

Afkastpræmier: Risiko eller inefficiens?

Cand. oecon., 4. semester

Aalborg Universitet

Joachim Hagbart Madsen, 20145338

Vejleder: Finn Olesen

3. juni 2019

Anslag: 179.854 af 180.000

Abstract

The Efficient Market Hypothesis states a relation between risk and return, but it remains unclear whether systematic return premia are in accordance with this relationship or instead a result of market inefficiency. Within this framework, this thesis examines the implications of the size, value, profitability, investment and momentum systematic return premia for the validity of the Efficient Market Hypothesis. The paper first of all establishes the factors' relevance in describing the cross-section of stock returns. Subsequently, the thesis focuses on linking these return premia to a risk-based explanation in accordance with the Efficient Market Hypothesis. Ultimately, the ability to exploit the return-premia on a risk-adjusted basis is discussed in order to provide conclusions in regards to the implications of the systematic return premia for the Efficient Market Hypothesis.

Whether the 6-factor model is the most well-specified factor model is examined by applying different test statistics for selected factor models. The robustness of these test statistics is confirmed by a bootstrap procedure of 1,000 simulations. While not being superior throughout all tests, the 6-factor model is found to be the most well-specified among the selected factor models that in general show high explanatory power. This result contradicts Fama & French (2015a:12), who unconditionally find redundancy of the value factor in a multi-factor model. The value factor's relevance is supported by a negative correlation with the momentum factor, which is included in the 6-factor model. The model improves CAPM's adjusted coefficient of determination by almost 20 p.p. While a high positive correlation between the value and investment factors indicates that one of these factors could be deemed redundant, all six factors contribute in describing the cross-section of stock returns and can thus potentially be regarded as systematic return premia.

Supporting this conclusion, the factors are generally associated with positive return premia as expected, and are not conditional upon the possibility of short-selling. However, the return premia's risk relation is less clear cut, as characteristics of the value factor in particular is questionable. Rolling regressions also indicate that the value factor's risk premium has diminished in recent years, thus limiting the empirical validity of the factor. In addition, the value factor shows an ambiguous relationship to proxies for the marginal utility of wealth and investors' risk aversion. This ambiguous relationship to risk might be due to companies with diverse risk profiles being able to achieve similar

fundamental values. While all factors achieve large variations in their risk premia, only the size factor's relationship to the marginal utility of wealth and investors' risk aversion is consistent with a traditional understanding of risk compensation.

A decomposition of the sources of stock returns reveals that the return of the size factor is based on companies with risky, uncertain future cash flows. The return of the profitability and momentum factors, on the other hand, follows by less risky and relatively secure companies. This finding contradicts the Efficient Market Hypothesis. None of the factors, however, shows a Sharpe ratio that exceeds a reasonable upper limit, and the momentum factor is associated with noticeable downside risks ('momentum crashes'), which help to explain the factor's significant return premium.

However, the profitability of the factors is generally highest for small businesses due to a lower degree of efficiency in the pricing of these companies. The profitability of the value and investment factors is entirely caused by the return of small companies, which questions the robustness of these factors. In addition, transaction costs erode the profitability of value, investment and size factors. Conversely, the profitability and momentum factors survive transaction costs with relatively high net returns, while a less transaction-intensive, annual momentum factor also emphasizes the empirical robustness of this factor through a significant return premium whilst also reducing the momentum factor's downside risk.

While the size factor, and also to some degree the value factor, imply an economic-theoretical relation to risk, the investment, profitability and momentum factors are largely motivated by behavioral finance or inefficiencies. Therefore, the significant empirical results of the profitability and momentum factors challenge the Efficient Market Hypothesis with only a limited relation to risk proxies. While the momentum factor to some extent seem to be caused by large drawdowns and therefore tail risk, the profitability premium is difficult to reconcile with the Efficient Market Hypothesis given traditional notions of risk-based pricing.

Indholdsfortegnelse

1. Indledning	1
1.1 Problemformulering	2
1.1.1 Bidrag	5
1.1.2 Afgrænsning	7
1.1.3 Afhandlingens struktur	8
2. Teori	9
2.1 Den efficiente markedshypotese	9
2.2 Capital Asset Pricing Model	11
2.3 Arbitrage Pricing Theory	13
2.3.1 Fama & Frenchs 3-faktormodel	14
2.3.2 Carharts 4-faktormodel	15
2.3.3 Fama & Frenchs 5-faktormodel	17
3. Metodologi og data	19
3.1 Operationalisering og data	19
3.1.1 Datagrundlag	20
3.1.2 Faktorkonstruktion	21
3.1.3 Deskriptiv statistik	26
3.2 To-trins proceduren	28
3.2.1 Errors-in-variables	29
3.3 GRS-testen	30
3.4 Dekomponering af faktorafkast	32
4. Resultater	34
4.1 Sammenligning af faktormodeller	34
4.2 Faktorrisikopræmier	40
4.3 Sharpe-ratio og <i>drawdown</i> -risiko	41
4.4 Faktorrisikopræmier og markedstilstande	45
4.4.1 Markedsfaktoren	48
4.4.2 <i>Size</i> -faktoren	50
4.4.3 <i>Value</i> -faktoren	55
4.4.4 Profitabilitetsfaktoren	58
4.4.5 Investeringsfaktoren	61
4.4.6 Momentumfaktoren	63
4.5 Faktorernes relation til 'frygtindekset'	68
4.6 Dekomponering af faktorafkast	71
4.7 Faktorernes implementérbarhed	79

4.7.1 <i>Long-only</i>	80
4.7.2 Transaktionsomkostninger	84
4.8 6-faktormodellen og den efficiente markedshypotese.....	88
5. Konklusion	91
6. Bibliografi	93
7. Appendiks.....	106
Appendiks I – Deskriptiv statistik for afhængige porteføljer	106
Appendiks II – Økonometriske antagelser	107
Appendiks III – Bootstrap-proceduren.....	113
Appendiks IV – Porteføljeregressioner	114
Appendiks V – Faktorrisikopræmier ved forskellige VIX-tilstande.....	119
Appendiks VI – Faktorrisikopræmier for delperioder	121
Appendiks VII – Sæsonmønstre for faktorerne	122

Figurer

Figur 1 – Kapitalmarkedslinjen og den efficiente rand.....	12
Figur 2 – Indekserede faktorafkast	27
Figur 3 – Fordelingen af momentumfaktorens afkastpræmie	44
Figur 4 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet markedsfaktoren	49
Figur 5 – Rullende regressioners justerede forklaringsgrader.....	50
Figur 6 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet <i>size</i> -faktoren	52
Figur 7 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet <i>value</i> -faktoren.....	56
Figur 8 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet profitabilitetsfaktoren.....	59
Figur 9 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet investeringsfaktoren.....	62
Figur 10 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet momentumfaktoren.....	64
Figur 11 – <i>Impulse response</i> -funktioner for 6-faktormodellen ved ΔVIX -chok.....	70
Figur 12 – Dekomponering af afkast for Russell 3000	73
Figur 13 – Dekomponering af afkast for <i>size</i> -faktoren	75
Figur 14 – Dekomponering af afkast for <i>value</i> -faktoren	76
Figur 15 – Dekomponering af afkast for profitabilitetsfaktoren	77
Figur 16 – Dekomponering af afkast for investeringsfaktoren	78
Figur 17 – Dekomponering af afkast for momentumfaktoren.....	79
Figur 18 – Fordelingen af en årlig momentumfaktors afkastpræmie	87

Tabeller

Tabel 1 – Udformning af <i>SMB</i> -, <i>HML</i> -, <i>RMW</i> -, <i>CMA</i> og <i>WML</i> -faktorerne	24
Tabel 2 – Deskriptiv statistik for faktorerne	26
Tabel 3 – Faktorsammenligning med Fama & French	28
Tabel 4 – Statistikker til modeludvælgelse	36
Tabel 5 – Faktorisikopræmier	41
Tabel 6 – Faktorernes Sharpe-ratio og <i>drawdown</i> -risiko.....	42
Tabel 7 – Faktorisikopræmier ved forskellige markedstilstande	47
Tabel 8 – Dekomponering af faktorafkast.....	74
Tabel 9 – Faktorprofitabilitet forbundet med <i>long-only</i>	81
Tabel 10 – Afkast for multifaktorportefølje for <i>long-only</i> kontra <i>long-short</i>	82
Tabel 11 – Faktorprofitabilitet forbundet med store og små virksomheder.....	83
Tabel 12 – Faktorernes nettoafkast.....	85
Tabel 13 – En årlig momentumfaktor	86
Tabel 14 – Faktorisikopræmier med en årlig momentumfaktor	88
Tabel 15 – Afhandlingens primære resultater	90

1. Indledning

Med udgangspunkt i den efficiente markedshypotese bør forventede afkast afspejle eksponering mod systematiske risici (Fama, 1970:383). I den finansielle verden debatteres imidlertid, hvorvidt visse systematiske sammenhænge mellem aktiers karakteristika og afkast er udtryk for misprisfastsættelse – og dermed anomalier¹ for den efficiente markedshypotese – eller approksimerer risici som investorer kræver en risikopræmie² for at have eksponering mod (Cooper & Maio, 2018:2).

Ovenstående debat om forståelsen og vurderingen af forventede afkast er af afgørende betydning for bl.a. optimal porteføljeallokering og aktiv porteføljeforvaltning (Chaieb et al., 2018:2). Hvis den efficiente markedshypotese i sandhed er gyldig – og misprisfastsættelse således ikke er gældende – er spekulation ikke profitabelt, hvorfor en passiv, indeksbaseret strategi med lave omkostninger på sigt foranlediger højere afkast end aktiv forvaltning (Ang et al., 2009:10). Desuden kan investorer med kendskab til faktoreksponeringer³ i højere grad kreere bredt diversificerede porteføljer, hvilket afføder en efficient porteføljeallokering (Israel & Ross, 2017:9).

Hvilke faktoreksponeringer, som er relevante i prisdannelsen på aktiemarkedet har længe været debatteret i den finansielle verden, og en faktormodel af Fama & French (2015a:2) har forstærket denne debat. Oprindeligt udgjorde markedsfaktoren – som også betegnes *the equity risk premium* – alene forståelsen af sådan faktoreksponering. Markedsfaktoren beskrives i Sharpe (1964:441) og Lintners (1965:26) *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), hvor eksponering mod aktiemarkedet indebærer en risikopræmie. Foruden denne markedsfaktor er en lang række yderligere systematiske afkastmønstre fremkommet. Således finder Basu (1977:681) en *value*-faktor, hvor virksomheder med relativt lav

¹ Med afsæt i Kuhn (1970:53) kan en anomali beskrives som et fænomen, der ikke prædikteres af et centralt paradigme eller teori, her den efficiente markedshypotese.

² En risikopræmie tilknyttet en faktor udtrykkes som faktorens forventede afkast fratrukket afkastet på et risikofrit aktiv (Hillier et al., 2012:183). En (systematisk) faktor er i den forbindelse en økonomisk variabel (eller et porteføljeafkast, der approksimerer en sådan variabel), der gennem påvirkning af diskonteringsrenter og/eller indtjeningsforventninger har signifikant indvirkning på afkast (Hillier et al., 2012:172).

³ Med udgangspunkt i Ang (2014:455) kendetegnes en faktor overordnet ved at 1) blive retfærdiggjort af forskning, 2) have en signifikant risikopræmie, der forventes at vedvare i fremtiden, 3) besidde afkasthistorie for perioder kendetegnet ved underpræstation og 4) kunne implementeres via likvide finansielle instrumenter.

værdiansættelse præsterer høje afkast. Desuden fremsætter Banz (1981:16), at små virksomheder opnår høje risikojusterede afkast, hvilket betegnes *size*-faktoren. Denne *size*-faktor danner sammen med CAPM og *value*-faktoren Fama & Frenchs (1992:445; 1993:7) 3-faktormodel.

CAPM og 3-faktormodellen har efter deres oprindelse længe dannet grundlag for faktorinvestering, men Fama & French (2015a:2) udvider desuagtet deres 3-faktormodel til en 5-faktormodel med to yderligere faktorer i form af virksomheders henholdsvis profitabilitet og investering i overensstemmelse med Novy-Marx (2013a:1) og Aharoni et al. (2013:348). Profitabilitetsfaktoren afstedkommer af systematisk højere afkast tilknyttet virksomheder med høj profitabilitet, mens investeringsfaktoren følger af højere afkast for virksomheder med konservative investeringsstrategier. 5-faktormodellen har imidlertid skabt fornyet debat om modeludformningen og faktorernes relevans.

Således udelader 5-faktormodellen – til stor kritik (Blitz et al., 2016:3) – momentumfaktoren, som beskriver højere risikojusterede afkast for aktier med høje forudgående afkast, og er blandt de mest debatterede samt empirisk robuste afkastpræmier (Jegadeesh & Titman, 1993:67; Asness et al., 2014a:78). Udeladelsen af momentumfaktoren fra 5-faktormodellen forekommer på trods af, at 5-faktormodellen med momentumeffekten (6-faktormodellen) fremkommer empirisk overlegen relativt til øvrige modeludformninger i beskrivelsen af prisdannelsen på aktiemarkeder, jf. Barillas & Shanken (2017:4) samt Fama & French (2017a:17).

Derudover medfører 5-faktormodellens tilføjelser til 3-faktormodellen potentiel empirisk overflodighed af *value*- og investeringsfaktorerne, jf. Fama & French (2015a:12) og AQR (2014:5). Disse resultater igangsætter yderligere debat om faktorernes empiriske validitet samt faktorernes bagvedliggende investeringsrationale (Barillas & Shanken, 2017:4). Markedsfaktoren har været udsat for megen forskning og – selvom den fremadrettede størrelse på faktorens præmie er usikker – er bredt accepteret både empirisk og teoretisk (Ang, 2014:197). De øvrige faktorer er imidlertid fortsat grundlag for vedvarende debat om disses både logiske og økonomiske forklaringer for faktorernes potentielle afkastpræmier (Pappas & Dickson, 2015:7).

1.1 Problemformulering

De ovenstående grundlæggende teorier vedrørende prisdannelsen på finansielle markeder har foranlediget en yderst omfangsrig litteratur, der ikke har fundet entydige resultater om de ovenfor introducerede faktorer teoretiske samt empiriske validitet, hvilket desuden medfører fortsat debat om den

efficiente markedshypoteses validitet (Țițan, 2015:443). Med afsæt heri har denne afhandling til formål at undersøge følgende problemformulering:

Hvilke implikationer har systematiske afkastpræmiers karakteristika for den efficiente markedshypoteses gyldighed?

Mere konkret har denne afhandling til formål at undersøge i hvor høj grad *size*-, *value*-, investerings-, profitabilitets- og momentumfaktorerne har signifikante risikopræmier – og dermed er empirisk valide – samt har et økonomisk rationale – og dermed er (økonomisk-)teoretisk valide. Faktorernes (empiriske såvel som teoretiske) validitet er af afgørende betydning for den efficiente markedshypotese, hvorfor afhandlingen diskuterer faktorernes validitet i en kontekst af den efficiente markedshypotese. Markedsfaktoren undersøges ikke nærmere som følge af denne faktors stærke empiriske og teoretiske fundament for faktorinvestering (Ang, 2014:197).

Med henblik på at opnå en fyldestgørende besvarelse af ovenstående problemformulering opstilles nedenstående hypoteser:

Hypotese 1: 6-faktormodellen er den mest velspecificerede beskrivelse af prisdannelsen på aktie-markedet.

Hypotese 2: Size-, value-, profitabilitets-, investerings- og momentumfaktorerne genererer signifikante positive afkastpræmier.

Hypotese 3: Faktorernes afkast er udtryk for eksponering mod underliggende risikobetonede forhold.

Hypotese 3a: Faktorernes afkast retfærdiggøres af disses volatilitet.

Hypotese 3b: Faktorernes risikopræmier er negative, når den marginale velstandsnytte er høj.

Hypotese 3c: Faktorernes afkastpræmier påvirkes negativt af forværrede forventninger på finansielle markeder.

Hypotese 3d: Faktorernes afkast drives af risici tilknyttet de underliggende virksomheders pengestrømme.

Hypotese 4: *Faktorerne er ikke mulige at udnytte givet short-selling-restriktioner og transaktionsomkostninger.*

Den efficiente markedshypotese fremsætter, at afkast må afspejle risiko (Fama, 1970:383). Derfor fokuserer ovenstående hypoteser først på at etablere faktorerens relevans givet hinanden i beskrivelsen af afkast, samt at faktorerne afstedkommer positive afkastpræmier. Herefter relaterer ovenstående hypoteser disse afkast med risikoforhold, mens faktorerens reelle implementérbarhed og robusthed endeligt er fokuspunktet med henblik på at danne et fyldestgørende indblik i faktorerens implikationer for den efficiente markedshypotese. Hypoteserne enkeltvis betragtes kort nedenfor.

Hvis Hypotese 1 ikke afvises, er der tegn på, at de enkelte faktorer i 6-faktormodellen set i sammenhæng med hinanden er relevante i beskrivelsen af prisdannelsen på aktiemarkedet. Hypotese 2 fremsætter, at de af litteraturen forelagte faktorer har positive afkastpræmier, når man tager højde for faktorerens eksponering mod hinanden. Dermed fremsætter Hypotese 2, at faktorerne har positive rene faktorafkast. *Short-selling-restriktioner* samt *transaktionsomkostninger* kan medføre, at faktorstrategierne ikke kan implementeres på en profitabel måde i praksis, og derfor ikke modstrider den efficiente markedshypotese. Af hensyn til faktorerens validitet opsummerer Hypotese 4 derfor denne problematik.

Hypotese 3 fremsættes med udgangspunkt i den efficiente markedshypotese, der beskriver, at faktorafkastene må afspejle risiciene tilknyttet faktorerne (Fama, 1970:383). Risiko opstår, når fremtiden er ukendt, men sandsynlighedsfordelingen for fremtidige udfald er kendt (Knight, 1921:233). Risiko er derfor et mål for sandsynligheden og størrelsen af ugunstige effekter (Haimes, 2009:1647). Finansiell teori baserer sig i denne forbindelse på risikoaverse økonomiske aktører (Markowitz, 1952:82; 1959:152), hvis risikoaversion er asymmetrisk, da risikoaversionen særligt er tilknyttet nedsiderisiko (Ang, 2006:1195). Derudover varierer risikoaversionen med konteksten (March & Shapira, 1987:1412). Således mindskes risikoaversionen, når den marginale velstandsnytte er lav og når økonomiske aktørers optimisme stiger (Miller, 1977:1157; Cochrane, 1999:39). En måde at operationalisere denne definition af risiko og risikoaversion i henhold til den efficiente markedshypotese er ved hjælp af Hypotese 3a, 3b, 3c og 3d. Disse motiveres nærmere i det nedenstående:

- Givet ovenstående risikokarakterisering må høje faktorafkast retfærdiggøres af tilsvarende høj volatilitet for at være i overensstemmelse med den efficiente markedshypotese som pointeret i Hypotese 3a (March & Shapira, 1987:1404).

- I overensstemmelse med risikokarakteriseringen fremsætter hypotese 3b, at faktorerne afkastpræmier må være negative, når den marginale velstandsnytte er høj. Denne sammenhæng følger af, at størstedelen af markedsaktørerne påvirkes negativt i recessioner gennem bl.a. arbejdsløshed, lavere aktieafkast eller lavere løn (Cochrane, 1999:39). Med udgangspunkt i en klassisk afkast-risikorelation må faktorerne risikopræmier derfor være negative, når den marginale velstandsnytte er høj, jf. Lakonishok et al. (1994:1543).
- Risikokarakteriseringen pointerer endvidere en sammenhæng mellem risikoaversion og investorers optimisme. Med udgangspunkt i den efficiente markedshypotese reagerer en faktors afkast derfor negativt på forværrede forventninger blandt økonomiske aktører som pointeret af Hypotese 3c. I overensstemmelse med Hypotese 3c er økonomiske aktørers forventninger af afgørende betydning for den opfattede risiko for fremtidige begivenheder på finansielle markeder (March & Shapira, 1987:1405).
- Slutteligt betyder økonomiske aktørers risikoaversion, at sikre realiserede pengestrømme foretrækkes fremfor risikofyldte fremtidige pengestrømme. Derfor må virksomheder, der gennemgår markante ændringer i fremtidsudsigter, og dermed ligeledes værdiansættelse, være særlig risikofyldte, jf. Miller (1977:1165). Det betyder, at en risikofyldt faktors afkast må drives af stigende værdiansættelser grundet risikofyldte fremtidige pengestrømme fremfor realiserede og sikre pengestrømme blandt dets underliggende virksomheder, jf. Hypotese 3d.

1.1.1 Bidrag

Nærværende afhandling bidrager til den hidtidige litteratur gennem to overordnede elementer i form af afhandlingens datagrundlag og en undersøgelse af faktorerne risikorelation.

For det første dækker afhandlingens datagrundlag juli 1995 til marts 2019, og består af faktorer, som er dannet med udgangspunkt i Fama & Frenchs (1993:10; 2008:1662; 2015a:19) terminologi, men for aktierne på Russell 3000, der udgør 98% af de amerikanske markedsværdier. Herved ekskluderes særligt illikvide små aktier, hvorved investeringsstrategiernes implementérbarhed og realisme forøges betydeligt relativt til den hidtidige litteratur (Israel & Ross, 2017:7). Desuden imødekommes bekymringer om resultatmæssig skævvridning grundet markedets mikrostruktur i overensstemmelse med Frazzini et al. (2015:14) samt Groot & Huij (2018:53). Med andre ord er afhandlingens datagrundlag kendetegnet ved et lettere tilgængelighed fra en investors synspunkt og ydermere udelukkende baseret på nyere tid, hvilket højner resultaternes aktualitet.

Afhandlingens datagrundlag inddrager desuden momentumfaktoren, hvilket medfører, at *value*-faktoren ikke er ubetinget overflødig i en multifaktormodel i kontrast til Fama & French (2015a:9). Således fremsætter en række teststatistikker et potentielt modelbidrag fra *value*-faktoren i beskrivelsen af afkast, da 6-faktormodellen er den empirisk foretrukne modeludformning på visse parametre, hvilket forekommer som et robust resultat med udgangspunkt i en bootstrap-procedure på 1.000 simulationer.

Value-faktorens risikopræmie er imidlertid potentielt udeblivende eller negativ som følge af afhandlingens datamæssige eksklusion af mikroaktier, hvor markedsefficiensen er særligt lav (Asness et al., 2014a:79). Datagrundlagets eksklusion af mikroaktier muliggør derfor en nærmere undersøgelse robustheden af faktorerne risikopræmier ved aktier med lettere tilgængelighed. Foruden *value*-faktoren findes overordnet positive risikopræmier for faktorerne.

For det andet undersøges faktorerne risikorelation. Foruden at relatere risikopræmierne til forskellige markedstilstande afslører rullende regressioner faktorerne risikopræmier over tid, hvilket danner indblik i sammenfaldet mellem faktorprofitabiliteten og den marginale velstandsnytte approksimeret gennem markedsafkastet. Alternativt kan den marginale velstandsnytte komme til udtryk i frygtindekset (VIX'en)⁴. Derfor forlænges arbejde af bl.a. Durand et al. (2011:417), Lim et al. (2014:179) samt Soydemir et al. (2016:283). Mere konkret undersøges de enkelte faktorer respons på chok til frygtindekset. Disse undersøgelser giver anledning til at diskutere faktorerne risikorelation – og dermed økonomiske rationale – med udgangspunkt i faktorerne observerede afkastmønstre.

Endvidere kan Kushners (2017:19) dekomponeringsmetodologi af faktorafkast give indblik i, hvorvidt faktorerne drives af risikable virksomheder (multiplikseksansion) eller af 'god' fundamental virksomhedspræstation (fundamentalafkast). Denne dekomponeringsmetodologi udvides til at omfatte samtlige faktorer i 6-faktormodellen og danner indblik i, om faktorerne afkast stemmer overens med risikobaserede forklaringer eller ej.

Slutteligt undersøges robustheden af faktorerne profitabilitet, hvor transaktionsomkostninger findes at udvande *size*- og *value*-præmierne i kontrast til Novy-Marx & Velikov (2016:119) og Frazzini et

⁴ *Volatility Index* (VIX) angiver den forventede markedsvolatilitet for S&P 500 for de kommende 30 dage og betegnes derfor 'frygtindekset' (Durand et al., 2011:409). En nærmere introduktion til VIX'en findes i afsnit 4.5.

al. (2015:3), hvilket skyldes afhandlingens datagrundlag, som fokuserer på en nyere tidsperiode og større aktier, hvor faktorprofitabiliteten er lavere. Særligt momentumfaktoren tilknyttes høje transaktionsomkostninger, hvilket afhandlingen imødekommer ved at fremsætte en årlig rebalanceringsudgave af momentumfaktoren, der afstedkommer en signifikant risikopræmie. Denne risikopræmie er lavere end tilfældet er for den oprindelige, månedligt rebalancerede momentumfaktor (Jegadeesh & Titman, 1993:67), men den årlige udgave foranlediger til gengæld en mindsket nedsiderisiko. Desuden mindsker den årlige udgave af momentumfaktoren de ekstraordinært høje transaktionsomkostninger for momentumfaktoren, mens færre handler endvidere letter faktorens implementérbarhed (Lesmond et al., 2004:375). Dermed understreger afhandlingen momentumfaktorens empiriske validitet og robusthed.

1.1.2 Afgrænsning

En lang række faktorer⁵ kan have relevans i beskrivelsen af afkast, men afhandlingens undersøgelser tager imidlertid alene afsæt i 6-faktormodellen som følge af denne models empiriske relevans relativt til øvrige faktormodeller (Barillas & Shanken, 2017:4; Fama & French, 2017a:17). Disse seks faktorer er desuden i vid udstrækning grundlaget for den hidtidige litteraturs faktordebat. Endvidere er faktormodeller med et højt antal faktorer som regel mindre prominente (Hwang & Rubesam, 2018:2), mens relevansen af den statistiske inferens forudsætter et begrænset antal faktorer samt faktormodeller, jf. Fama & French (2017a:25).⁶ Slutteligt motiveres tilføjelsen af momentumfaktoren til Fama & Frenchs (2015:2) 5-faktormodel af, at denne model ikke formår at forklare momentumfaktoren, mens øvrige prominente faktorer helt eller delvist er indeholdt i og forklaret af 6-faktormodellen. Således er f.eks. kvalitetsfaktoren af Asness et al. (2014b:3; 2017a:3)⁷ stærkt korreleret med profitabilitetsfaktoren, jf. Grobys & Haga (2016:89), mens kombinationen af profitabilitets- og investeringsfaktorerne omfatter den mest sparsomme kvalitetsdefinition, som forbindes med stærkest empirisk evidens ifølge Hsu et al. (2019:14).

⁵ Harvey et al. (2016:8) samt Hou et al. (2017:1) påpeger, at flere hundrede faktorer er fremsat af litteraturen, hvoraf flere er insignifikante. Faktorerne kan ydermere inddeles i grupperinger, da faktorerne har til hensigt at måle samme udvikling, men udformes på forskellig vis.

⁶ Connor & Korajczyk (1993:1283) argumenterer desuden, for at benytte en faktormodel på mellem tre og seks faktorer.

⁷ Kvalitetsfaktoren af Asness et al. (2014b:3; 2017a:3) benævnes QMJ (*Quality-Minus-Junk*). Denne faktor indeholder foruden profitabilitet også andre kvalitetsmål i form af indtjeningsvækst samt mål for sikkerhed. Foruden en høj korrelation med profitabilitetsfaktoren er QMJ-faktoren inverst relateret til *size*- og *value*-faktorerne (Asness et al., 2017a:32).

Endvidere består afhandlingens datagrundlag ikke af observationer før 1995. Denne tidsbegrænsning benyttes, da særligt senest tilgængelige afkastdata er relevante for prædiktionen af fremtidige afkast (Brown, 2011:86). Desuden fremsætter Cochrane (1999:43) og Chordia et al. (2014:49) en tendens til, at faktorafkast er mindsket over tid. Dermed skaber en længere tidshorisont muligvis ikke et retvisende indblik i faktorernes aktuelle validitet. Datagrundlaget ekskluderer derudover aktier udenfor Russell 3000-indekset, da sådanne små virksomheder potentielt kan skævvride resultaterne og realismen forbundet med faktorstrategierne (Frazzini et al., 2015:14; Groot & Huij, 2018:53).

1.1.3 Afhandlingens struktur

Afhandlingen består af fem overordnede afsnit, hvor dette første afsnit indledningsvist har beskrevet afhandlingens formål samt bidrag i forhold til den hidtidige litteratur.

Afsnit to præsenterer dernæst afhandlingens overordnede teoretiske fundament i form af den efficiente markedshypotese samt de i afhandlingen benyttede faktorer og faktormodeller, hvilke danner grundlaget for besvarelsen af afhandlingens problemformulering.

Afsnit tre fremsætter afhandlingens metodologiske og datamæssige grundlag. Mere konkret gennemgås 1) afhandlingens faktorkonstruktion samt datamæssige behandling og overvejelser i relation hertil efterfulgt af 2) en to-trins procedure til estimering af risikopræmier samt 3) en teststatistik af Gibbons, Ross & Shanken (1989:1124) til vurdering af faktormodellers forklaring af afkastvariationer. Endeligt beskriver afsnittet 4) Kushners (2017:19) dekomponeringsmetodologi af faktorafkast. Enkelte yderligere metodologiske overvejelser forelægges løbende i afhandlingens øvrige afsnit eller er henvist til appendiks.

Afsnit fire præsenterer en analyse og diskussion af 6-faktormodellen samt de enkelte faktorer heri, hvilket kan opdeles i otte overordnede dele, hvoraf de første syv delafsnit behandler hver sin hypotese. Først sammenlignes alternative modeludformninger med afsæt i 6-faktormodellens faktorer ved hjælp af en række teststatistikker i relation til Hypotese 1. Dernæst behandles Hypotese 2, da faktorernes risikopræmier for perioden juli 1995 til marts 2019 undersøges. Herefter følger et afsnit, der undersøger volatiliteten for faktorernes afkast i overensstemmelse med Hypotese 3a samt en analyse af udviklingen i faktorernes risikopræmier over tid og i forbindelse med forskellige markedsstadier i relation til Hypotese 3b. Afsnittet fortsætter med en undersøgelse af Hypotese 3c, hvor faktorernes respons på ændrede markedsforventninger behandles, hvorefter faktorafkastene dekomponeres i fundamentalafkast og multiplekspansion i relation til Hypotese 3d. Derudover undersøges betydningen

af eventuelle *short-selling*-restriktioner og transaktionsomkostninger ligeledes behandles for faktorerne i henhold til Hypotese 4. Slutteligt sammenholdes resultaterne for faktorerne med gyldigheden af den efficiente markedshypotese.

Endeligt opsummerer og konkluderer afsnit fem med afsæt i de forudgående afsnit.

2. Teori

I det følgende præsenteres afhandlingens teoretiske fundament. Først introduceres den efficiente markedshypotese, hvorefter udvalgte faktorer og faktormodeller præsenteres samt endeligt diskuteres.⁸

2.1 Den efficiente markedshypotese

Fama (1970:383) karakteriserer et marked, hvor al tilgængelig information er inkorporeret i prisdannelsen som efficient. Denne sammenhæng følger af, at et efficient marked herved afstedkommer præcise signaler til grundlag for investorers ressourceallokering ved at sikre overensstemmelse mellem priser og forventede afkast med afsæt i det tilgængelige informationssæt på tid t , Φ_t .

Ovenstående betyder, at ingen økonomiske aktører opnår systematiske overnormale afkast gennem fortolkningen af det tilgængelige informationssæt, dvs. at spekulation er kendetegnet ved *fair game*. Med andre ord må forskellen mellem fremtidige afkast, $r_{i,t+1}$, og forventede afkast⁹ for et aktiv, i , givet den tilgængelige information være nul (Fama, 1970:385):

$$E[r_{i,t+1} - E[\tilde{r}_{i,t+1}|\Phi_t]|\Phi_t] = 0 \quad (1)$$

I og med, at al tilgængelig information er inkorporeret i prisdannelsen, må prisændringer afstedkomme gennem ny information. Information er i denne forbindelse drevet af en stokastisk proces, hvorfor fremtidige forventede afkast er drevet af uforudsigelighed, hvilket er indikeret af tilde ved $\tilde{r}_{i,t+1}$ i (1) (Fama, 1970:384; Cuthbertson & Nitzsche, 2004:53).

Mens (1) overordnet karakteriserer et efficient marked, er indholdet i det tilgængelige informationsæt, Φ_t , afgørende for graden af markedsefficiens, der eksisterer i tre forskellige former. I den svage

⁸ Afsnit 2 er delvist udarbejdet med afsæt i Madsen (2018; 2019).

⁹ Fama (1970:384) betegner også et forventet afkast som et forventet ligevægtsafkast. En økonomisk ligevægt kan i denne forbindelse betragtes som en balance mellem udbud og efterspørgsel eller et punkt uden endogene ændringstendenser ifølge Milgate (2008:1).

form af den efficiente markedshypotese består informationssættet af historiske priser og afkast, i den semi-stærke efficiensform – som økonomiske aktører typisk opererer under – består informationssættet af al offentlig tilgængelig information. Slutteligt indebærer den stærke efficiensform, at al information – herunder insiderinformation – er inkorporeret i prisdannelsen (Fama, 1970:414). Den semi-stærke form af den efficiente markedshypotese udgør i vid udstrækning grundlaget for hidtidig litteraturs empiriske test af den efficiente markedshypotese (Cutbertson & Nitzsche, 2004:64), hvilket tillige gør sig gældende i denne afhandling.

Inkorporering af al tilgængelig information i prisdannelsen – og dermed markedsefficiens – forudsætter for det første, at et tilstrækkeligt antal økonomiske aktører er i stand til at fortolke al tilgængelig information, for det andet at aktørerne baserer deres adfærd ensartet på denne information samt endeligt, at ingen økonomiske aktører præsterer systematiske overnormale afkast gennem fortolkningen af det tilgængelige informationssæt (Fama, 1970:388).

Finansielle markeder er dog reelt ikke fuldkomment efficiente som følge af friktioner som f.eks. finansierings-, transaktionsomkostninger og irrationelle økonomiske aktører (Fama, 1991:1575; Jensen, 1978:96). Derudover fremsætter Grossman & Stiglitz (1980:404), at informationsindsamling indebærer omkostninger, hvorfor informationsindsamlere kompenseres for deres ressourceforbrug. Disse omkostninger medfører, at prisdannelsen på finansielle markeder ikke afspejler al tilgængelig information. Den efficiente markedshypotese er desuden underlagt kritik som følge af bl.a. finansielle markeders høje volatilitet i forbindelse med finansielle bobler. Mere konkret retfærdiggør ny information ikke prisændringernes størrelse, jf. Shiller (1981:304). Ball (2009:10) påpeger i kontrast hertil, at prisdannelsen er ineffICIENT, hvis finansielle bobler kan forudses *ex ante*. Denne afhandling tilstræber imidlertid ikke at diskutere den efficiente markedshypoteses gyldighed på et overordnet plan, men udelukkende at undersøge udvalgte faktoreres validitet og betydning for den efficient markedshypotese, jf. afsnit 1.

Præcis evaluering eller valid inferens af den konkrete undersøgelse af faktorerens betydning for den efficiente markedshypotese umuliggøres desuagtet af *the joint hypothesis problem* (Fama, 1991:1576; Ang et al., 2009:42). *The joint hypothesis problem* i en CAPM-henseende præciserer, at markedsporteføljen ikke kan observeres, hvorfor en proxy benyttes herfor. Derfor kan teorien, den benyttede markedsportefølge eller begge potentielt være fejlagtig, jf. Roll (1977:144). Fama & French (2004:35) påpeger, at denne kritik gælder en lang række økonomiske modeller, mens Hillier et al. (2012:148)

understreger, at en proxy dette på trods beskriver teoribaserede elementer i faktormodeller. Derfor er inferens fortsat relevant og inddrages i denne afhandling.

2.2 Capital Asset Pricing Model

Med henblik på, at danne et grundlag for modellering af forventede afkast i overensstemmelse med den efficiente markedshypotese præsenteres *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) i det følgende. CAPM beskriver basalt set, at investorer kan forvente at opnå den risikofrie rente samt en markedsrisikopræmie ganget med deres markedseksposering (Dempsey, 2013:7).

CAPM baserer sig på Markowitz' (1952:82; 1959:152) middel-varians teori, der demonstrerer økonomiske aktørers præference for afkastmaksimering og risikominimering, hvor sidstnævnte udtrykkes som volatilitet¹⁰. Markowitz fremsætter i denne forbindelse en efficient rand af porteføljer bestående af risikofyldte aktiver, som opfylder disse præferencer og fremgår af figur 1. Porteføljerne illustrerer, hvorledes diversifikation mindsker en økonomisk aktørs risikoeksponering uden, at det forventede afkast formindskes. Denne diversifikation afstedkommer gennem porteføljer bestående af aktier med lav samvariation, hvor usystematisk (virksomhedsspecifik eller idiosynkratisk) risiko diversificeres væk. Systematisk (markedsspecifik) risiko optræder forsat i risikoeksponeringen, da denne risikotype har en signifikant indvirkning på hele aktiemarkedet, og derfor ikke kan diversificeres væk (Hillier et al., 2012:167).

Med afsæt i sammenhængene i ovennævnte middel-varians teori fremsætter Sharpe (1964:437) og Lintner (1965:15) CAPM. CAPM foreligger sammenhænge mellem forventede afkast og risiko gennem identifikationen af en efficient portefølje, M , som maksimerer afkast pr. risikoenhed (Sharpe-ratioen) (Ang, 2014:199). I modellen antages de økonomiske aktører at have homogene afkastforventninger og at agere på friktionsfrie¹¹ efficiente markeder¹² foruden bl.a. transaktionsomkostninger

¹⁰ Mere konkret måles en porteføljes risiko gennem standardafvigelsen tilknyttet dets afkast. En høj standardafvigelse medfører højere sandsynlighed for både positive og negative afkastafvigelser fra forventede afkast. En portefølje med lav standardafvigelse beskytter dermed investorer mod både store negative og store positive afkastudfald, jf. Tobin (1958:72).

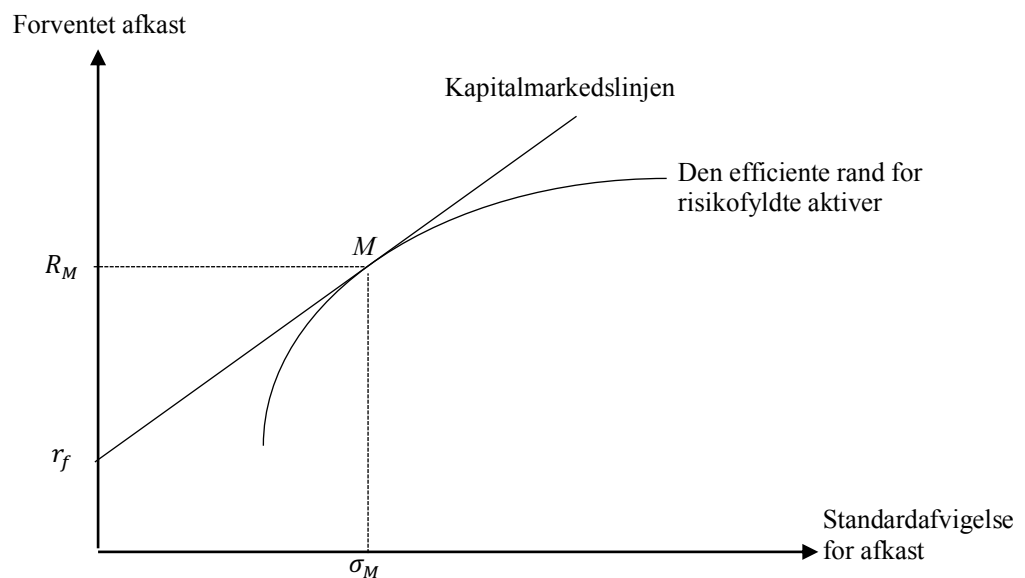
¹¹ Markedsfriktioner kan medføre justeringer, men hovedkonklusionerne fra CAPM vedholder, jf. Black (1972:455) og Dempsey (2013:8). Markowitz (2005:17) understreger omvendt, at ubegrænset låntagning er afgørende for CAPM, mens Ang (2014:208) derudover påpeger, at fraværet af transaktionsomkostninger og skatter er af essentiel betydning.

¹² Ang (2014:208) foreligger, at information er omkostningsfuldt og ikke lige tilgængeligt for alle investorer i overensstemmelse med Grossman & Stiglitz (1980:404). Derfor kan højere risikopræmier forventes at blive tilknyttet mindre efficiente dele af de finansielle markeder.

og skatter. Disse antagelser bevirker, at alle økonomiske aktører holder den efficiente portefølje. Derudover antages ubegrænsede låne- og udlånsmuligheder til risikofri forrentning.

Kombinationen af risikofrie samt risikofyldte aktiver forandrer den efficiente rand fra en hyperbel til kapitalmarkedslinjen med afsæt i Tobins (1958:83) separationsteorem. Den efficiente portefølje, M , i CAPM modsvarer markedsporteføljen og fremkommer, hvor kapitalmarkedslinjen og den efficiente rand tangerer i figur 1. Kapitalmarkedslinjen i figur 1 starter ved r_f , hvor porteføljen udelukkende består af det risikofrie aktiv til over M , hvor porteføljen består af risikofyldte aktiver og en kortposition uden dækning i det risikofrie aktiv. Herimellem findes M , hvor porteføljen udelukkende består af risikofyldte aktiver (Sharpe, 1964:437; Lintner, 1965:19).

Figur 1 – Kapitalmarkedslinjen og den efficiente rand



Note: Udarbejdet med afsæt i Madsen (2018:3; 2019:7), Ang (2014:198) og Hillier et al. (2012:136). Kapitalmarkedslinjen består af efficiente afvejninger mellem afkast og risiko for kombinationer af det risikofrie aktiv, r_f , og markedsporteføljen. Kapitalmarkedslinjen starter ved det risikofrie aktiv, da dette aktiv er risikofrit. Den efficiente rand afstedkommer som efficiente afvejninger mellem afkast og risiko gennem kombinationer af risikofyldte aktiver alene. Figuren viser, at høje afkast relateres til høj risiko. M betegner tangens- eller markedsporteføljen, som foranlediger det forventede afkast R_M med standardafvigelsen σ_M . M består af alle risikofyldte aktiver vægtet efter markedsværdier. I ligevægten i CAPM holder alle økonomiske aktører markedsporteføljen, M , der er den optimale afvejning mellem afkast og risiko (Sharperatioen) (Ang, 2014:199).

