:529–541
- Wooldridge, Jeffrey M 2013 *Introductory Econometrics: A Mordern Approach* Fifth Edition ed South-Western, Cengage Learning

Vedlegg

Vedlegg 1 – Beregning av Fama-Frenchs faktorer

Fama-Frenchs risikofaktorer er beregnet basert på seks verdivektet porteføljer basert på størrelse og regnskapsverdi mot markedsverdi.²⁵

Markedsfaktor, R_M

r_M er verdivektet markedsavkastning og består av ordinære aksjer listet opp på NYSE, AMEX og NASDAQ.

$$R_M = r_M - r_f$$

der R_M er markedets meravkastning og r_f er risikofri rente.

Størrelsesfaktor (Small Minus Big), R_{SMB}

Siden NYSE som regel er der store aksjer handles, beregner Fama og French medianstørrelsen til NYSE aksjer. Basert på denne medianstørrelsen klassifiserer de amerikanske aksjer etter respektive størrelser.

$$R_{SMB} = \frac{1}{3}(\textit{Small value} + \textit{Small Neutral} + \textit{Small Growth}) \\ - \frac{1}{3}(\textit{Big value} + \textit{Big Neutral} + \textit{Big Growth})$$

der R_{SMB} er gjennomsnittlig avkastning for de tre minste porteføljene subtrahert gjennomsnittlig avkastning for de tre største porteføljene

Verdifaktor (High Minus Low), R_{HML}

Fama og French tredeler amerikanske aksjer basert på deres B/M rate: nederste 30%, midtre 40%, og øverste 30%.

$$R_{HML} = \frac{1}{2}(\textit{Small value} + \textit{Big value}) - \frac{1}{2}(\textit{Small Growth} + \textit{Big Growth})$$

²⁵ Se https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data_Library/f-f_factors.html

der R_{HML} er gjennomsnittlig avkastning for to verdiporteføljer minus gjennomsnittlig avkastning for to vekstporteføljer.

Momentumfaktor (Up Minus Down), R_{UMD}

Fama og French bruker seks verdivektede porteføljer basert på størrelse og 2-12 måneders *lagged* avkastningsdata for å konstruere R_{UMD} . Porteføljene, som dannes månedlig, er krysningen mellom to porteføljer basert på størrelse og 3 porteføljer basert på tidligere (2-12) avkastning. Det månedlige størrelses *breakpoint* er medianstørrelsen til NYSE, mens de månedlige tidligere avkastnings *breakpoint* er nederste 30% og øverste 30% av NYSE.²⁶

$$R_{UMD} = \frac{1}{2}(Small\ high + Big\ high) - \frac{1}{2}(Small\ low + Big\ low)$$

der R_{UMD} er gjennomsnittlig avkastning på de to øverste tidligere avkastningsporteføljene minus gjennomsnittlig avkastning på de to nedre tidligere avkastningsporteføljene

Likviditetsfaktor (Illiquid Minus Liquid), R_{IML}

Pastor og Stambaugh konstruerer såkalte systematisk likviditetsimiterende porteføljer for deres likviditetsfaktor ved å desilfordele aksjene etter deres historiske likviditetsbeta. Deretter dannes det verdivektede porteføljer basert på likviditetsbetaene med NYSE, AMEX og NASDAQ som *breakpoints*.²⁷

$$R_{IML} = (High\ liquidity\ beta) - (Low\ liquidity\ beta)$$

der R_{IML} er gjennomsnittlig avkastning for porteføljer med høy likviditetsbeta (desil 1) minus gjennomsnittlig avkastning for porteføljer med lav likviditetsbeta (desil 10).

²⁶ Se https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data_Library/det_mom_factor.html

²⁷ Se http://finance.wharton.upenn.edu/~stambaug/liq_data_1962_2019.txt

Vedlegg 2 – Jegadeesh og Titman, Tabell 1, Panel A

Tabellen viser Tabell 1, Panel A fra Jegadeesh og Titman (1993). Gjennomsnittlig månedlig avkastning er kalkulert basert på respektive formerings- og holdeperioder for perioden januar 1965 til desember 1989. Formeringsperioden varierer fra 3 til 12 måneder og er representert på vertikal akse, og holdeperioden varierer fra 3 til 12 måneder og er representert på horisontal akse. t-statistikken til avkastningene for de forskjellige porteføljene er oppgitt i parentes.

F =	H =	3	6	9	12
3	Selg	0.0108 (2.16)	0.0091 (1.87)	0.0092 (1.92)	0.0087 (1.87)
3	Kjøp	0.0140 (3.57)	0.0149 (3.78)	0.0152 (3.83)	0.0156 (3.89)
3	Kjøp-Selg	0.0032 (1.10)	0.0058 (2.29)	0.0061 (2.69)	0.0069 (3.53)
6	Selg	0.0087 (1.67)	0.0079 (1.56)	0.0072 (1.48)	0.0080 (1.66)
6	Kjøp	0.0171 (4.28)	0.0174 (4.33)	0.0174 (4.31)	0.0166 (4.13)
6	Kjøp-Selg	0.0084 (2.44)	0.0095 (3.07)	0.0102 (3.76)	0.0086 (3.36)
9	Selg	0.0077 (1.47)	0.0065 (1.29)	0.0071 (1.43)	0.0082 (1.66)
9	Kjøp	0.0186 (4.56)	0.0186 (4.53)	0.0176 (4.30)	0.0164 (4.03)
9	Kjøp-Selg	0.0109 (3.03)	0.0121 (3.78)	0.0105 (3.47)	0.0082 (2.89)
12	Selg	0.0060 (1.17)	0.0065 (1.29)	0.0075 (1.48)	0.0087 (1.74)
12	Kjøp	0.0192 (4.63)	0.0179 (4.36)	0.0168 (4.10)	0.0155 (3.81)
12	Kjøp-Selg	0.0131 (3.74)	0.0114 (3.40)	0.0093 (2.95)	0.0068 (2.25)

Vedlegg 3 – Desilvis avkastning

Tabellen viser desilvis avkastning for nullkost-portefølje for en likevektet 6x6-momentumstrategi for perioden januar 1965 til desember 2009. Likevektet indeks er beregnet som et aritmetisk gjennomsnitt av alle desilene. t-statistikken til avkastningene for de respektive desilene er oppgitt i parentes.

	1965 - 2009
Desil 1 (Vinnere)	0.0149 (5.38)
Desil 2	0.0133 (5.63)
Desil 3	0.0125 (5.59)
Desil 4	0.0124 (5.66)
Desil 5	0.0123 (5.52)
Desil 6	0.0120 (5.24)
Desil 7	0.0116 (4.77)
Desil 8	0.0115 (4.32)
Desil 9	0.0101 (3.35)
Desil 10 (Tapere)	0.0077 (1.85)
Desil 1 - Desil 10	0.0072 (2.46)
Likevektet indeks	0.0118 (13.90)

Vedlegg 4 – F-kritisk verdi for hypotese A

Tabellen viser F-kritisk verdi for hypotese A for ulike sub-perioder: fra januar 1965 til desember 1989, fra januar 1990 til desember 2009, fra januar 2010 til desember 2019, samt siste kolonne som tar for seg hele datasettet fra januar 1965 til desember 2019.

	1965 - 1989	1990 - 2009	2010 - 2019	1965 - 2019
df_1	11	11	11	11
df_2	288	228	108	648
F -kritisk verdi	1.821983	1.830818	1.878388	1.803418