Den positive sammenhæng mellem forventede afkast og volatilitet kan med udgangspunkt i kapitalmarkedslinjen benyttes til at beskrive det i 'te aktivs forventede afkast med udgangspunkt i markedets risikopræmie, $R_{M,t} - r_{f,t}$, på tid t (Hillier et al., 2012:142):

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_i * (R_{M,t} - r_{f,t}), \quad (2)$$

hvor $R_{M,t}$ og $r_{f,t}$ er afkastet på tid t for henholdsvis markedsporteføljen og det risikofrie aktiv, mens $\beta_i = \frac{cov(r_i, R_M)}{var(R_M)}$, hvormed β angiver aktiv i 's følsomhed overfor markedsporteføljens volatilitet. Ved $\beta = 1$ modsvarer aktivets og markedets risikopræmie hinanden, mens $\beta < 1$ medfører, at aktivet realiserer en risikopræmie, der er lavere end markedets risikopræmie, og omvendt ved $\beta > 1$ (Hillier et al., 2012:137).

2.3 Arbitrage Pricing Theory

Talrige studier har fremfundet anomalier, der afviser CAPM-hypotesen, om at markedsfaktoren i CAPM er en fyldestgørende beskrivelse af afkast (Ang, 2014:197).¹³ Som alternativ til CAPM fremsætter Ross (1976:347) *Arbitrage Pricing Theory* (APT), der udgør multifaktormodeller.¹⁴ Disse modeller er typisk forlængelser af CAPM, men med samme grundlæggende sammenhæng mellem afkast og risiko med fravær af arbitragemuligheder i overensstemmelse med den efficiente markedshypotese (Cochrane, 1999:37; Reinganum, 1981:313). Hvis prisdannelsen for et givent aktiv er foruden arbitragemuligheder, er det forventede afkast, $E[r_i]$, lineært relateret til aktivets faktorvægte, $\beta_{i,j}$, som udtrykker risikoeksponering (Huberman & Wang, 2008:1). En arbitragemulighed eksisterer dermed, hvis ikke (3) er opfyldt (Hillier et al., 2012:188).

$$E[r_i] = \lambda_0 + \sum_{j=1}^k \beta_{i,j} \lambda_j \quad (3)$$

I (3) er $\lambda_0 = r_f$ og λ_j er risikopræmien tilknyttet den systematiske risikofaktor, F_j . Det forventede afkast for investering i afhænger i APT af investeringens eksponering, $\beta_{i,j}$, mod risikofaktoren, F_j , samt risikopræmien tilknyttet denne risikofaktor, λ_j (Hillier et al., 2012:188). Derfor kan afkastet på

¹³ Således forklares afkast ikke alene af markedsfaktoren, men også af andre elementer. Forskelle i betaværdier i CAPM forklarer bl.a. ikke, hvorfor virksomheder af forskellige størrelser opnår forskelligartede afkast, jf. Fama & French (1992:432; 1998:1984) & Hillier et al. (2012:152). Dermed fejler CAPM, da modellen ikke opfanger alle relevante risikofaktorer i økonomien som påpeget af Hillier et al. (2012:155). En alternativ forklaring fremsætter, at de dårlige empiriske præstationer af CAPM kan henføres til, at CAPM er en falsk teori. Denne forklaring baserer sig på, at økonomiske aktører ikke blot har præferencer for finansiell velstand (Ang, 2014:207). Således påpeger Jagannathan & Wang (1996:5), at aktieafkast også drives af human kapital og arbejdsløshedsrisiko. Denne argumentation kan dermed benyttes til at ræsonnere tilstedeværelsen andre faktorer end markedsfaktoren (Hillier et al., 2012:155).

¹⁴ Teorien fremsætter imidlertid ikke, hvilke faktorer, der bør benyttes (Huberman & Wang, 2008:9).

højresiden i (3) altid replikeres ved hjælp af en portefølje med samme risikoeksponering, da en arbitragemulighed ellers foreligger (Cuthbertson & Nitzsche, 2004:187). I de følgende afsnit præsenteres forskellige APT-baserede faktormodeller til risikojustering.¹⁵

2.3.1 Fama & Frenchs 3-faktormodel

Siden introduktionen af CAPM er flere systematiske afkastvariationer, der ikke er indeholdt i CAPM, blevet afdækket. Heriblandt er *size*-faktoren, som Banz (1981:16) rapporterer. *Size*-faktoren foreligger relativt høje afkastpræmier for små virksomheder uafhængigt af volatilitet. Derudover finder Basu (1977:681), at virksomheder med lave *Price/Earnings* (P/E-) ratioer præsterer relativt høje risikojusterede afkast. Denne sammenhæng benævnes *value*-faktoren og svarer til, at virksomheder med høje *Book-to-Market* (B/M-) ratioer præsterer relativt høje risikojusterede afkast, jf. Fama & French (1992:445). Fama & French (1993:7) fremsætter med udgangspunkt i førnævnte effekter en ATP-baseret 3-faktormodel, som består af *size*- og *value*-faktorerne samt markedsfaktoren fra CAPM:

$$E[r_i - r_f] = \beta_{M,i} * E[R_M - r_f] + \beta_{SMB,i} * E[SMB] + \beta_{HML,i} * E[HML], \quad (4)$$

hvor markedsfaktoren optræder som i (2), mens *size*-faktoren betegnes *SMB* (*Small-Minus-Big*), der er afkastdifferencen mellem virksomheder med lave og høje markedsværdier. *Value*-faktoren denoteres af *HML* (*High-Minus-Low*), som er afkastforskellen mellem virksomheder med henholdsvis høje og lave B/M-ratioer (Fama & French, 1993:7).

Fama & French (2004:38) påpeger, at *size*- og *value*-faktorerne ikke i sig selv er systematiske faktorer, men disses afkastpræmier indikerer, at effekterne indeholder underliggende uidentificerede risikofaktorer, der danner grundlag for ikke-diversificerbare risici. Disse risici opfanges ikke af markedsfaktoren, hvorfor *size*- og *value*-faktorerne er relevante tilføjelser hertil. Førømtalte underliggende risici udgør fundamentet for Fama & Frenchs (1993:8) risikobaserede forklaringer for tilstedeværelsen af *size*- og *value*-faktorerne. *Size*-faktorens tilstedeværelse begrundes således med, at små virksomheder er udsat for højere konkursrisici samt længerevarende indtjeningsnedgange, jf. Fama & French (1992:450). Dermed er små virksomheder relativt udsatte over for konjunkturvariationer

¹⁵ Faktiske afkast afspejler ikke en eksakt faktorstruktur, da en vis grad af idiosynkratisk risiko vedvarer ved porteføljesammensætning. Idiosynkratiske risici er ofte små for særligt store porteføljer, hvorved APT approksimativt er sand. Således opnås ofte forklaringsgrader på omtrent 90% (Cochrane, 2005:177).

(Vassalou & Xing, 2004:832). Desuden relaterer *size*-faktoren sig til profitabilitet, da små virksomheder er mindre profitable end store virksomheder pga. færre stordriftsfordele, hvilket endvidere foranlediger ringere kreditvilkår for små virksomheder (Fama & French, 1993:8; Avramov et al., 2013:147). Små virksomheder har derudover som regel lav medie- og analytikerdækning, hvorfor mindre tilgængelige informationssæt tilknyttes disse virksomheder (Banz, 1981:17). Slutteligt er små virksomheder relativt illikvide og har store spænd med bud- og udbudspriser, hvilket højner transaktionsomkostninger og motiverer en risikopræmie tilknyttet små virksomheder (Ang, 2014:229; 2018:149).

Med afsæt i Fama & French (1992:428) og Pontiff & Schall (1998:142) kan *value*-faktoren henføres til, at virksomheder med høje B/M-ratioer signalerer ringe eller usikre fremtidsudsigter, forøgede konkursrisici samt indebærer høj eksponering mod konjunkturvariationer. Ang (2014:232) fremsætter i den forbindelse, at virksomheder med høje B/M-ratioer (*value*-virksomheder) bebyrdes med en højere grad af uproduktiv kapital, og er derfor mindre fleksible end virksomheder med lave B/M-ratioer (*growth*-virksomheder). Faktoren kan imidlertid potentielt skyldes *behavioral finance*¹⁶-baserede ræsonnementer. *Value*-faktoren kan således potentielt henføres til, at investorer ekstrapolerer virksomheders indtjeningsvækst for langt ud i fremtiden, da manglende persistens i indtjeningsvæksten overses. Herigennem opstår kortsigtede overreaktioner, jf. Lakonishok et al. (1994:1543), La Porta et al. (1997:873) samt Chan & Lakonishok (2004:76). Denne ekstrapolation medfører afvigelser fra langsigtede strukturelle tendenser, hvorfor disse kortsigtede overreaktioner reverseres på længere sigt ifølge De Bondt & Thaler (1985:794) samt Cooper et al. (2004:1364).

2.3.2 Carharts 4-faktormodel

Foruden *size*- og *value*-faktorerne eksisterer momentumfaktoren, der præsenteres af Jegadeesh & Titman (1993:67). Momentumfaktoren beskriver en højere afkastpræmie for aktier med høje forudgående afkast end aktier med lave forudgående afkast. 3-faktormodellen formår ikke at opfange momentumafkast, hvorfor Carhart (1997:61) adderer momentumfaktoren til 3-faktormodellen, hvormed en 4-faktormodel afstedkommer:

¹⁶ *Behavioral finance* studerer de psykologiske og sociologiske faktorer, som har indflydelse på den finansielle beslutningsproces for individer, grupper og organisationer (Ricciardi & Simon, 2000:2).

$$E[r_i - r_f] = \beta_{M,i} * E[R_M - r_f] + \beta_{SMB,i} * E[SMB] + \beta_{HML,i} * E[HML] + \beta_{WML,i} * E[WML] \quad (5)$$

I (5) angiver *WML* (*Winner-Minus-Loser*) afkastdifferencen mellem aktier med henholdsvis høje og lave afkast over en etårig tidshorisont. Momentumfaktoren besidder empirisk robusthed, men faktorens årsagsforklaring debatteres fortsat. Momentumfaktorens tilstedeværelsen tilskrives imidlertid i høj grad psykologiske forklaringer med afsæt i *behavioral finance* (Jegadeesh & Titman, 1993:66). F.eks. beskriver Shiller (2000:60) en *band-wagon*-effekt som årsag til momentum. Denne *band-wagon*-effekt indebærer et *feedback loop*, som resulterer i, at prisstigninger danner grobund for yderligere prisstigninger, hvilke på et tidspunkt reverseres. Baberis et al., (1998:316) tilskriver i overensstemmelse hermed investorers ekstrapolation af ekstraordinære indtjeninger og deraf følgende overreaktioner for tilstedeværelsen af momentumfaktoren, mens Jegadeesh & Titman (2011:7) omvendt begrundet momentumfaktoren med forsinkede informationsreaktioner.¹⁷

Mens en række psykologiske potentielle forklaringer for momentumfaktoren eksisterer, er faktoren, jf. Cochrane (2005:452), endnu ikke blevet forbundet med konjunkturvariation eller konkursrisici, hvorfor faktoren enten ikke eksisterer i praksis eller er for omkostningsfuld, da momentumstrategier er særligt transaktionsintensive. Ang (2014:237) påpeger imidlertid, at momentumfaktoren varierer med makroøkonomiske faktorer. Således varierer momentumstrategiers profitabilitet med konjunkturer, markedstilstande samt likviditet. Cooper et al. (2004:1357) finder ligeledes, at profitabiliteten forbundet med momentumstrategier er procyklisk og derfor konjunkturfølsom. Endvidere understreger Daniel & Moskowitz (2016:242), at momentumstrategier afstedkommer øgede risici for negative afkast efter perioder med forøget volatilitet og markante tilbagegange på finansielle markeder, hvorfor disse risici potentielt er udtryk for konkursrisici.

Disse perioder med markant negative afkast betegnes *momentum-crashes* og er i overensstemmelse med en langsigtet reversionstendens som fremsat af De Bondt & Thaler (1985:799), hvor kortsigtede

¹⁷ Blandt yderligere momentumforklaringer findes flokadfærd. Her agerer individuelle agerer rationelt, men gruppens adfærd er irrationel og afleder momentumeffekter (Shiller, 2000:151). Denne flokadfærd kan relateres til Akerlofs (1980:755) teori om sociale normer, da den enkelte aktør følger normen i frygt for konsekvenserne af, at bryde normen. Alternativt kan *confirmation bias* forårsage momentumeffekten. *Confirmation bias* beskriver, hvorledes aktører tillægger for stor vægt til begebenheder, der bekræfter validiteten af deres adfærd, og for lav vægt til begebenheder, der modsiger deres adfærd (Daniel et al., 1998:1841).

vindere omdannes til langsigtede tabere og omvendt for kortsigtede tabere. Slutteligt finder Moskowitz & Grinblatt (1999:1286), at momentumstrategier ofte indebærer industrispecifik risikoeksponering – og dermed begrænset diversifikation – da forudgående vindere og/eller tabere som regel er koncentrerede i enkelte industrier, hvilket var tilfældet for teknologiindustrien i forbindelse med IT-boblen.

2.3.3 Fama & Frenchs 5-faktormodel

Fama & French (2015a:3) forlænger 3-faktormodellen gennem tilføjelsen af to yderligere faktorer i form af en profitabilitetsfaktor, *RMW* (*Robust-Minus Weak*), samt en investeringsfaktor, *CMA* (*Conservative-Minus-Aggressive*). Disse tilføjelser resulterer i 5-faktormodellen:

$$E[r_i - r_f] = \beta_{M,i} * E[R_M - r_f] + \beta_{SMB,i} * E[SMB] + \beta_{HML,i} * E[HML] + \beta_{RMW,i} * E[RMW] + \beta_{CMA,i} * E[CMA] \quad (6)$$

I (6) er *RMW* er afkastforskellen mellem virksomheder med henholdsvis robust og svag profitabilitet, og *CMA* er den afkastmæssige forskel for virksomheder kendetegnet ved henholdsvis konservative og aggressive investeringsstrategier. Fama & French (2015a:1; 2006:492) motiverer tilstedeværelsen af profitabilitets- og investeringsfaktorerne med afsæt i Miller & Modiglianis (1961:419) dividendediskonteringsmodel for aktieprisfastsættelse. Dividendediskonteringsmodellen fremætter overordnet, at en virksomheds markedsværdi er givet ved værdien af de tilbagediskonterede fremtidige dividendeudbetalinger (Miller & Modigliani, 1961:419):

$$\frac{M_t}{B_t} = \frac{\sum_{\tau=1}^{\infty} E[Y_{t+\tau} - \Delta B_{t+\tau}] / (1+r)^\tau}{B_t} \quad (7)$$

I (7) er M_t markedsværdien på tid t , B_t angiver den bogførte værdi på tid t , $Y_{t+\tau}$ betegner den fremtidige indtjening for perioden $t + \tau$, mens r angiver det forventede langsigtede afkastkrav, dvs. den interne rente for forventede dividendeudbetalinger, hvilken indgår i diskonteringsfaktoren $(1+r)^\tau$. Slutteligt udgør $\Delta B_{t+\tau}$ ændringen i den bogførte værdi, der kan betragtes som det forventede investeringsniveau, jf. Fama & French (2006:492).

Med afsæt i (7) kan den teoretiske motivation for 5-faktormodellen præsenteres i tre dele som beskrevet i nedenstående med udgangspunkt i *ceteris paribus*-betragtninger. 1) Hvis alle elementer foruden M_t og r fastholdes, medfører en lavere M_t (tilsvarende en højere B/M-ratio) alt andet lige et højere forventet afkast, r , hvorigennem ræsonnementet for *value*-faktorens risikopræmie afstedkommer. 2)

En højere forventet indtjening, $Y_{t+\tau}$, resulterer alt andet lige i et forøget udlodningspotential, hvorfor højere afkastkrav – og dermed højere forventede afkast – forbindes med profitable virksomheder. Dermed udtrykkes profitabilitetsfaktoren økonomiske rationale, hvor profitabilitet angives som høj forventet indtjening, $Y_{t+\tau}$, sammenlignet med bogført værdi, B_t . 3) Slutteligt bevirker et højere investeringsniveau, $\Delta B_{t+\tau}$, alt andet lige lavere forventede afkast gennem mindsket udlodningspotential i (7). Dermed etableres rationalet for investeringsfaktorens afkastpræmie (Fama & French, 2006:492; 2015:2).

Overordnet indikerer ovenstående, at højere forventede netto pengestrømme (dvs. forventet profitabilitet fratrukket forventet investering) relativt til markedsværdier prædikerer højere forventede afkast. Faktorer som *size*- og momentumfaktorerne, der ikke fremgår direkte af (7), kan bidrage til at forklare afkast, hvis disse faktorer indeholder information, som benyttes i de økonomiske aktørers forventningsdannelse af profitabilitet, investering og/eller fremtidige afkastkrav (Fama & French, 2006:492; 2015:2).

5-faktormodellen beskriver størstedelen af systematiske afkastmønstre som 3-faktormodellen ikke understøtter, gennem introduktionen af de to yderligere variable. Således forklarer 5-faktormodellen f.eks. anomalierne vedr. lav-beta¹⁸, aktietilbagekøb¹⁹ samt lav-volatilitet²⁰, mens kvalitetsfaktoren af Asness et al. (2014b:3; 2017a:3) er stærkt korreleret med profitabilitetsfaktoren, jf. Grobys & Haga (2016:89). 5-faktormodellen forklarer imidlertid ikke momentumeffekten (Fama & French, 2016:71), hvorfor udeladelsen heraf i 5-faktormodellen har foranlediget kritik fra bl.a. AQR (2014:5) og Blitz et al. (2016:7)²¹. Desuden er en 6-faktormodel med momentum bedre egnet til at forklare afkast sammenlignet med en række andre faktormodeller, jf. Barillas & Shanken (2017:4) og Fama & French

¹⁸ Lav-betaanomalien kendes også som BAB (*Betting Against Beta*) og beskriver, hvorledes aktier med en tilpas lav betaværdi har negative forventede afkast, men i tilfælde af store tilbagegange på finansielle markeder præsterer høje afkast, hvorved disse aktier besidder markante diversifikationsfordele samt er attraktive at eje. BAB er særligt tilstedeværende for små virksomheder (Ang, 2014:201).

¹⁹ Aktietilbagekøbsanomalien fremsætter, hvorledes (særligt små) virksomheder præsterer overnormale afkast i en periode efter et aktietilbagekøbsprogram (Lakonishok & Vermaelen, 1990:476).

²⁰ Lav-volatilitetsanomalien fremkommer som følge af, at aktier kendetegnet ved lav volatilitet (dvs. risiko) foranlediger højere afkast end aktier kendetegnet ved høj volatilitet, hvilket strider med forudsigelserne fra CAPM. Denne anomali er særligt udpræget for store virksomheder (Ang, 2014:305).

²¹ Blitz et al. (2016:5) kritiserer endvidere 5-faktormodellen for at indeholde CAPM-relationen, da modellen herved negligerer muligheden for tilstedeværelsen af en lav-beta- eller lav-volatilitetsrisikopræmie som følge af den positive sammenhæng mellem beta og afkast. Robustheden af de to nye faktorer i 5-faktormodellen betvivles ydermere af Blitz et al. (2016:8). Således er faktorernes robusthed inden 1963 samt disses tilstedeværelse for andre aktivklasser end aktier uklar.

(2017a:17), hvorfor 5-faktormodellen ofte adderes med momentumfaktoren. 6-faktormodellen fremkommer som:

$$E[r_i - r_f] = \beta_{M,i} * E[R_M - r_f] + \beta_{SMB,i} * E[SMB] + \beta_{HML,i} * E[HML] + \beta_{RMW,i} * E[RMW] + \beta_{CMA,i} * E[CMA] + \beta_{WML,i} * E[WML] \quad (8)$$

Ræsonnementerne for de ovenstående afsnits systematiske afkastmønstre og disses (økonomiske) rationalitet undersøges nærmere i afsnit 4. Forinden disse undersøgelser forligger afsnit 3 afhandlingens overordnede metodologiske og datamæssige fundament.

3. Metodologi og data

Det følgende afsnit introducerer først afhandlingens datamæssige grundlag samt behandlingen heraf, hvorefter afsnittet præsenterer en to-trins procedure til at estimere faktorernes risikopræmier. Herefter introduceres GRS-teststatistikken, der benyttes til at undersøge, hvor velspecificeret afhandlingens faktormodeller er. Slutteligt beskriver afsnittet metodologien bag en dekomponering af faktorafkastene, hvilken giver indblik i faktorernes drivende elementer. Afhandlingen benytter *Ordinary Least Squares* (OLS) som estimationsmetode, og de økonometriske forudsætninger forbundet hermed gennemgås i appendiks II, mens appendiks III beskriver en bootstrap-procedure, som benyttes til at understøtte robustheden af afhandlingens empiriske resultater.

3.1 Operationalisering og data

Datasættet, der danner udgangspunkt for afhandlingens resultater præsenteres i det følgende. Først præsenteres overvejelser om datagrundlaget, hvorefter selve faktorkonstruktionen beskrives. Dernæst undersøger afsnittet deskriptiv statistik for faktorerne, mens faktorerne slutteligt sammenlignes med Fama & Frenchs faktorer. Denne sammenligning præsenterer store ligheder med Fama & Frenchs faktorer, hvorfor afhandlingens resultater i høj grad er sammenlignelig med hidtidig litteratur.

Derudover argumenterer Blitz et al. (2016:10) for mangel på konsekvens fra Fama & French (2015a:1) i økonomisk rationale for faktorerne indeholdt i modellen, da de to nye faktorer ikke tilknyttes risikobaserede forklaringer. Slutteligt fremfører Blitz et al. (2016:12), at modellen formentligt ikke medbringer konsensus om den korrekte modeludformning i forklaringen af afkast.

3.1.1 Datagrundlag

Afhandlingen konstruerer faktorerne med afsæt i ikke-finansielle virksomheder²², som indgår i Russell 3000-indekset i USA. USA er afhandlingens fokuspunkt, da det er det mest effiente land med et højt antal børsnoterede virksomheder, hvilket højner resultaternes robusthed. Som påpeget af Fama & French (2017b:444) kan divergens mellem landes faktorer forekomme, hvorfor en blanding af lande kan skævvride effekterne. Russell 3000 består af de 3.000 største børsnoterede amerikanske virksomheder og udgør ca. 98% af den samlede markedsværdi af børsnoterede virksomheder i USA. Virksomhederne på Russell 3000 opdateres den sidste handelsdag i juni hvert år med udgangspunkt i en rangordning af virksomheders markedsværdier i maj (FTSE Russell, 2019).

I kontrast til hidtidig litteratur benyttes dermed færre virksomheder, hvilket betydeligt forøger implementerbarheden af faktorstrategierne og realismen af resultaterne, da særligt små virksomheders manglende likviditet og forskel mellem bud- og udbudspriser kan skabe stor forskel mellem en backtestet strategi og en faktisk implementeret strategi (Israel & Ross, 2017:7). Således medfører afhandlingens fokus på Russell 3000, at aktiemarkedets mikrostruktur ikke skævvriver resultaterne i overensstemmelse med Frazzini et al. (2015:14) samt Groot & Huij (2018:53).

Finansielle virksomheder ekskluderes fra afhandlingens datasæt i overensstemmelse med Fama & French (1992:429), da gearing for disse virksomheder besidder en anden betydning end for ikke-finansielle virksomheder, hvor høj gearing formentlig indikerer forøgede konkursrisici. Datasættet dækker den længst tilgængelige periode fra juli 1995 til marts 2019²³, og er tilgået gennem Bloomberg,²⁴ hvilket højner præcisionen af estimater for faktoreksponeringer i overensstemmelse Shanken (1992:2) og afsnit 3.2.1.

²² Finansielle virksomheder – hvilke ekskluderes fra afhandlingens undersøgelser – følger i denne afhandling *The Bloomberg Industry Classification Systems* (BICS) og omfatter tre overordnede kategorier i form af banker, forsikringsvirksomheder og diversificerede finansielle virksomheder.

²³ Brugen af månedlige observationer er i overensstemmelse med den empiriske praksis, jf. Kan et al. (2013:2618), mens daglige observationer desuden ville indebære kortsigtet støj, som potentielt kan hæmme konklusionernes validitet (Hillier et al., 2012:146).

²⁴ Data er downloadet fra Bloomberg gennem adgang fra Spar Nord Bank, hvor år 1995 indeholder det først tilgængelige data, hvormed datasættets størrelse er maksimeret mest muligt, givet Spar Nord Banks dataadgang.

De benyttede virksomheders afkastdata grupperes i forskellige porteføljer baseret på virksomhedskarakteristika, da porteføljesorteringer forbedrer præcisionen af estimater for faktoreksponeringer betydeligt sammenlignet med en betragtning af enkelte aktier, jf. afsnit 3.2.1 (Jegadeesh et al., 2017:3). Fama & French (1998:296; 2008:1662) bemærker endvidere, at værdivægtede porteføljesorteringer modvirker, at regressionsestimaterne domineres af meget små, illikvide virksomheder, der kan have ekstreme afkast, hvorfor denne fremgangsmetode benyttes i porteføljeopdelingen, der danner grundlag for faktorkonstruktionen.²⁵

Porteføljesorteringer på faktorerne karakteristika opretholder variationer i faktoreksponeringer og dermed den statistiske inferens (Fama & French, 2004:31). Sorteringer på andre variable end virksomhedsstørrelse domineres i denne forbindelse typisk af store virksomheder, og med aktieprisfastsættelsesmodellens generelle problemer i forhold til små virksomheder – som påpeget af Fama & French (2015a:19) – in mente benyttes sorteringer på virksomhedsstørrelse gennemgående ved variabeludarbejdelsen i overensstemmelse med Fama & French (2015a:19). I og med, at sorteringer på *size* og *value* skaber en stærk faktorstruktur for porteføljerne, benyttes desuden sorteringer for de afhængige variable på *size* og henholdsvis momentum, profitabilitet og investering, hvorledes faktormodellens robusthed undersøges ved forskellige porteføljesorteringer i overensstemmelse med Lewellen et al. (2010:176).²⁶

3.1.2 Faktorkonstruktion

Afhandlingen definerer *size*-, *value*-, profitabilitets-, investerings- og momentumfaktorerne samt porteføljerne baseret herpå efter Fama & Frenchs (1992:430; 1993:7; 2015:3; 2017a:30) terminologi. Det betyder, at *size*, *value*, profitabilitet samt investering for samtlige selskaber opdateres i forbindelse med porteføljerebalanceringer ultimo juni år t , hvorved en given porteføljekonstruktion foranlediger afkast for juli år t til juni år $t+1$, hvor porteføljerne rebalanceres på ny. Virksomheders momentum opdateres omvendt månedligt i forbindelse med rebalancering af momentumporteføljer.

²⁵ Afhandlingens brug af porteføljeafkast medfører en antagelse, om at informationsoverraskelser udlignes over tid, hvorved realiserede afkast udgør en *unbiased* estimator af forventede afkast (Elton, 1999:1199).

²⁶ Foruden sorteringer på andre virksomhedskarakteristika argumenterer Lewellen et al (2010:176) for, at industrisorteringer er en mulighed. En industriopdeling medfører dog, at risikofaktorerne vægte i høj grad varierer over tid, hvormed estimaternes præcision, og dermed den statistiske inferens, forværres (Fama & French, 1997:158; Abhakorn et al., 2013:126). Derfor er en industribetragtning fravalgt.

Samtlige rebalanceringer tager højde for udskiftning af virksomheder på Russell 3000 samt opdaterede virksomhedsskarakteristika.

For at kunne inkluderes i porteføljerne for de forskellige variable, skal virksomhederne have data for markedsværdier for december år $t-1$ og juni år t , positive bogførte værdier for år $t-1$ (for konstruktionen af *size*, *value* og profitabilitet), har omsætningstal og et omkostningsmål (enten vareforbrug, salgs- og administrationsomkostninger eller renteudgifter) for år $t-1$ (for konstruktionen af *size* og profitabilitet), samt data for samlede aktiver for år $t-2$ og $t-1$ (for *size* og investering). For at være inkluderet i en momentumportefølje skal en aktie have noterede priser for ultimo måned $t-13$, afkast for måned $t-2$ samt markedsværdier for ultimo måned $t-1$. For at undgå *survivorship bias*²⁷ er det desuden et krav for samtlige porteføljer, at virksomhederne har Bloomberg-data for de to forudgående år ved rebalancering. Forinden faktorporteføljerne kan dannes udregnes virksomhedernes værdier til konstruktionen af *size*-, *value*-, profitabilitets-, investerings- og momentumfaktorerne og -porteføljerne som beskrevet i nedenstående (Fama & French, 1993:9; 2017a:30).

Virksomhedernes *size* opgøres som virksomhedernes markedsværdier ultimo juni år t , hvilke udregnes som aktiekurs multipliceret med udestående aktier. Disse markedsværdier danner grundlag for de årlige porteføljekonstruktioner for *size*-baserede porteføljer (Fama & French, 1993:9; 2017a:30).

En given virksomheds *value* til porteføljekonstruktionen ultimo juni år t udregnes som:²⁸

$$\frac{\text{Bogført værdi af egenkapital}_{\text{Regnskabsåret for år } t-1}}{\text{Markedsværdi}_{\text{December år } t-1}}, \quad (9)$$

hvor bogførte værdier for år $t-1$ benyttes for at sikre, at disse værdier er tilgængelige og analyseres i forhold til de på det tidspunkt gældende markedsværdier (justeret for aktieudstedelser) i overensstemmelse med Fama & French (1993:9).²⁹

²⁷ *Survivorship bias* beskriver, hvorledes ikke-overlevende virksomheder ekskluderes fra datasættet, hvilket påvirker faktorestimerne i en opadgående retning (Davis, 1996:366).

²⁸ Asness et al. (2015:44), Israel & Ross (2017:8) samt Gray & Vogel (2012:120) finder, at ikke ét *value*-mål gennemgående præsterer højere afkast end andre, men argumenterer imidlertid for, et gennemsnit af de forskellige mål formentlig er bedst. Et gennemsnitligt mål mindsker i den forbindelse muligvis risiko for falsk positive, dvs. aktier, der fremstår som *value*-aktier ved en *value*-opgørelse, men ikke ved andre opgørelser (Rabener, 2018:5).

²⁹ Brugen af markedsværdier fra ultimo december år $t-1$ kritiseres imidlertid af Asness & Frazzini (2013:50), som foreslår at benytte nyest tilgængelige markedsværdier ved rebalancering.

Virksomhedernes profitabilitet i porteføljesorteringen ultimo juni år t opgøres med udgangspunkt i regnskabsdata fra regnskabsåret, der sluttede i år $t-1$ som:

$$\frac{EBIT_{\text{År } t-1}}{\text{Bogført værdi af egenkapital}_{\text{År } t-1}}, \quad (10)$$

hvor EBIT betegner omsætning fratrukket vareforbrug samt generelle og administrative omkostninger (Fama & French, 2017a:30).

En virksomheds investeringsniveau til porteføljekonstruktionen ultimo juni år t udregnes som ændringen i totale aktiver fra regnskabsåret, der sluttede år $t-2$ til regnskabsåret, som afsluttedes år $t-1$ (Fama & French, 2017a:30):

$$\frac{\text{Totale aktiver}_{\text{År } t-1} - \text{Totale aktiver}_{\text{År } t-2}}{\text{Totale aktiver}_{\text{År } t-2}} \quad (11)$$

Slutteligt udregnes en virksomheds momentum som totalafkastet fra måned $t-12$ til måned $t-2$, hvor totalafkastet for måned $t-1$ udelades med henblik på at forbigå muligheden for en kortsigtet reversions-tendens i overensstemmelse med Jegadeesh & Titman (1993:68). I denne afhandling opdateres virksomhedernes momentum månedligt, mens de øvrige faktorer blot rebalanceres ultimo juni hvert år som i litteraturen generelt (Fama & French, 2017a:30).

Efter virksomhedernes værdier for ovenstående variable er udregnet opdeles virksomhederne i faktorporteføljer baseret på disse værdier. Disse porteføljer opdeles baseret på percentiler for virksomhederne noteret på *New York Stock Exchange* (NYSE), da mikroaktier herved ikke skævvrider opdelingerne (Fama & French, 2015a:3).

Size-faktoren (*SMB*) dannes herefter som afkastforskellen mellem værdivægtede porteføljer bestående af virksomheder under og over medianmarkedsværdien for NYSE-noterede aktier som det fremgår af (12)-(15) og tabel 1 (Fama & French, 2015a:6).³⁰

³⁰ For 3- og 4-faktormodellerne dannes *SMB* alene af *SMB_{B/M}* i (12), da profitabilitets- og investeringsfaktorerne ikke indgår i disse modeller. Som påpeget af Fama & French, (2015:6) er de forskellige *SMB*-mål højt korrelerede og besidder ensartede værdier.

Tabel 1 – Udformning af *SMB*-, *HML*-, *RMW*-, *CMA* og *WML*-faktorerne

Panel A: $SMB_{B/M}$ og HML		
Medianmarkedsværdi		
70. B/M-percentil	<i>Small Value</i>	<i>Big Value</i>
30. B/M-percentil	<i>Small Neutral</i>	<i>Big Neutral</i>
	<i>Small Growth</i>	<i>Big Growth</i>
Panel B: SMB_P og RMW		
Medianmarkedsværdi		
70. profitabilitetspercentil	<i>Small Robust</i>	<i>Big Robust</i>
30. profitabilitetspercentil	<i>Small Neutral</i>	<i>Big Neutral</i>
	<i>Small Weak</i>	<i>Big Weak</i>
Panel C: SMB_I og CMA		
Medianmarkedsværdi		
70. investeringspercentil	<i>Small Aggressive</i>	<i>Big Aggressive</i>
30. investeringspercentil	<i>Small Neutral</i>	<i>Big Neutral</i>
	<i>Small Conservative</i>	<i>Big Conservative</i>
Panel D: WML		
Medianmarkedsværdi		
70. tidl. (2-12)-percentil	<i>Small Winner</i>	<i>Big Winner</i>
30. tidl. (2-12)-percentil	<i>Small Neutral</i>	<i>Big Neutral</i>
	<i>Small Loser</i>	<i>Big Loser</i>

Kilde: Madsen (2018; 2019) med afsæt i Kenneth French Data Library samt Fama & French (2015a:5). Note: I panel A-D udarbejdes 2*3 porteføljer for hvert panel, hvilke benyttes i udarbejdelsen af de enkelte faktorer. Percentilerne i tabellen baserer sig på NYSE-noterede virksomheder. *SMB*-faktoren udgøres af gennemsnittet af afkastdifferencerne for *Small* og *Big* i panel A-C. Som det fremgår af panel A dannes *HML* ud fra den afkastmæssige forskel for virksomheder henholdsvis over den 70. B/M-percentil og under den 30. B/M-percentil baseret på NYSE-noterede aktier. På samme måde udarbejdes *RMW*, *CMA* og *WML* i panel B-D med udgangspunkt i den 70. percentil baseret på NYSE-noterede aktier for henholdsvis profitabilitet, investerings og afkastet mellem $t-2$ og $t-12$ samt den 30. percentil for selvsamme. Som beskrevet i teksten dannes porteføljerne i panel A-C årligt for juli år t til juni år $t+1$ med udgangspunkt i virksomheder, der har data for markedsværdier for december år $t-1$ og juni år t , positive bogførte værdier for år $t-1$ (for *SMB*, *HML* og *RMW*), har omsætningstal samt et omkostningsmål (enten vareforbrug, salgs- og administrationsomkostninger eller renteudgifter) for år $t-1$ (for *SMB* og *RMW*), samt data for samlede aktiver for år $t-2$ og $t-1$ (for *SMB* og *CMA*). Hvor porteføljerne i panel A-C udformes årligt, kreeres porteføljerne i panel D månedligt. For at være inkluderet i en portefølje i panel D skal en aktie have noterede priser for ultimo måned $t-13$, afkast for måned $t-2$ samt markedsværdier for ultimo måned $t-1$.

$$SMB_{B/M} = \frac{Small\ Value + Small\ Neutral + Small\ Growth}{3} - \frac{Big\ Value + Big\ Neutral + Big\ Growth}{3} \quad (12)$$

$$SMB_P = \frac{Small\ Robust + Small\ Neutral + Small\ Weak}{3} - \frac{Big\ Robust + Big\ Neutral + Big\ Weak}{3} \quad (13)$$

$$SMB_I = \frac{Small\ Conservative + Small\ Neutral + Small\ Aggressive}{3} \quad (14)$$

$$- \frac{Big\ Conservative + Big\ Neutral + Big\ Aggressive}{3}$$

$$SMB = \frac{SMB_{B/M} + SMB_P + SMB_I}{3} \quad (15)$$

Value-faktoren (*HML*) dannes som afkastforskellen mellem virksomheder med B/M-ratioer henholdsvis over det 70. NYSE-percentil og under 30. NYSE-percentil, som det fremgår af panel A i tabel 1 samt (16). På samme vis konstrueres profitabilitets- (*RMW*), investerings- (*CMA*) og momentumfaktorerne (*WML*) baseret på afkastforskellen mellem porteføljer bestående af virksomheder over det 70. og under det 30. profitabilitetspercentil, under det 30. og over det 70. investeringspercentil samt endeligt over det 70. og under det 30. percentil for forudgående afkast, jf. panel B-D i tabel 1 og (17)-(19) (Fama & French, 2015a:5).

$$HML = \frac{Small\ Value + Big\ Value}{2} - \frac{Small\ Growth + Big\ Growth}{2} \quad (16)$$

$$RMW = \frac{Small\ Robust + Big\ Robust}{2} - \frac{Small\ Weak + Big\ Weak}{2} \quad (17)$$

$$CMA = \frac{Small\ Conservative + Big\ Conservative}{2} - \frac{Small\ Aggressive + Big\ Aggressive}{2} \quad (18)$$

$$WML = \frac{Small\ Winner + Big\ Winner}{2} - \frac{Small\ Loser + Big\ Loser}{2} \quad (19)$$

Den sidste forklarende variabel i form af markedsfaktoren konstrueres som det værdivægtede afkast for datasættets virksomheder på Russell 3000-indekset fratrasket den risikofrie rente, der er en 1-årig amerikansk statsobligation (Fama & French, 1993:10). De afhængige variable udgøres slutteligt af 25 (5*5)³¹ henholdsvis *size-value*-, *size-momentum*-, *size-profitabilitets*- samt *size-investerings*sorte-

³¹ Afhandlingen benytter ikke tredobbelt porteføljesortering, da en sådan sortering kan medføre resultater, der i særlig høj grad er specifikke for den benyttede porteføljesortering (Liew & Vassalou, 2000:227).

rede porteføljer. Disse porteføljer udarbejdes på samme facon som faktorporteføljerne med udgangspunkt i NYSE-percentiler og opdateres med samme frekvens, mens disses porteføljeafkast endeligt fratrækkes den risikofrie rente.

3.1.3 Deskriptiv statistik

Deskriptiv statistik for afhandlingens faktorer fremgår af tabel 2, og figur 2 afbilder faktorerens indekserede afkast for den undersøgte periode sammenholdt med det risikofrie aktiv (*RF*), mens deskriptiv statistik for de afhængige porteføljer fremgår af appendiks I. Figur 2 illustrerer, at markedsfaktorens afkast er accelereret efter den finansielle krise, mens de øvrige faktorer afkast har været anderledes fladere i denne periode. Markedsfaktorens relative overlegne afkast efter krisen kan formentlig delvist tilskrives *Federal Reserve's Quantitative Easing*, som gennem investorers afkastjagt har højnet priserne for det brede aktiemarked som påpeget af Joyce et al. (2012:279). Panel A i tabel 2 og figur 2 afslører tillige, at markedsfaktoren (*MKT*) har foranlediget det højeste afkast i perioden, mens *WML* har præsteret det højeste afkast, men også den højeste standardafvigelse blandt de øvrige faktorer. I den forbindelse har momentumfaktoren desuden medført det højeste afkasttab for en given måned på -25,58% samt det højeste afkast på 14,18% for en måned.

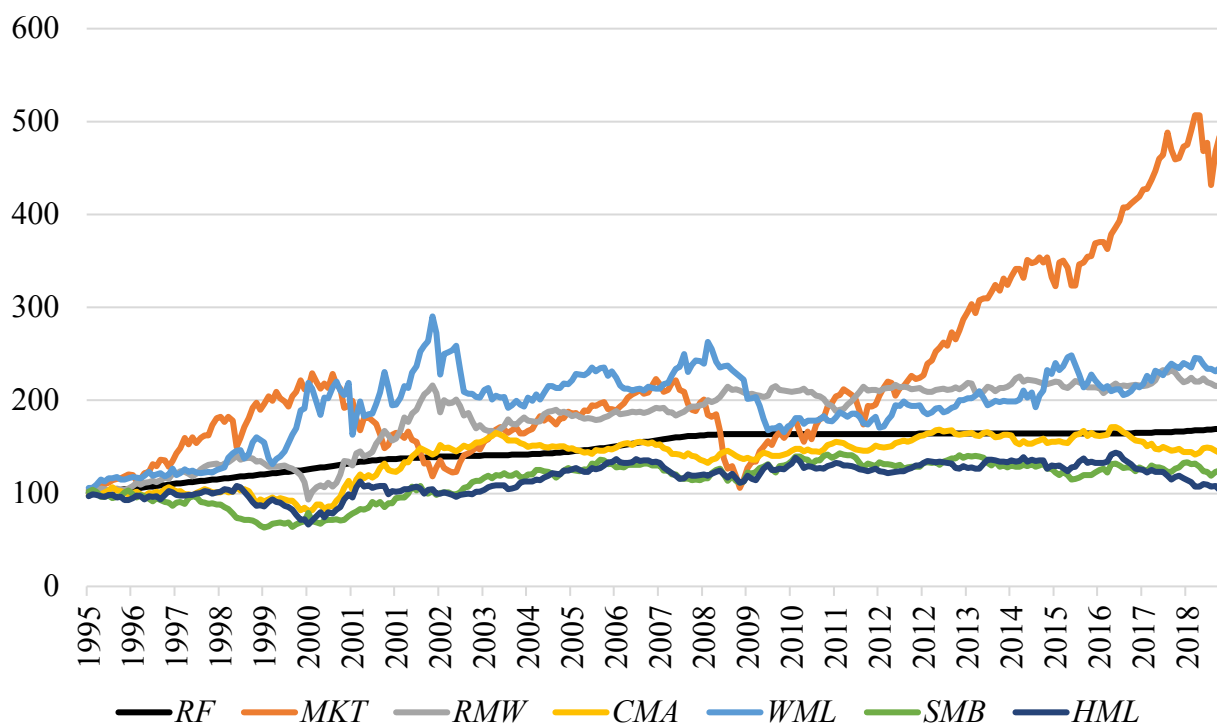
Tabel 2 – Deskriptiv statistik for faktorerne

Panel A: Deskriptiv statistik for faktorafkast							
	<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>	<i>RF</i>
Gennemsnit	8,14%	1,26%	0,56%	3,68%	1,84%	4,85%	2,26%
Standardafvigelse	15,02%	10,00%	9,58%	9,02%	8,47%	14,71%	0,62%
Maksimum	11,51%	12,78%	11,23%	11,76%	10,80%	14,18%	0,56%
Minimum	-17,82%	-11,59%	-7,85%	-16,77%	-8,42%	-25,58%	0,00%
Negative	35,44%	49,82%	50,53%	44,21%	48,42%	42,81%	0,00%
Positive	64,56%	50,18%	49,47%	55,79%	51,58%	57,19%	100,00%
Panel B: Korrelationsmatrice med tilhørende <i>p</i> -værdier							
	<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>	<i>RF</i>
<i>MKT</i>	1	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	0,55
<i>SMB</i>	0,23	1	0,11	0,00	0,80	0,86	0,39
<i>HML</i>	-0,13	0,10	1	0,00	0,00	0,01	0,60
<i>RMW</i>	-0,39	-0,39	0,32	1	0,00	0,01	0,12
<i>CMA</i>	-0,28	0,02	0,70	0,30	1	0,26	0,47
<i>WML</i>	-0,21	-0,01	-0,16	0,16	-0,07	1	0,18
<i>RF</i>	-0,04	-0,05	0,03	0,09	0,04	0,08	1

Note: *MKT* er markedsfaktoren, *RF* er det risikofrie aktiv og de øvrige faktorer fremgår af teksten. Afkast er annualiserede foruden minimum og maksimum, der er for en måned. Tabellen dækker perioden juli 1995 til marts 2019. Negative og positive angiver andelen af faktorerens henholdsvis negative og positive afkast. Til højre for diagonalen i korrelationsmatricen i panel B angives korrelationernes *p*-værdier, mens til venstre for diagonalen angiver korrelationen.