Alfa = 0.05

Vedlegg 5 – F-kritisk verdi for hypotese B

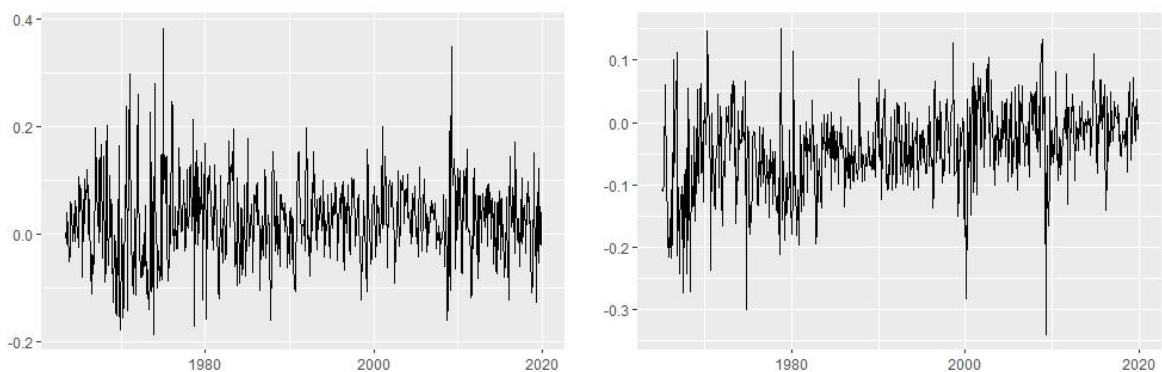
Tabellen viser F-kritisk verdi for hypotese B for ulike sub-perioder: fra januar 1965 til desember 1989, fra januar 1990 til desember 2009, fra januar 2010 til desember 2019, samt siste kolonne som tar for seg hele datasettet fra januar 1965 til desember 2019.

	1965 - 1989	1990 - 2009	2010 - 2019	1965 - 2019
df_1	10	10	10	10
df_2	264	209	99	594
F -kritisk verdi	1.866673	1.876216	1.927679	1.846632

Alfa = 0.05

Vedlegg 6 – Grafisk illustrasjon av likviditetsavkastning

Figurene illustrerer oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer med R_{IML}^A til venstre og R_{IML}^T til høyre. Likviditetsfaktorene er konstruert ved å ta avkastningen til minst likvide aksjer minus avkastningen til mest likvide aksjer basert på aksjenes Amihud- og turnover-rate. Disse faktorene er kalkulert over perioden januar 1965 til desember 2019, med prosentvis meravkastning for illikvide aksjer på vertikal akse.



Datakilde: Center for Research in Security Prices

Vedlegg 7 – Stasjonaritet

Tabellen viser resultatene fra Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)-test som tester nullhypotesen om stasjonær trend og nivå for oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer med et 6 måneders lag, og p-verdier er oppgitt i parentes. I tabellen er R^A_IML likviditetsfaktoren basert på Amihud-raten, R^T_IML er likviditetsfaktoren basert på turnover-raten, og R_6x6 er avkastningen for nullkost-porteføljen basert på en 6x6-momentumstrategi. Variablene i tabellen er kalkulert over perioden fra januar 2010 til desember 2019.

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)-test			
	R^A_IML	R^T_IML	R_6x6
KPSS Trend	0.0370 (0.1)	0.0911 (0.1)	0.0362 (0.1)
KPSS Nivå	0.1447 (0.1)	0.2023 (0.1)	0.0537 (0.1)

p-verdi \leq 0.01: oppgitt 0.01
p-verdi \geq 0.10: oppgitt 0.1

Vedlegg 8 – Risikofaktorenes stasjonaritet

Tabellen viser resultatene fra Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)-test som tester nullhypotesen om stasjonær trend og nivå for oppgavens idiosynkratiske likviditetsfaktorer med et 6 måneders lag, og p-verdier er oppgitt i parentes. I tabellen er R_M markedsfaktoren, R_SMB er størrelsesfaktoren, R_HML er verdifaktoren, R_UMD er momentumfaktoren og R_IML er likviditetsfaktoren. Variablene i tabellen er kalkulert over perioden fra januar 1968 til desember 2019.²⁸

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)-test					
	R_M	R_SMB	R_HML	R_UMD	R_IML
KPSS Trend	0.0519 (0.1)	0.0712 (0.1)	0.0371 (0.1)	0.0638 (0.1)	0.1309 (0.08)
KPSS Nivå	0.1925 (0.1)	0.0808 (0.1)	0.3686 (0.09)	0.2664 (0.1)	0.1322 (0.01)

p-verdi \leq 0.01: oppgitt 0.01
p-verdi \geq 0.10: oppgitt 0.1

²⁸ Vi analyserer fra januar 1968, siden data for Pastor-Stambaugh's verdivektede likviditetsfaktor er tilgjengelig fra denne dato.

Vedlegg 9 – Korrelasjonsmatrise

Tabellen viser resultatene fra Pearsons korrelasjonstest som tester nullhypotesen om det ikke eksisterer en lineær korrelasjon mellom likviditetsfaktorene og størrelsesfaktoren fra FF3F for perioden januar 2010 til desember 2019. I tabellen er R_IML Pastor-Stambaugh's likviditetsfaktor, R^A_IML er likviditetsfaktoren basert på Amihud-raten, R^T_IML er likviditetsfaktoren basert på turnover-raten og R_SMB er størrelsesfaktoren fra FF3F. Korrelasjonskoeffisientenes p-verdier er oppgitt i parentes.

Pearsons korrelasjonstest				
	R^A_IML	R^T_IML	R_IML	R_SMB
R^A_IML	1.00	-0.64 (0.00)	0.15 (0.09)	0.73 (0.00)
R^T_IML	-0.64 (0.00)	1.00	-0.20 (0.03)	-0.36 (0.00)
R_IML	0.15 (0.09)	-0.20 (0.03)	1.00	0.35 (0.84)
R_SMB	0.73 (0.00)	-0.36 (0.00)	0.35 (0.84)	1.00

Vedlegg 10 – Regresjonsligninger

Kapitalverdimodellen (CAPM)

$$R_p = \alpha_p + \beta_p [R_M] \quad (1)$$

Fama-Frenchs tre-faktormodell (FF3F)

$$R_p = \alpha_p + \beta_p [R_M] + s_p [R_{SMB}] + h_p [R_{HML}] \quad (2)$$

Carharts fire-faktormodell (C4F)

$$R_p = \alpha_p + \beta_p [R_M] + s_p [R_{SMB}] + h_p [R_{HML}] + m_p [R_{UMD}] \quad (3)$$

Pastor-Stambaugh's fire-faktormodell (PS4F)

$$R_p = \alpha_p + \beta_p [R_M] + s_p [R_{SMB}] + h_p [R_{HML}] + l_p [R_{IML}] \quad (4)$$

Fama-Frenchs tre-faktormodell + R^A_{IML} (FF4FA)

$$R_p = \alpha_p + \beta_p [R_M] + s_p [R_{SMB}] + h_p [R_{HML}] + l_p^A [R^A_{IML}] \quad (5)$$

Carharts fire-faktormodell + Pastor-Stambaugh's likviditetsfaktor (C4FPS)

$$R_p = \alpha_p + \beta_p [R_M] + s_p [R_{SMB}] + h_p [R_{HML}] + m_p [R_{UMD}] + l_p [R_{IML}] \quad (6)$$

Carharts fire-faktormodell + R^A_{IML} (C4FA)

$$R_p = \alpha_p + \beta_p [R_M] + s_p [R_{SMB}] + h_p [R_{HML}] + m_p [R_{UMD}] + l_p^A [R^A_{IML}] \quad (7)$$

Vedlegg 11 – Multikollinearitet

Tabellen viser Variance Inflated Factor (VIF)-indikatorer for multikollinearitet i OLS-regresjonene på nullkost-portefølje for en likevektet 6x6-momentumstrategi for perioden januar 2010 til desember 2019. Tommelfingerregelen ved bruk av VIF-indikatorer for multikollinearitet er at det eksisterer multikollinearitet i modellen dersom: VIF-indikatoren ≥ 10 .