Panel B i tabel 2 illustrerer, at *MKT* samt *SMB* er negativt korreleret med de øvrige faktorer. Det er i den forbindelse bemærkelsesværdigt, at ukorrelerede faktorer i høj grad bidrager med ny information i en modeludformning, hvorfor generelt lave korrelationer mellem faktorerne indikerer grundlaget for en velspecificeret model. Korrelationen mellem *SMB* og *MKT* skyldes, at små virksomheder forbindes med forholdsvis høje betaværdier. Korrelationen er højest for *CMA* og *HML*, hvilket kan henføres til, at virksomheder med høje B/M-ratioer har en tendens til at være lavinvesteringsvirksomheder som påpeget af Fama & French (2015a:6). Den negative sammenhæng mellem markedsfaktoren samt investerings- og profitabilitetsfaktorerne afspejler henholdsvis en negativ sammenhæng mellem nuværende dividender og fremtidig investering samt positiv sammenhæng mellem nuværende dividender og fremtidig profitabilitet (Aharoni et al., 2013:352).

Figur 2 – Indekserede faktorafkast



Note: Udarbejde med inspiration fra Cochrane (1999:42). Figuren viser de indekserede kumulative afkast tilknyttet en given faktor for perioden juli 1995 til marts 2019. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, *RF* angiver det risikofrie aktiv, mens *WML* er momentumfaktoren.

Med henblik på at undersøge afhandlingens faktorer overensstemmelse med litteraturens versioner heraf, sammenholdes afhandlingens faktorer med Fama & Frenchs faktorer, der er tilgængelige gennem Kenneth French Data Library. Som det fremgår af tabel 3 opnår denne afhandlings faktorer forklaringsgrader på over 76% og op til 99,36% i forklaringen af Fama & Frenchs faktorer, mens korrelationerne mellem de sammenlignelige faktorer er over 0,87. Dermed eksisterer høj overensstemmelse

mellem afhandlingens faktorer og Fama & Frenchs, hvorfor afhandlingens datagrundlag er sammenlignelig med størstedelen af den hidtidige litteratur.

Gennemgående for faktorerne er, at Fama & Frenchs faktorer har højere gennemsnitlige afkast over perioden, men ligeledes med generelt højere standardafvigelser. Det kan stemme overens med en større eksponering mod mikrovirksomheder for disse faktorer. Den største faktorforskel foreligger ved *HML*. Denne forskel samt faktorforskellen helt overordnet skyldes, 1) at Fama & French (2017a:30) i visse tilfælde med manglende data har suppleret med manuelt indsamlede bogførte værdier, 2) forskelle i brug af databaser (Bloomberg kontra *Center for Research in Security Prices*) samt 3) denne afhandlings fokus på udelukkende Russell 3000-virksomheder, hvorved en række mikroaktier ekskluderes i kontrast til Fama & French. Med udgangspunkt i Swedroe (2019:2) er det særligt argument 3), der gør sig gældende for den mere begrænsede *value*-præmie ved Russell 3000-aktier. Således reduceres *value*-effekten i høj grad blandt store virksomheder, mens højere faktorprofitabilitet generelt forekommer blandt små aktier, jf. Asness et al. (2014a:79).

Tabel 3 – Faktorsammenligning med Fama & French

	<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>
Forklaringsgrad af Fama & French	99,37%	90,50%	76,29%	82,99%	88,41%	81,10%
Korrelation	1,00	0,95	0,87	0,91	0,94	0,90
Gennemsnit, Fama & French	8,24%	2,07%	1,51%	4,15%	2,63%	5,07%
Gennemsnit, egne faktorer	8,14%	1,26%	0,56%	3,68%	1,84%	4,85%
Standardafvigelse, Fama & French	67,34%	45,54%	44,17%	39,32%	28,94%	81,05%
Standardafvigelse, egne faktorer	66,43%	40,71%	38,75%	36,13%	33,61%	64,69%

Note: Fama & French denoterer her Fama og Frenchs faktorer downloadet fra Kenneth French Data Library. Egne faktorer betegner, at denne afhandlings faktorer er genstandsfeltet. Første række viser forklaringsgraden for denne afhandlings faktorer af Fama & Frenchs faktorer, mens anden række viser korrelationen herimellem. Herefter følger annualiserede gennemsnitlige afkast og standardafvigelser for Fama & Frenchs faktorer samt de i afhandlingen benyttede faktorer. *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren.

3.2 To-trins proceduren

Forrige afsnits variabelgennemgang danner grundlag for afhandlingens anvendelse af Fama & MacBeths (1973:616) to-trin procedure, der i denne afhandling benyttes til at estimere risikopræmierne tilknyttet faktorerne i 6-faktormodellen, hvorfor denne to-trins procedure præsenteres i det følgende afsnit.

To-trins proceduren består af to dele, hvor første del estimerer sammenhængen for N tidsserieregressioner mellem risikojusterede afkast for aktivers afkast og disses eksponeringer overfor k faktorrealisationer over tid (Cochrane, 2005:235; Cuthbertson & Nitzsche, 2004:203):

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_{i,j} F_{j,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \text{for hvert } i = 1, 2, \dots, N \quad (20)$$

I (20) er α_i en given faktormodels prisfastsættelsesfejl for aktiv i , mens $\beta_{i,j}$ angiver dette aktivs eksponering overfor den j 'te faktor, $F_{j,t}$. Slutteligt udgør $\varepsilon_{i,t}$ regressionens fejllid.

To-trins procedurens andet trin bestemmer faktorrisikopræmierne, λ_j , ved hjælp af en krydssektionsregression³² på tværs af aktiver af gennemsnitlige afkast forklaret ud fra tidsseriegennemsnittet af $\hat{\beta}_{i,j}$ (Cochrane, 2005:235):

$$E[r_i - r_f] = \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_{i,j} \lambda_j + \alpha_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (21)$$

I (21) er α_i modellens prisfastsættelsesfejl, mens $E[F_j] = 1 * \lambda_j$, da faktorerne opgøres som afkastforskelle, som tilfældet er for de afhængige variable (Cochrane, 2005:230). For en given faktormodel er hypotesen, at de faktorerne opfanger krydssektionen af forventede afkast, hvormed de sande prisfastsættelsesfejl er nul og modellen er den sande model for at beskrive afkastvariationer (Fama & French, 2012:458).

3.2.1 Errors-in-variables

I og med, (21) baserer sig på estimerede værdier i form af $\hat{\beta}_{i,j}$ og ikke sande værdier er (21) udsat for et *errors-in-variables* (EIV-) problem, hvilket medfører en bias³³ og inkonsistens for de estimerede risikopræmier i (21) (Jegadeesh et al., 2017:3). Dette problem løses ved betragtning af porteføljer

³² Fama & French (1992:431) påpeger, at tidsvariationen i $\hat{\beta}_{i,j}$ for gentagne regressioner på tværs af tid approksimativt er ens med variationen for porteføljesorteringers sande β -værdi for hele tidsperioden. Dermed besidder en enkelt krydssektionsregression for hele tidsperioden samme statistiske inferens som gentagne krydssektionsregressioner på en opdelt stikprøve. Derfor er det i litteraturen standard at udføre sådanne regressioner for hele stikprøveperioden (Kan et al., 2013:2624).

³³ Retningen på denne bias er ukendt i tilfælde af, at flere faktorer end én er involveret i to-trins proceduren (Jegadeesh et al., 2017:3).

sorteret på virksomhedskarakteristika fremfor enkelte aktier, da disse porteføljer medfører lavere residualvarians. Porteføljesortering på virksomhedskarakteristika sikrer i denne forbindelse fortsat betydelig variation i afkast og dermed også faktorer på tværs af porteføljer, hvorfor mere effiente estimater forekommer, som fremsat af bl.a. Black et al. (1972:20), Blume (1970:164), Blume & Friend (1973:26) samt Fama & MacBeth (1973:615).³⁴ Derfor udgør en sådan porteføljesortering standarden i empiriske test som påpeget af Fama & French (2004:31). Porteføljeopdelingen baserer sig på, at en porteføljes faktorbetaer er porteføljevægtede gennemsnit for de enkelte aktivers faktorbetaer:

$$r_p - r_f = \alpha_p + \sum_{j=1}^k \beta_{p,j} F_j + \varepsilon_p, \quad (22)$$

hvor $\alpha_p = \sum_{i=1}^N w_i * \alpha_i$, $\beta_p = \sum_{i=1}^N w_i * \beta_{i,j}$, $\varepsilon_p = \sum_{i=1}^N w_i * \varepsilon_i$ og w_i betegner porteføljevægten for aktiv i (Hillier et al., 2012:175).

Shanken (1992:2) påpeger endvidere, at EIV særligt udgør et problem for små stikprøver. Således fjernes EIV i takt med, at stikprøvestørrelsen, T , øges, hvilket følger af, at $\hat{\beta}_{i,j} \rightarrow \beta_{i,j}$, hvorfor $\hat{\lambda}_{i,j} \rightarrow \lambda_{i,j}$, når $T \rightarrow \infty$. Desuden tilnærmes normalitet ved betragtning af mange korte tidsperioder, hvorfor månedlige observationer benyttes i afhandlingen (Fama, 1998:294).

3.3 GRS-testen

Hvor forudgående afsnit har beskrevet, hvorledes faktorers risikopræmier og faktormodellers prisfastsættelsesfejl kan estimeres, beskriver det følgende afsnit en test for om en faktormodells prisfastsættelsesfejl er nul, og modellen dermed er velspecificeret. Mere konkret testes en faktormodells evne til at forklare afkastvariationer ved hjælp af Gibbons, Ross & Shankens (1989:1124) GRS-teststatistik. GRS-testen er en simultan test for alle aktiver, der kan anvendes til at teste førnævnte hypotese, $H_0: \alpha_i = 0 \forall i = 1, 2, \dots, N$, dvs. at samtlige prisfastsættelsesfejl er nul, hvorledes modellen frem-

³⁴ Porteføljebetragtninger afleder desuden en bekvem måde at håndtere afnoterede aktier på som understreget af Blume & Friend, 1973:26). Jegadeesh et al. (2017:4) påpeger dog potentielle faldgruber ved brug af porteføljer fremfor individuelle aktier. Således forvræres testens efficiens, da det gennemsnitlige afkast varierer med færre forklarende variable på tværs af porteføljer end på tværs af enkelte aktiver. Desuden medfører diversifikation som følge af porteføljesortering, at prisfastsættelsesfejl for enkelte aktier muligvis diversificeres væk. Ang et al. (2017:2) fremsætter ydermere, at porteføljebetragtninger medfører mere præcise estimater af faktorrægtene, men mindre effiente estimater af faktorrisikopræmierne, da porteføljesorteringer mindsker den idiosynkratiske risiko som nævnt ovenfor.

kommer som en komplet beskrivelse af forventede afkast. Denne test forekommer mod en uspecifiseret alternativ hypotese. Teststatistikken forudsætter normalfordelte, ukorrelerede samt homoskedastiske fejlløst, og er givet ved:

$$\frac{T - N - K}{N} (1 + E[F]' \hat{\Omega}^{-1} E[F])^{-1} \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \sim F_{N, T-N-K}, \quad (23)$$

hvor T angiver antallet af tidsperioder, N denoterer antallet af porteføljer, K betegner antallet af faktorer, $\hat{\Omega} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (F_t - E[F]) * (F_t - E[F])'$ er K faktorerers kovariansmatrice, $E[F]'$ udgør faktorerens gennemsnitlige afkast, $\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t * \hat{\varepsilon}_t'$ er en kovariansmatrice for residualerne fra de N regressioner fra (20) og $E[F]' \hat{\Omega}^{-1} E[F]$ danner en multivariat generaliseret Sharpe-ratio. Ved en høj teststørrelse i (23) afvises nulhypotesen, hvorledes den betragtede faktormodel ikke forekommer som en komplet beskrivelse af forventede afkast, hvormed *ex ante* efficiens foreligger (Cochrane, 2005:233; Gibbons et al., 1989:1124).³⁵ Desto højere teststørrelsesværdi, desto mere imperfekt beskrivelse af aktieafkast fremsætter en given faktormodel (Fama & French, 2015a:10).³⁶

En model er imidlertid ikke en perfekt beskrivelse af virkeligheden, hvorfor GRS-testen i denne afhandling danner grundlag for at fremsætte den faktormodel, der mest nøjagtigt – men imperfekt – beskriver afkast i overensstemmelse med Fama & French (2017b:450).³⁷

En model er imidlertid ikke en perfekt beskrivelse af virkeligheden, hvorfor GRS-testen i denne afhandling danner grundlag for at fremsætte den faktormodel, der mest nøjagtigt – men imperfekt – beskriver afkast i overensstemmelse med Fama & French (2017b:450).³⁷

³⁵ Ved benyttelse på CAPM tester GRS-teststatistikken, hvorvidt markedsporteføljen maksimerer Sharpe-ratioen givet porteføljerne, der kan konstrueres ud fra det risikofrie aktiv og porteføljerne af aktiver (Fama, 2015:3).

³⁶ GRS-teststatistikken besidder et multipelt sammenligningsproblem, da teststatistikken fremfinder den portefølje, der producerer den højeste t -statistik for konstanten med henblik på at afvise nulhypotesen, om at alle konstanterne er nul. Testen baserer sig i denne forbindelse på alle kombinationer af konstanterne, hvilket mindsker teststatistikens efficiens. Desto flere porteføljer, der inddrages, desto lavere efficiens. Benyttes veldiversificerede porteføljer forbedres teststatistikens efficiens via mere præcise estimater for konstanterne, jf. Fama (2015:2). Benyttes et lille antal porteføljer skjules modellens fejl overfor individuelle aktiver muligvis, hvorledes resultatet er følsomt overfor de benyttede porteføljer af aktiver. Dette problem løses ved benyttelse af forskellige porteføljer. Derfor benyttes 25 diversificerede porteføljer med forskellige porteføljesorteringer i overensstemmelse med Fama (2015:2).

³⁷ GRS-teststatistikken baserer sig på muligheden for at kortsalg uden begrænsninger og omkostningsfrit, hvilket medfører, at GRS-testen ikke er brugbar til investeringshenseende. Testen er imidlertid brugbar ved faktormodelsammenligninger (Fama & French, 2015b:483).

3.4 Dekomponering af faktorafkast

Forrige afsnit beskriver GRS-testen til at fremfinde den mest nøjagtige faktormodeludformning, hvilket kan give indikationer om relevansen af de enkelte faktorer. De bagvedliggende drivende elementer for disse faktorer fremkommer imidlertid ikke gennem en GRS-test. Derfor præsenterer dette afsnit en dekomponeringsmetodologi af faktorernes afkast, hvilken undersøger, hvorvidt faktorerne drives af multipeleksansion eller fundamentalafkast, og herigennem kan benyttes til at undersøge Hypotese 3d. Multipeleksansion opsummerer al information, der kan påvirke en virksomheds fremtidige pengestrømme og risikoen forbundet hermed. Fundamentalafkast danner omvendt indblik i virksomhedens historiske operationelle aktivitet, som reelt ikke inkluderer usikkerhed. Dekomponeringen af faktorafkast i multipeleksansion og fundamentalafkast giver dermed indblik i, hvorvidt faktorernes afkast stemmer overens med en risikobaseret forklaring eller derimod drives af 'god' underliggende virksomhedspræstation (Kushner, 2017:28).

Dekomponeringsmetodologien benyttes af Kushner (2017:19) og minder om metoden fremsat af Ibbotson & Chen (2003:90). Mere konkret dekomponeres en porteføljes totalafkast i fundamentalafkast og multipeleksansion med udgangspunkt i følgende:

$$Totalafkast = \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} - 1 \right) + \frac{D_{t+1}}{P_t} \quad (24)$$

$$= \left(\frac{P_{t+1}/B_{t+1}}{P_t/B_t} * \frac{B_{t+1}}{B_t} - 1 \right) + \frac{D_{t+1}}{P_t} \quad (25)$$

$$= (1 + Multipeleksansion) * (1 + Vækst i bogført værdi) - 1 + Udlodning \quad (26)$$

$$\approx Fundamentalafkast + Multipeleksansion \quad (27)$$

I ovenstående ligninger angiver P pris, B bogført værdi, mens D er udlodning til investorer. Fundamentalafkast består af væksten i bogført værdi samt udlodninger, der begge drives af virksomhedernes indtjening. Konklusionerne baseret på fundamentalafkast holder såfremt, at dividender geninvesteres. Multipeleksansionen er det andet element og repræsenterer den del af det samlede afkast, der kan tilskrives ændringen i en værdiansættelsesmultipl, her *Price-to-Book* (P/B). Fordelingen af fundamentalafkast og multipeleksansion tydeliggøres gennem et virksomhedseksempel. Betragt en virksomhed med et totalafkast over en periode på 10% og en P/B på 1x. Hvis virksomhedens P/B ikke er ændret i perioden som følge af, at virksomheden har beholdt hele dens indtjening, og den

bogførte værdi er steget 10%, er P/B uforandret på 1x og afkastet på 10% tilskrives fundamentalafkast. Hvis virksomhedens bogførte værdi omvendt ikke ændres i perioden, stiger P/B til 1,1x, hvorved hele afkastet er forårsaget af multipelelektspansion (Kushner, 2017:19).

På porteføljeniveau måles multipelelektspansion som beskrevet i det følgende. Ved hver rebalanceringsdato udregnes hver enkelt porteføljes værdivægtede P/B ved at sammenlægge de enkelte virksomheders P/B. Herefter udregnes porteføljes værdivægtede ændring i multiplen, dvs. multipelelektspansion, for hver måned indtil den næste rebalancering af porteføljen. Fundamentalafkastet for hver enkelt portefølje er porteføljernes vækst i værdivægtede bogførte værdier samt udlodning, hvilket her betragtes som residualen mellem totalafkastet og multipelelektspansion i overensstemmelse med (27). Slutteligt udregnes en faktors totalafkast fordelt på multipelelektspansion og fundamentalafkast ved at tage forskellen mellem faktorens lange og korte ben for det enkelte afkastdrivende elementer (Kushner, 2017:20).

Ovenstående dekomponeringsmetodologi danner et effektivt indblik i faktorernes relation til risiko, men er ikke uden begrænsninger. Således kan markedet potentielt forudse f.eks. en stigning i bogførte værdier forinden offentliggørelsen af regnskabstal, hvorfor prisen er uforandret ved offentliggørelsen. I tilfælde heraf allokeres afkastet til fundamentalafkast med et lag, mens den bogførte værdi stiger uden prisen ændres, hvorfor negativ multipelelektspansion forekommer. Derfor er start- og sluttidspunkt er relativt afgørende for multipelvurderingen. Så længe en investor fastholder sin investering udlignes dette mismatch, men omkring porteføljernes rebalancering er dekomponeringen mindre præcis. Som følge af momentumfaktorens månedlige rebalanceringer er problematikken mest aktuell for denne faktor (Kushner, 2017:21).

Metoden fremfinder desuden ikke den underliggende årsag til ændringerne i multiplerne. Multiplen repræsenterer således (ifølge værdiansættelsesteori) tilbagediskonterede fremtidige pengestrømme, hvorfor en multipelelektspansion for en virksomhed kan skyldes forbedrede fremtidsudsigter, formindsket opfattelse af risiko tilknyttet virksomheden eller begge. Desuden er det ikke givet, at en ændret multipl er udtryk for rationel prisfastsættelse. Således vides det ikke om ændringen i opfattelsen af en virksomheds fremtidsudsigter eller risiko drives af misprisfastsættelse eller ej. Det er imidlertid intuitivt, at en reversion i relativ værdiansættelse repræsenterer en korrektion af en misprisfastsættelse, særligt hvis sådanne reversioner kan identificeres systematisk af en faktorstrategi, jf. Kushner (2017:21).

4. Resultater

Med udgangspunkt i afhandlingens teoretiske og metodologiske fundament fra de forudgående afsnit, fremlægger det følgende afhandlingens empiriske resultater i relation til afhandlingens hypoteser. Indledningsvist gengiver de enkelte afsnit den hypotese som tildeles særlig fokus i det pågældende afsnit. Først sammenlignes 6-faktormodellen med en række øvrige modeludformninger, hvilket fremsætter evidens i relation til Hypotese 1. Afsnit 4.2 undersøger dernæst faktorernes risikopræmier i relation til Hypotese 2. Herefter følger afsnit, der primært fokuserer på Hypotese 3. I relation til Hypotese 3a analyseres og diskuteres først faktorafkastenes risikomål, hvilke skaber indsigt i faktorernes risici med udgangspunkt i disses afkastmønstre. Efterfølgende behandles Hypotese 3b gennem en undersøgelse af faktorernes risikopræmier over tid, hvorigennem bagvedliggende økonomiske rationaler og risikorelationer for faktorerne analyseres med udgangspunkt i udviklingen i den marginale velstandsnytte approksimeret ved markedsafkast. Det efterfølgende afsnit undersøger Hypotese 3c gennem en analyse af faktorernes respons på chok til 'frygtindekset' med udgangspunkt i faktorernes *impulse response*-funktioner fra en VAR-model. Endvidere approksimeres faktorernes risiko med udgangspunkt i en afkastdekomponering, som danner indblik i faktorernes drivende elementer i relation til Hypotese 3d. Hernæst undersøges robustheden af faktorernes profitabilitet ved *short-selling*-restriktioner og på tværs af virksomhedsstørrelser. Denne undersøgelse danner sammen med en efterfølgende transaktionsomkostningsanalyse indblik i realismen og robustheden tilknyttet faktorafkastene i tilknytning til Hypotese 4. Slutteligt behandles resultaterne i relation til den efficiente markedshypotese og dennes gyldighed.

4.1 Sammenligning af faktormodeller

Hypotese 1: *6-faktormodellen er den mest velspecificerede beskrivelse af prisdannelsen på aktiemarkedet.*

De i afsnit 2 beskrevne faktormodeller sammenholdes i nærværende afsnit med hinanden samt alternative 5-faktormodeller baseret på 6-faktormodellens faktorer. Denne sammenligning udformes med henblik på at fremfinde en overlegen modeludformning samt undersøge, hvorvidt de enkelte faktorer i 6-faktormodellen bidrager til modeludformningens beskrivelse af afkast.³⁸ Hvis samtlige faktorer

³⁸ Faktormodellernes evne til at forklare afkastvariationerne for de enkelte porteføljer i de forskellige porteføljesorteringer fremgår for 6-faktormodellen af appendiks IV.

bidrager til beskrivelsen af afkast, forekommer tegn på, at faktorerne opfanger forskellige afkastmønstre, og derfor potentielt tilskrives positive risikopræmier. I overensstemmelse med Hypotese 1 finder afsnittet, at 6-faktormodellen muligvis er den mest velspecificerede modeludformning, men *value*- og investeringsfaktorernes inkrementelle bidrag er imidlertid begrænset, hvorfor disse faktorer potentielt er overflødige – givet de øvrige faktorer – i beskrivelsen af afkast. Efter en introduktion til de benyttede teststatistikker uddybes førnævnte resultater.

Foruden en GRS-test benyttes fire teststatistikker til modelsammenligningen i dette afsnit,³⁹ hvor A indikerer en gennemsnitlig værdi. $A|\alpha_i|$ betegner den gennemsnitlige absolutte konstant, dvs. en models prisfastsættelsesfejl eller den uforklarede del i beskrivelsen af forskellige porteføljers afkast. En faktormodel er mere nøjagtig i beskrivelsen af afkast, desto tættere prisfastsættelsesfejlene er på nul (Fama & French, 2017b:450).

Betragt dernæst $\bar{r}_i$, der angiver forskellen mellem det gennemsnitlige afkast for den i 'te afhængige portefølje og det gennemsnitlige afkast for den værdivægtede markedsportefølje. Andelen af den uforklarede afkastspredning af de afhængige porteføljers gennemsnitlige afkastafvigelse i forhold til den totale afkastspredning heraf er så givet ved $\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$. En lav værdi af $\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$ vidner om en relativt velspecificeret faktormodel, da den uforklarede afkastspredning i så tilfælde er lav sammenlignet med de afhængige porteføljers samlede spredning Fama & French (2017b:450).

Desuden foreligger afsnittet $\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$, der beskriver, hvor høj en andel af prisfastsættelsesfejlene kan tilskrives statistisk usikkerhed eller stikprøvefejl. I $\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$ angiver $As^2(\alpha_i)$ den gennemsnitlige kvadrerede standardfejl for stikprøven for en given model. Her vidner en høj værdi om en relativt velspecificeret faktormodel, da faktormodellens prisfastsættelsesfejl herved tilskrives stikprøvefejl snarere end sande prisfastsættelsesfejl, jf. Fama & French (2017b:450). Slutteligt benyttes $A\bar{R}^2$, der angiver en faktormodels gennemsnitlige justerede forklaringsgrad af de benyttede afhængige porteføljer.

³⁹ De benyttede teststatistikker til modelsammenligning er udvalgt med afsæt i Fama & French (2015a:9; 2017a:42; 2017b:451).

Ovenstående teststatistikker giver indblik i potentiel faktoroverflødighed i modeludformningen som i Fama & French (2015a:12), der finder overflødighed af *value*-faktoren i en 5-faktormodel. Teststatistikkerne rapporteres i tabel 4, som foretager en modelsammenligning for de i afsnit 2 fremsatte faktormodeller samt 5-faktormodeller baseret på faktorerne i 6-faktormodellen. Disse faktormodeller er således CAPM, FF3, C4, FF5, FF6 samt henholdsvis FF6MRMW, FF6MHML, FF6MCMA og FF6MSMB, der er varianter af 6-faktormodellen foruden henholdsvis *RMW*, *HML*, *CMA* og *SMB*. Denne modelsammenligning adskiller sig fra Fama & French (2015a:9; 2017a:42; 2017b:451), da nærværende afhandling undersøger de enkelte faktorer (foruden markedsfaktoren som følge af dens høje validitet) bidrag til 6-faktormodellen og ikke 5-faktormodellen.

Tabel 4 – Statistikker til modeludvælgelse

Panel A: 25 <i>size-value</i> -porteføljer						
	GRS	$p(\text{GRS})$	$A \alpha_i $	$\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$	$\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$	$A\bar{R}^2$
<i>MKT</i> (CAPM)	1,41	9,96%	0,19	0,91	0,88	67,37%
<i>MKT SMB HML</i> (FF3)	1,70	2,24%	0,17	0,78	0,46	85,47%
<i>MKT SMB HML WML</i> (C4)	1,50	6,29%	0,16	0,62	0,56	85,64%
<i>MKT SMB HML RMW CMA</i> (FF5)	1,98	0,47%	0,18	0,91	0,34	86,46%
<i>MKT SMB HML CMA WML</i> (FF6MRMW)	1,51	6,04%	0,17	0,65	0,50	86,14%
<i>MKT SMB RMW CMA WML</i> (FF6MHML)	1,84	1,04%	0,17	0,87	0,41	84,49%
<i>MKT SMB HML RMW WML</i> (FF6MCMA)	1,60	3,82%	0,16	0,71	0,43	86,43%
<i>MKT HML RMW CMA WML</i> (FF6MSMB)	1,64	3,08%	0,27	1,83	0,33	76,67%
<i>MKT SMB HML RMW CMA WML</i> (FF6)	1,86	0,93%	0,17	0,81	0,37	86,62%
Panel B: 25 <i>size-momentum</i> porteføljer						
	GRS	$p(\text{GRS})$	$A \alpha_i $	$\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$	$\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$	$A\bar{R}^2$
<i>MKT</i> (CAPM)	2,15	0,16%	0,30	1,28	0,42	67,16%
<i>MKT SMB HML</i> (FF3)	2,31	0,06%	0,29	1,27	0,26	78,29%
<i>MKT SMB HML WML</i> (C4)	2,08	0,25%	0,22	0,78	0,42	84,67%
<i>MKT SMB HML RMW CMA</i> (FF5)	2,40	0,03%	0,24	1,00	0,38	79,49%
<i>MKT SMB HML CMA WML</i> (FF6MRMW)	2,34	0,05%	0,25	0,98	0,33	85,41%
<i>MKT SMB RMW CMA WML</i> (FF6MHML)	2,21	0,11%	0,22	0,83	0,34	85,49%
<i>MKT SMB HML RMW WML</i> (FF6MCMA)	2,02	0,37%	0,21	0,71	0,38	85,48%
<i>MKT HML RMW CMA WML</i> (FF6MSMB)	1,84	1,06%	0,33	1,69	0,30	77,46%
<i>MKT SMB HML RMW CMA WML</i> (FF6)	2,27	0,08%	0,24	0,91	0,31	85,82%
Panel C: 25 <i>size-investerings</i> porteføljer						
	GRS	$p(\text{GRS})$	$A \alpha_i $	$\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$	$\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$	$A\bar{R}^2$
<i>MKT</i> (CAPM)	1,64	3,13%	0,22	0,96	0,61	72,21%

<i>MKT SMB HML</i> (FF3)	1,84	1,03%	0,20	0,79	0,30	87,53%
<i>MKT SMB HML WML</i> (C4)	1,62	3,52%	0,19	0,72	0,33	87,63%
<i>MKT SMB HML RMW CMA</i> (FF5)	1,79	1,34%	0,20	0,87	0,24	89,38%
<i>MKT SMB HML CMA WML</i> (FF6MRMW)	1,81	1,24%	0,18	0,71	0,30	89,04%
<i>MKT SMB RMW CMA WML</i> (FF6MHML)	1,65	3,01%	0,19	0,76	0,28	89,32%
<i>MKT SMB HML RMW WML</i> (FF6MCMA)	1,47	7,26%	0,20	0,80	0,28	88,44%
<i>MKT HML RMW CMA WML</i> (FF6MSMB)	1,25	19,36%	0,30	1,82	0,28	78,81%
<i>MKT SMB HML RMW CMA WML</i> (FF6)	1,68	2,55%	0,20	0,81	0,26	89,47%

Panel D: 25 size-profitabilitetsporteføljer

	GRS	$p(\text{GRS})$	$A \alpha_i $	$\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$	$\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$	$A\bar{R}^2$
<i>MKT</i> (CAPM)	1,96	0,53%	0,26	1,00	0,47	70,51%
<i>MKT SMB HML</i> (FF3)	2,02	0,36%	0,24	0,85	0,30	83,73%
<i>MKT SMB HML WML</i> (C4)	1,79	1,35%	0,22	0,76	0,31	83,84%
<i>MKT SMB HML RMW CMA</i> (FF5)	1,71	2,14%	0,20	0,58	0,37	86,68%
<i>MKT SMB HML CMA WML</i> (FF6MRMW)	1,97	0,50%	0,24	0,93	0,24	84,64%
<i>MKT SMB RMW CMA WML</i> (FF6MHML)	1,66	2,89%	0,19	0,51	0,41	86,48%
<i>MKT SMB HML RMW WML</i> (FF6MCMA)	1,57	4,44%	0,18	0,45	0,44	86,54%
<i>MKT HML RMW CMA WML</i> (FF6MSMB)	1,40	10,14%	0,30	1,31	0,31	75,61%
<i>MKT SMB HML RMW CMA WML</i> (FF6)	1,60	3,78%	0,20	0,56	0,36	86,76%

Note: I venstre kolonne er faktormodellerne oplyst, hvor faktorerne i hver faktormodel fremgår efterfulgt af faktormodellen i parentes. Resultaterne baserer sig på afkastdata downloadet fra Bloomberg for perioden juli 1995 til marts 2019 for virksomheder noteret på Russell 3000. $p(\text{GRS})$ angiver p -værdien for en given GRS-teststatistik. A angiver, at der er en gennemsnitsbetragtning. $A|\alpha_i|$ denoterer den gennemsnitlige absolutte prisfastsættelsesfejl for en given faktormodel, mens $A\bar{R}^2$ betegner gennemsnitlige justerede forklaringsgrader. $\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$ angiver det gennemsnitlige uforklarede afkast relativt til den totale afkastspredning for de afhængige variable. $\bar{r}_i$ angiver her afkastdifferencen for den i 'te portefølje relativt til markedsporteføljen. $\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$ betegner i denne forbindelse andelen af den uforklarede afkastspredning, der kan henføres til statistiske usikkerhed. $As^2(\alpha_i)$ denoterer den gennemsnitlige kvadrerede standardfejl for α_i . Mens en lav værdi for $\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$ vidner, om at den uforklarede afkastspredning er lav relativt til den samlede afkastspredning for de afhængige porteføljer, vidner en lav $\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$, om at en lille del af den uforklarede afkastspredning skyldes estimationsfejl og derfor snarere spredning i de sande α_i 'er (Fama & French, 2015a:10; 2017b:450; 2017a:20). Ovennævnte mål for FF6 baserer sig på porteføljeregressionerne, der fremgår af appendiks IV.

GRS-teststatistikkerne – hvor en lav teststatistik vidner om en relativt velspecificeret faktormodel – på tværs af porteføljekonstruktionerne i tabel 4 vidner om forholdsvis ensartede resultater for faktormodellerne. For samtlige faktormodeller afvises nulhypotesen $H_0: \alpha_i = 0 \forall i = 1, 2, \dots, N$ ved mindst to af de fire porteføljesorteringer, hvorfor modellerne ikke fuldt ud beskriver krydssektionen af afkast i overensstemmelse med Asness et al. (2013:975). Disse resultater kan enten skyldes markedesinefficiens eller fejlagtig modelspecifikation med udgangspunkt i *the joint hypothesis problem* fra afsnit 2.1 (Cuthbertson & Nitzsche, 2004:423). Gennemgående foranlediger FF6MSMB noget overraskende de laveste GRS-teststatistikker, og dermed den mest nøjagtige afkastbeskrivelse vurderet herudfra.

Dette resultat kan formentlig i høj grad tilskrives afhandlingens fokus på Russell 3000-aktier. Udeladelsen af mikroaktier medfører således en mere begrænset *size*-effekt for 5*5-porteføljekonstruktionerne, hvilket mindsker *size*-faktorens evne til at forklare afkast for porteføljerne.

De øvrige teststatistikker vidner desuagtet om stor betydning for *size*-faktoren i beskrivelsen af afkast. Således har FF6MSMB på tværs af samtlige porteføljekonstruktioner den højeste prisfastsættelsesfejl, $A|\alpha_i|$. Denne models samt CAPM's relativt ringe beskrivelse af afkastvariationer tydeliggøres særligt ved disses henholdsvis høje gennemsnitlige absolutte prisfastsættelsesfejl, $A|\alpha_i|$, samt lave gennemsnitlige justerede forklaringsgrader, AR^2 . CAPM opnår imidlertid gennemgående en lavere GRS-teststatistik end FF3 samt FF6MRMW. Med udgangspunkt i Fama & French (1996:57) kan dette resultat henføres til, at sidstnævnte modeller foranlediger højere justerede forklaringsgrader end CAPM, hvormed CAPM's relativt små afkastafvigelse, jf. GRS-testen, er statistisk signifikant forskellige fra nul, og derfor bemærkelsesværdige.

Foruden CAPM og FF6MSMB præsterer FF3 relativt høje prisfastsættelsesfejl som det fremgår af $A|\alpha_i|$ i tabel 4, mens de øvrige modeludformninger foranlediger relativt ensartede prisfastsættelsesfejl. Foruden 6-faktormodellen afstedkommer modellerne C4, FF6MHML samt FF6MCMA de laveste prisfastsættelsesfejl. Kendetegnet for de tre sidstnævnte modeller er, at modellerne er uden enten *value*- eller investeringsfaktoren, hvilket skyldes disse faktoreres relativt høje korrelation som præsenteret i tabel 2. Netop korrelationen mellem *value*- og investeringsfaktorerne kan i høj grad forbindes med årsagen til, at Fama & French (2015a:12) finder overflødighed af *value*-faktoren i 5-faktormodellen. Faktorerne forklarer overordnet endvidere muligvis samme underliggende faktorer, der beskriver afkastvariationen i den undersøgte tidsperiode, jf. Harvey et al. (2016:37). Den høje sammenhæng mellem disse to faktorer kan derudover potentielt henføres til, at lave B/M-ratioer ofte er associeret med høje investeringsvækstmuligheder for virksomheder, jf. Abhakorn et al. (2013:120). Slutteligt medfører stigende bogførte værdier generelt øget investeringsvillighed som påpeget af Aharoni et al. (2013:352).

6-faktormodellen viser overordnet tegn på, at *value*-faktoren ikke er overflødig på trods af investeringsfaktorens tilstedeværelse. Relevansen af *value*-faktoren er i kontrast af Fama & French (2015a:12), og skyldes momentumfaktorens tilstedeværelse. Således skyldes *value*-faktorens relevans en negativ sammenhæng mellem *value*- og momentumfaktorerne, jf. tabel 2. Denne sammenhæng tydeliggøres i afsnit 4.4, der illustrerer, at *value*-faktoren foranlediger relativt høje afkast, når momentumfaktoren præsterer ringest (Daniel & Moskowitz, 2016:222).

$\frac{A\alpha_i^2}{A\bar{r}_i^2}$ i tabel 4 fremhæver ligesom $A|\alpha_i|$ særligt C4, FF6MHML, FF6MCMA og FF6. Således efterlader disse modeller en relativt begrænset del af afkastvariationerne for de undersøgte porteføljer uforklaret. Blandt disse modeller vidner $\frac{As^2(\alpha_i)}{A\alpha_i^2}$ særligt, om at C4's uforklarede afkast i høj grad tilskrives statistisk usikkerhed snarere end sande prisfastsættelsesfejl.

Slutteligt præsterer FF6 bedst på tværs af samtlige porteføljekonstruktioner vurderet ud fra $A\bar{R}^2$. Dette resultat vidner om en vis empirisk relevans af samtlige faktorer i beskrivelsen af afkast. Foruden FF6 foranlediger FF6MRMW, FF6MHML samt FF6MCMA de højeste justerede forklaringsgrader, hvorfor disse resultater isoleret set tilskrives begrænset empirisk relevans af henholdsvis profitabilitets-, *value*- og investeringsfaktorerne givet de resterende faktorer. Wahal (2019:377) argumenterer i denne forbindelse for, at det snarere er investerings- end *value*-faktoren, som er empirisk overflødig, da investeringsfaktorens profitabilitet historisk set er relativt svag.

Ovenstående resultater forekommer robuste med udgangspunkt i en bootstrap-procedure. For samtlige porteføljer kan nulhypotesen om tilsvarende justerede forklaringsgrader med afsæt i en bootstrap-procedure på 1.000 simulationer således ikke afvises, mens det samme gør sig gældende for faktoreksponeringerne og prisfastsættelsesfejl. Disse resultater indikerer, at de opnåede resultater og konklusioner for den oprindelige stikprøve er empirisk robuste. Dermed er de forskellige teststatistikker – og faktormodelsammenligningerne – i tabel 4 robuste.

Overordnet understreger dette afsnit særligt *size*-, profitabilitets- og momentumfaktorernes empiriske relevans i beskrivelsen af afkast.⁴⁰ Dermed er momentumfaktorens bidrag til faktormodellerne ikke trivielt som fremført af Fama & French (2015a:8; 2016:73), mens faktormodellerne med relativt mange faktorer gennemgående er forholdsvist velspecificerede vurderet ud fra teststatistikkerne. Der er således tegn på, at mere sparsomme modeller ikke opfanger alle relevante risikofaktorer i økonomien i overensstemmelse med (Hillier et al., 2012:155). Mens potentiel empirisk overflødig af én af *value*- og investeringsfaktorerne forekommer plausibel med udgangspunkt i ovenstående resulta-

⁴⁰ I overensstemmelse med Alquist et al. (2018:22) er der i ikke-rapporterede resultater tegn på, at *size*-faktoren bidrager med begrænset afkastforklaring foruden CAPM, hvorfor *size*-faktoren i høj grad baserer sig på at udvælge højbeta-aktier.

ter, fremviser 6-faktormodel ligeledes stærke resultater. Derfor kan Hypotese 1, om at 6-faktormodellen er den mest velspecificerede model i beskrivelsen af prisdannelsen på aktiemarkedet ikke afvises.

4.2 Faktorrisikopræmier

Hypotese 2: *Size-, value-, profitabilitets-, investerings- og momentumfaktorerne genererer signifikante positive afkastpræmier.*

Forrige afsnit fremsætter potentiel empirisk relevans af samtlige faktorer i 6-faktormodellen. Faktorenes empiriske relevans behandles yderligere i det følgende afsnit, hvor faktorenes risikopræmier undersøges for stikprøven som helhed. Herigennem har det følgende til hensigt at undersøge Hypotese 2. I dette afsnits undersøgelser benyttes som nævnt faktorrisikopræmier. Til forskel fra betragtningen baseret på deskriptiv statistik i form af historiske faktorafkast, sikrer to-trins proceduren i denne forbindelse, at faktorenes risikopræmier udledes under hensyntagen til eksponering mod øvrige faktorer. Herved afdækkes faktorenes rene afkast og statistiske signifikans. Afsnittet finder overordnet positive risikopræmier tilknyttet faktorerne, men *value*-faktorens risikopræmie er oftest udelblivende i strid med Hypotese 2.

Som det fremgår af tabel 5 afstedkommer faktorerne overordnet positive og statistisk signifikante risikopræmier over den dækkede periode. *Value*-faktoren afstedkommer imidlertid i visse tilfælde statistisk signifikante negative risikopræmier, hvilket er i mod forventning. Således er *value*-faktorens risikopræmie -0,14% og -0,43% pr. måned med udgangspunkt i henholdsvis *size-value*- og *size-momentum*porteføljesorterede afhængige variable. Med udgangspunkt i tabel 2 kan de tvetydige resultater vedr. *value*-faktorens risikopræmie i høj grad tilskrives den høje korrelation mellem særligt *value*- og investeringsfaktorerne jf. Wahal (2019:377) samt Pukthuanthong et al. (2018:1598), som ligeledes finder en yderst begrænset risikopræmie tilknyttet *value*-faktoren, hvorfor robustheden af faktorens empiriske validitet kan betvivles. Derfor opfanger disse faktorer muligvis samme underliggende risikoelementer i overensstemmelse med resultaterne i afsnit 4.1 (Fama & French, 2015a:6; Abhakorn et al., 2013:120). Desuden skyldes resultatet til en vis grad afhandlingens udeladelse af mikroaktier, da Fama & Frenchs faktorer afstedkommer højere faktorafkast over perioden, jf. afsnit 3.1 og i overensstemmelse med Kushner (2017:29). Således rapporterer Asness et al. (2015:45) samt Kok et al. (2017:86), at *value*-faktorens profitabilitet særligt findes blandt små virksomheder i overensstemmelse med afsnit 4.7.1.1. Udeladelsen af mikroaktier højner til gengæld faktorstrategiernes realisme i denne afhandling.

Tabel 5 – Faktorrisikopræmier

	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
<i>Size-value</i> -porteføljer	0,84 (19,27)	0,19 (4,80)	-0,14 (-2,56)	-0,20 (-1,43)	0,81 (3,34)	0,79 (2,87)	98,75%
<i>Size-momentum</i> porteføljer	0,77 (10,75)	0,29 (4,91)	-0,43 (-2,53)	0,76 (2,92)	-0,24 (-0,78)	0,53 (7,25)	97,20%
<i>Size-investerings</i> porteføljer	0,77 (43,10)	0,23 (9,37)	0,18 (1,81)	0,37 (5,17)	0,15 (2,97)	1,76 (7,64)	99,42%
<i>Size-profitabilitets</i> porteføljer	0,81 (46,47)	0,25 (4,58)	0,01 (0,05)	0,28 (6,09)	0,43 (2,48)	0,78 (2,03)	98,94%

Note: (21) er estimeret for 6-faktormodellen for de fire forskellige porteføljesorteringer som afhandlingen tager afsæt i. Dermed estimeres $\bar{R}_i = \lambda_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \lambda_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \lambda_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \lambda_{RMW}\hat{\beta}_{i,RMW} + \lambda_{CMA}\hat{\beta}_{i,CMA} + \lambda_{WML}\hat{\beta}_{i,WML} + \alpha_i$. Parameterestimaterne er angivet for hvert parameter med den dertilhørende *t*-statistik under dette estimat i parentes. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks II. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Risikopræmierne estimeres med udgangspunkt i 25 observationer, da hver porteføljesortering indeholder 25 porteføljer. De estimerede faktoreksponeringer, betaværdier, der udgør de forklarende variable med udgangspunkt i to-trins proceduren, er estimeret for hver portefølje for perioden juli 1995 til marts 2019.

Særligt markeds- og momentumfaktorerne afstedkommer høje risikopræmier, jf. tabel 5. Således viser tabel 5, at markedsfaktoren tilskrives en risikopræmie på mellem 0,77% og 0,84% pr. måned afhængigt af porteføljesortering, mens momentumfaktorens risikopræmie er mellem 0,53% og 1,76% pr. måned. Robustheden af faktorrisikopræmierne med udgangspunkt i det benyttede data er ligesom i afsnit 4.1 understøttet af en bootstrap-procedure på 1.000 simulationer, hvor nulhypotesen om tilsvarende faktoreksponeringer ikke kan afvises, hvilket ligeledes indikerer tilsvarende risikopræmier.

Opsummerende tilknyttes *size*-, profitabilitets, investerings- og momentumfaktorerne signifikante og positive risikopræmier i overensstemmelse med Hypotese 2. *Value*-faktoren forbindes imidlertid i højere grad med en negativ risikopræmie, hvorfor Hypotese 2 kan betvivles med udgangspunkt heri.

4.3 Sharpe-ratio og *drawdown*-risiko

Hypotese 3a: *Faktorernes afkast retfærdiggøres af disses volatilitet.*

Dette afsnit fremsætter tegn på en vis sammenhæng mellem faktorernes afkast og risiko i overensstemmelse med Hypotese 3a. Disse resultater fremkommer med udgangspunkt i bl.a. faktorernes Sharpe-ratioer i tabel 6. En forholdsvis høj Sharpe-ratio for en given faktor i tabel 6 vidner om et relativt højt afkast sammenlignet med risikoen forbundet med faktoren. Sharpe-ratioen, *SR*, sammenholder en afkastserie, *R*, med risikoen forbundet hermed, σ_R (Sharpe, 1994:51):

$$SR = \frac{\bar{R}}{\sigma_R}, \quad (28)$$

hvor $\bar{R} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t$ og $\sigma_R = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2}{T-1}}$ (Sharpe, 1994:51). Med udgangspunkt i MacKinlay (1995:13) samt Pukthuanthong et al. (2018:1585) overstiger en reel risikofaktors annualiserede Sharpe-ratio, dvs. afkast/risiko-forhold, ikke en rimelig grænse på 0,6, der er fastsat med udgangspunkt i bl.a. markedets historiske Sharpe-ratioer, jf. MacKinlay (1995:16). Denne forudsætning er en nødvendig, men ikke tilstrækkelig betingelse, for at en faktor er konsistent med prisfastsættelse efter risiko. I overensstemmelse med Pukthuanthong et al. (2018:1600) overstiger hverken markeds-, *size*-, *value*- eller momentumfaktorerne ovenstående grænse i tabel 6, hvorfor disse empiriske resultater isoleret set vidner om, at faktorerne er konsistente med risikobaseret prisfastsættelse, mens det samme gør sig gældende for profitabilitets og investeringsfaktorerne.

Tabel 6 vidner, om at særligt *size*- og *value*-faktorernes Sharpe-ratioer er relativt lave med henholdsvis 0,13 og 0,06. Disse mere begrænsede afkast pr. risikoenhed skyldes til en vis grad afhandlingens fokus på Russell 3000-aktier, da inklusionen af mindre aktier højner særligt disse faktoreres afkast, jf. tabel 3 og i overensstemmelse med afsnit 4.7.1.1. Det er desuden bemærkelsesværdigt, at profitabilitetsfaktoren afstedkommer en højere Sharpe-ratio end bl.a. momentumfaktoren i overensstemmelse med Pukthuanthong et al. (2018:1600). Profitabilitetsfaktorens høje Sharpe-ratio afstedkommer delvist som følge af en relativt lav volatilitet, hvilket formentlig skyldes, at højprofitable virksomheders forholdsvist stabile nuværende pengestrømme sikrer mere stabile kursudviklinger, særligt i perioder med ekstraordinær markedsvolatilitet, jf. afsnit 4.4.4 (Kalra & Celis, 2016:6).

Tabel 6 – Faktorernes Sharpe-ratio og *drawdown*-risiko

	<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>
Afkast p.a.	8,14%	1,26%	0,56%	3,68%	1,84%	4,85%
Standardafvigelse p.a.	15,02%	10,00%	9,58%	9,02%	8,47%	14,71%
Sharpe-ratio	0,54	0,13	0,06	0,41	0,22	0,33
Maksimum <i>drawdown</i> (i %-point)	123,12%	40,67%	41,49%	51,35%	32,54%	124,24%

Note: Med afsæt i Cochrane (2005:230) er $E[F_j] = 1 * \lambda_j$, dvs. at forventede faktorafkast modsvarer en faktors risiko-præmie. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Afkast, standardafvigelser og Sharpe-ratioer er annualiserede, mens maksimum *drawdown* angiver det største afkastmæssige fald i %-point fra den seneste top. Afkastene dækker perioden juli 1995 til marts 2019.

Foruden ovenstående Sharpe-ratio kan risikoen forbundet med faktorerne udtrykkes gennem *drawdown*-risiko eller nedsiderisiko, jf. afsnit 4.4.6. Denne nedsiderisiko skyldes, at investorer er

særligt følsomme over for hændelser i afkastfordelingens venstre hale som benævnt i afsnit 1.1. Selvom en faktor tilknyttes en positiv afkastpræmie generelt har sandsynligheden for ekstreme negative afkastbevægelser en afskrækkende effekt på investorers investeringsvillighed i faktoren (Ciliberti et al., 2017:7). Med udgangspunkt heri kan en faktors *drawdown*-risiko betragtes som det afkastmæssige fald i %-point fra det seneste maksimum. *Drawdown* på tid t , D_t , er givet ved (29). Den maksimale *drawdown*-risiko, MD , i (30) udtrykker dermed det maksimale tab for en faktor i løbet af stikprøven (Cervelló-Royo et al., 2015:5969):

$$D_t = \max_{s < t} (R_s - R_t) \quad (29)$$

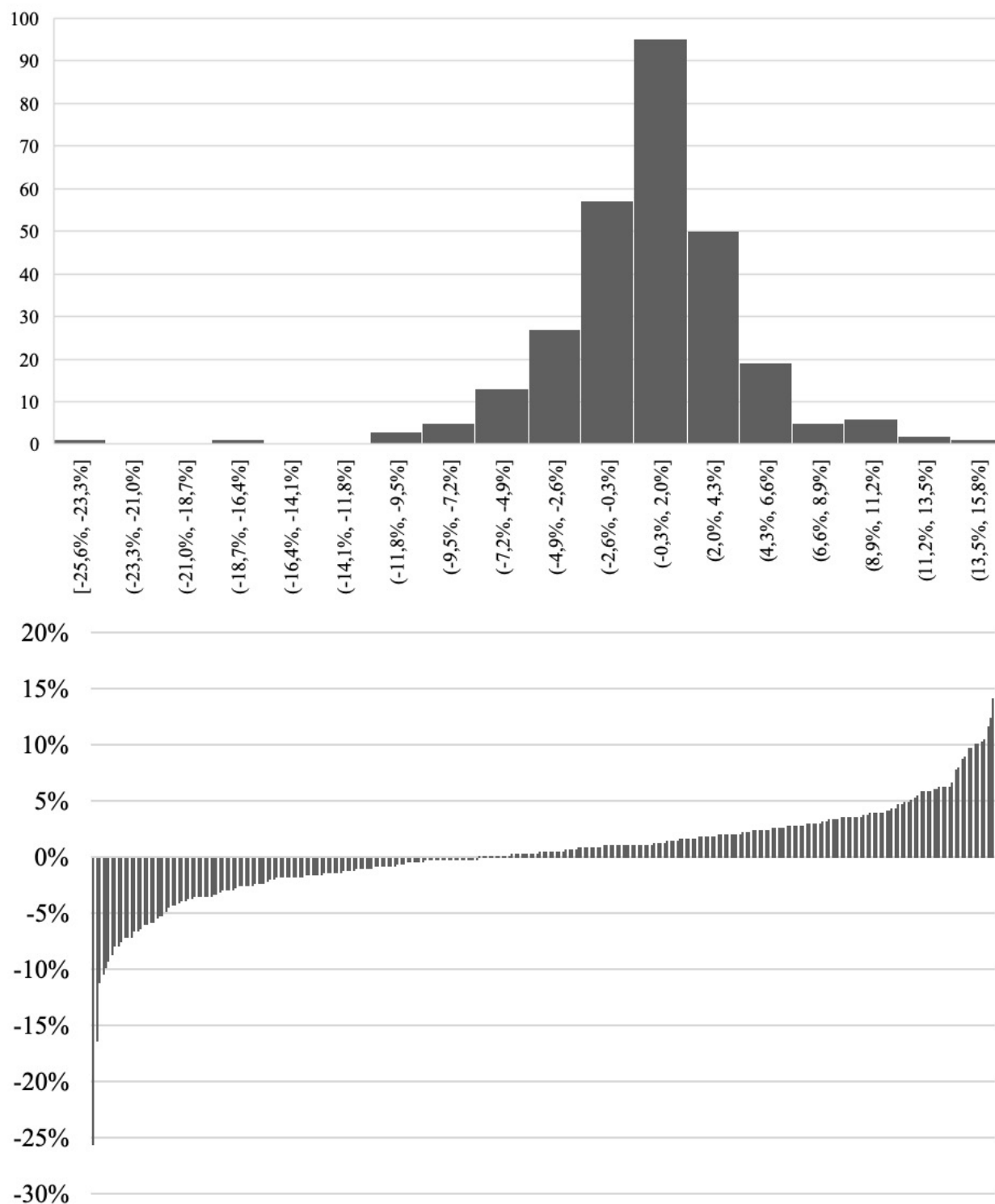
$$MD = \max_t D_t \quad (30)$$

Som det fremgår af tabel 6 indebærer faktorerne forskelligartet nedsiderisiko med mellem 32,54%-point og 124,24%-point.⁴¹ Momentumfaktoren indebærer en særlig markant nedsiderisiko, som desuden ofte undervurderes af investorer, jf. Arnott et al. (2019:2). Således indebærer momentumfaktoren den højeste *drawdown*-risiko af faktorerne i 6-faktormodellen med et fald på 124,24%-point. Derfor er momentumfaktorens profit i høj grad udtryk for risikoen forbundet med momentum-*crashes*, der resulterer i en markant investeringsrisiko for faktoren (Ang et al., 2001:25). Ruenzi & Weigert (2018:79) finder i overensstemmelse med disse resultater, at momentumfaktorens profitabilitet mindskes markant, når man justerer for faktorens nedsiderisiko. Momentumpræmien er dermed til en vis grad udtryk for *the peso problem*, der beskriver, at små sandsynligheder for ekstreme begivenheder, som afbildet i figur 3 ved en venstreskævfordeling (hvilket udtrykker momentum-*crashes*), opnår indvirkning i prisdannelsen, og besværliggør derfor test af markedets efficiens (Cochrane, 2005:435).⁴² Tilstedeværelsen af den markante nedsiderisiko implicerer imidlertid, at forventede afkast er underlagt bemærkelsesværdig risiko (Fluck et al., 1997:182), hvormed den forelagte faktorprædiktions ikke umiddelbart modsiger den efficiente markedshypotese (Cuthbertson & Nitzsche, 2004:84). Momentumfaktorens relation til nedsiderisiko behandles yderligere i afsnit 4.4.6.

⁴¹ Cervelló-Royo et al. (2015:5974) finder et relativt lavt risikojusteret afkast for USA vurderet ud fra *drawdown*-risiko sammenlignet med en række øvrige markeder, hvilket vidner om en relativt høj efficiens for USA. Hsu et al. (2016:223) påpeger i denne forbindelse, at valget af aktiemarked har enorm betydning for markedsefficiensen. Derfor kan afhandlingens fokus på USA formentlig til en vis grad tilskrives størrelsen på faktorernes *drawdown*-risiko.

⁴² *The peso problem* opnår desuden indvirkning på markedsfaktoren, hvilket medvirker til at forklare faktorens omtrent lige så høje *drawdown*-risiko som for momentumfaktoren (Cochrane, 2005:435).

Figur 3 – Fordelingen af momentumfaktorens afkastpræmie



Note: Figuren viser fordelingen af momentumafkast på månedsbasis for perioden juli 1995 til marts 2019. Den øverste figur afbilder fordelingen i intervaller, hvor x-aksen viser intervallerne og y-aksen indikerer antal observationer pr. interval. Den nederste figur viser fordelingen af momentumfaktorens enkelte månedsafkast over perioden.

Overordnet illustrerer dette afsnits resultater isoleret set en vis sammenhæng mellem faktorenes afkast og risiko i overensstemmelse med Hypotese 3. Således opfylder samtlige faktorer en nødvendig

betingelse, for at blive betegnet som risikofaktor, om at faktorenes afkast pr. risikoenhed ikke overstiger en rimelig øvre grænse på 0,6 (MacKinlay, 1995:13; Pukthuanthong et al., 2018:1585). Derudover bekræftes særligt momentumfaktorens markante nedsiderisiko, hvilket underbygges yderligere i afsnit 4.4.6. Undersøgelserne af faktorerne understøttes i det følgende afsnit, hvor faktorenes risikopræmier undersøges i relation til udviklingen i den marginale velstandsnytte.

4.4 Faktorrisikopræmier og markedstilstande

Hypotese 3b: *Faktorenes risikopræmier er negative, når den marginale velstandsnytte er høj.*

Det følgende afsnit finder tegn på, at *size*-faktoren i høj grad er udtryk for risikoforhold, da faktorens risikopræmie er negativ, når den marginale velstandsnytte er høj i overensstemmelse med Hypotese 3b. De øvrige faktorer har omvendt overordnet den modsatte relation til den marginale velstandsnytte, og Hypotese 3b afvises for profitabilitets- og investeringsfaktorerne grundet disses afkastmønstre og ræsonnement.

Faktorenes risikopræmier er ikke konstante på tværs af tid, og varierer særligt med udviklingen i den marginale velstandsnytte, hvilken approksimeres med udgangspunkt i markedsafkastet i tabel 7 (van Dijk, 2011:3269; Lewellen & Shanken, 2002:1140). Markedsafkastet benyttes som approksimation for marginal velstandsnytte, da størstedelen af markedsaktørerne påvirkes negativt i recessioner gennem bl.a. arbejdsløshed, lavere aktieafkast eller lavere løn (Cochrane, 1999:39). Således bør f.eks. *value*-aktier generelt underpræstere relativt til *growth*-aktier i perioder med negative markedsafkast, hvor den marginale velstandsnytte er høj. Dette ræsonnement må følge for, at *value*-faktoren kompenseres for systematisk højere risiko med udgangspunkt i en klassisk afkast-risikorelation, jf. Lakonishok et al. (1994:1543).⁴³

⁴³ Risikofyldte strategier bør tilegnes høje afkast i perioder med høje forventede og lave uforventede markedsafkast, da uforventede afkastvariationer medfører afvigelser mellem realiserede og forventede priser, hvilket skyldes informationsoverraskelser (Griffin et al., 2003:2539). Længerevarende perioder med relativt markante både positive og negative uforventede markedsafkast forekommer, hvorfor inferens af faktorrisikopræmierne for forskellige markedstilstande besværliggøres (van Dijk, 2011:3269; Elton, 1999:1199). Disse perioder er kendetegnet ved usikkerhed, hvor udfald er ukendte *ex ante* i kontrast til risici, hvor sandsynligheder for forskellige udfald kendes (Knight, 1921:233; Wang, 2008:19). I denne forbindelse fremsætter den effiente markedshypotese ikke, at priser altid er korrekte, men derimod, at vi ikke ved om priserne er for høje eller lave med udgangspunkt i fundamentalværdier, jf. Malkiel (2011:6). Tidsvarierende risikopræmier vidner desuden om usikkerhed forbundet med faktorafkastene, hvilket således er overensstemmende med den effiente markedshypotese, jf. Lewellen & Shanken (2002:1142), Fama & French (1998:288) samt Malkiel (2003:9; 2011:31).

Faktorernes risikorelation vurderet ud fra markedstilstande i tabel 7 er i overensstemmelse med Arnott et al. (2019:7), og understøttes desuden af appendiks V, hvor faktorernes risikorelation undersøges ved hjælp af et andet risikoudtryk. Her relateres faktorrisikopræmierne til forskellige tilstande for VIX-indekset, der betegnes frygtindekset og er de kommende 30 dages volatilitet på aktiemarkedet vurderet ud fra optioner, samt ændringer i VIX-indekset. Disse resultater fremsætter overordnet ensartede resultater som tabel 7 og afsnit 4.4.1-4.4.6, der behandler faktorernes risikopræmier mere dybdegående.

Resultaterne dækker perioden juli 1995 til marts 2019, men særligt senest tilgængelige afkastdata er relevant for prædiktionen af fremtidige afkast (Brown, 2011:86). Desuden varierer aktieafkast og dermed faktorernes risikopræmier kraftigt over tid, hvilket besværliggør valid inferens vedrørende faktorerne (van Dijk, 2011:3269; Lewellen & Shanken, 2002:1140).⁴⁴ Rullende regressioner kan i den forbindelse give indblik i faktorernes nylige risikopræmier samt ligeledes afsløre udviklingen i faktorernes risikopræmier over tid, hvilket understøtter resultaterne i tabel 7. Desuden kan en delperiodeanalyse beskrive faktorudviklingen over tid (Cochrane, 1999:45), hvorfor denne fremgår i appendiks VI for at understøtte de rullende regressioner. Delperioderne fremviser ensartede resultater som de rullende regressioner, hvilket underbygger robustheden af de rullende regressioner, der præsenteres i afsnit 4.4.1-4.4.6.

⁴⁴ Derfor kan langsigtede afkast tilknyttet anomalier potentielt følge af tilfældigheder (Fama & French, 1998:284).

Tabel 7 – Faktorrisikopræmier ved forskellige markedstilstande

Panel A: <i>Size-value</i> -porteføljer							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste afkast	-3,79 (-21,29)	-0,85 (-5,73)	0,12 (0,61)	1,87 (6,24)	1,85 (4,45)	1,67 (1,13)	99,49%
Neutrale afkast	1,04 (21,04)	0,76 (11,26)	0,24 (2,02)	-0,91 (-3,92)	-0,02 (-0,08)	1,08 (2,82)	97,44%
Højeste afkast	4,52 (16,45)	0,77 (2,64)	-0,76 (-1,94)	-2,44 (-5,10)	-0,71 (-0,91)	-5,65 (-4,85)	99,05%
Panel B: <i>Size-momentum</i> porteføljer							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste afkast	-3,99 (-21,06)	-0,21 (-0,80)	-0,07 (-0,10)	2,12 (4,16)	1,73 (4,24)	0,98 (3,68)	99,24%
Neutrale afkast	1,05 (15,86)	0,68 (6,58)	-0,19 (-0,29)	0,27 (0,72)	-0,79 (-2,15)	0,52 (5,01)	98,04%
Højeste afkast	4,00 (11,89)	0,69 (1,30)	-0,56 (-0,70)	0,46 (0,43)	-3,29 (-3,21)	1,74 (3,63)	97,92%
Panel C: <i>Size-profitabilitets</i> porteføljer							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste afkast	-3,92 (-36,37)	-0,81 (-8,31)	2,03 (5,00)	1,54 (11,24)	2,33 (4,80)	3,21 (1,15)	99,47%
Neutrale afkast	0,99 (14,98)	0,88 (5,01)	-0,31 (-0,65)	-0,19 (-1,54)	-0,85 (-2,17)	0,61 (0,59)	97,75%
Højeste afkast	4,93 (11,83)	1,20 (3,92)	-1,96 (-1,49)	-1,23 (-3,81)	1,52 (2,84)	-6,58 (-4,77)	98,94%
Panel D: <i>Size-investerings</i> porteføljer							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste afkast	-4,02 (-39,25)	-0,63 (-5,34)	0,26 (0,75)	2,50 (6,80)	0,75 (3,27)	0,31 (0,22)	99,55%
Neutrale afkast	1,01 (19,79)	0,92 (12,01)	-0,19 (-0,86)	-0,61 (-3,63)	0,08 (0,93)	1,56 (3,40)	98,93%
Højeste afkast	5,10 (27,51)	0,78 (4,82)	-2,18 (-3,23)	-1,05 (-2,60)	-0,59 (-4,25)	-4,79 (-4,39)	99,42%

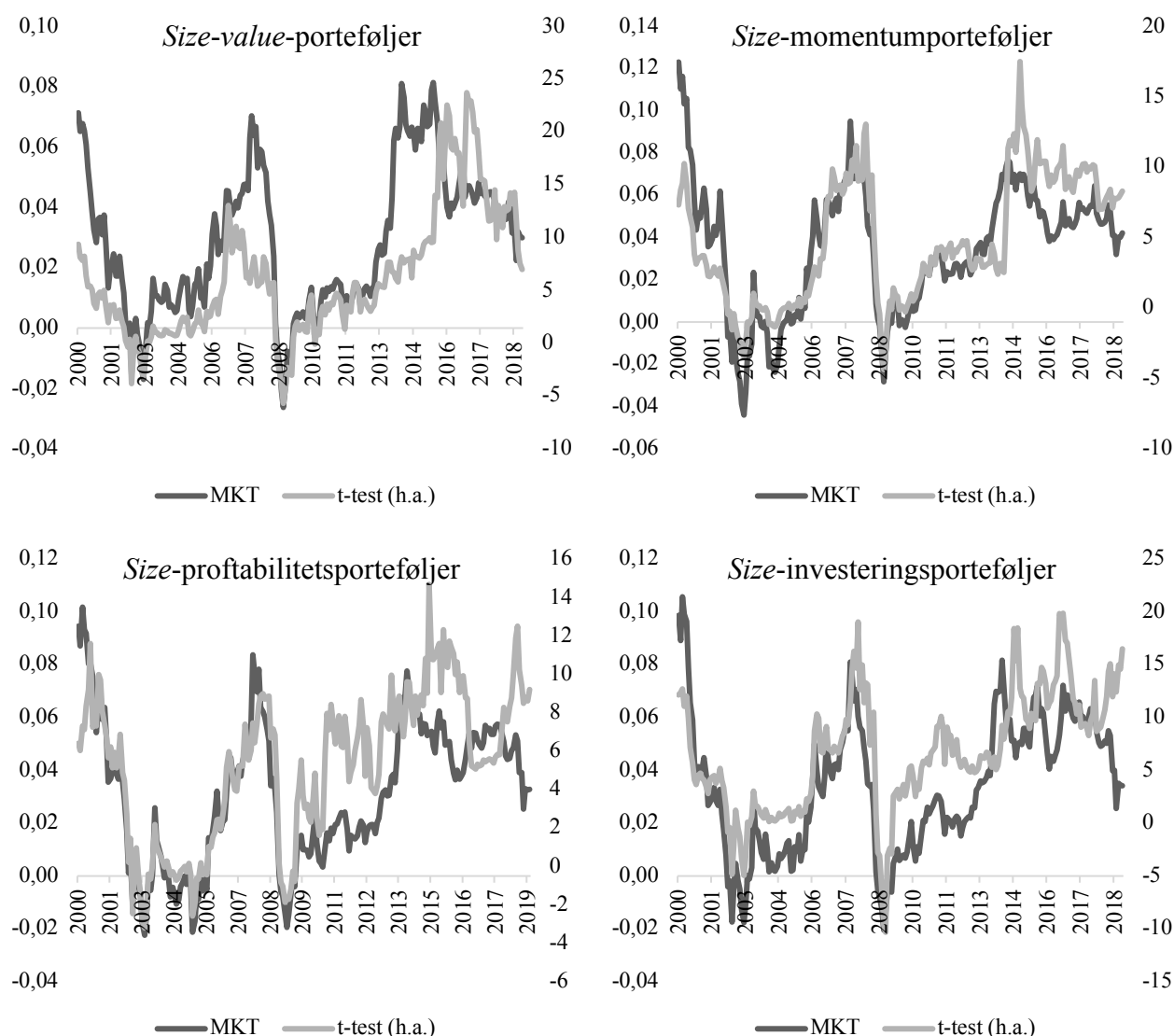
Note: (21) er estimeret for 6-faktormodellen for de fire forskellige porteføljesorteringer som afhandlingen tager afsæt i. Dermed estimeres $\bar{R}_i = \lambda_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \lambda_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \lambda_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \lambda_{RMW}\hat{\beta}_{i,RMW} + \lambda_{CMA}\hat{\beta}_{i,CMA} + \lambda_{WML}\hat{\beta}_{i,WML} + \alpha_i$. Parameterestimaterne er angivet for hvert parameter med den dertilhørende *t*-statistik under dette estimat i parentes. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks II. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Risikopræmierne estimeres med udgangspunkt i 25 observationer, da hver porteføljesortering indeholder 25 porteføljer. De estimerede faktoreksponeringer, betaværdier, der udgør de forklarende variable med udgangspunkt i to-trins proceduren, er estimeret for hver portefølje for perioden juli 1995 til marts 2019. Laveste afkast, neutrale afkast og højeste afkast består hver især af 95 måneder. Laveste afkast dækker perioder med markedsafkast lavere end -0,05%, højeste afkast er perioder med markedsafkast over 2,75%, mens neutrale afkast dækker intervallet derimellem.

4.4.1 Markedsfaktoren

Markedsfaktorens overordnede positive risikopræmie i figur 4 understreger robustheden af *the equity risk premium*, der beskriver, at aktiemarkedets afkast overstiger afkastet tilknyttet et risikofrit aktiv (Mehra & Prescott, 1985:145). Tilstedeværelsen af *the equity risk premium* skyldes aktiemarkedets systematisk højere risiko end det risikofrie aktiv, hvilket f.eks. fremgår af markedsfaktorens markant højere standardafvigelse end det risikofrie aktiv i tabel 2. Risikoen tilknyttet aktiemarkedets afkast illustreres desuden i figur 4, hvor risikopræmien tilknyttet markedsfaktoren varierer med konjunkturfluktuationer over testperioden i overensstemmelse med Rietz (1988:131), mens de øvrige faktorer desuden ligeledes har markante variationer forbundet med den cykliske udvikling. Med de fleste investorer relativt korte tidshorisont kan denne cykliske eksponering være årsagen til, at faktorerne afkastpræmier ikke er arbitreret væk, jf. Bender et al. (2013:13). Afkastpræmierne kan derfor betragtes som en kompensation til langsigtede investorer for at bære disse kortsigtede variationer. Variationerne medfører desuden markante variationer for 6-faktormodellens justerede forklaringsgrad, jf. figur 5. Mens faktorrisikopræmierne varierer over tid i denne afhandling, jf. afsnit 4.4.1-4.4.6, forekommer ingen entydig tendens til mindsket faktorprofitabilitet over testperioden.⁴⁵ Dette resultat modstrider Chordia et al. (2014:48), hvilket formentlig forårsages af denne afhandlings fokus på faktorer med overordnet relativt mere robuste faktorafkast historisk set med afsæt i Fama & French (2017a:7).

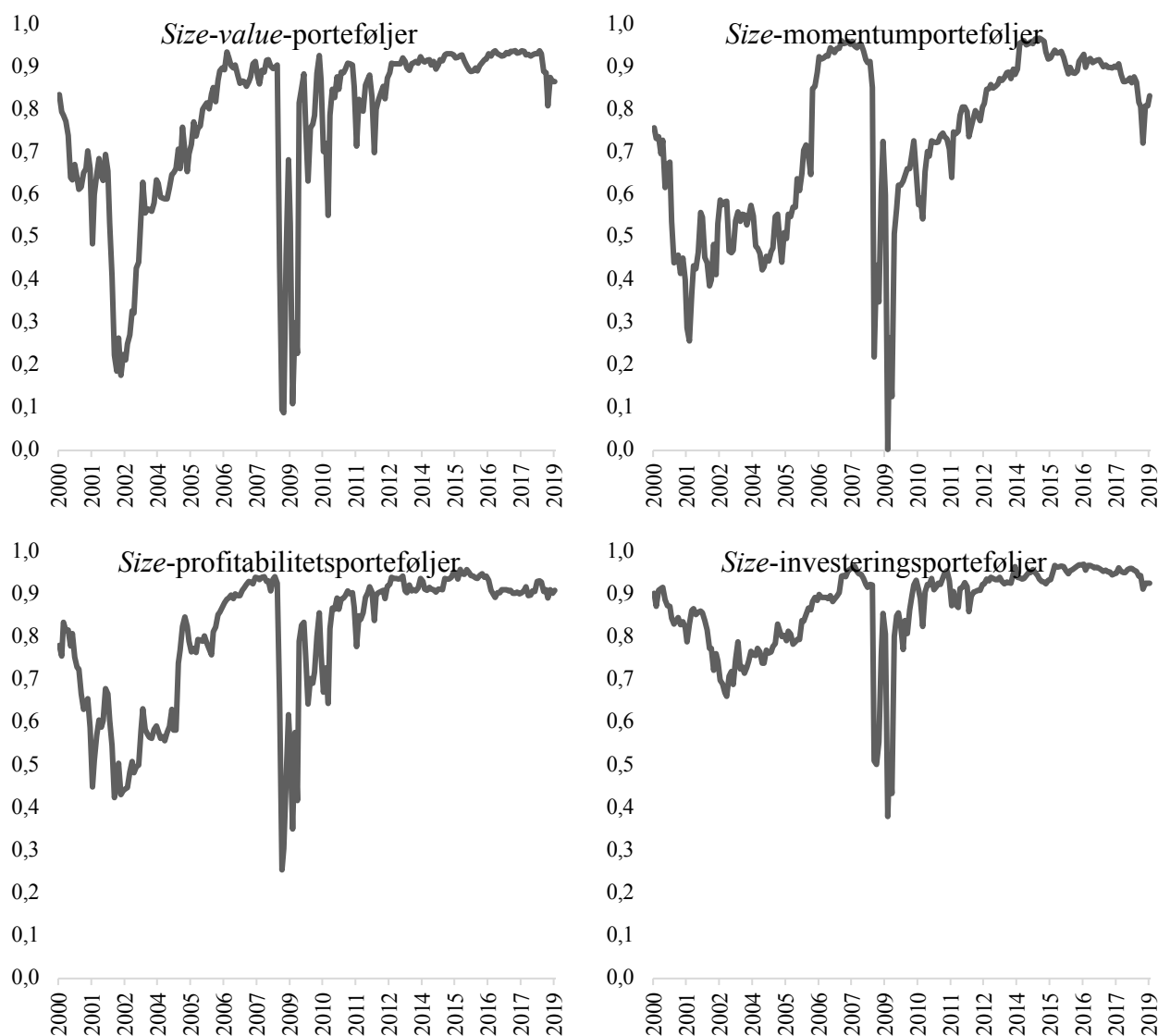
⁴⁵ Udviklingen for de tidsvarierende risikopræmier afkræfter formentligt bekymringen, om at faktorerne forsvinder umiddelbart efter offentliggørelse heraf som fremsat af bl.a. Cochrane (1999:43) samt Chordia et al. (2014:49).

Figur 4 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet markedsfaktoren



Note: Figuren viser risikopræmien tilknyttet markedsfaktoren med udgangspunkt i 5 års rullende regressioner af to-trins proceduren, der er gennemgået i afsnit 3.2, for 6-faktormodellen. Dermed tager de rullende regressioner afsæt i 6-faktormodellen i (8) samt to-trins proceduren i (20)-(21). Disse rullende regressioner er udarbejdet for hver af de fire benyttede porteføljesorteringer mhp. at undersøge robustheden af risikopræmien tilknyttet faktoren. For hver porteføljesorterings rullende regressioner er parameterestimater, *MKT*, samt *t*-teststørrelser, *t*-test, angivet. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks II. Regressionerne forløber sig fra juli 1995 til marts 2019, hvorledes regressionerne benytter juli 1995 til juni 2000 som startestimeringsvindue.

Figur 5 – Rullende regressioners justerede forklaringsgrader



Note: Figuren viser de justerede forklaringsgrader tilknyttet 5 års rullende regressioner af to-trins proceduren, der er gennemgået i afsnit 3.2, for 6-faktormodellen. Dermed tager de rullende regressioner afsæt i 6-faktormodellen i (8) samt to-trins proceduren i (20)-(21). Disse rullende regressioner er udarbejdet for hver af de fire benyttede porteføljesorteringer mhp. at undersøge robustheden af risikopræmien tilknyttet faktoren. Regressionerne forløber sig fra juli 1995 til marts 2019, hvorledes regressionerne benytter juli 1995 til juni 2000 som startestimeringsvindue.

4.4.2 Size-faktoren

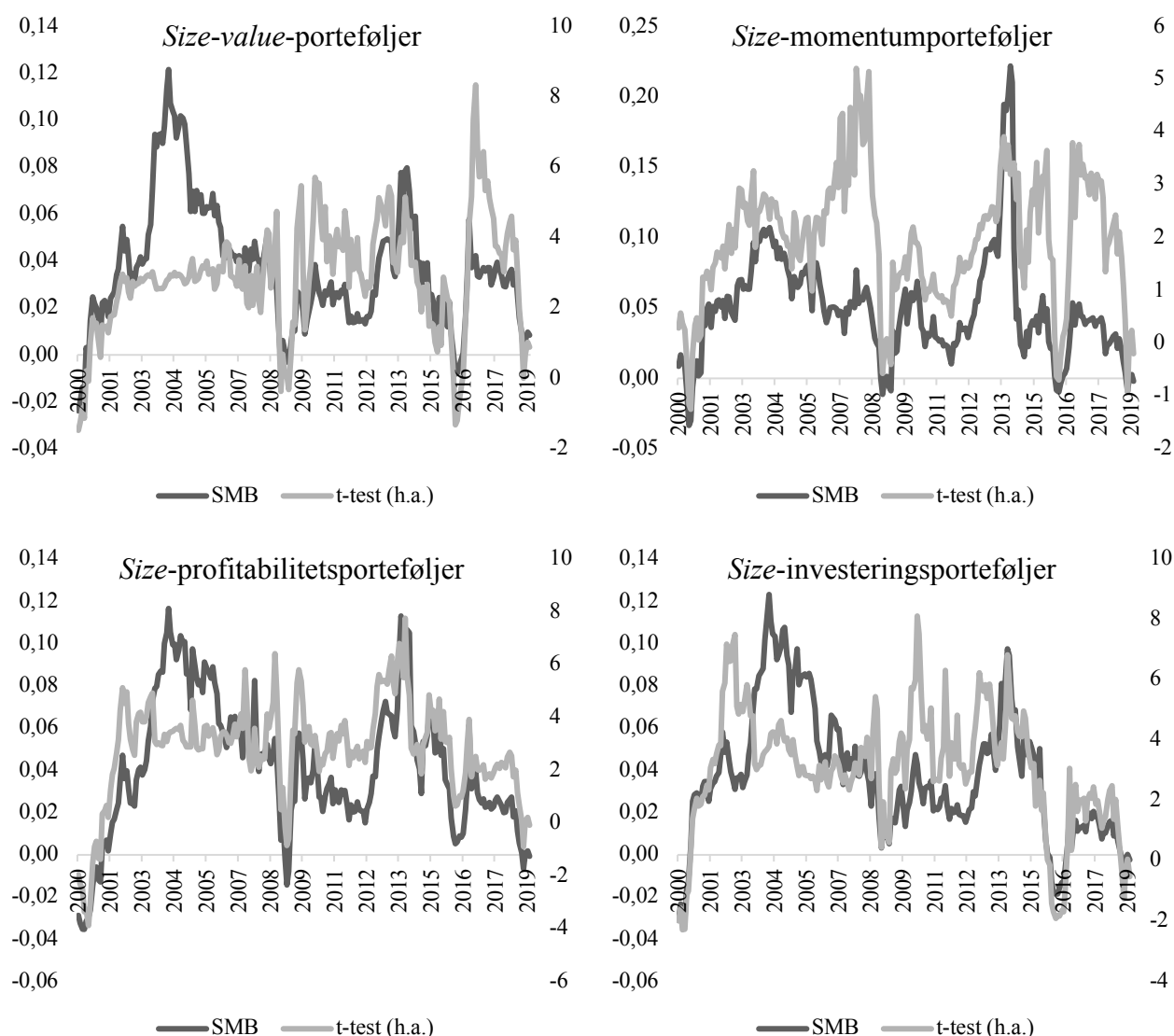
Afsnit 4.4.2-4.4.6 har til hensigt at undersøge faktorenes risikopræmier generelt set samt over tid og i relation til forskellige markedsstadier. Afsnittene indleder overordnet med en behandling af risikopræmierne, som efterfølges af en diskussion af potentielle årsagsforklaringer for risikopræmiernes observerede variationer. Denne diskussion fokuserer særligt på potentielle risikobaserede forklarings-

ger, men inddrager ligeledes adfærdsmæssige forklaringer. Dette afsnit finder, at *size*-faktorens risikopræmie i høj grad er i overensstemmelse med en risikobaseret forklaring, og derfor ligeledes i overensstemmelse med Hypotese 3b.

Size-faktorens overordnede positive risikopræmie fremgår af tabel 5 samt figur 6, og er i overensstemmelse med van Dijk (2011:3269). *Size*-faktorens risikopræmie er gennemgået en markant stigning i 2000'erne, hvorefter bl.a. finanskrisen mindskede risikopræmien, jf. figur 6. Denne udvikling er overensstemmende med en risikobaseret forklaring samt den teoretiske begrundelse præsenteret i afsnit 2.3.1, da *size*-faktorrisikopræmien mindskedes i en periode kendetegnet ved økonomisk tilbagegang og konkurser. I overensstemmelse med disse resultater for *size*-faktoren samt tabel 7 fremfinder Avramov & Chordia (2006:1004) en høj korrelation mellem førnævnte faktor og en recessionsvariabel. Således fremstår en risikobaseret forklaring for *size*-faktoren i overensstemmelse med data.

De ovenfor beskrevne sammenhæng mellem risiko og *size*-faktoren underbygges yderligere af Moor & Sercu (2013:150), som finder en positiv relation mellem udbytteudlodning og *size*-faktoren, da store virksomheder er mere tilbøjelige til at udbetale dividender end små virksomheder som påpeget af Julio & Ikenberry (2004:90). Høje dividendeudbetalinger signalerer i den forbindelse sikkerhed og engagement for fremtiden, mens udeblivende dividender signalerer højnet konkursrisici. Alternativt er dividendeudbetalingerne udtryk for begrænsede vækstmuligheder, hvorfor små virksomheder tilknyttes særligt høje afkastpræmier i perioder med høj dividendeudbetaling i overensstemmelse med tabel 7 og figur 6 (Julio & Ikenberry, 2004:90). I perioder med høj usikkerhed og risiko søger investorer derfor mod store virksomheder, hvorfor *size*-faktorrisikopræmien mindskes i disse perioder i overensstemmelse med figur 6 og tabel 7. Dermed approksimerer *size*-faktoren formentlig risici som f.eks. konkursrisici (Zakamulin, 2013:1063).

Figur 6 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet *size*-faktoren



Note: Figuren viser risikopræmien tilknyttet *size*-faktoren med udgangspunkt i 5 års rullende regressioner af to-trins proceduren, der er gennemgået i afsnit 3.2, for 6-faktormodellen. Dermed tager de rullende regressioner afsæt i 6-faktormodellen i (8) samt to-trins proceduren i (20)-(21). Disse rullende regressioner er udarbejdet for hver af de fire benyttede porteføljesorteringer mhp. at undersøge robustheden af risikopræmien tilknyttet faktoren. For hver porteføljesorteringens rullende regressioner er parameterestimer, *SMB*, samt *t*-teststørrelser, *t*-test, angivet. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks II. Regressionerne forløber sig fra juli 1995 til marts 2019, hvorledes regressionerne benytter juli 1995 til juni 2000 som startestimeringsvindue.

Foruden ovenstående forklaringer kan *size*-faktoren forårsages af, at de fleste små virksomheder underpræsterer store virksomheder, hvormed *size*-faktoren primært drives af ekstreme observationer for enkelte små virksomheder, jf. Knez & Ready (1997:1378) samt Fama & French (2007:57). Det betyder, at de ringe afkast for mange små virksomheder kompenseres af få ekstremt succesfulde små

virksomheder, der ikke kan udpeges *ex ante*.⁴⁶ Denne forklaring motiverer yderligere tilstedeværelsen af en risikopræmie for *size*-faktoren, da små virksomheders potentielle afkastudvikling spænder særdeles bredt (van Dijk, 2011:3269).⁴⁷ Herudover kan signifikansen af *size*-faktoren muligvis drives af udeladte risikofaktorer, da mere risikofyldte pengestrømme medfører lavere markedsværdi og højere forventede afkast, jf. Berk (1995:280) samt van Dijk (2011:3266).