	Variance Inflated Factor (VIF)-indikator					
	R_MKT	R_SMB	R_HML	R_UMD	R_IML	R ^A _IML
FF3F	1.178607	1.173240	1.018710			
C4F	1.217315	1.174508	1.199581	1.149557		
PS4F	1.019088	1.175393	1.019088		1.018296	
FF4FA	3.405657	3.153020	1.531904			7.781468
C4FPS	1.217759	1.332713	1.200946	1.240868	1.157073	
C4FA	3.453650	3.343460	1.588905	1.332133		8.408407

Vedlegg 12 – Heteroskedastisitet

Tabellen viser resultatene fra Breusch-Pagan (BP)-test som tester nullhypotesen om homoskedasitet i OLS-regresjonene på nullkost-portefølje for en likevektet 6x6-momentumstrategi for perioden januar 2010 til desember 2019. BP-statistikkens p-verdier er oppgitt i parentes.

	Studentized Breusch-Pagan (BP)-test		
	BP-statistikk		<i>df</i>
CAPM	0.44	(0.51)	1
FF3F	1.73	(0.63)	3
C4F	14.55	(0.01)	4
PS4F	1.97	(0.74)	4
FF4FA	6.01	(0.20)	4
C4FPS	15.36	(0.01)	5
C4FA	14.82	(0.01)	5

Vedlegg 13 – Autokorrelasjon

Tabellen viser resultatene fra Durbin-Watson (DW)-test som tester nullhypotesen om ikke-autokorrelasjon i OLS-regresjonene på nullkost-portefølje for en likevektet 6x6-momentumstrategi for perioden januar 2010 til desember 2019. DW-statistikkens p-verdier er oppgitt i parentes.

Durbin-Watson (DW)-test		
	DW-statistikk	
CAPM	2.3338	(0.97)
FF3F	2.2262	(0.90)
C4F	2.0391	(0.60)
PS4F	2.2227	(0.90)
FF4FA	2.3027	(0.95)
C4FPS	2.0374	(0.59)
C4FA	2.1886	(0.85)

Vedlegg 14 – OLS-regresjoner for januar 2010 – desember 2019, med dummy

Tabellen viser resultatene fra OLS-regresjonene på nullkost-portefølje for en likevektet 6x6-momentumstrategi for perioden januar 2010 til desember 2019, med robuste standardfeil oppgitt i parentes. OLS-regresjonene er basert på faktormodellene kapitalverdimodellen (CAPM), Fama-Frenchs tre- (FF3F), Carharts fire- (C4F), Pastor-Stambaugh's fire-faktormodell (PS4F), samt oppgavens faktormodell (C4FA) som tar utgangspunkt i C4F og inkluderer oppgavens likviditetsfaktor. I tillegg inkluderes det en dummyvariabel for januarmånedene i alle modellene.

	CAPM	FF3F	C4F	PS4F	FF4FA	C4FPS	C4FA
R_MKT	-0.350 ** (0.146)	-0.261 * (0.155)	-0.082 (0.113)	-0.260 * (0.157)	0.424 (0.289)	-0.083 (0.115)	0.244 (0.187)
R_SMB		-0.131 (0.252)	-0.169 (0.194)	-0.152 (0.284)	0.946 ** (0.473)	-0.140 (0.211)	0.364 (0.336)
R_HML		-0.783 *** (0.290)	-0.094 (0.223)	-0.779 *** (0.289)	-0.240 (0.321)	-0.097 (0.225)	0.129 (0.250)
R_UMD			0.012 *** (0.002)			0.013 *** (0.002)	0.012 *** (0.002)
R_IML				0.050 (0.212)		-0.071 (0.154)	
R ^A _IML					-0.748 ** (0.307)		-0.368 * (0.190)
Dummy_Jan	-0.033 (0.022)	-0.039 (0.023)	-0.012 (0.017)	-0.039 (0.024)	-0.034 * (0.019)	-0.012 (0.017)	-0.011 (0.015)
Alfa	0.016 *** (0.005)	0.014 *** (0.005)	0.008 * (0.004)	0.014 *** (0.005)	0.024 *** (0.006)	0.007 * (0.004)	0.013 *** (0.005)
Observasjoner	120	120	120	120	120	120	120
Justert R ²	0.070	0.164	0.576	0.158	0.258	0.574	0.596

Signifikant ved 1 prosentnivå ***

Signifikant ved 5 prosentnivå **

Signifikant ved 10 prosentnivå *

(Denne siden er tom)