Alternativt drives *size*-faktorens signifikans muligvis af, at 6-faktormodellen kontrollerer for kvalitet på tværs af virksomhedsstørrelse. Således sikrer investerings- og profitabilitetsfaktorernes kvalitetslignende elementer, at *size*-faktoren opfanger effekter alene relateret til virksomheders størrelse (Asness et al., 2017b:15), og derfor er faktorens risikopræmieestimer i tabel 5 højere end det gennemsnitlige historiske faktorafkast i tabel 2. Sammenhæng mellem *size*-faktoren og kvalitet skyldes mere konkret, at større virksomheder i højere grad forbindes med kvalitetsmål end mindre virksomheder. I overensstemmelse hermed forbedres risikopræmien tilknyttet *size*-faktoren i ikke-rapporterede resultater fra intervallet 0,10%-0,25% pr. måned til intervallet 0,19%-0,29% pr. måned for juli 1995 til marts 2019 henholdsvis for 4- og 6-faktormodellerne, hvilke er henholdsvis foruden og med profitabilitets- og investeringsfaktorerne.⁴⁸ Kontrolleres derfor for virksomhedernes kvalitet (i form af profitabilitets- og investeringsfaktorerne) som i 6-faktormodellen afstedkommer *size*-faktoren således en højsignifikant positiv risikopræmie (Asness et al., 2017b:30).

Modsat kvalitetsbaserede afkastmål er *size*-faktoren imidlertid i høj grad relateret til mindre likvide aktieselskaber, hvilket delvist forklarer denne faktors risikopræmie over tid (Ang, 2014:438; Zaremba & Czapkiewicz, 2017:11). Den begrænsede likviditet blandt små selskaber medfører desuden forøgede spænd mellem bud- og udbudskurser (Asness et al., 2017b:35). Opsummerende er *size*-faktorens positive risikopræmie derfor delvist udtryk for en likviditetspræmie, mens relationen til markedsstadier i tabel 7 og figur 6 er i overensstemmelse med, at små virksomheder er underlagt konkursrisici, hvilket yderligere motiverer risikopræmiens tilstedeværelse.

⁴⁶ Således dominerer vækstende små virksomheder, der overgår fra små til store, de store virksomheder, som er i tilbagegang og derfor transformeres til små virksomheder (Fama & French, 2007:56).

⁴⁷ Alquist et al. (2018:18) finder, at *size*-faktoren næsten udelukkende gør sig gældende blandt allermindste aktier. Med denne afhandlings fokus på Russell 3000-aktier forevises, at *size*-faktorens profitabilitet umiddelbart ikke er begrænset til mikroaktier.

⁴⁸ På samme måde agerer *size*-faktoren omvendt som en katalysator, der får det meste ud af de øvrige faktorer i 6-faktormodellen, jf. Blitz (2015:14), Fama & French (2017a:25) og Alquist et al. (2018:24).

I modsætningen til ovenstående risikobaserede forklaringer, kan *size*-faktoren potentielt tilskrives psykologiske forhold. Således foretrækker særligt institutionelle investorer store virksomheder frem for små virksomheder, jf. van Dijk (2011:3268). Miller (1977:1154) beskriver alternativt, at aktier underlagt forskelligartede opfattelser samt *short-selling*-friktioner har højere sandsynlighed for at blive overvurderet. Disse forskelligartede opfattelser er særligt gældende blandt små virksomheder, hvor informationsgrundlaget er relativt ringe.⁴⁹ De forskelligartede opfattelser drives i høj grad af usikkerhed, hvilket foranlediger forskelligartede værdiansættelser og risikoopfattelser. *Short-selling*-restriktioner kan i sådanne tilfælde medføre, at en gruppe ringe informerede økonomiske aktører byder en akties værdi op i et niveau, der ikke retfærdiggøres af virksomhedens fundamentalværdier. Så længe *short-selling*-restriktioner er til stede højnes sandsynligheden for overvurderede aktiepriser – særligt blandt små virksomheder – hvilket modstrider den efficiente markedshypotese, jf. Miller (1977:1166). I modsætning hertil finder Asness et al. (2017b:31) imidlertid, at *short-selling*-friktioner ikke afstedkommer overvurderede små aktier, mens analytikerestimer desuden ikke vidner om højere opfattelsesspredning blandt små virksomheder. Beber & Pagano (2013:379) finder tilmed, at (lovbestemte) *short-selling*-restriktioner ikke formår at understøtte markedspriser. Således er *size*-faktoren ikke umiddelbart forårsaget af *behavioral finance*-relaterede forhold (Alquist et al., 2018:22).

Ovenstående resultater er i overensstemmelse med Hypotese 3b, da *size*-faktoren tilknyttes en positiv risikopræmie som følge af risikobaserede forhold – som relaterer sig til konkurs- eller likviditetsrisici – snarere end misprisfastsættelse i overensstemmelse med van Dijk (2011:3268). *Size*-faktoren forstærkes i den forbindelse af, at 6-faktormodellen kontrollerer for kvalitet (Asness et al., 2017b:30; Alquist et al., 2018:27). Desuden afkræfter *size*-faktorens relativt robuste risikopræmie før omkostninger umiddelbart Kalesnik & Beck (2014:3), der bl.a. argumenterer for, at *size*-faktoren 1) er statistisk insignifikant, 2) ikke besidder en positiv risikopræmie samt 3) skyldes en opadgående afkastbias blandt særligt små virksomheder i databaser. Risikopræmien tilknyttet *size*-faktoren er imidlertid lavere end f.eks. risikopræmierne for markeds- og momentumfaktorerne i tabel 5. Små virksomheder

⁴⁹ Små virksomheder er i relativt begrænset grad analytiker- og mediedækket, hvilket højner arbitrageomkostninger for disse aktier, hvormed en højere risikopræmie tilknyttes små virksomheder end store virksomheder. Denne sammenhæng er desuden gældende for *value*- relativt til *growth*-virksomheder (Chan & Lakonishok, 2004:74; Fang & Peress, 2009:2037; La Porta et al., 1997:869).

er desuden forbundet med markante transaktionsomkostninger, hvilket sammen med begrænset likviditet besværliggør handelsstrategien implementérbarhed givet faktorens relativt lave risikopræmie sammenlignet med f.eks. markeds- og momentumfaktorerne i tabel 5 (Alquist et al., 2018:20). Dette på trods af afhandlingens fokus på Russell 3000-aktier. Slutteligt er *size*-faktorens afkast i høj grad relateret til januar, jf. Alquist et al. (2018:13). Dette eventuelle sæsonmønster afkræftes imidlertid af appendiks VII.

4.4.3 *Value*-faktoren

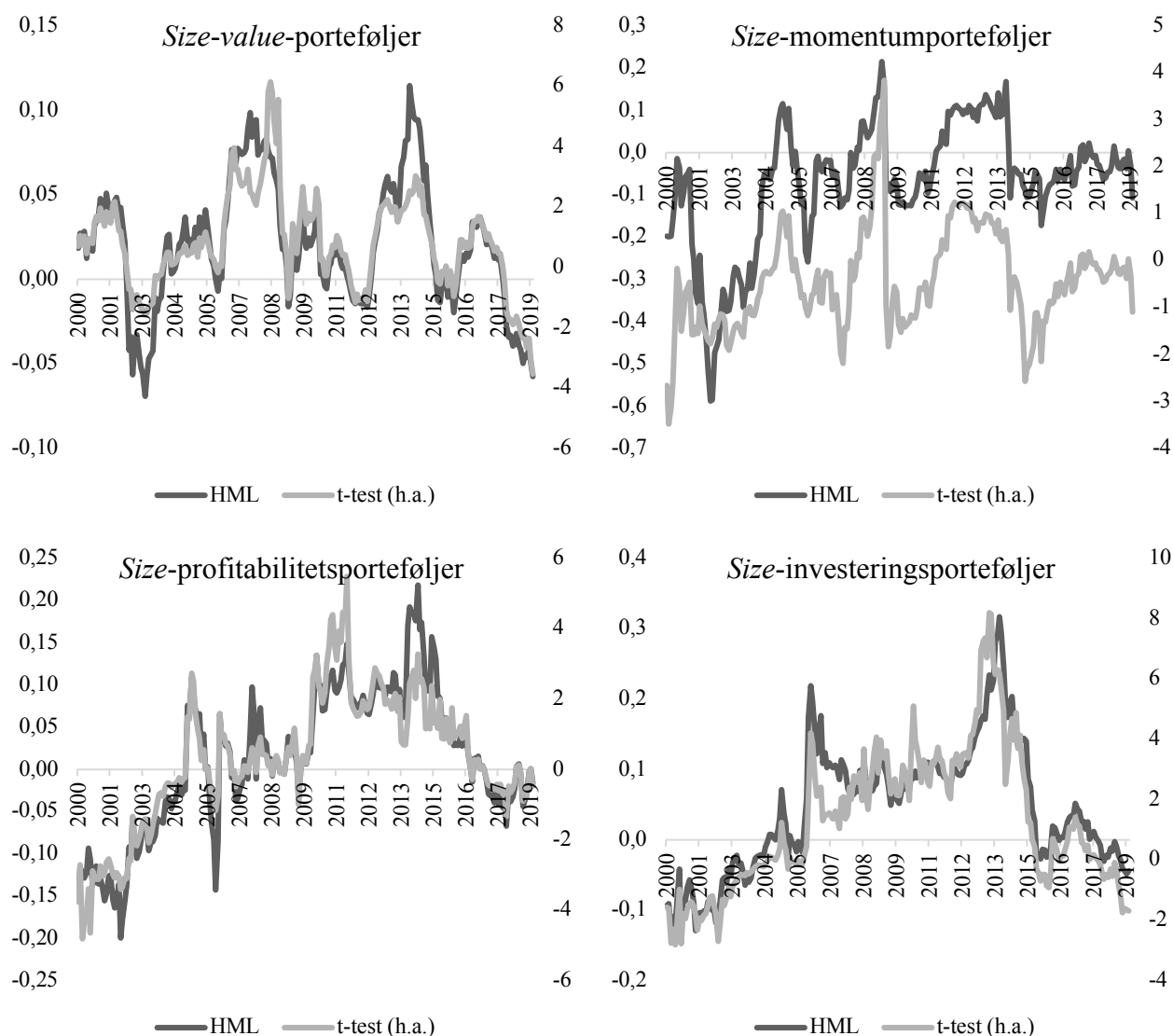
Det følgende afsnit finder, at *value*-faktorens risikorelation er mod forventning og umiddelbart strider med hypotese 3b, hvilket kan skyldes, at *value*-faktoren ikke drives af entydige risikoforhold.

Value-faktoren er særligt i stikprøvens begyndelse kendetegnet ved lave og endda negative risikopræmier i figur 7, hvilket muligvis kan henføres til øget optimisme omkring teknologi-, medie- og telekommunikationsaktier i slutningen af 1990'erne, jf. Chan & Lakonishok (2004:84). *Value*-faktorens risikopræmie er dog generelt mindsket, særligt fra år 2014. Derfor er faktorens empiriske relevans mere begrænset end tidligere givet 6-faktormodellens resterende faktorer, hvilket er i overensstemmelse med afsnit 4.1, Fama & French (2015a:12) og Kushner (2017:29). Figur 7 og tabel 7 fremsætter, faktorprofitabiliteten for *value*-faktoren delvist afspejler markedsudviklingen, hvormed også en risikobaseret forklaring tilknyttet denne faktor er empirisk sandsynlig. Sammenhængen er imidlertid modsat forventet, men i overensstemmelse med Petkova & Zhang (2005:200), hvorfor marginal velstandsnytte muligvis ikke alene driver risikoen tilknyttet faktoren. Med udgangspunkt i Fama & French (1996:79) kan den manglende entydige relation til markedsudviklingen for *value*-faktoren skyldes, at industriers indtjeningsudvikling varierer i markant højere grad end den økonomiske udvikling for økonomien overordnet.

Den modsatte relation til markedstilstande end forventet kan skyldes, at *value*-faktoren potentielt er et udtryk for vækstudsigterne for virksomhedernes investeringer (Abhakorn et al., 2013:121; Hou et al., 2015:656; Stivers, 2018:135). Således skyldes *value*-faktorens generelle relation til risiko i figur 7 og tabel 7 muligvis, at virksomheder med lave B/M-ratioer (*growth*-virksomheder) er prissat efter høj fremtidig indtjening på virksomhedens investeringer. I kriseperioder forværres vækstudsigterne for virksomhedens investeringer, hvorfor den fremtidige indtjening vurderes lavere, hvilket medfører negative afkast for *growth*-virksomheder (Chan & Lakonishok, 2004:85; La Porta et al., 1997:870). Denne effekt må mere end opveje negative afkast i kriseperioder for *value*-aktier, hvilke drives af

øgede konkursrisici blandt disse virksomheder (Lewellen, 1999:34; Cochrane, 2005:442). Sidstnævnte effekt har imidlertid domineret i forbindelse med den finansielle krise, hvor *value*-faktoren har fulgt markedsudviklingen i overensstemmelse med Arnott et al. (2019:8). Således er korrelationen mellem markedsafkastet og *value*-præmien 0,54 fra 2007 til 2010, og faktorens seneste relation til markedstilstande er mere som forventet i hypotese 3b.

Figur 7 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet *value*-faktoren



Note: Figuren viser risikopræmien tilknyttet *value*-faktoren med udgangspunkt i 5 års rullende regressioner af to-trins proceduren, der er gennemgået i afsnit 3.2, for 6-faktormodellen. Dermed tager de rullende regressioner afsæt i 6-faktormodellen i (8) samt to-trins proceduren i (20)-(21). Disse rullende regressioner er udarbejdet for hver af de fire benyttede porteføljesorteringer mhp. at undersøge robustheden af risikopræmien tilknyttet faktoren. For hver porteføljesorteringes rullende regressioner er parameterestimer, *HML*, samt *t*-teststørrelser, *t*-test, angivet. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks II. Regressionerne forløber sig fra juli 1995 til marts 2019, hvorledes regressionerne benytter juli 1995 til juni 2000 som startestimeringsvindue.

Value-faktorens tvetydige risikorelation kan alternativt skyldes, at *value*-faktoren muligvis approksimerer underliggende risikokomponenter, der ligeledes opfanges af de øvrige faktorer, hvorfor *value*-faktoren er et støjfuldt risikomål (Rabener, 2018:6). Derfor fremkommer muligvis ingen entydig underliggende risikorelation for *value*-faktoren. AQR (2018:1) påpeger i denne forbindelse, at *value*-aktier ikke har uniforme makroøkonomiske drivere, hvilket kan forklare faktorens mere begrænsede risikopræmie i de senere år, jf. figur 7. Således kan vidt forskellige aktier besidde relativt høje B/M-ratioer, og dermed forekomme relativt billige vurderet via *value*. En aktie med stabil indtjening kan være billig som følge af ringe vækstudsigter, mens en anden aktie kan besidde et højt potentiale, men være billig pga. dårlig ledelse og høje gælds niveauer (Lakonishok et al., 1994:1547). Derfor kan f.eks. høj inflation opnå forskelligartet indvirkning på disse virksomheder, da førstnævnte virksomheds stabile indtjening og afkast udvandes, mens den anden virksomheds gælds niveau formindskes og afkast højnes.

På trods af manglende uniforme makroøkonomiske drivere for *value*-faktoren foreligger potentielle makroøkonomiske forklaringer på *value*-faktorens generelt mindskede risikopræmie i særligt de senere år. Abhakorn et al. (2013:114) finder således, at *value*-faktoren prædikerer udviklingen i det private forbrug, hvilket særligt er tilfældet i perioder med økonomisk tilbagegang, hvor den marginale velstandsnytte er høj (Lettau & Ludvigson, 2001:1244). Liew & Vassalou (2000:233) påpeger desuden, at faktoren uafhængigt af markedsfaktoren er positivt relateret til fremtidig makroøkonomisk vækst. Disse sammenhænge er overensstemmende med et mindsket faktorafkast for *value*, da de seneste år generelt har været kendetegnet ved enten moderat økonomisk vækst, lav volatilitet, lave renteniveauer eller generel lav inflation, jf. AQR (2018:2). Således kan den begrænsede empiriske relevans af *value*-faktoren muligvis henføres til særligt senere års makroøkonomiske miljø, der har påvirket *value*-afkast relativt negativt.

Omvendt medfører *value*-faktorens tidsvarierende og til tider negative risikopræmie i figur 7, at extrapolationshypotesen og den tilhørende reversionstendens som beskrevet af bl.a. La Porta et al. (1997:873), De Bondt & Thaler (1985:794) samt i afsnit 2.3.1 ikke kan afvises.⁵⁰ Derfor kan *value*-faktoren tilskrives enten *behavioral finance*-forhold eller risikobaserede forklaringer, men faktorens

⁵⁰ Alternativt underestimerer investorer vigtigheden af information vedrørende fundamentalværdier og overestimerer profitten fra fremtidige vækstmuligheder som fremført af Griffin & Lemmon (2002:2333).

tilstedeværelse forårsages formentlig af en kombination af de to (Asness et al., 2015:48; Swedroe, 2019:9).

Med udgangspunkt i ovenstående udfordres Hypotese 3b, men hypotesen kan ikke afvises, da *value*-faktoren potentielt er udtryk for underliggende risikoforhold, dog uden, at entydige risikoforhold driver faktorens profitabilitet, der i høj grad varierer over tid. *Value*-faktorens variationer over tid betyder, at faktoren betragtes som en *hedge* mod momentumfaktoren med udgangspunkt i den negative sammenhæng mellem faktorerne i tabel 2 samt figur 7 og 9. Den negative korrelation sikrer, at en kombination af *value*- og momentumbaserede handelsstrategier medfører mindre volatilitet for en samlet portefølje, hvorfor kombinationen af de to faktorer befinder sig tættere på den effiente rand i figur 1 end faktorerne isoleret (Asness et al., 2013:932). Sammenhængen illustreres f.eks. i forbindelse med krisen illustrerer figur 7 og 9 sammenhængen mellem *value*- og momentumfaktorerne. Således afstedkommer *value*-faktoren først en faldende risikopræmie i forbindelse med finanskrisens påbegyndelse, hvorefter risikopræmien reverserer med markedet og vokser (Arnott et al., 2019:8). Omvendt præsterer momentumfaktoren ringest ved markedsreversioner, jf. afsnit 4.4.6, hvorfor *value*-faktoren er en attraktiv handelsstrategi, når momentumfaktoren foranlediger særligt ringe afkast i overensstemmelse med Daniel & Moskowitz (2016:222). Derfor er *value*- og momentumfaktorerne særligt effektive, når de benyttes sammen, og de kan derfor fremsætte diversifikationsmæssige fordele i en multifaktorportefølje (Asness et al., 2015:42; Israel & Ross, 2017:9; Hsu et al., 2019:8).

4.4.4 Profitabilitetsfaktoren

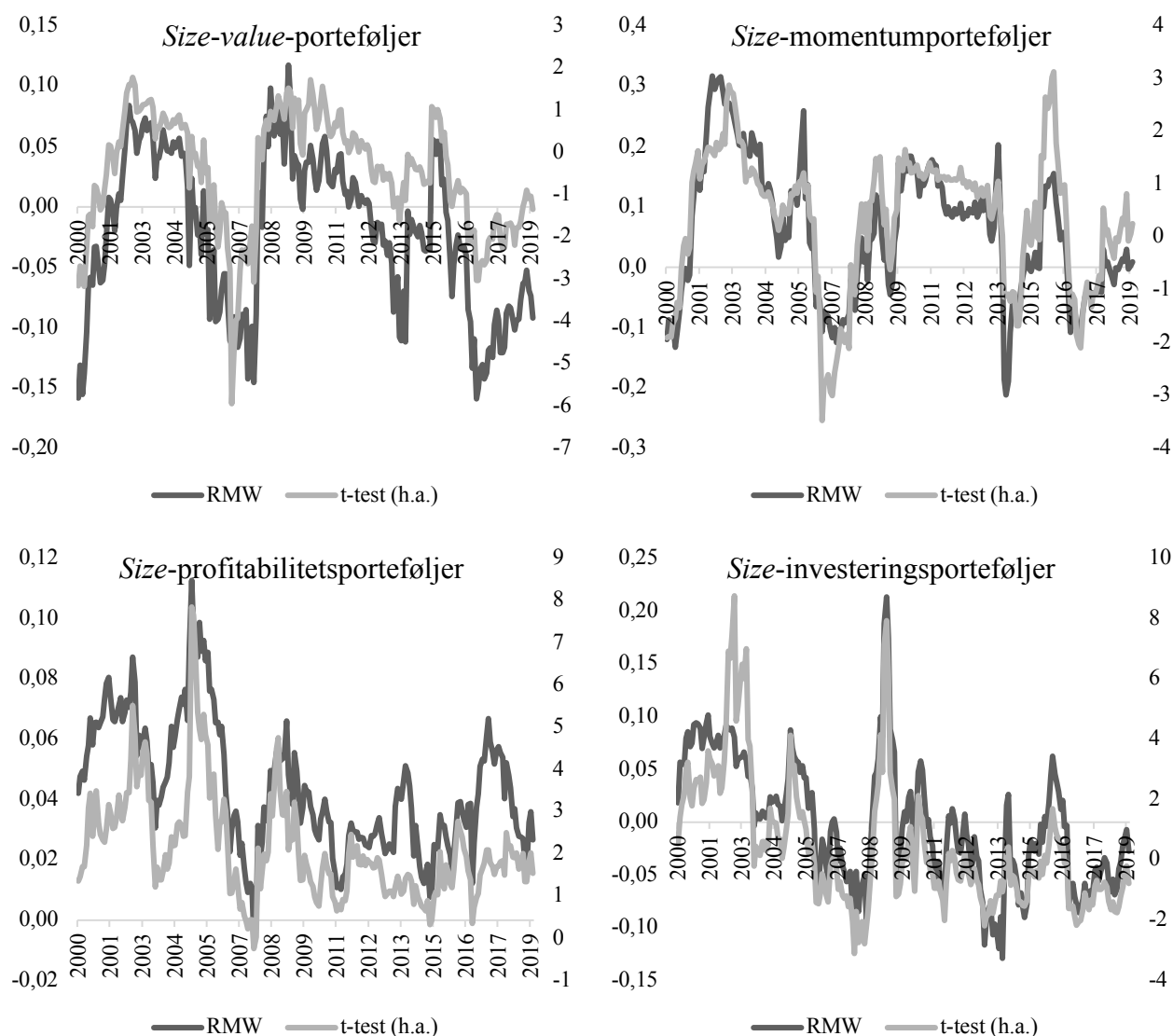
Det følgende afsnit finder, at profitabilitetsfaktorens risikorelation ikke stemmer overens med en klassisk afkast-risikorelation i strid med Hypotese 3b, der derfor afvises for profitabilitetsfaktoren.

Profitabilitetsfaktoren udviser overordnet en signifikant og robust positiv risikopræmie, jf. tabel 5 og figur 8, hvilket er i overensstemmelse med Hsu et al. (2019:10). Med udgangspunkt i Miller & Modiglianis (1961:419) dividendediskonteringsmodel i afsnit 2.3.3 forårsages denne positive risikopræmie af, at relativt profitable virksomheder kendetegnes ved høj indtjeningsvækst og produktivitet,⁵¹

⁵¹ I overensstemmelse hermed fremsætter Novy-Marx (2013a:2), at produktive virksomheder med høje afkastkrav bør blive prissat som mindre produktive virksomheder med lavere afkastkrav. Derfor fremkommer profitabilitetsfaktoren i overensstemmelse med, men ikke betinget af, rationel prisfastsættelse. Fama & French (2006:493) påpeger i denne forbindelse, at det er umuligt at afgøre om sammenhængen reelt baserer sig på rationel eller irrationel prisdannelse.

hvilket højner potentialet for dividendeudbetalinger. For en given værdiansættelse er profitable virksomheder derfor underlagt relativt høje afkastkrav (Novy-Marx, 2013b:22; Hou et al., 2015:657), hvilket underbygges af, at højprofitable virksomheder udviser høj profitabilitetspersistens fremadrettet. Således er sandsynligheden henholdsvis 80% og 68% for, at virksomheder i den mest profitable kvintil forbliver der om et og tre år fra nu, jf. Norges Bank Investment Management (2015:23).

Figur 8 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet profitabilitetsfaktoren



Note: Figuren viser risikopræmien tilknyttet profitabilitetsfaktoren med udgangspunkt i 5 års rullende regressioner af to-trins proceduren, der er gennemgået i afsnit 3.2, for 6-faktormodellen. Dermed tager de rullende regressioner afsæt i 6-faktormodellen i (8) samt to-trins proceduren i (20)-(21). Disse rullende regressioner er udarbejdet for hver af de fire benyttede porteføljesorteringer mhp. at undersøge robustheden af risikopræmien tilknyttet faktoren. For hver porteføljesortering rullende regressioner er parameterestimer, *RMW*, samt *t*-teststørrelser, *t*-test, angivet. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks II. Regressionerne forløber sig fra juli 1995 til marts 2019, hvorledes regressionerne benytter juli 1995 til juni 2000 som startestimeringsvindue.

Tabel 7 og figur 8 vidner, om at profitabilitetsfaktoren er negativt relateret til markedstilstande. Denne sammenhæng er et udtryk for investorers præference for relativt sikre aktier i krisetider med høj marginal velstandsnytte, jf. Kalra & Celis (2016:6) samt Asness et al. (2017a:5). I sådanne markedsmiljøer højnes betydningen af nuværende profitter formentlig, mens vigtigheden af forventede langsigtede indtægter mindskes blandt investorer. Derfor kan profitabilitetsfaktoren agere som en *hedge* mod markedsfaktoren i perioder med økonomisk tilbagegang (Kalra & Celis, 2016:6).

Profitabilitetsfaktorens negative relation til markedstilstande, og dermed høje afkast i krisetider, udfordrer risikobaserede forklaringer (Norges Bank Investment Management, 2015:26). Profitabilitetsfaktorens overordnede positive risikopræmie skyldes derfor formentlig i høj grad årsager relateret til *behavioral finance*, hvorfor aktiemarkedet ikke på efficient vis inkorporerer kvalitet i prisdannelsen (Asness et al., 2017a:6). Faktoren kan f.eks. potentielt forårsages af overmod blandt investorer, der tror, at de har overlegne aktieudvælgelsesevner, hvilket medfører mere markante investeringer i aktier med højvolatile afkast, og herigennem overpriser volatile og spekulative aktier til fordel for højprofitable virksomheder, der kendetegnes ved mere stabile afkast (Norges Bank Investment Management, 2015:25). Alternativt kan faktoren forårsages af analytikeres begrænsede fokus på profitabilitet. Således finder Bouchaud et al. (2016:7) samt Lam et al. (2015:2), at analytikere ikke tillægger tilstrækkelig opmærksomhed til virksomheders profitabilitet, hvilket medfører *ex ante* prædiktionsfejl, der er negativt korreleret med kvalitetsindikatorer som f.eks. profitabilitetsfaktoren. Således forbindes virksomheder med høj profitabilitet og lav værdiansættelse med høje afkast, høje afkast efter indtjeningsmeddelelser samt høje prædiktionsfejl og prædiktionsrevisioner blandt analytikere, jf. Lam et al. (2015:20). I overensstemmelse hermed er virksomheder, som har fået store positive indtjeningsoverraskelser, alt andet lige mere profitable end virksomheder, der har fået store negative chok til deres indtjening (Hou et al., 2015:658).

Profitabilitetsfaktoren er imidlertid potentielt udtryk for et endnu ukendt risikoelement eller en risikorelation, der ikke opfanges af faktormodellerne i denne afhandling (Asness et al., 2017a:25).⁵² Alternativt følger profitabilitetsfaktorens positive risikopræmie af risikoen for ringe afkast i perioder med økonomisk fremgang. Denne sammenhæng er imidlertid modstridende med, hvad man forventer

⁵² Lam et al. (2015:10) finder en vis sammenhæng mellem industriproduktion og profitabilitetsfaktoren, men faktorens relation til makroøkonomiske elementer er begrænset.

af systematiske afkastmønstre, der approksimerer underliggende risici, jf. Lakonishok et. al. (1994:1547).⁵³

Opsummerende er profitabilitetsfaktorens risikorelation omvendt af en klassisk afkast-risikorelation, da faktoren forbindes med 'sikre' aktier, hvorfor Hypotese 3b afvises for denne faktor.

4.4.5 Investeringsfaktoren

Det følgende fremsætter, at som profitabilitetsfaktoren udviser investeringsfaktoren kvalitetslignende elementer, der strider med en klassisk afkast-risikorelation og Hypotese 3b.

Investeringsfaktoren udviser overordnet en positiv risikopræmie i den undersøgte periode, men risikopræmien udviser som de øvrige faktorrisikopræmier markante variationer i den betragtede periode, jf. figur 9. Disse resultater er i overensstemmelse med Miller & Modiglianis (1961:419) dividende-diskonteringsmodel i afsnit 2.3.3, hvor denne sammenhæng følger af, et højt investeringsniveau i en alt andet lige-betragtning mindsker udbytteudlodning, og derfor præsterer virksomheder med konservative investeringsstrategier relativt høje afkast (Fama & French, 2006:492; 2015:2; Hou et al., 2015:655).⁵⁴

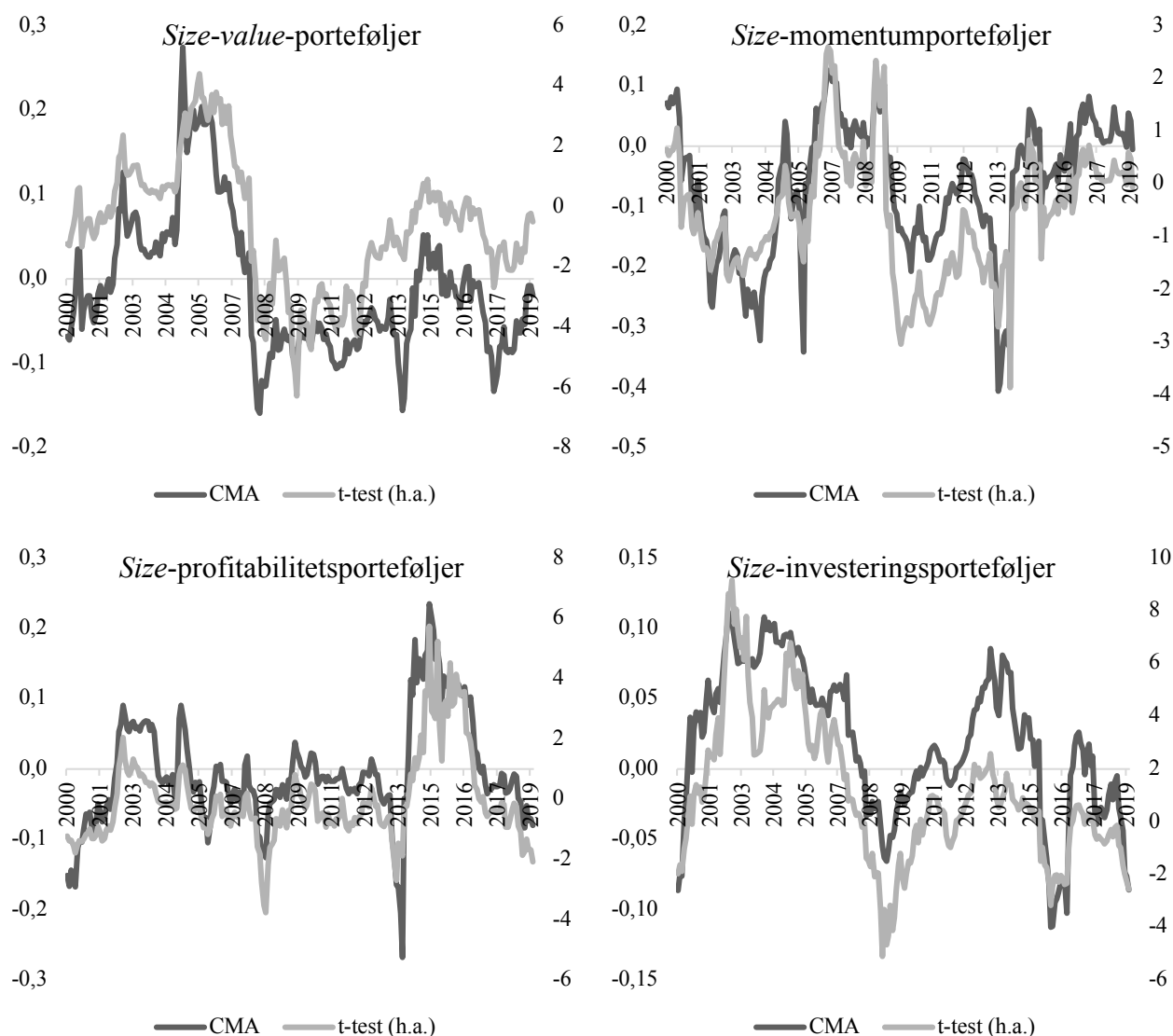
Figur 9 og tabel 7 vidner desuden, om at investeringsfaktorens risikopræmie har en negativ relation til markedsudviklingen. Denne sammenhæng skyldes potentielt, at usikkerheden og risiciene forbundet med særligt virksomheder med aggressive investeringsstrategier alt andet lige højnes i perioder med økonomisk tilbagegang, hvorfor investorerne tillægger mindre vægt til den potentielle værdiskabelse som høje investeringsniveauer forbindes med (Amoroso et al., 2017:341; Aharoni et al., 2013:352). I overensstemmelse med afsnit 4.4.4 prioriterer økonomiske aktører således sikre aktier i

⁵³ Med udgangspunkt i Tobins (1969:15) q-teori for investering påpeger Hsu et al. (2019:5) samt Hou et al. (2015:657), at profitable virksomheder er underlagt høje diskonteringsrater og risici grundet disse virksomheders lave nutidsværdi af ny kapital og generelt lave investeringsgrader.

⁵⁴ Investeringsfaktoren forårsages muligvis af, at virksomheder med høje investeringsniveauer i højere grad investerer i sikre projekter med relativt ringe afkastmuligheder, jf. Hsu et al. (2019:6) samt Hou et al. (2015:657). Med udgangspunkt i investorers præferencer for sikre aktier i kriseperioder (Kalra & Celis, 2016:6), modstrider dette ræsonnement imidlertid investeringsfaktorens observerede inverse relation til markedstilstande i figur 9 og tabel 7. For, at denne sammenhæng er valid, må det være tilfældet, at markedstilstande ikke i tilstrækkelig grad formår at opfange udviklingen i den marginale velstandsnytte.

kriseperioder (Kalra & Celis, 2016:6), hvilket her udtrykkes gennem højere afkast tilknyttet virksomheder med stabile pengestrømme end virksomheder, hvis værdiansættelse i højere grad baserer sig på investering i f.eks. nye markedssegmenter eller produkter.

Figur 9 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet investeringsfaktoren



Note: Figuren viser risikopræmien tilknyttet investeringsfaktoren med udgangspunkt i 5 års rullende regressioner af to-trins proceduren, der er gennemgået i afsnit 3.2, for 6-faktormodellen. Dermed tager de rullende regressioner afsæt i 6-faktormodellen i (8) samt to-trins proceduren i (20)-(21). Disse rullende regressioner er udarbejdet for hver af de fire benyttede porteføljesorteringer mhp. at undersøge robustheden af risikopræmien tilknyttet faktoren. For hver porteføljesortering rullende regressioner er parameterestimer, *CMA*, samt *t*-teststørrelser, *t*-test, angivet. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks II. Regressionerne forløber sig fra juli 1995 til marts 2019, hvorledes regressionerne benytter juli 1995 til juni 2000 som startestimeringsvindue.

Investorerne præference for sikre aktier i krisetider i dette afsnit og afsnit 4.4.4 skyldes formentlig i høj grad asymmetriske afkastkrav tilknyttet nedsiderisiko, hvor investorer er mere risikoaverse som

benævnt i afsnit 1.1 (Ang et al., 2001:6; 2006:1220). Disse asymmetriske afkastkrav underbygger desuden investeringsfaktorens negative risikopræmie i perioder med økonomisk fremgang. Derudover afspejler investeringsfaktorens negative risikopræmie i opgangsperioder muligvis, at en højere investeringsgrad er mere fordelagtig i perioder med økonomisk fremgang, hvor efterspørgslen og kredittilgængeligheden er høj (Lown & Morgan, 2006:1584; Aharoni et al., 2013:352).

Investeringsfaktoren baserer sig imidlertid i høj grad på *behavioral finance*-relaterede argumenter, der omfatter en kobling mellem høje investeringsgrader og afkastreversioner. Titman et al. (2004:678) finder f.eks., at virksomheder med høje forudgående afkast i højere grad er tilbøjelige til at investere, mens investorer desuden overreagerer på virksomheders forudgående præstationer (Cooper et al., 2008:1612). Det medfører, at virksomhederne efterfølgende forbindes med negative afkast, hvorfor en reversionstendens initieres, og dermed danner grundlag for investeringsfaktorens tilstedeværelse (De Bondt & Thaler, 1985:799). Hirshleifer et al. (2012:332) finder i overensstemmelse hermed, at investeringsfaktoren sandsynligvis er drevet af *behavioral finance*-relaterede forhold snarere end rationel prisdannelse. Derfor betvivles investeringsfaktorens risikobaserede rationale i høj grad (Blitz et al., 2016:10).

Derfor medfører dette afsnits resultater isoleret set til, at Hypotese 3, om at faktorens risikopræmie er negativ, når den marginale velstandsnytte er høj, afvises for denne faktor.

4.4.6 Momentumfaktoren

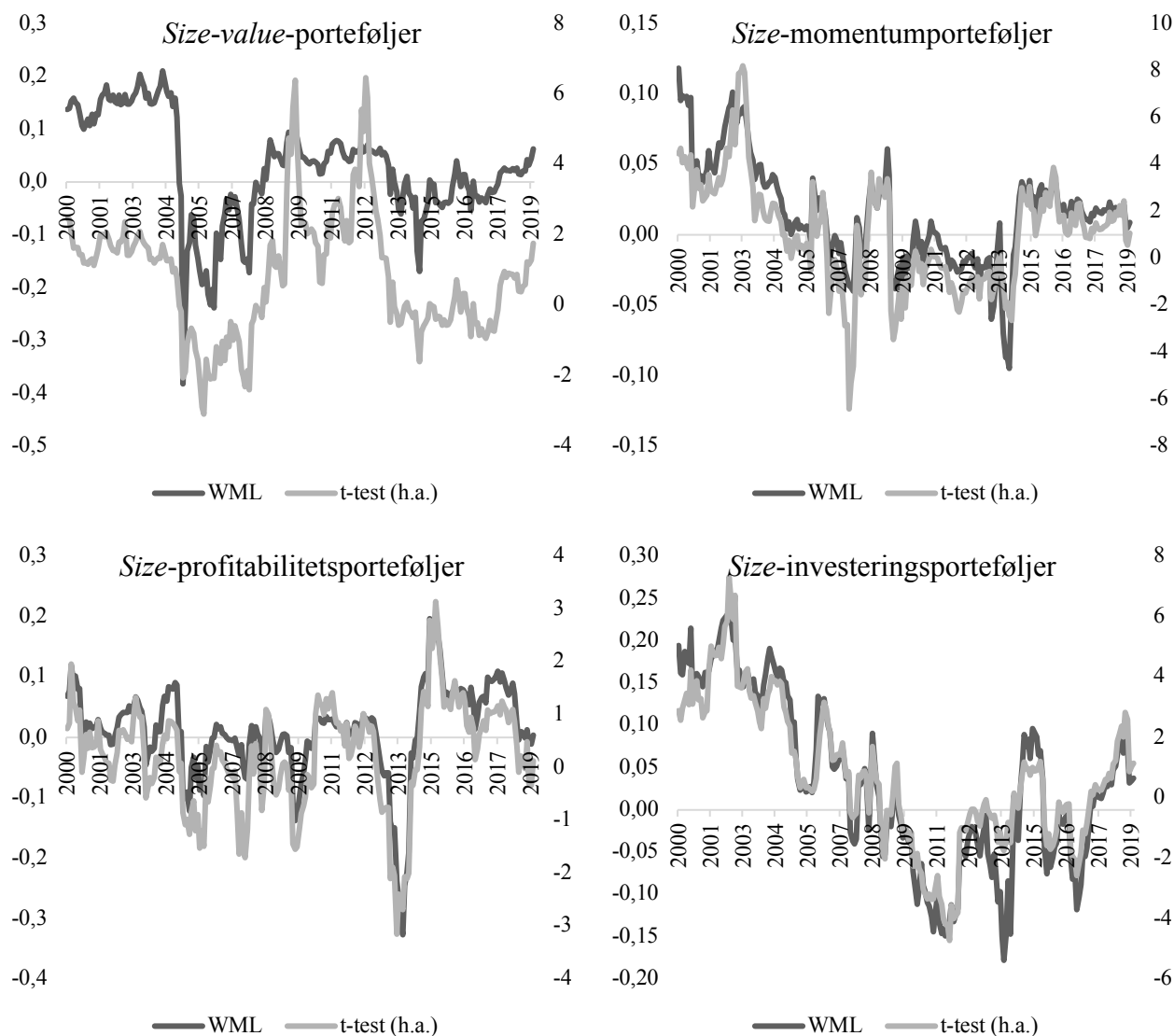
Momentumfaktorens økonomiske rationale er yderst tvivlsomt, men faktorens markante nedsiderisiko betyder, at Hypotese 3b ikke kan afvises. Disse resultater uddybes i det følgende.

Momentumfaktorens markante empiriske validitet som pointeret af Hillier et al. (2012:157) og Daniel & Moskowitz (2016:221) bekræftes i høj grad af denne faktors overordnede positive risikopræmie i tabel 5 og figur 10. Afhandlingens fokus på Russell 3000-aktier medfører, at momentumfaktorens positive risikopræmie ikke blot er tilstedeværende blandt mikroaktier, hvor denne er mest markant, jf. Daniel et al. (1998:1866) samt Fama & French (2008:1663; 2012:464).⁵⁵ Således er der ingen tegn

⁵⁵ Israel & Moskowitz (2013:284) påpeger i denne forbindelse, at vigtigheden i *short-selling* for momentumfaktoren mindskes i takt med, at virksomhedernes størrelse mindskes, mens *short-selling* af små taberaktier er særligt besværligt og omkostningsfuldt. Derfor sikrer denne afhandlings fokus på Russell 3000-aktier en lettere implementérbar momentumhandelsstrategi.

på, at momentumfaktoren ikke er profitabel blandt større aktier i overensstemmelse med Asness et al. (2014a:80) og afsnit 4.7.1.1.

Figur 10 – Rullende regressioners risikopræmie tilknyttet momentumfaktoren



Note: Figuren viser risikopræmien tilknyttet momentumfaktoren med udgangspunkt i 5 års rullende regressioner af to-trins proceduren, der er gennemgået i afsnit 3.2, for 6-faktormodellen. Dermed tager de rullende regressioner afsæt i 6-faktormodellen i (8) samt to-trins proceduren i (20)-(21). Disse rullende regressioner er udarbejdet for hver af de fire benyttede porteføljesorteringer mhp. at undersøge robustheden af risikopræmien tilknyttet faktoren. For hver porteføljesorteringens rullende regressioner er parameterestimer, *WML*, samt *t*-teststørrelser, *t*-test, angivet. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks II. Regressionerne forløber sig fra juli 1995 til marts 2019, hvorledes regressionerne benytter juli 1995 til juni 2000 som startestimeringsvindue.

I overensstemmelse med bl.a. Cooper et al. (2004:1347) og Pedersen (2018:14) er momentumfaktoren i høj grad relateret til markedsstadier, jf. figur 10 og tabel 7. I perioder kendetegnet ved høj mar-

ginal velstandsnytte foranlediger momentumfaktoren en særligt høj risikopræmie, hvilket kan tilskrives faktorens overvægt af store virksomheder i sådanne perioder (Fama & French, 2008:1675). Omvendt forbindes særligt høje markedsafkast med ekstremt koncentrerede negative momentumafkast eller *momentum-crashes*⁵⁶ i overensstemmelse med afsnit 4.3 (Daniel & Moskowitz, 2016:222; Chabi-Yo et al., 2018:1091; Israelov et al., 2017:6). Disse perioder sker ofte kort tid efter markant negative afkastrealisationer for markedet, og man kan derfor argumentere for, at den marginale velstandsnytte fortsat er høj ved *momentum-crashes*, da forbrugertilliden og arbejdsløsheden fortsat er relativt henholdsvis lav og høj i disse perioder. Disse *momentum-crashes* finder således særligt sted i forbindelse med afkastreversioner for aktiemarkedet og følger efter perioder med høj usikkerhed udtrykt ved høj volatilitet og konkursrisici (Jegadeesh & Titman, 1993:85; 2001:716; Asem & Tian, 2010:1557; Dobrynskaya, 2017:3). Momentum-*crashes* medfører en yderst høj nedsiderisiko tilknyttet faktoren, og bevirker desuden, at momentumfaktoren gennemgår relativt langvarige perioder med negative risikopræmier i figur 10 i overensstemmelse med Daniel & Moskowitz (2016:225) samt Barroso & Santa-Clara (2015:113).

Ruenzi & Weigert (2018:79) finder i denne sammenhæng en markant mindsket momentumpræmie, når man kontrollerer for faktorens følsomhed over for *momentum-crashes*. En betydelig del af momentumprofitabiliteten er derfor compensation for systematisk *crash*-risiko. Ang et al. (2001:6; 2006:1220) finder i overensstemmelse hermed, at aktiver med høj nedsiderisiko pålægges en højere risikopræmie. Denne højere risikopræmie følger af, at investorer tillægger højere betydning for negative end positive afkast, dvs. at investorerne har asymmetriske afkastkrav.⁵⁷ Derfor forbindes nedsiderisikoen tilknyttet momentumfaktoren i høj grad med ændringer i risikoaversion blandt investorer (Bollerslev et al., 2015:133).⁵⁸ På den måde falder risikoaversionen i takt med stigende aktiekurser, hvilket underbygger momentumbobler (Cuthbertson & Nitzsche, 2004:476). Carhart (1997:73) finder

⁵⁶ Daniel & Moskowitz (2016:225) finder, at *momentum-crashes* særligt forårsages af forudgående tabere, der stiger og i mindre grad af vindere, der falder. F.eks. finder Daniel & Moskowitz (2016:225), at taberdecilen steg med 163% fra marts til maj 2009, hvor markedsporteføljen steg med 23%. Hong et al. (2000:279) finder omvendt, at størstedelen af momentumprofit stammer fra taberaktiers kursfald, hvilket henføres til, at analytikerdekning er særligt vigtigt i udbredelsen af negative nyheder, hvilket er mere begrænset for taberaktier.

⁵⁷ Disse asymmetriske afkastkrav er i overensstemmelse med en *house money*-effekt, der beskriver en forøget risikotolerance blandt gamblere, som har vundet penge fra huset (Bloomfield, 2008:4).

⁵⁸ Bollerslev et al. (2015:133) benytter betegnelsen *jump tail risk*, der betegner en venstre halerisiko som tilfældet er for nedsiderisiko, og dette risikoelement er i højsignifikant i prædiktionen af momentumafkast.

imidlertid, at finansielle institutioner ikke kontinuerligt formår at profitere på momentumhandelsstrategien. Derfor kan en åbenbar arbitragemulighed i form af momentumafkast forekomme risikofuldt *ex ante*, da man ikke med sikkerhed kan vide, hvornår en momentumboble brister (Bloomfield, 2008:7). I overensstemmelse med den efficiente markedshypotese eksisterer derfor ingen åbenlyse *ex ante* arbitragemuligheder (Malkiel, 2011:36).

Ovenstående høje nedsiderisiko tilnyttet momentumfaktoren forstærkes af manglende diversifikation – og derfor idiosynkratisk risiko – da faktoren til en vis grad drives af industriens momentumafkast, jf. Grundy & Martin (2001:64) samt Moskowitz & Grinblatt (1999:1251). Foruden denne nedsiderisiko medvirker en endnu uopdaget underliggende risikokomponent muligvis til at forklare momentumfaktoren, jf. Avramov & Chordia (2006:1005) og Griffin et al. (2003:2545).⁵⁹

Af øvrige risikobetonede forklaringer fremsætter Johnson (2002:589) samt Liu & Zhang (2008:2418), at vinderaktier har en højere vækst – og deraf afledt forventet vækst – i perioder med momentumprofitter. Risikoen forbundet med forventet vækst stiger i den forbindelse med den forventede vækst. Således forbindes højmomentumaktier med relativt høje pengestrømsrisici som følge af disses vækstudsigter. Alternativt underlægges højmomentumaktier højere diskonteringsrenterisici, da disses fordelagtige investeringsmuligheder medfører højere kapitalomkostninger og afkastkrav. Derfor er momentumfaktoren potentielt udtryk for risikoen forbundet med forventet vækst, jf. Asness et al. (2014a:90) og Johnson (2002:589). Slutteligt kan momentum potentielt opstå grundet usikkerhed, der opstår som følge af, at information klarlægges langsomt, hvilket medfører en risikopræmie, der falder på en autokorreleret facon i takt med, at flere økonomiske aktører får kendskab til informationen (Holden & Subrahmanyam, 2002:23).⁶⁰ Dermed baserer denne forklaring sig på, at marke-

⁵⁹ Således er faktoren forsøgt relateret til en lang række makroøkonomiske risikokomponenter, men disse modbevises imidlertid af momentumfaktorens empirisk observerede risikorelation (Zarembka & Shemer, 2018:28). En høj korrelation for momentumbaserede handelsstrategier på tværs af markeder og aktivklasser vidner imidlertid muligvis, om en fælles økonomisk risiko for momentumstrategier (Asness et al., 2014a:90).

⁶⁰ Romer (1992:35) påpeger, at en sådan prisudvikling kan være rationel, da investorers gradvise rationelle revurderinger af fundamentalværdier baseret på tilstedeværende information medfører stigende efterspørgsel. Dermed kan momentumfaktoren delvist afspejle information om fundamentalværdier (Romer, 1992:38).

det er inefficiënt i informationsdelingen, hvilket er i overensstemmelse med omkostningsfuld informationsindsamling resulterer i, at prisdannelsen ikke afspejler al informationen fuldkomment (Grossman & Stiglitz, 1980:404).⁶¹

Ovenstående risikobaserede forklaringer indeholder dog ikke samme evidens som momentumfaktorens nedsiderisiko, hvilken imidlertid ikke baserer sig på en økonomisk rationel forklaring. Cochrane (2005:452; 2007:243) mener følgelig, at momentumfaktoren ikke besidder en plausibel økonomisk forklaring, som relaterer sig til marginal velstandsnytte. Momentumfaktoren knyttes derfor særligt til *behavioral finance*-baserede ræsonnementer, der generelt beskriver under- og eller overreaktioner blandt økonomiske aktører. I overensstemmelse med Asem & Tian (2010:1558) vidner momentumfaktorens negative afkast ved markedsreversioner imidlertid, om at kontinuerlig overreaktion på information – som fremsat af f.eks. Daniel et al. (1998:1841) – formentlig i højere grad foranlediger momentumeffekten end en initial underreaktion afledt af en overreaktion – som f.eks. Hong & Stein (1999:2145) fremsætter.

Mere konkret drives momentumfaktoren af investorers overmod omkring egne evner, optimisme og ønsketænkning eller en tendens til at fastforankre forventningerne, hvilket ligeledes udtrykkes gennem *confirmation bias*, hvor information, som bekræfter investorers forudindtagede opfattelse, vægtes særligt højt (Barberis & Thaler, 2005:12; Chan et al., 1996:1710; 2003:676; Shiller, 2000:138).⁶² Momentum opstår endvidere muligvis pga. flokadfærd i overensstemmelse med Akerlofs (1980:755) teori om sociale normer (Shiller, 2000:151). Alternativt drives momentumfaktoren af en repræsentativ heuristik, hvor en begivenhed anses som repræsentativ uagtet den sande sandsynlighed (Tversky & Kahneman, 1974:1124). Her udtrykt ved, at aktier med høje forudgående afkast anses som repræsentativ for disses fremtidige afkast (Barberis et al., 1998:308). Denne sammenhæng udtrykkes desuden gennem et *feedback loop*. Mere konkret medfører økonomiske aktørers adaptive forventninger

⁶¹ I overensstemmelse med forsinkede informationsreaktioner forstærkes momentumeffekten af, at investorers begrænsede opmærksomhedskapacitet primært tilfalder momentumaktier (Bloomfield, 2008:6; Chan et al., 1996:1690).

⁶² Investorers overmod er i denne forbindelse korreleret med graden af individualisering i et samfund, da meget individualistiske samfund har en tendens til at være overmodige som påpeget af Chui et al. (2010:373). I mindre individualistiske kulturer kan konsensus have høj betydning, hvorfor flokadfærd muligvis forekommer i overensstemmelse med Akerlofs (1980:755) teori om sociale normer.

en forventning, om at tidligere prisstigninger genererer yderligere prisstigninger. Herved opstår spekulative bobler, som må briste på et tidspunkt, jf. Shiller (2000:60).⁶³ Sammenfattende har markedsdeltagerne tendens til at søge efter oplysninger, som bekræfter deres nuværende overbevisninger, og tidligere prisstigninger kan opfattes som repræsentanten for de fremtidige prisbevægelser (Zaremba & Shemer, 2018:33). Som følge af disse *behavioral finance*-ræsonnementer tillagt momentumfaktoren, optræder markedsefficiens ikke i en ren form, jf. Shiller (2003:102).

Opsummerende er momentumfaktorens relation til markedstilstande umiddelbart i strid med Hypotese 3b. Dog betyder faktorens nedsiderisiko ved markedsreversioner – hvor den marginale velstandsnytte formentlig fortsat er høj – at en potentiel risikorelation for momentumfaktoren foreligger, hvorfor Hypotese 3b ikke kan afvises, om end faktoren i høj grad ligeledes relateres til psykologiske forhold, hvorfor hypotesen udfordres væsentligt. Derudover fremsætter afsnittet en overordnet positiv risikopræmie tilknyttet momentumfaktoren i overensstemmelse med afsnit 4.2. Momentumfaktoren forbindes imidlertid med høje transaktionsomkostninger som følge af månedlige rebalanceringer, mens små taberaktier desuden potentielt er besværlige at sælge uden dækning, jf. Cochrane (2007:256). Derfor baserer faktorens profitabilitet sig muligvis på kortsigtede kursbevægelser og manglende likviditet i markedet (Pástor & Stambaugh, 2003:683), hvorfor friktioner som transaktionsomkostninger potentielt eliminerer momentumfaktorens profit (Lo, 2008:6). Ovenstående bekymringer relateret til momentumfaktoren behandles i 4.7, hvor såvel en årlig rebalanceringsudgave af momentum som en *long-only* momentumfaktor undersøges.

4.5 Faktorernes relation til 'frygtindekset'

Hypotese 3c: *Faktorernes afkastpræmier påvirkes negativt af forværrede forventninger på finansielle markeder.*

Når risikoaversionen i markedet – approksimeret ved VIX – stiger, reducerer investorerne eksponeringen mod *size*-faktoren. Det stemmer overens med en risikobaseret forklaring af for denne faktor,

⁶³ Sådan spekulativ prisudvikling assisteres yderligere af mediedækning, som i høj grad tilfalder højmomentumaktier (Shiller, 2000:95).

og derfor ligeledes Hypotese 3c. I modsætning hertil forbindes profitabilitets- og investeringsfaktorerne med positive afkast, når risikoaversionen stiger. Disse resultater er i sin helhed i overensstemmelse med forrige afsnit, og resultaterne uddybes i det følgende.

Forrige afsnit undersøger faktorernes risikorelationer med udgangspunkt i forskellige markedstilstande. Økonomiske aktørers forventninger kan imidlertid muligvis give et mere præcist indblik den opfattede risiko på aktiemarkedet. Derfor relateres faktorerne til frygtindekset, *Volatility Index* (VIX), der angiver den forventede markedsvolatilitet for S&P 500 de næste 30 dage baseret på optionspriser, hvor en stigning angiver forøget forventet markedssvolatilitet, dvs. risiko. VIX'en er dermed fremadskuende, og udgør en måde at inkorporere markedets forventninger i afkastkravene tilknyttet faktorerne (Durand et al., 2011:409). Derfor undersøges sammenhængen mellem udviklingen i VIX'en (ΔVIX) og faktorerne i en VAR-model, hvor *impulse reponse*-funktioner for faktorerne udgør fokuspunktet som i Lim et al. (2014:169).⁶⁴ *Impulse response*-funktioner fremsætter her en tidssti for faktorernes respons på et chok på en standardafvigelse til ΔVIX (Enders, 2015:294).⁶⁵ Med afsæt heri fremlægger det følgende afsnit derfor bevis i relation til Hypotese 3c.

Figur 11 viser indvirkningen på de enkelte faktorer fra et chok på en standardafvigelse til ΔVIX . Kendetegnet for samtlige faktorer er indvirkningen fra ΔVIX -chok kortlivet som i Shamsuddin & Kim (2015:130). I overensstemmelse med Soydemir et al. (2016:284) viser figur 11, at stigende investorfrygt forbindes med initialt negative afkast tilknyttet markeds- og *size*-faktorerne inden chokkets indvirkning aftager. Investorerne reducerer derfor den overordnede markedseksponering såvel som eksponeringen mod mindre virksomheder, når risikoaversionen stiger. Disse sammenhænge er i overensstemmelse med resultaterne i afsnit 4.4, hvorfor markeds- og *size*-faktorernes risikorelationer forekommer relativt robuste i overensstemmelse med Hypotese 3c.

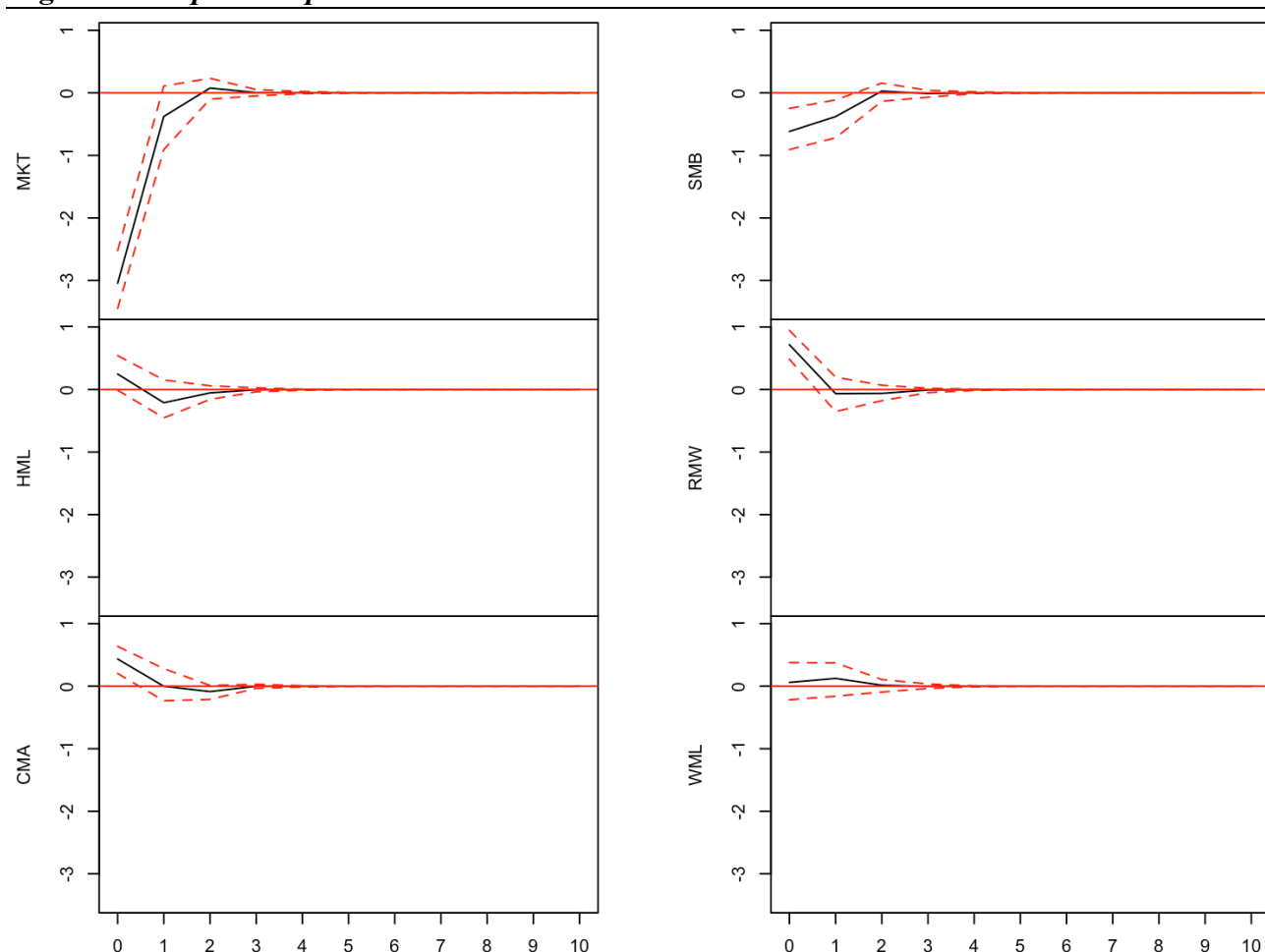
Value-faktoren gennemgår en negativ afkastreaktion på et positivt chok til ΔVIX i overensstemmelse med Lim et al. (2014:179), hvorfor faktorens risikorelation muligvis er valid i overensstemmelse med

⁶⁴ I ikke-rapporterede resultater er samtlige variable undersøgt for stationaritet med udgangspunkt i den forlængede Dickey-Fuller-test, der ved hjælp af laggede variable tester for tilstedeværelsen af en enhedsrod, dvs. en stokastisk trend, hvilket indebærer en ikke-stationær tidsserie. Her afvises nulhypotesen om ikke-stationaritet for samtlige variable ved et 1%-signifikansniveau, hvorfor valid statistisk inferens er mulig for variablene i deres benyttede form (Enders, 2015:215).

⁶⁵ I ikke-rapporterede resultater undersøges desuden de enkelte faktorer indvirkning på markedsfrygt, hvor ensartede sammenhænge mellem variablene fremfindes, men dog er de initiale chok for *size*-, profitabilitets- og investeringsfaktorerne statistisk insignifikante i modsætningen til figur 11.

Hypotese 3c. Den negative reaktion er imidlertid forsinket, hvorfor *value*-faktorens risikorelation kan betvivles i overensstemmelse med resultaterne fra afsnit 4.4. *Value*-faktorens tvetydige risikorelation er formentlig i høj grad et udtryk for, at *value*-faktoren opfanger eksponering mod forskelligartede virksomheder. Derfor forekommer *value*-faktorens risikorelation støjfuld, og sammenhængen drives formentlig i vid udstrækning af risikokomponenter, der opfanges af 6-faktormodellens øvrige faktorer, jf. afsnit 4.4.3.

Figur 11 – Impulse response-funktioner for 6-faktormodellen ved ΔVIX -chok



Note: Figuren viser *impulse response*-funktioner for 6-faktormodellens variable ved ét standardafvigelseschok til ΔVIX . *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Figuren dækker perioden juli 1995 til marts 2019 og afbilder desuden 95%-konfidensintervaller med udgangspunkt i en bootstrap-procedure. X-aksen angiver variabelens respons for tidsperioder (månederne) 0-10 efter chokket. Y-aksen viser variabelens respons i enheder (her %) på et chok til ΔVIX på en standardafvigelse.

Udviklingen for *size*- og *value*-faktorerne stemmer overens med, at disse faktorer indebærer en vis risiko som f.eks. konkursrisiko, hvorfor faktorerne reagerer negativt (positivt) på et positivt (negativt) ΔVIX -chok. Denne sammenhæng underbygger investorers præference for sikre aktier i krisetider (Kalra & Celis, 2016:6). Profitabilitets og investeringsfaktorerne vidner ligeledes om en præference

for sikre aktier i krisetider, da disse faktorer tildeles en positiv (negativ) afkastpræmie ved et positivt (negativt) ΔVIX -chok. Disse resultater bekræfter resultaterne fra afsnit 4.4.4 og 4.4.5, hvorledes faktorerens risikorelationer er inkonsistente med en klassisk forståelse af sammenhængen mellem afkast og risiko (Lakonishok et al., 1994:1543). Derfor udfordres og afvises Hypotese 3c af profitabilitets- og investeringsfaktorernes risikorelationer, som tilfældet er i afsnit 4.4.4 og 4.4.5.

Momentumfaktoren indebærer ingen signifikant effekt ved et ΔVIX -chok, men som for Shamsuddin & Kim (2015:132) fremkommer desuagtet tegn på et mønster. Således er momentumfaktorens respons mest markant efter få perioder, hvor det positive (negative) ΔVIX -chok medfører umiddelbart stigende (faldende) momentumafkast i overensstemmelse med Shamsuddin & Kim (2015:132). Denne sammenhæng skaber desuden konsensus med afsnit 4.4.6, da momentumfaktoren derfor præsterer lave (høje) afkast umiddelbart efter en markedsnedtur (-optur) vender og usikkerheden mindskes (højnes). Således er denne sammenhæng overensstemmende med, at momentum-*crashes* særligt finder sted i forbindelse med afkastreversioner for aktiemarkedet og følger efter perioder med høj usikkerhed udtrykt ved høj volatilitet og konkursrisici (Daniel & Moskowitz, 2016:222; Asem & Tian, 2010:1557; Dobrynskaya, 2017:3).⁶⁶ Derfor er indikationerne fra figur 11 konsistente med en høj nedsiderisiko tilknyttet momentumfaktoren, og Hypotese 3c kan ikke afvises. Overordnet understøtter resultaterne fra dette afsnit derfor afsnit 4.4.

4.6 Dekomponering af faktorafkast

Hypotese 3d: *Faktorernes afkast drives af risici tilknyttet de underliggende virksomheders pengestrømme.*

I overensstemmelse med Hypotese 3d og risikobaserede forklaringer drives *size*-, *value*- og investeringsfaktorernes afkast af multipelektspansion, som baserer sig på fremtidig og risikofyldt indtjening. Omvendt fremkommer profitabilitets- og momentumfaktorernes afkast som følge af fundamentalafkast, hvorfor disse faktoreres afkast baserer sig på 'god' underliggende virksomhedspræstation vurderet ud fra realiseret indtjening. Disse resultater uddybes i det følgende.

⁶⁶ Alternativt er sammenhængen mellem ΔVIX -chok og momentumfaktoren udtryk for, at investorer søger mod aktier, der har bevist sig, hvilket muligvis er udtryk for en tilflugt mod sikre aktier i perioder med høj usikkerhed, jf. Durand et al. (2011:420).

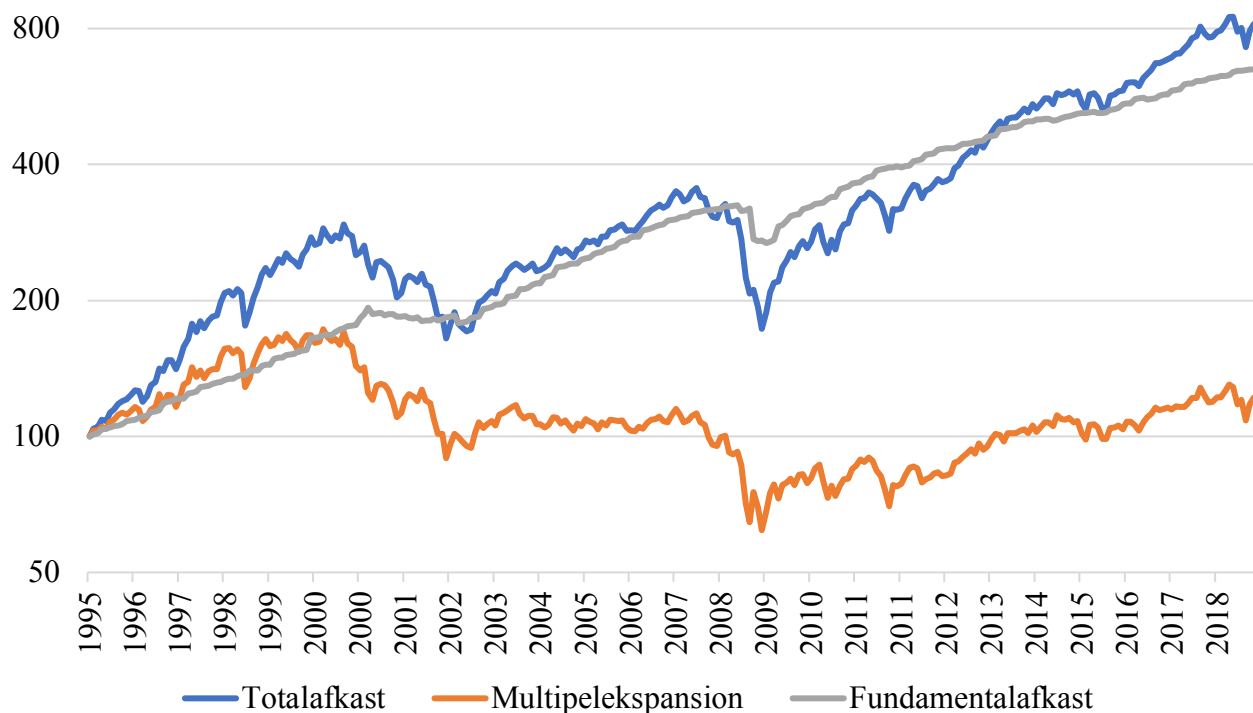
Mens forudgående afsnit relaterer faktorafkast til variable, der approksimerer risikoaversionen, dekomponerer det følgende afsnit faktorens afkast i fundamentalafkast og multipelekspansion som beskrevet i afsnit 3.4 og Kushner (2017:19). Dekomponeringen giver herved indsigt i, hvad faktorerens underliggende virksomheder har til fælles. Skyldes faktorafkast ændringer i virksomheders værdiansættelse og ringe underliggende virksomhedspræstation, må denne faktor være forbundet med højere risiko, da faktorens afkast således forbindes med fundamentalt relativt ringe – og derfor relativt risikofyldte – virksomheder. Herved fremsætter dekomponeringen af faktorafkast bevis i relation til Hypotese 3d. Denne sammenhæng følger af, at multipelekspansion opfanger ændringer i markedets estimater for al information, der kan påvirke virksomhedens fremtidige pengestrømme samt risikoen forbundet hermed. Derfor er multipelekspansion udtryk for mindsket risiko forbundet med en virksomhed i løbet af perioden.⁶⁷ Fundamentalafkast indebærer omvendt yderst begrænset usikkerhed. Fundamentalafkast opfanger aktivitet i realøkonomien, hvilken generelt ikke fluktuerer eller inkorporerer forventninger så hurtigt som finansielle markeder. Multipelekspansion opfanger derfor mere information end fundamentalafkast (Kushner, 2017:28).

Som eksempel på afkastdekomponeringen illustrerer figur 12, hvad markedsafkastet historisk har været drevet af.⁶⁸ Her fremgår, at både fundamentalafkast og multipelekspansion ligger til grund for Russell 3000-indeksets positive fundamentalafkast siden 1995, om end fundamentalafkast særligt ligger til grund for markedets positive afkastpræmie. Det er som ventet, da værdiansættelsen af aktiers fremtidige indtjening (Price/Earnings) bør være stationær med fundamentale afkast som den primære langsigtede katalysator for aktieafkast. Således har fundamentalafkast særligt drevet totalafkastet, mens ændringer i multipler driver markedets markante kortsigtede volatilitet, hvilket er i overensstemmelse med Kushner (2017:22), Ibbotson & Chen (2003:92) samt Bogle & Nolan (2015:120). Et positivt afkastbidrag fra multipelekspansion, hvilket i en vis udstrækning kan tolkes som spekulative afkast, til markedets totalafkast skyldes formentlig afhandlingens begrænsede tidsperiode, da denne er approksimativt nul på langt sigt for markedet som helhed som følge af tilnærmelsesvist stationære langsigtede vækstforventninger (Kushner, 2017:22; Bogle & Nolan, 2015:120).

⁶⁷ Variationer i multipelekspansion forårsages imidlertid desuden potentielt delvist af spekulativ adfærd og misprisfastsættelse (Kushner, 2017:28).

⁶⁸ Bemærk, at markedsafkastet approksimeret med Russell 3000-indeksets totalafkast benyttes i denne dekomponering fremfor markedsfaktoren, da den risikofrie rente ikke er bundet op på virksomheder med underliggende fundamentalværdier.

Figur 12 – Dekomponering af afkast for Russell 3000



Note: Figuren afbilder indekserede kumulative afkast. Figuren dækker perioden juli 1995 til marts 2019, og viser udviklingen i totalafkast, multipelekspansion og fundamentalafkast for Russel 3000-indekset.

Tabel 8 uddyber dekomponeringen af markedets totalafkast for perioden juli 1995 til marts 2019, mens de øvrige faktorafkast i 6-faktormodellen dekomponeres på samme vis. Desuden dekomponeres totalafkastet for såvel det lange som det korte ben for disse faktorer.

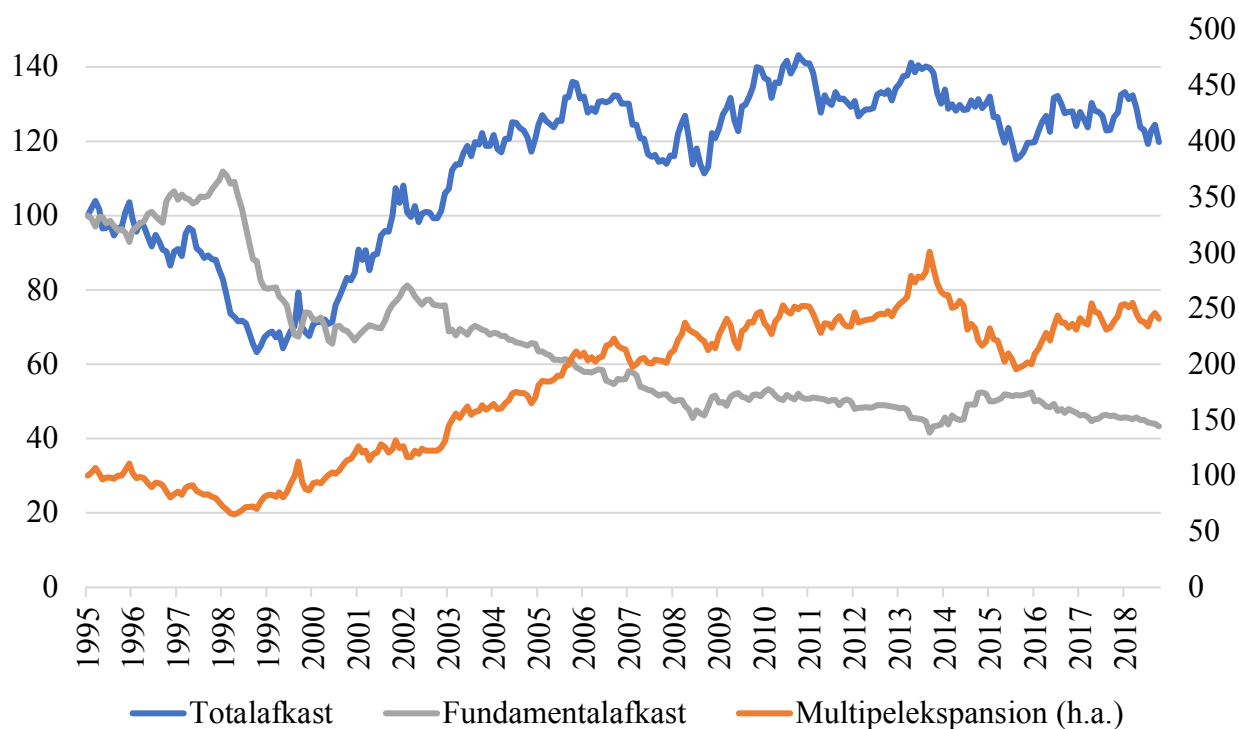
Tabel 8 – Dekomponering af faktorafkast

	Totalafkast	Multipelekspansion	Fundmentalafkast
Russell 3000	10,57%	2,08%	8,33%
Size	1,26%	4,58%	-3,18%
<i>Small</i>	11,81%	11,73%	0,08%
- <i>Big</i>	10,43%	6,86%	3,36%
Value	0,56%	19,51%	-16,88%
<i>High value</i>	10,95%	24,26%	-10,90%
- <i>Low value</i>	10,34%	4,04%	6,08%
Profitabilitet	3,68%	-10,83%	16,10%
<i>Robust</i>	12,86%	0,38%	12,44%
- <i>Weak</i>	8,89%	12,45%	-3,19%
Investering	1,84%	6,17%	-4,10%
<i>Conservative</i>	11,89%	10,23%	1,52%
- <i>Aggressive</i>	9,88%	3,84%	5,84%
Momentum	4,85%	-18,83%	28,62%
<i>Winner</i>	12,67%	-18,40%	37,34%
- <i>Loser</i>	7,48%	0,52%	6,93%

Note: Tabellen viser totalafkast, fundamentalafkast og multipelekspansion for faktorenes ben samt faktorerne overordnet. Afkastene er annualiserede og dækker perioden juli 1995 til marts 2019. En faktor afkast for en given kategori er udregnet som gennemsnittet af forskellene mellem benenes afkast på hvert tidspunkt.

Tabel 8 belyser, at *size*-faktorens totalafkast drives en positiv multipelekspansion på 4,58%, der forårsages af en multipelekspansion for små virksomheder på 11,73%, og dekomponeringen af faktorens afkast er afbildet i figur 13. Omvendt tilknytted *size*-faktoren et negativt fundamentalafkast på -3,18%, hvilket vidner om, at små virksomheder er kendetegnet ved fundamentalt ringe virksomhedspræstation over den betragtede periode. Faktorens positive multipelekspansion og negative fundamentalafkast bekræfter derfor resultaterne fra afsnit 4.4 og 4.5, hvormed risiko er et vigtigt element i forståelsen af *size*-præmien (Bansal et al., 2017:30). Mere konkret illustrerer faktorens høje multipelekspansion, at små virksomheder i høj grad er kendetegnet ved risiko tilknyttet disses fremtidige pengestrømme *ex ante*, hvilket formentlig i vid udstrækning skyldes disse virksomheders ringe underliggende virksomhedspræstation, jf. det negative fundamentalafkast for faktoren. Det betyder imidlertid, at markedet opfatter disse virksomheder som fundamentalt ringere og mere risikofyldte end de viser sig at være *ex post* (Kushner, 2017:23). Der er således her en sammenhæng mellem markedets risikoopfattelse *ex ante* og afkastpræmien tilknyttet faktoren *ex post*, hvilket er i overensstemmelse med den efficiente markedshypotese.

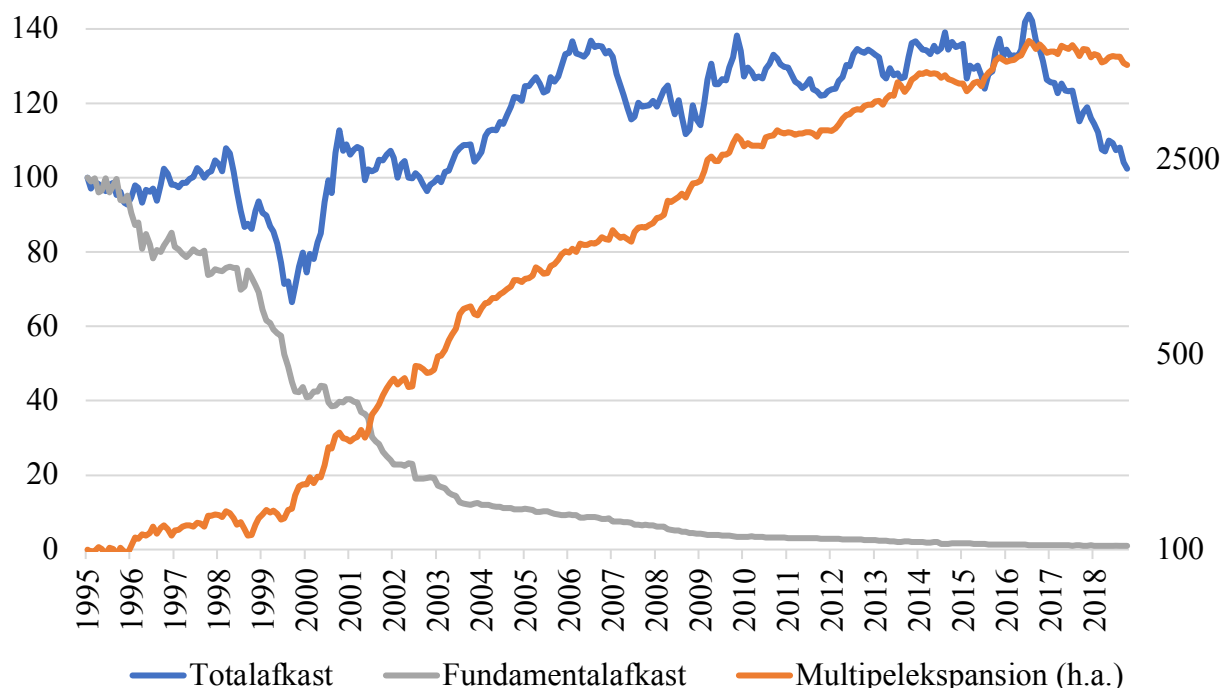
Figur 13 – Dekomponering af afkast for *size*-faktoren



Note: Figuren afbilder indekserede kumulative afkast. Figuren dækker perioden juli 1995 til marts 2019, og viser udviklingen i totalafkast, multiplikspansion og fundamentalafkast for *size*-faktoren. Multiplikspansionen er afbildet på højre akse.

Foruden *size*-faktoren illustrerer tabel 8, at *value*-faktorens afkast skyldes faktorens multiplikspansion. Således tilknyttes *value*-faktoren en positiv multiplikspansion på 19,51%, mens fundamentalafkastet tilknyttet faktoren er -16,88%. Det negative fundamentalafkast for *value*-faktoren fremkommer som følge af et fundamentalafkast på -24,26% for *value*-aktier (*high value*) og 4,04% for *growth*-aktier (*low value*). Det faktum, at aktier med lave værdiansættelser viser sig at være fundamentalt ringe virksomheder, illustrerer, at aktiemarkedet på korrekt vis identificerer og tilskriver passende multipler til virksomheder med forskelligartede fundamentalværdier. *Value*-faktorens positive afkast tillægges derfor multiplikspansionen, som vidner om ændrede opfattelser blandt investorer, der mere end opvejer, at faktoren køber virksomheder med relativt ringe underliggende virksomhedspræstation. Det er følgelig ikke overraskende, at disse virksomheder vurderes som særligt risikofyldte (Kushner, 2017:23). Som ved *size*-faktoren tyder resultaterne på højere risiko for *value*- end *growth*-aktier i overensstemmelse med Hypotese 3d. Dekomponeringen af faktorens totalafkast er afbildet i figur 14.

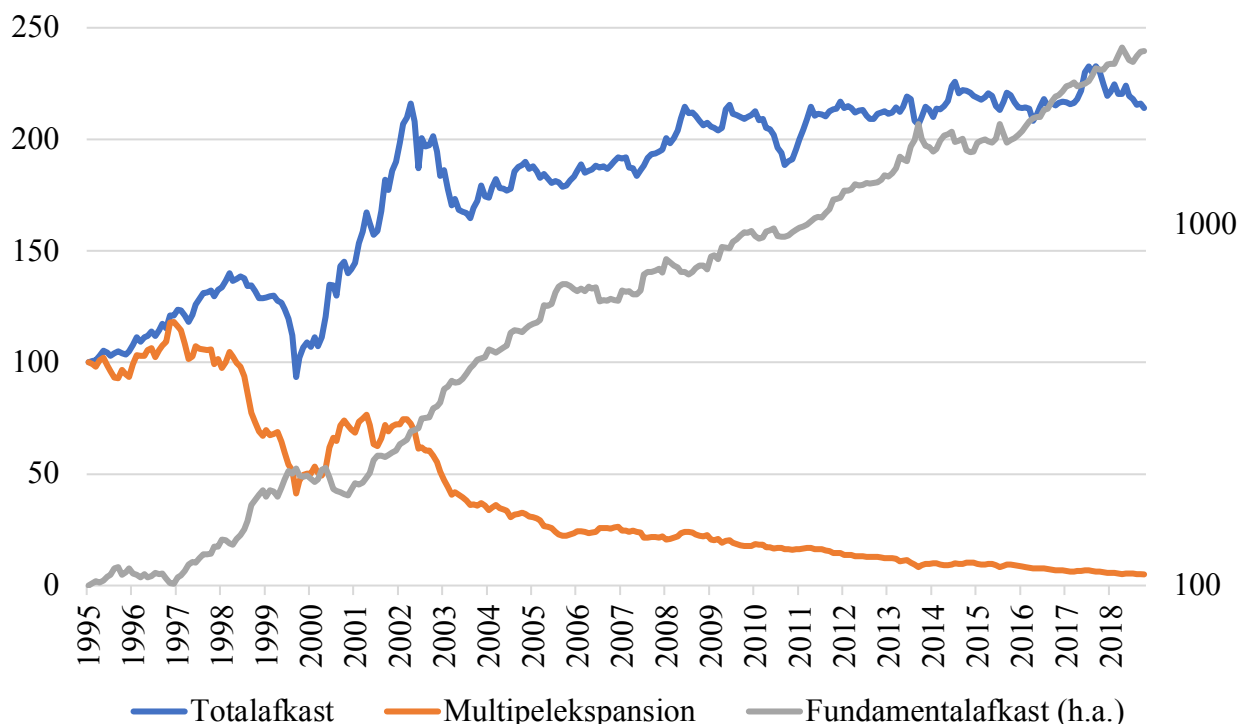
Figur 14 – Dekomponering af afkast for *value*-faktoren



Note: Figuren afbilder indekserede kumulative afkast. Figuren dækker perioden juli 1995 til marts 2019, og viser udviklingen i totalafkast, multipelekspansion og fundamentalafkast for *value*-faktoren. Multipelekspansionen er afbildet på højre akse ved en logaritmisk skala.

I modsætningen til *size*- og *value*-faktorerne afstedkommer profitabilitetsfaktorens afkast som følge af et stærkt fundamentalafkast, der særligt tilskrives god underliggende virksomhedspræstation for virksomheder med høj profitabilitet, hvilke har et annualiseret fundamentalafkast på 12,44% siden 1995, jf. tabel 8. Herved præsterer faktoren et fundamentalafkast på 16,1%, mens faktorens multipelekspansion på -10,83% skyldes en særlig høj risiko forbundet med lavprofitable virksomheder, som gennemgår en multipelekspansion på 12,45%. Faktorens afkast skyldes derfor, at faktoren formår at udpege relativt 'gode', og derfor sikre samt kvalitetskendetegned, virksomheder, hvilket er i overensstemmelse med resultaterne fra afsnit 4.4 og 4.5 samt figur 15 (Kushner, 2017:28). Profitabilitetsfaktorens relation mellem systematisk risiko og afkast udfordrer derfor i høj grad den effiente markedshypoteses forudsigelser samt Hypotese 3d, der afvises for denne faktor (Fama, 1970:383).

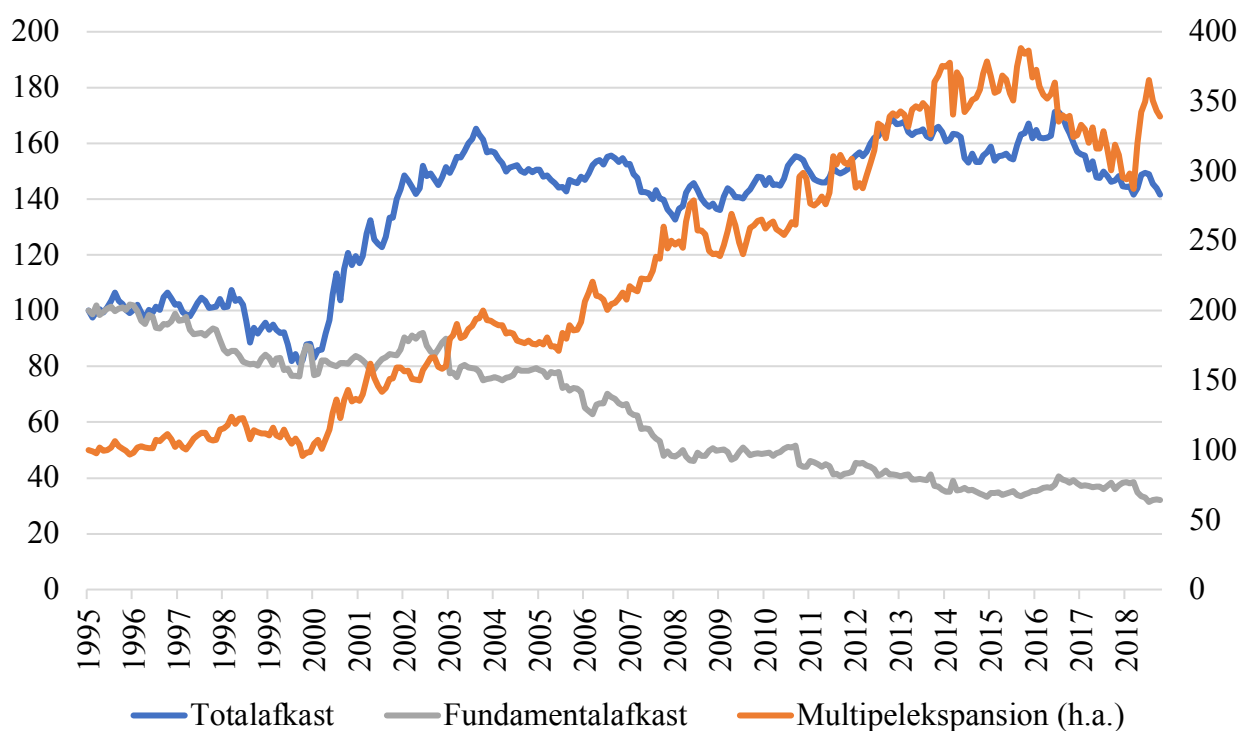
Figur 15 – Dekomponering af afkast for profitabilitetsfaktoren



Note: Figuren afbilder indekserede kumulative afkast. Figuren dækker perioden juli 1995 til marts 2019, og viser udviklingen i totalafkast, multipelekspansion og fundamentalafkast for profitabilitetsfaktoren. Fundamentalafkastet er afbildet på højre akse ved en logaritmisk skala.

Tabel 8 og figur 16 foreligger, at investeringsfaktoren drives af en multipelekspansion på 6,17%, mens faktorens fundamentalafkast er -4,1%. Investeringsfaktoren udviser dermed – i kontrast til afsnit 4.4 og 4.5 – tegn på at være drevet af relativt usikre virksomheder, hvorfor Hypotese 3d ikke kan afvises. Dette negative fundamentalafkast i afkastdekomponeringen for investeringsfaktoren er imidlertid delvist forventelig, da virksomheder med konservative investeringsstrategier historisk er kendetegnet ved relativt lav vækst for disses bogførte værdier modsat virksomheder med aggressive investeringsstrategier. Desuden gennemgår investeringsfaktoren et relativt ensartet mønster med *value*-faktoren som følge af den høje korrelation mellem faktorerne, hvilket kan henføres til, at virksomheder med høje B/M-ratioer har en tendens til at være lavinvesteringsvirksomheder som påpeget af Fama & French (2015a:6).

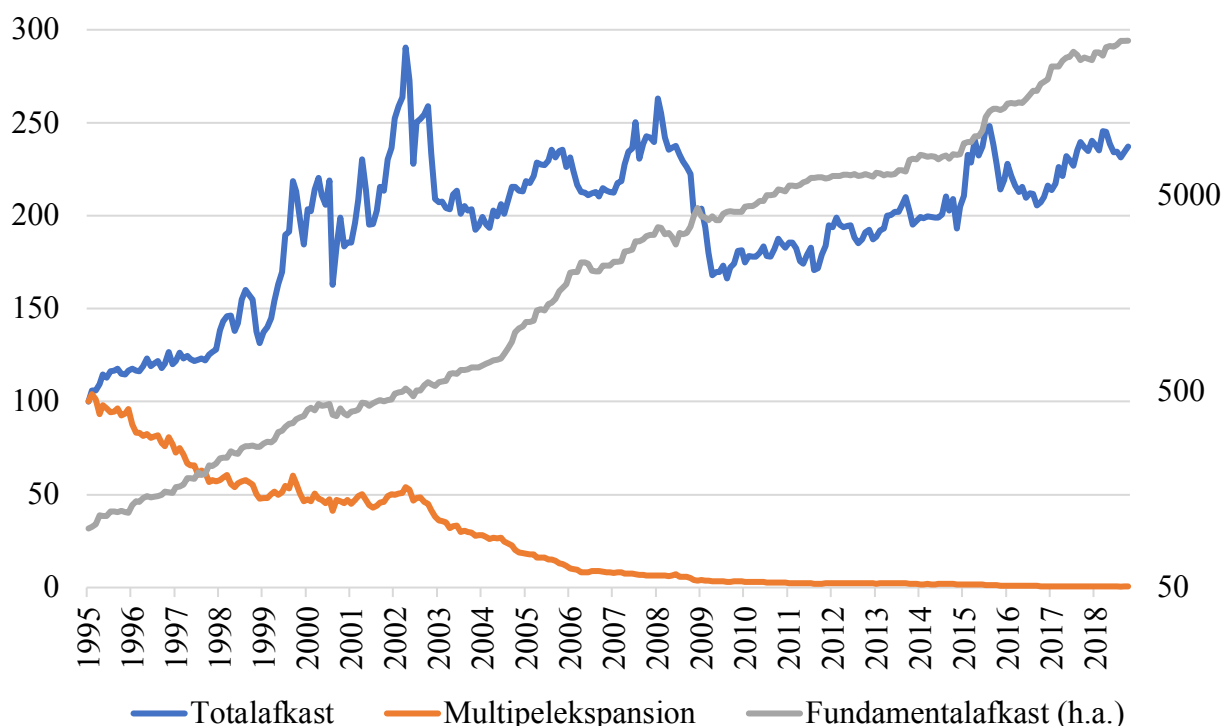
Figur 16 – Dekomponering af afkast for investeringsfaktoren



Note: Figuren afbilder indekserede kumulative afkast. Figuren dækker perioden juli 1995 til marts 2019, og viser udviklingen i totalafkast, multipelekspansion og fundamentalafkast for investeringsfaktoren. Multipelekspansionen er afbildet på højre akse.

Momentumfaktorens positive afkast drives af et stærkt fundamentalafkast på 28,62%, der mere end opvejer en multipelekspansion på -18,83%. Denne tendens er gennemgående for stikprøveperioden, jf. figur 17, hvorfor Hypotese 3d afvises for momentumfaktoren. Resultaterne er i overensstemmelse med Novy-Marx (2015:2), der finder, at momentum drives af fundamentalmomentum. Det betyder, at prismomentum er et udtryk for indtjeningsmomentum, der kan underbygge, at aktier med stærk indtjeningssevne præsterer relativt høje afkast fremadrettet som følge af, at markedet ikke i tilstrækkelig inkorporerer persistensen af høje fundamentale afkast i forventningsdannelsen udtrykt gennem forsinkede markedsreaktioner (Chan et al., 1996:1683). Uagtet vindernes stærke underliggende virksomhedspræstation vurderer markedet, at disse virksomheder systematisk er for dyre givet risikoen forbundet hermed indenfor den betragtede tidsperiode, jf. den negative multipelekspansion for vinderporteføljen og Kushner (2017:23).

Figur 17 – Dekomponering af afkast for momentumfaktoren



Note: Figuren afbilder indekserede kumulative afkast. Figuren dækker perioden juli 1995 til marts 2019, og viser udviklingen i totalafkast, multipelekspansion og fundamentalafkast for momentumfaktoren. Fundamentalafkastet er afbildet på højre akse ved en logaritmisk skala.

Overordnet illustrerer ovenstående to typer af faktorer. Først er *size*-, *value*- og investeringsfaktorerne, der tilknyttes positive afkast på grund af markante positive multipelekspansioner, hvilket vidner om en høj risiko tilknyttet disse faktorer. Omvendt – og i umiddelbar strid med Hypotese 3d – findes profitabilitets- og momentumfaktorernes positive afkastpræmier i udpræget grad at skyldes, at disse faktorer udpeger aktier med 'god' underliggende virksomhedspræstation, der opvejer faldende multipler. Derfor afvises Hypotese 3d for profitabilitets- og momentumfaktorernes. Sammenhængene for *value*-, profitabilitets- (svarende til en kvalitetsfaktor) og momentumfaktorernes er i overensstemmelse med Kushner (2017:28).

4.7 Faktorernes implementérbarhed

Hypotese 4: *Faktorerne er ikke mulige at udnytte givet short-selling-restriktioner og transaktionsomkostninger.*

De foreløbige resultater indikerer en risikorelation for især *size*-faktoren, mens særligt profitabilitetsfaktoren omvendt ikke umiddelbart er underlagt en klassisk forståelse af afkast som compensation

risiko. Hvis faktorerne imidlertid ikke er implementerbare reelt set modstrider disse ikke den efficiente markedshypotese. Derfor undersøger det følgende afsnit faktorerens implementérbarhed i overensstemmelse med Hypotese 4. Først undersøges faktorerens lange ben isoleret med henblik på at skabe indblik i robustheden af faktorerens profitabilitet samt imødekomme *short-selling*-restriktioner, som medfører, at faktorerens salg uden dækning er særdeles omkostningsfuldt eller ikke mulig. Herefter undersøges betydningen af transaktionsomkostninger for de enkelte faktoreres profitabilitet. Transaktionsomkostninger forbundet med momentumfaktoren er i den forbindelse særligt høje (Lo, 2008:6), hvorfor en årlig udgave af momentumfaktoren udarbejdes med henblik på at undersøge profitabiliteten af en mindre transaktionsintensiv momentumfaktor.

4.7.1 *Long-only*

Det følgende afsnit finder, at faktorerne er profitable ved kortsalgsrestriktioner i strid med Hypotese 4, men *long-only*-faktorer opfanger ikke i samme grad de rene faktorafkast. Derudover finder afsnittet, at kun profitabilitets- og momentumfaktorerne er profitable ved (lettere tilgængelige) store virksomheder. Disse resultater uddybes i det følgende.

Kortsalgsrestriktioner kan medføre, at faktorafkastene ikke i tilstrækkelig grad afspejler faktorerens profitabilitet efter omkostninger. Faktorafkastene er dermed potentielt ikke tilstedeværende, når man tager højde for friktioner som f.eks. *short-selling*-restriktioner, hvilke desuden medvirker til, at umiddelbare arbitrage-muligheder ikke kan udnyttes i praksis som påpeget af Lamont & Thaler (2003:262). Risikoaverse økonomiske aktører foretrækker endvidere at undgå kortsalg, jf. Miller (1977:1161). Derfor undersøges *long-only*-handelsstrategier i det følgende.

Long-only-faktorer er lettere at implementere end en *long-short*-tilgang, da førstnævnte tilgang ikke indebærer *short-selling* samt er mindre transaktionsintensiv, men *long-only* kræver omvendt en anden finansieringskilde end kortsalg. Handelsstrategier baseret på en *long-short*-tilgang opfanger desuden hele afkastpræmien tilknyttet en faktor, mens denne tilgang derudover opnår en højere grad af diversifikation sammenlignet med *long-only* (Ilmanen et al., 2014:1). F.eks. medfører markeds kriser, der rammer hele aktiemarkedet, ubetingede fald for *long-only*-strategien, mens *long-short*-tilgangens profit på det korte ben mindsker betydningen af tabet på det lange ben i sådanne perioder (Jacobs &

Levy, 1996:82).⁶⁹ Derfor medfører diversifikationsfordelene ved *long-short* en mindsket risiko tilknyttet et afkast sammenlignet med *long-only* i overensstemmelse med tabel 9, hvor *long-short*-konstruktionerne har lavere volatilitet end *long-only*. Således er standardafvigelseerne for *long-only*-faktorerne mellem 15,19% og 19,16%, mens *long-short*-faktorerne ditto befinder sig mellem 8,47% og 14,71%. Det er i den forbindelse bemærkelsesværdigt, at momentumfaktorens volatilitet kun mindskes i et begrænset omfang (fra 15,19% til 14,71%), når faktorens konstrueres som *long-short*, mens de øvrige faktorer opnår betydeligt højere diversifikationsfordele i form af mindsket volatilitet ved en *long-short*-betragtning.

Tabel 9 – Faktorprofitabilitet forbundet med *long-only*

	<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>
Afkast p.a.	10,57%	11,81%	10,95%	12,86%	11,89%	12,67%
Standardafvigelse p.a.	15,01%	19,16%	17,39%	15,19%	16,46%	16,19%
Sharpe-ratio p.a.	0,70	0,62	0,63	0,85	0,72	0,78
Maksimum <i>drawdown</i> (i %-point)	181,61%	234,37%	234,13%	300,16%	235,82%	214,98%

Note: Med afsæt i Cochrane (2005:230) er $E[F_j] = 1 * \lambda_j$, dvs. at forventede faktorafkast modsvarer en faktors risiko-præmie. Med udgangspunkt heri undersøges afkastene tilknyttet faktorerne lange ben. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Afkast, standardafvigelse og Sharpe-ratioer er annualiserede, mens maksimum *drawdown* angiver det største afkastmæssige fald i %-point fra den seneste top. Afkastene dækker perioden juli 1995 til marts 2019.

I overensstemmelse med Blitz et al. (2014:5) afstedkommer *long-only*-faktorerne højere afkast samt højere Sharpe-ratioer end *long-short*-konstruktionerne. Derfor mere end opvejer *long-only*-strategiernes højere afkast disse strategiers højere risiko i overensstemmelse med Israel & Moskowitz (2013:279). Således har samtlige *long-only*-faktorer en Sharpe-ratio over 0,6. *Long-only*-konstruktionerne indebærer imidlertid ekstreme *drawdown*-risici. Samtlige faktorer foruden markedsfaktoren er således udsat for en *drawdown*-risiko på over 210%-point ved *long-only*-tilgange. Dermed mindskes faktorerne risiko betydeligt, når disse konstrueres som *long-short*.

Det er desuden bemærkelsesværdigt, at en *long-only*-tilgang medfører markant øgede faktorkorrelationer med markedsafkastet, hvorfor *long-only* i høj grad er udtryk for markedsvariationer og til en mindre grad er udtryk for den rene afkastpræmie for en given faktor end tilfældet er for *long-short*.

⁶⁹ Modsat det lange ben har det korte ben imidlertid teoretisk set ubegrænsede muligheder for tab, da kursen på en aktie ikke har en øvre grænse (Jacobs & Levy, 1996:83).

konstruktionen (Ilmanen et al., 2014:1). I en multifaktorportefølje er diversifikationsbidraget fra yderligere faktorer dermed begrænset ved betragtning af *long-only*-handelsstrategier sammenlignet med *long-short*-konstruktioner, jf. tabel 10 og i overensstemmelse med Blitz et al. (2014:8). Således har en ligevægtet multifaktorportefølje for *long-only*-faktorerne en Sharpe-ratio på 0,74 mod *long-short*-porteføljens ditto på 0,77. Med en Sharpe-ratio på 0,7 for Russel 3000-indekset bidrager *long-only*-faktorerne dermed kun i begrænset grad til at bringe porteføljen tættere på den effiente rand. *Long-short*-faktorernes diversifikationsbidrag til markedsfaktoren er omvendt mere markant. Således højnes Sharpe-ratioen for en portefølje bestående af markedsfaktoren fra 0,54 til 0,77 ved tilføjelse af de resterende handelsstrategier i 6-faktormodellen.

Tabel 10 – Afkast for multifaktorportefølje for *long-only* kontra *long-short*

	<i>Long-short</i>	<i>Long-only</i>
Afkast p.a.	3,36%	11,79%
Standardafvigelse p.a.	4,37%	15,83%
Sharpe-ratio p.a.	0,77	0,74

Note: Med afsæt i Cochrane (2005:230) er $E[F_j] = 1 * \lambda_j$, dvs. at forventede faktorafkast modsvarer en faktors risikopræmie. Afkast, standardafvigelser og Sharpe-ratioer er annualiserede. *Long-short* består af ligevægtede investeringer i 6-faktormodellens faktorer, mens *long-only* angiver samme for faktorerne lange ben isoleret.

Mens en multifaktorportefølje illustrerer diversifikationsfordelene ved *long-short*, indebærer sådanne faktorkonstruktioner højere transaktionsomkostninger end *long-only*, men disse omkostninger opvejes potentielt af forbedret fleksibilitet og diversifikation for *long-short*-faktorer (Jacobs & Lavy, 1996:84). Ovenstående resultater tyder ikke på, at *short-selling*-restriktioner udvander faktorerne profitabilitet i strid med Hypotese 4, men faktorerne risiko højnes, og *long-only*-faktorerne afkast opfanger desuden i højere grad variationer for markedsafkastet end for de rene *long-short*-faktorafkast.

4.7.1.1 Faktorprofitabilitet fordelt på små og store virksomheder

Foruden høje omkostninger forbundet med *short-selling* er særligt små virksomheder kendetegnet ved høje transaktionsomkostninger og herunder *short-selling*-omkostninger som påpeget af Kok et al. (2017:87) og Israel & Moskowitz (2013:284). Således kan en given faktors profitabilitet i høj grad skyldes handel med små aktier, der er relativt illikvide og tilknyttet høje omkostninger (Ang, 2014:229). Hvis faktorerne profitabilitet udelukkende findes blandt mindre effiente og mere omkostningsfyldte små aktier, er faktorerne potentielt i overensstemmelse med den effiente markeds-hypotese og Hypotese 4. Derfor opdeler tabel 11 faktorerne i små og store virksomheder.

Tabel 11 – Faktorprofitabilitet forbundet med store og små virksomheder

	<i>HML</i> <i>BIG</i>	<i>HML</i> <i>SMALL</i>	<i>RMW</i> <i>BIG</i>	<i>RMW</i> <i>SMALL</i>	<i>CMA</i> <i>BIG</i>	<i>CMA</i> <i>SMALL</i>	<i>WML</i> <i>BIG</i>	<i>WML</i> <i>SMALL</i>
Afkast	-1,42%	2,56%	3,90%	3,45%	-0,59%	4,32%	3,87%	5,85%
Standardafvigelse	10,84%	11,73%	10,53%	10,00%	11,48%	7,57%	16,14%	15,17%
Sharpe-ratio	-0,13	0,22	0,37	0,35	-0,05	0,57	0,24	0,39
Maks. <i>drawdown</i>	46,32%	64,18%	68,70%	49,96%	55,70%	42,94%	109,46%	152,38%

Note: Med afsæt i Cochrane (2005:230) er $E[F_j] = 1 * \lambda_j$, dvs. at forventede faktorafkast modsvarer en faktors risikopræmie. Med udgangspunkt heri undersøges afkastene tilknyttet faktorerne ved henholdsvis små og store virksomheder. *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Afkast, standardafvigelser og Sharpe-ratioer er annualiserede, mens maksimum *drawdown* angiver det største afkastmæssige fald i %-point fra den seneste top. *BIG* angiver en given faktor ved store virksomheder, mens *SMALL* betegner en faktor for udelukkende små virksomheder, hvor stor og små er vurderet med udgangspunkt i NYSE-percentiler som ved *size*-faktorens konstruktion. Afkastene dækker perioden juli 1995 til marts 2019.

I overensstemmelse med Asness et al. (2015:45), Kok et al. (2017:85) samt Swedroe (2019:2) findes faktorprofitabiliteten for *value*-faktoren ved små virksomheder, jf. tabel 11. Omvendt er *value*-faktorens afkast negativt med -1,42% blandt store virksomheder. Derfor forekommer en betydelig sammenhæng mellem *value*-faktorens afkast på tværs af virksomhedsstørrelser, hvorfor *value*- og *size*-faktorerne til en vis grad potentielt opfanger samme risikoforhold, muligvis i form af konkursrisici særligt tilknyttet små virksomheder med lave fundamentalværdier i overensstemmelse med afsnit 4.4.3. Investeringsfaktorens afkast er tilsvarende negativ blandt store og positiv ved små virksomheder, hvilket er i overensstemmelse med *value*- og investeringsfaktorens relativt høje korrelation i afsnit 3.1. Dermed tyder resultaterne fra tabel 11 på, at *value*- og investeringsfaktorerne ikke tilknyttes robuste og selvstændige afkastpræmier blandt store virksomheder (Kok et al., 2017:86; Asness et al., 2015:45; Israel & Moskowitz, 2013:285). På trods af *value*-faktorens svage afkast for store virksomheder medfører *value*-faktorens inverse korrelation med momentumfaktoren, at *value*-faktoren fortsat kan bidrage til en portefølje som en *hedge* mod momentumfaktorens fald, jf. Asness et al. (2015:45) og afsnit 4.4.3.

Tabel 11 understreger omvendt profitabilitets- og momentumfaktorens robusthed på tværs af virksomhedsstørrelser, da disse faktorer præsterer positive afkast for store såvel som små virksomheder, hvorfor kun disse faktorer strider med Hypotese 4 på dette punkt. Således er disse faktorens annualiserede afkast henholdsvis 3,9% og 3,87% for store virksomheder samt 3,45% og 5,85% for små virksomheder. Generelt er faktorerne dermed mest profitable blandt små virksomheder, hvilket skyldes, at små aktier tilskrives højere risikopræmier og desuden er kendetegnede ved en relativt lav markeds-efficiens, jf. Asness et al. (2014a:79).

4.7.2 Transaktionsomkostninger

Det følgende afsnit finder, at *size*- og *value*-faktorerne ikke har positive nettoafkast, mens investeringsfaktorens afkast i høj grad udvandes efter transaktionsomkostninger i overensstemmelse med Hypotese 4. Profitabilitets- og momentumfaktorerne udviser omvendt stor robusthed efter transaktionsomkostninger, hvorfor Hypotese 4 afvises med udgangspunkt heri. Disse resultater uddybes i det følgende.

Foruden *short-selling*-restriktioner kan tilstedeværelsen af transaktionsomkostninger potentielt medvirke til at begrænse faktorerens profitabilitet og signifikans, hvilket er af relevant betydning for graden af markedsefficiens (Malkiel, 2003:7; Lo, 2008:6). Denne mindskede faktorprofitabilitet medfører imidlertid bekymringer for *data snooping* for særligt faktorer, der baserer sig på høj grad af handel (Novy-Marx & Velikov, 2016:107).⁷⁰ Derfor eliminerer friktioner muligvis momentumfaktorens profit, da strategien baserer sig på en høj grad af handel, hvormed momentumomkostninger er ekstraordinært høje (Lo, 2008:6; Lesmond et al., 2004:375).⁷¹

Transaktionsomkostningerne for faktorerne fastsættes med udgangspunkt i Frazzini et al. (2015:3; 2018:43), der baserer deres omkostningsestimater på porteføljemanagers realiserede omkostninger alt efter faktorstrategi. Tabel 12 viser med afsæt heri faktorerens nettoafkast efter annualiserede omkostninger på 3% for momentumfaktoren og 1,4% for de øvrige faktorer. Omkostningsestimaterne af Frazzini et al. (2015:7) er lavere end omkostningsestimaterne af Novy-Marx & Velikov (2016:105), da Novy-Marx & Velikov fokuserer på den gennemsnitlige investors omkostninger, mens Frazzini et al. baserer deres omkostningsestimater på store institutionelle investorer, der resulterer i en bedre approksimation af potentielle arbitrage muligheder, og derfor er transaktionsomkostningerne fremsat af Frazzini et al. (2015:20) mere relevante i diskussionen af markedsefficiens i relation til faktorerne.

⁷⁰ Det er i den forbindelse bemærkelsesværdigt, at markedsfaktoren indebærer færrest transaktioner ved handel med enkeltaktier og derfor relativt lave omkostninger. Hvis faktoren implementeres gennem futures-kontrakter på indeksniveau er omkostningerne ligeledes relativt lave med udgangspunkt i Locke & Venkatesh (1997:239).

⁷¹ Transaktionsomkostninger medvirker imidlertid ikke til at forklare det økonomiske ræsonnement for momentumfaktoren. Således forklarer transaktionsomkostninger ikke, hvorfor aktier med forudgående høje afkast foranlediger fortsat høje afkast, da transaktionsomkostninger ikke afhænger af aktiers kursudvikling. For at transaktionsomkostninger ligefrem skal årsagsforklare momentum, skal transaktionsomkostningerne tilknyttet forudgående vindere overstige de forudgående tabes ditto, jf. Grundy & Martin (2001:71).

Resultaterne illustrerer, at *size*- og *value*-faktorerne ikke overlever transaktionsomkostninger, da disse nettoafkast er på henholdsvis -0,14% og -0,84%. De negative nettoafkast er i kontrast til Novy-Marx & Velikov (2016:107) og Frazzini et al. (2015:3), hvilket kan henføres til, at disse faktorer er særligt profitable blandt mikroaktier, som udelades i denne afhandling. Desuden medfører denne afhandlings fokus på perioden efter 1995 generelt lavere nettoafkast end for Novy-Marx & Velikov (2016:107) og Frazzini et al. (2015:3), da faktorprofitabiliteten overordnet er mindsket de senere år, jf. Suhonen et al. (2017:96). Investeringsfaktoren er ligeledes til en vis grad marginaliseret efter transaktionsomkostninger, mens profitabilitetsfaktoren har et mere markant positivt nettoafkast på 2,28%. Således opnår transaktionsomkostninger markant indvirkning på faktorernes profitabilitet i overensstemmelse med Zaremba & Andreu (2018:191). På trods af lave nettoprofitter kan faktorernes diversifikationsfordele og overlappende investeringer medføre, at faktorerne yder et positivt bidrag i en multifaktorportefølje i overensstemmelse med afsnit 4.7.1 (Asness et al., 2014a:85), mens faktorernes risikopræmier i afsnit 4.2 ved enkelte porteføljesorteringer er højere end de historiske afkast, hvilket yderligere underbygger faktorernes potentielle profitabilitet i en multifaktorportefølje.

Tabel 12 – Faktorernes nettoafkast

	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>
Nettoafkast p.a.	-0,14%	-0,84%	2,28%	0,44%	1,85%

Note: Tabellen fremsætter annualiserede nettoafkast for faktorerne ved omkostninger på 1,4% eller 3% alt efter faktoren i overensstemmelse med Frazzini et al. (2015:3). Med afsæt i Cochrane (2005:230) er $E[F_j] = 1 * \lambda_j$, dvs. at forventede faktorafkast modsvarer en faktors risikopræmie. Med udgangspunkt heri undersøges nettoafkastene tilknyttet faktorerne. *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Afkastene dækker perioden juli 1995 til marts 2019.

Momentumfaktoren har et positivt nettoafkast på 1,85%, men de øvrige faktorer omkostninger er lavere end momentumfaktoren som følge af momentumfaktorens høje transaktionsintensivitet, jf. Lesmond et al. (2004:375). Momentumfaktorens månedlige rebalanceringer medfører desuagtet ikke, at hele momentumporteføljen skal rebalanceres, men blot aktierne, der bevæger sig til og fra taber- og vinderporteføljerne. Momentumpræmien er desuden højere end f.eks. *size*-præmien, og momentumfaktoren besidder potentielt lavere transaktionsomkostninger end *size*-faktoren, da momentumfaktorens høje antal transaktioner opvejes af høje handelsomkostninger for med små aktier, jf. Asness

et al. (2014a:81). Derfor bør momentumfaktoren overleve transaktionsomkostninger i overensstemmelse med tabel 12.⁷² Selv hvis handelsstrategien indebærer en nettoprofit på nul,⁷³ medfører diversifikationsfordelene, at en momentumvægt er attraktiv i en porteføljesammensætning grundet faktorens relation til f.eks. *value*-faktoren, jf. afsnit 4.4.3 og Asness et al. (2014a:85). En årlig rebalanceringsudgave af momentumfaktoren kan imidlertid imødekomme bekymringer i relation til momentumfaktorens relativt høje transaktionsintensivitet. Følgelig fremsætter tabel 13 karakteristika tilknyttet en årlig momentumfaktor, som er kreeret på samme facon som beskrevet i afsnit 3.1, men alene med porteføljerebalanceringer juni hvert år i stedet for på månedlig basis, hvilket mindsker den gennemsnitlige årlige porteføljeomsætning fra 56,4% til 28,3% i perioden juli 1995 til marts 2019 for faktoren.

Tabel 13 – En årlig momentumfaktor

Afkast p.a.	2,98%
Standardafvigelse p.a.	9,53%
Sharpe-ratio p.a.	0,31
Maksimum <i>drawdown</i> (i %-point)	99,86%
Nettoafkast p.a.	1,48%

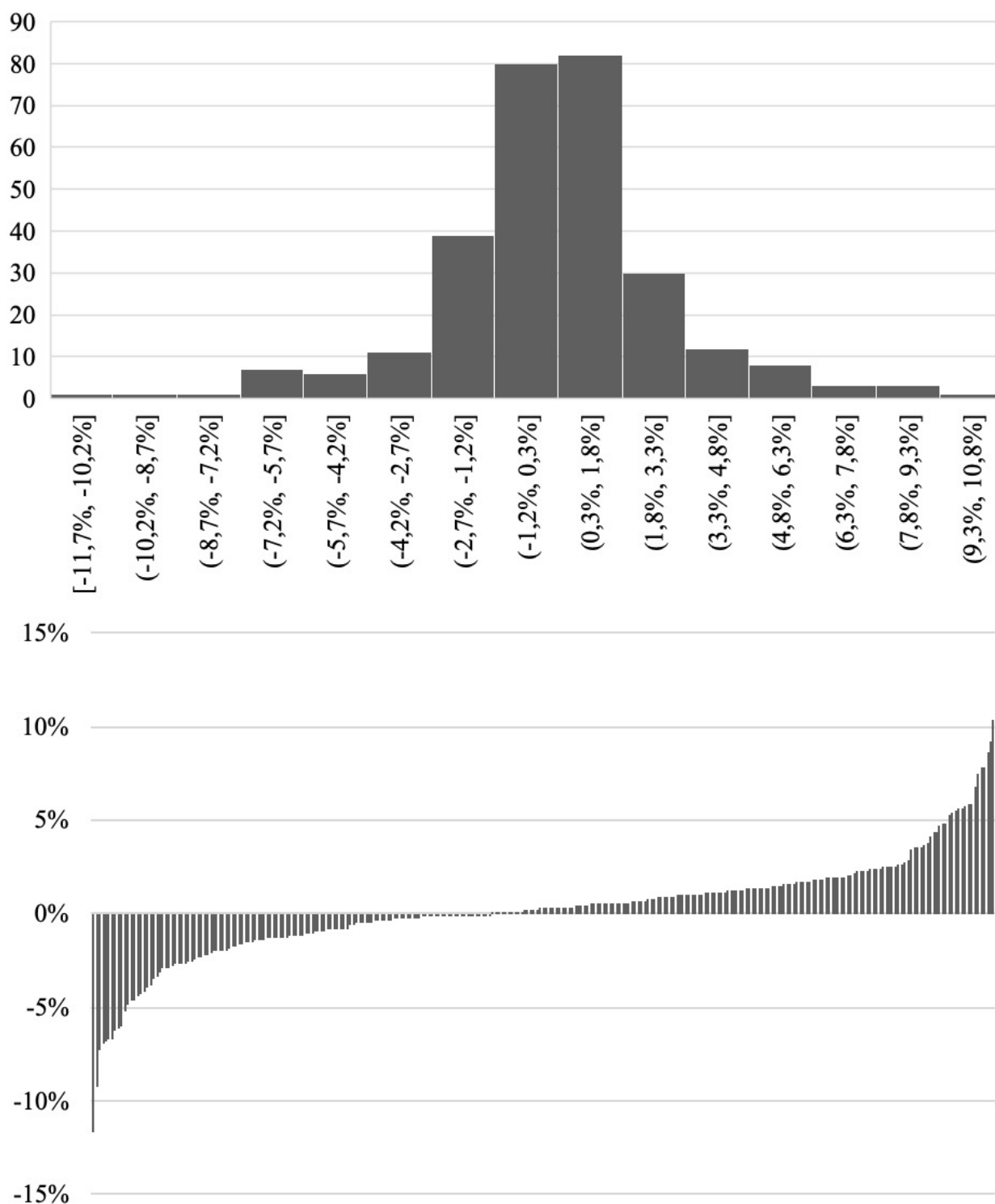
Note: Transaktionsomkostninger p.a. er sat til 1,5% under en antagelse af, at momentumfaktorens omkostningssats falder proportionelt med lavere porteføljeomsætning. Med afsæt i Cochrane (2005:230) er $E[F_j] = 1 * \lambda_j$, dvs. at forventede faktorafkast modsvarer en faktors risikopræmie. Med udgangspunkt heri undersøges afkastet tilknyttet faktoren. Afkastene dækker perioden juli 1995 til marts 2019. Momentumfaktoren er konstrueret med udgangspunkt i årlige rebalanceringer ultimo juni hvert år.

Mens momentumprofitterne falder med lavere samlet spekulativ aktivitet som i Bakshi et al. (2014:33), foranlediger en årlig udgave af momentumfaktoren fortsat markante afkast over den betragtede periode, da momentumfaktorens annualiserede afkast er 2,98% i tabel 13. Hvis transaktionsomkostningerne falder proportionelt med porteføljeomsætningen, indebærer den årlige momentumfaktor annualiserede transaktionsomkostninger på ca. 1,5%, hvilket indebærer et nettoafkast på 1,48%. Derfor er der tegn på, at en årlig momentumfaktor er profitabel efter transaktionsomkostninger.

⁷² Momentumfaktoren er desuden skatteeffektiv, da faktoren holder vindere og sælger taber. Herved undgår faktoren at realisere kortsigtede kapitalgevinster til fordel for langsigtede kapitalgevinster, mens kortsigtede kapitaltab realiseres. Endvidere forbindes momentumpræmien med lave dividendeudbetalinger, hvilket ligeledes højner skatteeffektiviteten, jf. Asness et al. (2014a:81).

⁷³ Arnott et al. (2019:29) påpeger, at fonde med momentumbaserede investeringsstrategier generelt ikke foranlediger positive afkast for investorer efter omkostninger.

Figur 18 – Fordelingen af en årlig momentumfaktors afkastpræmie



Note: Figuren viser fordelingen af den årlige momentumfaktors afkast på månedsbasis for perioden juli 1995 til marts 2019. Den øverste figur afbilder fordelingen i intervaller, hvor x-aksen viser intervallerne og y-aksen indikerer antal observationer pr. interval. Den nederste figur viser fordelingen af den årlige momentumfaktors enkelte månedsafkast over perioden.

Den årlige momentumfaktor indebærer derudover en lavere risiko end en månedsbaseret momentumfaktor, hvorfor Sharpe-ratioen mindskes begrænset fra 0,33 til 0,31, og Sharpe-ratioen er fortsat højere end *size- value-* og investeringsfaktorernes ditto i tabel 6. Endvidere mindskes momentumfaktorens *drawdown*-risiko fra 124,24%-point i tabel 6 til 99,86%-point ved en årlig faktorkonstruktion i overensstemmelse med figur 18. Dermed mindskes nedsiderisikoen for momentumfaktoren ved årlige rebalanceringer, hvorfor *value*-faktorens *hedge*-bidrag til en samlet portefølje udvandes i overensstemmelse med tabel 13, der fremsætter faktorernes risikopræmier med udgangspunkt i to-trins proceduren som i afsnit 4.2. Således har *value*-faktoren ingen positiv signifikant risikopræmie uanset porteføljesorteringen i tabel 14.

Tabel 14 – Faktorrisikopræmier med en årlig momentumfaktor

	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
<i>Size-value</i> -porteføljer	0,86 (17,18)	0,18 (3,64)	-0,17 (-2,55)	-0,30 (-2,43)	0,94 (3,58)	0,44 (2,49)	98,48%
<i>Size-momentum</i> porteføljer	0,77 (10,82)	0,28 (4,83)	-0,35 (-1,88)	0,71 (2,56)	-0,22 (-0,68)	0,47 (9,19)	97,26%
<i>Size-investerings</i> porteføljer	0,80 (53,74)	0,19 (5,89)	0,01 (0,08)	0,29 (2,85)	0,14 (2,53)	0,98 (4,50)	99,29%
<i>Size-profitabilitets</i> porteføljer	0,82 (58,93)	0,25 (4,13)	-0,10 (-0,91)	0,27 (6,06)	0,47 (2,22)	0,40 (1,55)	98,89%

Note: Se noten til tabel 5. Her angiver *WML* en årlig fremfor månedlig rebalanceret momentumfaktor.

Ovenstående understreger i høj grad den empiriske robusthed af momentumfaktorens risikopræmie. Omvendt kan risikopræmien tilknyttet *value*-faktorens risikopræmie betvivles og synes til en vis grad at afhænge af momentumfaktorens rebalanceringsfrekvens i strid med Hypotese 2, men i overensstemmelse med afsnit 4.1. Desuden udvander transaktionsomkostninger formentlig profitabiliteten forbundet med *size-* og *value*-faktorerne og til dels investeringsfaktoren i overensstemmelse med Hypotese 4. I kontrast hertil er profitabilitets- og momentumfaktorerne profitable efter omkostninger, hvorfor Hypotese 4 afvises for disse faktorer.

4.8 6-faktormodellen og den effiente markedshypotese

Opsummerende har de ovenstående afsnit forskelligartede implikationer for Hypotese 1, 2, 3 og 4 præsenteret i afsnit 1.1 afhængigt af den undersøgte faktor. En samlet oversigt over resultaterne for faktorerne fra de enkelte afsnit fremgår af tabel 15.

Selvom risikobaserede forklaringer potentielt spiller en rolle i alle faktorerers afkast, er *behavioral finance*-baserede forklaringer – i forskellig grad for faktorerne – ligeledes yderst relevante i at ræsonnere faktorernes tilstedeværelse i overensstemmelse med Asness et al. (2014a:88) og Ang (2014:210). Disse adfærdsbaserede forklaringer fremsætter imidlertid ikke nødvendigvis, at overnormale risikojusterede afkast forekommer, hvorfor sådanne forklaringer ikke ubetinget modsiger den efficiente markedshypotese ifølge Malkiel (2011:53).⁷⁴ Det er i den forbindelse værd at bemærke, at en risiko-baseret forklaring er en tilstrækkelig, men ikke nødvendig, betingelse for overensstemmelse med den efficiente markedshypotese (Jarrow & Larsson, 2011:2; Malkiel, 2011:53).

Særligt profitabilitets- og momentumfaktorerne tilskrives markante afkastpræmier, men disse faktoreres risikobaserede rationale kan betvivles. Momentumfaktoren indebærer dog en høj nedsiderisiko, hvorfor faktoren tilknyttes en markant risiko. Profitabilitetsfaktorens eksponering mod 'sikre' aktier medfører omvendt, at denne faktor ikke er underlagt samme risiko (Kalra & Celis, 2016:6). Derfor udfordres den efficiente markedshypotese i høj grad af faktorerne (begrænsede) risikorelation. Profitabiliteten forbundet med faktorerne er imidlertid underlagt udpræget variabilitet, og derfor usikkerhed (Cuthbertson & Nitzsche, 2004:447). Dermed indeholder prædikterbare afkast fortsat risiko, hvorfor afkast givetvis ikke kan betegnes som overnormale efter risikojustering (Fluck et al., 1997:182), mens *the joint hypothesis problem* medfører, at markedsefficiens ikke kan afvises (Cuthbertson & Nitzsche, 2004:84).

Selvom markedsfriktioner som informationsomkostninger bevirker, at perfekt efficiens ikke eksisterer, forekommer finansielle markeder betragteligt efficiente, hvorfor den efficiente markedshypotese forbliver den mest brugbare hypotese for approksimation af de finansielle markeders udvikling, jf. Malkiel (2011:51). Slutteligt forekommer de undersøgte anomalier særligt blandt små og i højere grad konkurstruede virksomheder, hvorfor risikoen *ex ante* er højere end risikoen *ex post*, hvormed faktorerne muligvis ikke præsterer overnormale afkast justeret for den opfattede risiko. Derfor forekommer ingen *ex ante* åbenlyse arbitrage-muligheder i overensstemmelse med Hypotese 3 og den efficiente markedshypotese (Cuthbertson & Nitzsche, 2004:447; Malkiel, 2003:34).

⁷⁴ Adfærdsmæssige forklaringer er imidlertid fuldt ud konsistente med den adaptive markedshypotese, der fremsætter, at præferencer og adfærd ikke er stabil over tid, hvilket påvirker risikopræmier (Lo, 2008:10; Malkiel, 2011:31).

Tabel 15 – Afhandlingens primære resultater

Test (hypotese)	Size-faktoren	Value-faktoren	Profitabilitetsfaktoren	Investeringsfaktoren	Momentumfaktoren
Modelbidrag (H1)	Bidrager i høj grad i beskrivelsen af afkast.	Er potentielt overflødig i beskrivelsen af afkast givet de øvrige faktorer.	Bidrager i høj grad i beskrivelsen af afkast.	Er potentielt overflødig i beskrivelsen af afkast givet de øvrige faktorer.	Bidrager i høj grad i beskrivelsen af afkast.
Risikopræmier (H2)	Positiv risikopræmie.	Tvivlsom risikopræmie.	Positiv risikopræmie.	Positiv risikopræmie.	Positiv risikopræmie.
Sharpe-ratio og <i>drawdown</i> (H3a)	Sharpe-ratio på 0,13 er under fornuftig øvrige grænse på 0,6. Moderat <i>drawdown</i> -risiko.	Sharpe-ratio på 0,06 er under fornuftig øvrige grænse på 0,6. Moderat <i>drawdown</i> -risiko.	Sharpe-ratio på 0,41 er under fornuftig øvrige grænse på 0,6. Moderat <i>drawdown</i> -risiko.	Sharpe-ratio på 0,22 er under fornuftig øvrige grænse på 0,6. Moderat <i>drawdown</i> -risiko.	Sharpe-ratio på 0,33 er under fornuftig øvrige grænse på 0,6. Markant <i>drawdown</i> -risiko.
Relation til marginal velstandsnytte (H3b)	Risikopræmien er i overensstemmelse med en risikobaseret forklaring.	Faktorens udviser en tvetydig risikorelation.	Faktoren består af sikre aktier. (X)	Faktoren består af sikre aktier. (X)	Risikopræmien knytter sig i høj grad til nedsiderisiko.
<i>Impulse response</i> på Δ VIX-chok (H3c)	Overensstemmende med klassisk risikorelation.	Forsinket negativ reaktion på øget risikoaversion.	Positive afkast ved stigende risikoaversion. (X)	Positive afkast ved stigende risikoaversion. (X)	Tegn på forsinket reaktion i overensstemmelse med momentum- <i>crashes</i> .
Afkastdekomponering (H3d)	Drives af risikofyldt afkastkilde.	Drives af risikofyldt afkastkilde.	Drives af god underliggende virksomhedspræstation. (X)	Drives af risikofyldt afkastkilde.	Drives af god underliggende virksomhedspræstation. (X)
<i>Long-only</i> (H4)	Forbedret Sharpe-ratio, men ringere bidrag til multifaktorportefølje. (X)	Forbedret Sharpe-ratio, men ringere bidrag til multifaktorportefølje. (X)	Forbedret Sharpe-ratio, men ringere bidrag til multifaktorportefølje. (X)	Forbedret Sharpe-ratio, men ringere bidrag til multifaktorportefølje. (X)	Forbedret Sharpe-ratio, men ringere bidrag til multifaktorportefølje. (X)
Afkast og virksomhedsstørrelse (H4)	-	Kun profitabel blandt små virksomheder.	Både profitabel blandt små og store virksomheder. (X)	Kun profitabel blandt små virksomheder.	Både profitabel blandt små og store virksomheder. (X)
Nettoafkast (H4)	-0,14%.	-0,84%.	2,28%. (X)	0,44%.	1,85%. Approksimativt 1,48% ved årlig momentumfaktor. (X)

Note: H1, H2, H3a, H3b, H3c, H3d og H4 angiver, at en tests resultater relaterer sig til henholdsvis Hypotese 1, 2, 3a, 3b, 3c, 3d og 4. Testene er opgivet i den rækkefølge afhandlingen fremsætter dem. (X) ved en test for en faktor markerer, at hypotesen afvises for faktoren.

5. Konklusion

Denne afhandling har undersøgt implikationerne af *size*-, *value*-, profitabilitets-, investerings- og momentumfaktorerne for den efficiente markedshypoteses gyldighed. I undersøgelsen har afhandlingen taget afsæt i fire overordnede hypoteser. Hypotese 1 fremsætter, at en 6-faktormodel er den mest velspecificerede model, mens Hypotese 2 angiver, at faktorerne generer positive risikopræmier. Hypotese 3 fremsætter, at faktorernes tilstedeværelse skyldes underliggende risikoforhold i overensstemmelse med den efficiente markedshypoteses forudsigelser om sammenhængen mellem afkast og risiko, mens Hypotese 4 angiver, at faktorerne ikke er profitable givet *short-selling*-restriktioner og transaktionsomkostninger. I besvarelsen af ovenstående tager afhandlingen afsæt i udelukkende Russell 3000-aktier med henblik på at højne handelsstrategiernes realisme og implementérbarhed.

Hvorvidt 6-faktormodellen er den mest velspecificerede faktormodel undersøges med udgangspunkt i en række teststatistikker for udvalgte faktormodeller, hvis robusthed bekræftes af en bootstrap-procedure på 1.000 simulationer. Ingen af faktormodellerne fremstår gennemgående overlegne, men 6-faktormodellen er den mest velspecificerede model. Dette resultat er i kontrast til Fama & French (2015a:12), der finder ubetinget overflødighed af *value*-faktoren i en multifaktormodel og ikke inkluderer momentumfaktoren. Det er i den forbindelse 6-faktormodellens inddragelse af momentumfaktoren, og *value*- og momentumfaktorernes negative korrelation, som sikrer potentiel relevans af *value*-faktoren givet de øvrige faktorer. Mens en høj positiv korrelation mellem *value*- og investeringsfaktorerne indikerer, at én af disse faktorer potentielt er overflødige, bidrager alle faktorerne til en vis grad til beskrivelsen af prisdannelsen på aktiemarkedet. Derfor er 6-faktormodellen muligvis den mest velspecificerede faktormodel, hvorfor faktorerne er relevante i beskrivelsen af afkast, og kan potentielt betegnes som systematiske afkastpræmier.

Denne konklusion understøttes af, at faktorerne tilknyttes generelt positive risikopræmier som forventet. Dog er særligt *value*-faktorens risikopræmie tvivlsom. Rullende regressioner afslører desuden, at *value*-faktorens risikopræmie er mindsket i de senere år, hvorfor begrænset empirisk validitet for faktoren foreligger. Derudover har *value*-faktoren en tvetydig relation til risiko approksimeret ud fra marginal velstandsnytte og investorfrygt. Mens samtlige faktorer opnår store variationer i disses risikopræmier, er kun *size*-faktorens relation til marginal velstandsnytte og investorfrygt i overensstemmelse med en klassisk forståelse af risikokompensation. Faktorerne viser imidlertid tegn på positive risikopræmier før omkostninger.

En afkastdekomponering afslører tillige, at *size*-faktorens afkast findes blandt fundamentalt usikre virksomheder. Profitabilitets- og momentumfaktorernes afkast følger omvendt af mindre risikable og relativt sikre virksomheder i strid med den efficiente markedshypoteses forudsigelser om sammenhængen mellem afkast og risiko. Ingen af faktorerne har desuagtet en Sharpe-ratio, der overstiger en fornuftig øvre grænse på 0,6, og derfor retfærdiggøres faktorernes afkast umiddelbart af risikoen forbundet hermed. Momentumfaktoren tilknyttes endvidere en markant nedsiderisiko eller momentum-*crashes*, hvilke medvirker til at forklare faktorens markante afkastpræmie. Denne samt de øvrige faktorerers afkastpræmier er desuden ikke afhængig af fri mulighed for kortsalg, men kortsalg resulterer i diversifikationsfordele og en højere Sharpe-ratio i en multifaktorportefølje.

De enkelte faktorerers bidrag til en multifaktorportefølje er imidlertid til en vis grad betinget af virksomhedsstørrelse. Således er faktorernes profitabilitet generelt højest ved små virksomheder som følge af en lavere markedsefficiens blandt disse virksomheder. *Value*- og investeringsfaktorernes profitabilitet skyldes endda udelukkende små virksomheders afkast, hvilket stiller spørgsmålstegn ved disse faktorerers robusthed. Transaktionsomkostninger udhuler desuden *value*-, investerings- samt *size*-faktorernes profitabilitet. Omvendt overlever profitabilitets- og momentumfaktorerne transaktionsomkostninger med relativt markante nettoafkast, mens en mindre transaktionsintensiv, årlig momentumfaktor tillige understreger denne faktors empiriske robusthed gennem en markant afkastpræmie og desuden mindsket nedsiderisiko.

Mens *size*-faktoren og potentielt *value*-faktoren indebærer et økonomisk-teoretisk risikorationale er investerings-, profitabilitets- og momentumfaktorerne i høj grad motiveret med udgangspunkt i *behavioral finance*. Derfor udfordrer særligt profitabilitets- og momentumfaktorernes empiriske resultater og teoretiske ræsonnementer den efficiente markedshypotese, om end faktorernes risikopræmier indikerer en potentiel risikorelation, hvorfor den efficiente markedshypotese ikke kan afvises og er approksimativt korrekt.

6. Bibliografi

- Abhakorn, Pongrapeeporn; Smith, Peter N.; Wickens, Michael R. (2013): *What do the Fama-French factors add to C-CAPM?* Journal of Empirical Finance, 22. udgave, s. 113-127.
- Aharoni, Gil; Grundy, Bruce; Zeng, Qi (2013): *Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: Revisiting the Fama French analysis*. Journal of Financial Economics, 110. udgave, s. 347-357.
- Akerlof, George A. (1980): *A Theory of Social Custom, of Which Unemployment May be One Consequence*. The Quarterly Journal of Economics, 94. udgave, nr. 4, s. 749-775. Juni 1980.
- Alquist, Ron; Israel, Ronen; Moskowitz, Tobias (2018): *Fact, Fiction, and the Size Effect*. The Journal of Portfolio Management, 45. udgave, nr. 1, s. 3-30. Efterår 2018.
- Amoroso, Sara; Moncada-Paternó-Castello, Pietro; Vezzani, Antonio (2017): *R&D profitability: the role of risk and Knightian uncertainty*. Small Business Economics, 48. udgave, nr. 2, s. 331-343. Februar 2017.
- Ang, Andrew; Chen, Joseph; Xing, Yuhang (2001): *Downside Risk and the Momentum Effect*. NBER Working Paper, nr. 8643. December 2001.
- Ang, Andrew; Chen, Joseph; Xing, Yuhang (2006): *Downside Risk*. The Review of Financial Studies, 19. udgave, nr. 4, s. 1191-1239.
- Ang, Andrew; Goetzmann, William N.; Schaefer, Stephen M. (2009): *Evaluation of Active Management of the Norwegian Government Pension Fund - Global*. December 2009.
- Ang, Andrew (2014): *Asset Management: A Systematic Approach to Factor Investing*. Oxford University Press, 1. udgave.
- Ang, Andrew; Liu, Jun; Schwarz, Krista (2017): *Using Stock Portfolio in Tests of Factor Models*. Working Paper. 10. oktober 2017.
- AQR (2014): *Cliff's Perspective: Our Model Goes to Six and Saves Value From Redundancy Along the Way*. 17. december 2014.
- AQR (2018): *Macro Wrap-Up: Stop Thinking It's Macro – It's Value*. 11. maj 2018.
- Arnott, Rob; Harvey, Campbell R; Kalesnik, Vitali; Linnianmaa, Juhani (2019): *Alice's Adventures in Factorland: Three Blunders That Plague Factor Investing*. Working Paper. 9. februar 2019.
- Asem, Ebenezer; Tian, Gloria Y. (2010): *Market Dynamics and Momentum Profits*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45. udgave, nr. 6, s. 1549-1562. December 2010.
- Asness, Clifford S.; Frazzini, Andrea (2013): *The Devil in HML's Details*. Journal of Portfolio Management, 39. udgave, nr. 4, s. 49-68. Sommer 2013.
- Asness, Clifford S.; Moskowitz, Tobias J; Pedersen, Lasse H. (2013): *Value and Momentum Everywhere*. Journal of Finance, 68. udgave, nr. 3, s. 929-986. Juni 2013.
- Asness, Clifford S.; Frazzini, Andrea; Israel, Ronen; Moskowitz, Tobias J. (2014a): *Fact, Fiction, and Momentum Investing*. Journal of Portfolio Management, 40. udgave, nr. 5, s. 75-92.

- Asness, Clifford S.; Frazzini, Andrea; Pedersen, Lasse H. (2014b): *Quality Minus Junk*. 19. juni 2014.
- Asness, Clifford S.; Frazzini, Andrea; Israel, Ronen; Moskowitz, Tobias J. (2015): *Fact, Fiction, and Value Investing*. The Journal of Portfolio Management, 42. udgave, nr. 1, s. 34-52. Efterår 2015.
- Asness, Clifford S.; Frazzini, Andrea; Pedersen, Lasse H. (2017a): *Quality Minus Junk*. 5. juni 2017.
- Asness, Clifford S.; Frazzini, Andrea; Israel, Ronen; Moskowitz, Tobias J.; Pedersen, Lasse H. (2017b): *Size Matters, if You Control Your Junk*. *Fortcoming Journal of Financial Economics*. Juni 2017.
- Avramov, Doron; Chordia, Tarun (2006): *Asset Pricing Models and Financial Market Anomalies*. The Review of Financial Studies, 19. udgave, nr. 3.
- Avramov, Doron; Chordia, Tarun; Jostova; Gergana; Philipov, Alexander (2013): *Anomalies and financial distress*. Journal of Financial Economics, 108. udgave, s. 139-159.
- Bakshi, Gurdip; Gao, Xiaohui; Rossi, Alberto (2014): *Understanding the Sources of Risk Underlying the Cross-Section of Commodity Returns*. Working Paper. 24. december 2014.
- Ball, Ray (2009): *The Global Financial Crisis and the Efficient Market Hypothesis: What Have We Learned?* Journal of Applied Corporate Finance: A Morgan Stanley Publication, 21. udgave, nr. 4, s. 8-16.
- Bansal, Naresh; Connolly, Robert A.; Stivers, Chris (2017): *Intermediary Asset Pricing and the Non-linear Relation between Volatility and the Equity Size Premium*. Working Paper.
- Banz, Rolf W. (1981): *The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks*. Journal of Financial Economics, 9. udgave, s. 3-18.
- Barberis, Nicholas; Shleifer, Andrei; Vishny, Robert (1998): *A model of investor sentiment*. Journal of Financial Economics, 49. udgave, s. 307-343.
- Barberis, Nicholas; Thaler, Richard H. (2005): *A Survey of Behavioral Finance*. Advances in Behavioral Finance, 2. udgave, s. 1-75.
- Barillas, Francisco; Kan, Raymond; Robotti, Cesare; Shanken, Jay (2017): *Model Comparison with Sharpe Ratios*. Working Paper.
- Barroso, Pedro; Santa-Clara, Pedro (2015): *Momentum has its moments*. Journal of Financial Economics, 116. udgave, s. 111-120.
- Basu, S. (1977): *Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis*. The Journal of Finance, 32. udgave, nr. 3, s. 663-682.
- Beber, Alessandro; Pagano, Marco (2013): *Short-Selling Bans Around the World: Evidence from the 2007—09 Crisis*. The Journal of Finance, 68. udgave, nr. 1, s. 343-381. Februar 2013.
- Bender, Jennifer; Briand, Remy; Melas, Dimitris; Subramanian, Raman A. (2013): *Foundations of Factor Investing*. MSCI: Research Insight. December 2013.

- Berk, Jonathan B. (1995): *A Critique of Size-Related Anomalies*. The Review of Financial Studies, 8. udgave, nr. 2, s. 275-286. Sommer 1995.
- Black, Fischer (1972): *Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing*. The Journal of Business, 45. udgave, nr. 3, s. 444-455. Juli 1972.
- Blitz, David; Huij, Joop; Lansdorp, Simon; van Vliet, Pim (2014): *Factor Investing: Long-Only versus Long-Short*. Working Paper.
- Blitz, David (2015): *Factor Investing Revisited*. The Journal of Index Investing, s. 7-17. Efterår 2015.
- Blitz, David; Hanauer, Matthias X.; Vidojevic, Milan; van Vliet, Pim (2016): *Five Concerns with the Five-Factor Model*. Working Paper.
- Bloomfield, Robert (2008): *Behavioural Finance*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 2. udgave.
- Blume, Marshall E. (1970): *Portfolio Theory: A Step Toward Its Practical Application*. The Journal of Business, 43. udgave, nr. 2, s. 152-173. April 1970.
- Blume, Marshall E.; Friend, Irwin (1973): *A New Look at the Capital Asset Pricing Model*. The Journal of Finance, 28. udgave, nr. 1, s. 19-33. Marts 1973.
- Bogle, John C.; Nolan Jr., Michael W. (2015): *Occam's Razor Redux: Establishing Reasonable Expectations for Financial Market Returns*. The Journal of Portfolio Management, 42. udgave, nr. 1, s. 119-134. Efterår 2015.
- Bollerslev, Tim; Todorov, Viktor; Xu, Lai (2015): *Tail risk premia and return predictability*. Journal of Financial Economics, 118. udgave, s. 113-134.
- Bouchaud, Jean-Philippe; Ciliberti, Stefano; Landier, Augustin; Simon, Gullaime; Thesmar, David (2016): *The Excess Returns of "Quality" Stocks: A Behavioral Anomaly*. Working Paper. 19. januar 2016.
- Brown, Stephen J. (2011): *The efficient markets hypothesis: The demise of the demon of chance?* Accounting and Finance, 51. udgave, s. 79-95.
- Carhart, Mark (1997): *On Persistence in Mutual Fund Performance*. The Journal of Finance, 52. udgave, s. 57-82.
- Cervelló-Royo, Roberto; Guijarro, Francisco; Michniuk, Karolina (2015): *Stock market trading rule based on pattern recognition and technical analysis: Forecasting the DJIA index with intraday data*. Expert Systems with Applications, 42. udgave, s. 5963-5975. 3. april 2015.
- Chabi-Yo, Fousseni; Ruenzi, Stefan; Weigert, Florian (2018): *Crash Sensitivity and the Cross Section of Expected Stock Returns*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 53. udgave, nr. 3, s. 1059-1100. Juni 2018.
- Chaieb, Ines; Langlois, Hugues; Scaillet, Olivier (2018): *Time-Varying Risk Premia in Large International Equity Markets*. Swiss Finance Institute Research Paper Series, nr. 18-04. Juni 2018.
- Chan, Louis K. C.; Jegadeesh, Narasimhan; Lakonishok, Josef (1996): *Momentum Strategies*. The Journal of Finance, 51. udgave, nr. 5, s. 1681-1713. December 1996.

- Chan, Louis K.; Karceski, Jason; Lakonishok, Josef (2003): *The Level and Persistence of Growth Rates*. The Journal of Finance, 63. udgave, nr. 2, s. 643-684.
- Chan, Louis K. C.; Lakonishok, Josef (2004): *Value and Growth Investing: Review and Update*. Financial Analysts Journal, 60. udgave, nr. 1, s. 71-86.
- 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. udgave, s. 41-58.
- Chui, Andy C. W.; Titman, Sheridan; Wei, K. C. John (2010): *Individualism and Momentum around the World*. The Journal of Finance, 65. udgave, nr. 1, s. 361-392. Februar 2010.
- Ciliberti, Stefano; Sérié, Emmanuel; Simon, Gillaume; Lempérière, Yves; Bouchaud, Jean-Philippe (2017): *The "Size Premium" in Equity Markets: Where is the Risk?* Working Paper. 1. August 2017.
- Cochrane, John H. (1999): *New facts in finance*. Economic Perspectives, 23. udgave, nr. 3, s. 36-58.
- Cochrane, John H. (2005): *Asset Pricing*. Princeton University Press, 2. udgave.
- Cochrane, John H. (2007): *Chapter 7: Financial Markets and the Real Economy*. Handbook of the Equity Risk Premium, s. 237-330.
- Connor, Gregory; Korajczyk, Robert A. (1993): *A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model*. The Journal of Finance, 48. udgave, nr. 4, s. 1263-1291. September 1993.
- Cooper, Michael J.; Gutierrez Jr., Roberto C.; Hameed, Allaudeen (2004): *Market States and Momentum*. The Journal of Finance, 59. udgave, nr. 3, s. 1345-1364. Juni 2004.
- Cooper, Michael J.; Gulen, Huseyin; Schill, Michael J. (2008): *Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns*. The Journal of Finance, 63. udgave, nr. 4, s. 1609-1651. August 2008.
- Cooper, Ilan; Maio, Paulo (2018): *Asset growth, profitability, and investment opportunities*. Working Paper. Januar 2018.
- Cuthbertson, Keith; Nitzsche, Dirk (2004): *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds and Foreign Exchange*. John Wiley & Sons Ltd., 2. udgave.
- Daniel, Kent; Hirshleifer, David; Subrahmanyam, Avanidhar (1998): *Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions*. The Journal of Finance, 53. udgave, nr. 6, s. 1839-1885. December 1998.
- Daniel, Kent; Moskowitz, Tobias J. (2016): *Momentum Crashes*. Journal of Financial Economics, 122. udgave, s. 221-247.
- Davis, James L. (1996): *The Cross-Section of Stock Returns and Survivorship Bias: Evidence from Delisted Stocks*. The Quarterly Review of Economics and Finance, 36. udgave, nr. 3, s. 365-375. Efterår 1996.
- De Bondt, Werner F.; Thaler, Richard (1985): *Does the Stock Market Overreact?* The Journal of Finance, 40. udgave, nr. 3, s. 793-805.

- Dempsey, Mike (2013): *The Capital Asset Pricing Model (CAPM): The History of a Failed Revolutionary Idea in Finance?* ABACUS, 49. udgave, s. 7-23.
- Dobrynskaya, Victoria (2017): *Dynamic Momentum and Contrarian Trading*. Basic Research Program Working Papers Series: Financial Economics, nr. 61.
- Durand, Robert B.; Lim, Dominic; Zumwalt, J. Kenton (2011): *Fear and the Fama-French Factors*. Financial Management, 40. udgave, nr. 2, s. 409-426. Sommer 2011.
- Elton, Edwin J. (1999): *Expected Return, Realized Return, and Asset Pricing Tests*. The Journal of Finance, 54. udgave, nr. 4, s. 1199-1220. August 1999.
- Enders, Walter (2015): *Applied Econometric Time Series*. Wiley, 4. udgave.
- Fama, Eugene F. (1970): *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*. The Journal of Finance, 25. udgave, nr. 2, s. 383-417.
- Fama, Eugene F. (1991): *Efficient Capital Markets: II*. The Journal of Finance, 46. udgave, nr. 5, s. 1575-1617. December 1991.
- Fama, Eugene F. (2015): *Cross-Section Versus Time-Series Tests of Asset Pricing Models*. Working Paper.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (1992): *The Cross-Section of Expected Stock Returns*. The Journal of Finance, 47. udgave, nr. 2, s. 427-465.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (1993): *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*. The Journal of Financial Economics, 33. udgave, s. 3-56.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (1996): *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*. The Journal of Finance, 51. udgave, nr. 1, s. 55-84.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (1997): *Industry costs of equity*. Journal of Financial Economics, 43. udgave, s. 153-193.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (1998): *Value versus Growth: The International Evidence*. The Journal of Finance, 53. udgave, nr. 6, s. 1975-1999. December 1998.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2004): *The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence*. The Journal of Economic Perspectives, 18. udgave, nr. 3, s. 25-46.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2006): *Profitability, investment and average returns*. Journal of Financial Economics, 82. udgave, s. 491-518.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2007): *Migration*. Financial Analysts Journal, 63. udgave, nr. 3, s. 48-58.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2008): *Dissecting Anomalies*. The Journal of Finance, 63. udgave, nr. 4, s. 1653- 1678.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2012): *Size, value and momentum in international stock returns*. The Journal of Financial Economics, 105. udgave, s. 457-472.

- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2015a): *A five-factor asset pricing model*. The Journal of Financial Economics, 116. udgave, s. 1-22.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2015b): *Incremental variables and the investment opportunity set*. Journal of Financial Economics, 117. udgave, s. 470-488.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2016): *Dissecting Anomalies with a Five-Factor Model*. The Review of Financial Studies, 29. udgave, nr. 1, s. 69-103.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2017a): *Choosing Factors*. Chicago Booth Paper, nr. 16-17. Marts 2017.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (2017b): *International Tests of a Five-Factor Asset Pricing Model*. Journal of Financial Economics, 123. udgave, s. 441-463.
- Fama, Eugene F.; MacBeth, James D. (1973): *Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests*. The Journal of Political Economy, 81. udgave, nr. 3, s. 607-636.
- Fang, Lily; Peress, Joel (2009): *Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns*. The Journal of Finance, 64. udgave, nr. 5, s. 2023-2052. Oktober 2009.
- Fluck, Zsuzsanna; Malkiel, Burton G.; Quandt, Richard E.: *The Predictability of Stock Returns: A Cross-Sectional Simulation*. Review of Economics and Statistics, 79. udgave, nr. 2, s. 176-183. Maj 1997.
- Frazzini, Andrea; Israel, Ronen; Moskowitz, Robias J. (2015): *Trading Costs of Asset Pricing Anomalies*. Working Paper. 9. september 2015.
- Frazzini, Andrea; Israel, Ronen; Moskowitz, Robias J. (2018): *Trading Costs*. Working Paper. 7. april 2018.
- FTSE Russell (2019): *Russell US Index Reconstitution*. <https://www.ftserussell.com/index-series/index-resources/russell-reconstitution>. Besøgt 30. maj 2019.
- Gibbons, Michael R.; Ross, Stephen A.; Shanken, Jay (1989): *A Test of the Efficiency of a Given Portfolio*. Econometrica, 57. udgave, nr. 5, s. 1121-1152.
- Gray, Wesley R.; Vogel, Jack (2012): *Analyzing Valuation Measures: A Performance Horse Race over the Past 40 Years*. Journal of Portfolio Management, 39. udgave, nr. 1, s. 112-121. Efterår 2012.
- Griffin, John M.; Lemmon, Michael L. (2002): *Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns*. The Journal of Finance, 57. udgave, nr. 5, s. 2317-2336. Oktober 2002.
- Griffin, John M.; Ji, Xiuqing; Martin, Spencer (2003): *Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole*. The Journal of Finance, 58. udgave, nr. 6, s. 2515-2547.
- Grobys, Klaus; Haga, Jesper (2016): *Identifying portfolio-based systematic risk factors in equity markets*. Finance Research Letters, 17. udgave, s. 88-92.
- Groot, Wilma de; Huij, Joop (2018): *Are the Fama-French factors really compensation for distress risk?* Journal of International Money and Finance, 86. udgave, s. 50-60.

- Grossman, Sanford; Stiglitz, Joseph (1980): *On the Impossibility of Informationally Efficient Markets*. The American Economic Review, 70. udgave, nr. 3, s. 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. udgave, nr. 1, s. 29-78.
- Haimes, Yacov Y. (2009): *On the Complex Definition of Risk: A Systems-Based Approach*. Risk Analysis, 29. udgave, nr. 12, s. 1647-1654.
- Harvey, Campbell R.; Liu, Yan; Zhu, Heqing (2016): *... and the Cross-Section of Expected Returns*. The Review of Financial Studies, 29. udgave, nr. 1, s. 5-68.
- Heij, Christiaan; de Boer, Paul; Franses, Philip H.; Kloek, Teun; van Dijk, Herman K. (2004): *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. Oxford University Press.
- Hillier, David; Grinblatt, Mark; Titman, Sheridan (2012): *Financial Markets and Corporate Strategy*, 2. europæiske udgave.
- Hirshleifer, David; Hou, Kewei; Teoh, Siew H. (2012): *The Accrual Anomaly: Risk or Mispricing?* Management Science, 58. udgave, nr. 2. s. 320-355. Februar 2012.
- Holden, Craig W.; Subrahmanyam, Avanidhar (2002): *News Events, Information Acquisition, and Serial Correlation*. The Journal of Business, 75. udgave, nr. 1, s. 1-32. Januar 2002.
- Hong, Harrison; Stein, Jeremy C. (1999): *A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets*. The Journal of Finance, 54. udgave, nr. 6, s. 2143-2184. December 1999.
- Hong, Harrison; Lim, Terence; Stein, Jeremy C. (2000): *Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies*. The Journal of Finance, 55. udgave, nr. 1, s. 265-295. Februar 2000.
- Hou, Kewei; Xue, Chen; Zhang, Lu (2015): *Digesting Anomalies: An Investment Approach*. The Review of Financial Studies, 28. udgave, nr. 3, s. 650-705.
- Hsu, Ming-Wei; Lessmann, Stefan; Sung, Ming-Chien; Ma, Tiejun; Johnson, Johnnie E. V. (2016): *Bridging the divide in financial market forecasting: machine learners vs. financial economists*. Expert Systems with Applications, 61. udgave, s. 215-234. 25. maj 2016.
- Hsu, Jason; Kalesnik, Vitali; Kose, Engin (2019): *What Is Quality?* Financial Analysts Journal: A Publication of CFA Institute, 2. 1-18.
- Huberman, Gur; Wang, Zhenyu (2008): *Arbitrage Pricing Theory*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 2. udgave.
- Hur, Jungshik; Pettengill, Glenn; Singh, Vivek (2014): *Market states and the risk-based explanation of the size premium*. Journal of Empirical Finance, 28. udgave, s. 139-150.
- Hwang, Soosung; Rubesam, Alexandre (2018): *Searching the Factor Zoo*. IESEG Working Paper Series, nr. 2018-ACF-03. Marts 2018.
- Ibbotson, Roger G.; Chen, Peng (2003): *Long-Run Stock Returns: Participating in the Real Economy*. Financial Analysts Journal, 59. udgave, nr. 1, s. 88-98.

- Ilmanen, Antti; Israel, Ronen; Villalon, Daniel (2014): *Style Investing: The Long and the Long/Short of It*. AQR, Sponsored Commentary.
- Israel, Ronen; Moskowitz, Tobias J. (2013): *The role of shorting, firm size, and time on market anomalies*. Journal of Financial Economics, 108. udgave, s. 275-301.
- Israel, Ronen; Ross, Adrienne (2017): *Measuring Factor Exposures: Uses and Abuses*. The Journal of Alternative Investments, 20. udgave, nr. 1. Sommer 2017.
- Israelov, Roni; Nielsen, Lars N.; Villalon, Daniel (2017): *Embracing Downside Risk*. The Journal of Alternative Investments, 19. udgave, nr. 3. Vinter 2017.
- Jacobs, Bruce I.; Levy, Kenneth N. (1996): *20 Myths about Long-Short*. Financial Analysts Journal, 52. udgave, nr. 5, s. 81-85.
- Jagannathan, Ravi; Wang, Zhenyu (1996): *The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns*. The Journal of Finance, 51. udgave, nr. 1, s. 3-53. Marts 1996.
- Jegadeesh, Narasimhan; Titman, Sheridan (1993): *Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*. The Journal of Finance, 48. udgave, nr. 1, s. 65-91.
- Jegadeesh, Narasimhan; Titman, Sheridan (2001): *Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations*. The Journal of Finance, 56. udgave, nr. 2, s. 699-720.
- Jegadeesh, Narasimhan; Titman, Sheridan (2011): *Momentum*. Januar 2011. Working Paper.
- Jegadeesh, Narasimhan; Noh, Joonki; Pukthuanthong, Kuntara; Roll, Richard; Wang, Junbo (2017): *Empirical Tests of Asset Pricing Models with Individual Assets: Resolving the Errors-in-Variables Bias in Risk Premium Estimation*. Working Paper. September 2017.
- Jensen, Michael C. (1978): *Some anomalous evidence regarding market efficiency*. Journal of Financial Economics, 6. udgave, s. 95-101. Spetember 1978.
- Johnson, Timothy C. (2002): *Rational Momentum Effects*. The Journal of Finance, 57. udgave, nr. 2, s. 585-608. April 2002.
- Julio, Brandon; Ikenberry, David L. (2004): *Reappearing Dividends*. Journal of Applied Corporate Finance: A Morgan Stanley Publication, 16. udgave, nr. 4, s. 89-101. Efterår 2004.
- Kalesnik, Vitali; Beck, Noah (2014): *Busting the Myth About Size*. Advisor Perspectives. 16. december 2014.
- Kalra, Vikas; Celis, Christian (2016): *Introducing Profitability: A Systematic Equity Strategy Factor*. MSCI Research Insight. Juni 2016.
- Kan, Raymond; Cesare, Robotti; Shanken, Jay (2013): *Pricing Model Performance and the Two-Pass Cross-Sectional Regression Methodology*. The Journal of Finance, 68. udgave, nr. 6, s. 2617-2649. December 2013.
- Keim, Donald B. (2008): *Financial Market Anomalies*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 2. udgave.

- Keloharju, Matti; Linnainmaa, Juhani T.; Nyberg, Peter (2016): *Return Seasonalities*. The Journal of Finance, 71. udgave, nr. 4, s. 1557-1590. August 2016.
- Knez, Peter J; Ready, Mark J. (1997): *On the Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions*. The Journal of Finance, 52. udgave, nr. 4, s. 1355-1382. September 1997.
- Knight, Frank H. (1921): *Risk, Uncertainty and Profit*.
- Kok, U-Wen; Ribando, Jason; Sloan, Richard (2017): *Facts about Formulaic Value Investing*. Financial Analysts Journal: A Publication of CFA Institute, 73. udgave, nr. 2, s. 81-99.
- Kuhn, Thomas S. (1970): *The Structure of Scientific Revolutions*. The University of Chicago Press, 2. udgave.
- Kuhsner, Joseph (2017): *Two Types of Factors: A Return Decomposition for Factor Portfolios*. The Journal of Portfolio Management, 43. udgave, nr. 4, s. 17-32. Sommer 2017.
- La Porta, Rafael; Lakonishok, Josef; Shleifer, Andrei; Vishny, Robert (1997): *Good News for Value Stocks: Further Evidence on Market Efficiency*. The Journal of Finance, 52. udgave, nr. 2, s. 859-874.
- Lakonishok, Josef; Vermaelen, Theo (1990): *Anomalous Price Behavior Around Repurchase Tender Offers*. The Journal of Finance, 45. udgave, nr. 2, s. 455-477. Juni 1990.
- Lakonishok, Josef; Shleifer, Andrei; Vishny, Robert (1994): *Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk*. The Journal of Finance, 49. udgave, nr. 5, s. 1541-1578.
- Lam, Eric C.; Wang, Shujing; Wei, K. C. John (2015): *The Profitability Premium: Macroeconomic Risks or Expectation Errors?* Working Paper. Januar 2015.
- Lamont, Owen A.; Thaler, Richard H. (2003): *Can the Market Add and Subtract? Mispricing in Tech Stock Carve-outs*. Journal of Political Economy, 111. udgave, nr. 2, s. 227-268.
- Lesmond, David A.; Schill, Michael J.; Zhou, Chunsheng (2004): *The illusory nature of momentum profits*. The Journal of Financial Economics, 71. udgave s. 349-380.
- Lettau, Martin; Ludvigson, Sydney (2001): *Resurrecting the (C)CAPM: A CrossSectional Test When Risk Premia Are Time-Varying*. Journal of Political Economy, 109. udgave, nr. 6, s. 1238-1287.
- Lewellen, Jonathan (1999): *The time-series relations among expected return, risk, and book-to-market*. Journal of Financial Economics, 54. udgave, s. 5-43.
- Lewellen, Jonathan; Shanken, Jay (2002): *Learning, Asset-Pricing Tests and Market Efficiency*. The Journal of Finance, 57. udgave, nr. 3, s. 1113-1145.
- Lewellen, Jonathan; Nagel, Stefan; Shanken, Jay (2010): *A skeptical appraisal of asset pricing tests*. The Journal of Financial Economics, 57. udgave, nr. 3, s. 1113-1145.
- Liew, Jimmy; Vassalou, Maria (2000): *Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?* The Journal of Financial Economics, 57. udgave, s. 221-245.
- Lim, Dominic; Durand, Robert B.; Yang, Joey W. (2014): *The microstructure of fear, the Fama-French factors and the global financial crisis of 2007 and 2008*. Global Finance Journal, s. 169-180.

- Lintner, John (1965): *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*. The Review of Economics and Statistics, 47. udgave, nr. 1, s. 13- 37.
- Liu, Laura X.; Zhang, Lu (2008): *Momentum Profits, Factor Pricing, and Macroeconomic Risk*. The Review of Financial Studies, 21. udgave, nr. 6, s. 2417-2448.
- Lo, Andrew W. (2008): *Efficient Markets Hypothesis*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 2. udgave.
- Locke, Peter R.; Venkatesh, Porika C. (1997): *Futures Market: Transaction Costs*. The Journal of Futures Markets, 17. udgave, nr. 2, s. 229-245.
- Lown, Cara; Morgan, Donald P. (2006): *The Credit Cycle and the Business Cycle: New Findings Using the Loan Officer Opinion Survey*. Journal of MOney, Credit and Banking, 38. udgave, nr. 6, s. 1575-1597.
- March, James G.; Shapira, Zur (1987): *Managerial Perspectives on Risk and Risk Taking*. Management Science, 33. udgave, nr. 11, s. 1404-1418. November 1987.
- MacKinlay, A. Craig (1995): *Multifactor models do not explain diviations from the CAPM*. Journal of Financial Economics, 38. udgave, s. 3-28.
- Madsen, Joachim H. (2018): *Afkastpræmier: Risikofaktoer eller anamalier?* 29. maj 2018.
- Madsen, Joachim H. (2019): *Long Short-Term Memory & Den Efficiente Markedshypotese*. 11. januar 2019.
- Malkiel, Burton G. (2003): *The Efficient Market Hypothesis and Its Critics*. CEPS Working Paper, nr. 91. April 2003.
- Malkiel, Burton G. (2011): *The Efficient-Market Hypothesis and the Financial Crisis*. 28. oktober 2011. Working Paper.
- Markowitz, Harry M. (1952): *Portfolio Selection*. The Journal of Fiannce, 7. udgave, nr. 1, s. 77-91. Marts 1952.
- Markowitz, Harry M. (1959): *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Cowles Foundation, John Wiley & Sons Inc.
- Markowitz, Harry M. (2005): *Market Efficiency: A Theoretical Distinction and So What?* CFA Institute: Finacial Analysts Journal Reflections. September/Oktober 2005.
- Mehra, Rajnish; Prescott, Edward C. (1985): *The Equity Premium*. Journal of Monetary Economics, 15. udgave, s. 145-161.
- Milgate, Murray (2008): *Equilibrium (Development of the Concept)*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 2. udgave.
- Miller, Merton H.; Modigliani, Franco (1961): *Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares*. The Journal of Business, 34. udgave, n. 4, s. 411-433.
- Miller, Edward M. (1977): *Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion*. The Journal of Finance, 32. udgave, nr. 4, s. 1151-1168. September 1977.

- Moor, Lieven De; Sercu, Piet (2013): *The smallest firm effect: An international study*. Journal of International Money and Finance, 32. udgave, s. 129-155.
- Moskowitz, Tobias J.; Grinblatt, Mark (1999): *Do Industries Explain Momentum?* The Journal of Finance, 54. udgave, nr. 4, s. 1249-1290.
- Norges Bank Investment Management (2015): *The Quality Factor*. Discussion Note. 2. december 2015.
- Novy-Marx, Robert (2013a): *The other side of value: The gross profitability premium*. Journal of Financial Economics, 108. udgave, s. 1-28.
- Novy-Marx, Robert (2013b): *The Quality Dimension of Value Investing*. Working Paper.
- Novy-Marx, Robert (2015): *Fundamentally, Momentum is Fundamental Momentum*. NBER Working Paper, nr. 20984. Februar 2015.
- Novy-Marx, Robert; Velikov, Mihail (2016): *A Taxonomy of Anomalies and Their Trading Costs*. The Review of Financial Studies, 29. udgave, nr. 1, s. 104-147.
- Pappas, Scott N.; Dickson, Joel M. (2015): *Factor-based investing*. Vanguard Research. April 2015.
- Pástor, Lubos; Stambaugh, Robert F. (2003): *Liquidity Risk and Expected Stock Returns*. Journal of Political Economy, 111. udgave, nr. 3, s. 642-685.
- Pedersen, Martin N. (2018): *Risk premiums and Momentum in JQGLCE*. Jyske Bank Quant Research. 10. september 2018.
- Petkova, Ralitsa; Zhang, Lu (2005): *Is value riskier than growth*. Journal of Financial Economics, 78. udgave, s. 187-202.
- Pontiff, Jeffrey; Schall, Lawrence D. (1998): *Book-to-market ratios as predictors of market returns*. Journal of Financial Economics, 49. udgave, s. 141-160.
- Pukthuanthong, Kuntara; Roll, Richard; Subrahmanyam, Avanidhar (2018): *A Protocol for Factor Identification*. The Review of Financial Studies, 32. udgave, nr. 4, s. 1573-1607.
- Rabener, Nicolas (2018): *Value Investing Portfolios are Not Dead, But Some Have Done Better than Others*. Alpha Architect. 3. maj 2018.
- Rayner, Robert K. (1990): *Bootstrapping p Values and Power in the First-Order Autoregression: A Monte Carlo Investigation*. Journal of Business & Economic Statistics, 8. udgave, nr. 2, s. 251-263. April 1990.
- Reinganum, Marc R. (1981): *The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results*. The Journal of Finance, 36. udgave, nr. 2, s. 313-321. Maj 1981.
- Ricciardi, Victor; Simon, Helen K. (2000): *What is Behavioral Finance?* Business, Education & Technology Journal, 2. udgave, nr. 2, s. 1-9. Efterår 2000.
- Rietz, Thomas A. (1988): *The Equity Risk Premium*. Journal of MONetary Economics, 22. udgave, s. 117-131.

- Roll, Richard (1977): *A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests*. Journal of Financial Economics, 4. udgave, s. 129-176.
- Romer, David (1992): *Rational Asset Price Movements without News*. NBER Working Paper, nr. 4121. Juli 1992.
- Ross, Stephen A. (1976): *The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing*. Journal of Economic Theory, 13. udgave, s. 341-360.
- Ruenzi, Stefan; Weigert, Florian (2018): *Momentum and crash sensitivity*. Economic Letters, 165. udgave, s. 77-81.
- Shamsuddin, Abul; Kim, Jae H. (2015): *Market sentiment and the Fama-French factor premia*. Economic Letters, 136. udgave, s. 129-132.
- Shanken, Jay (1992): *On the Estimation of Beta-Pricing Models*. The Review of Financial Studies, 5. udgave, nr. 1, s. 1-33.
- Sharpe, William F. (1964): *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*. The Journal of Finance, 19. udgave, nr. 3, s. 425-442.
- Sharpe, William F. (1994): *The Sharpe Ratio*. The Journal of Portfolio Management, 21. udgave, nr. 1, s. 49-58. Efterår 1994.
- Shiller, Robert J. (1981): *The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency*. The Journal of Finance, 36. udgave, nr. 2, s. 291-304. Maj 1981.
- Shiller, Robert J. (2000): *Irrational Exuberance*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Shiller, Robert J. (2003): *From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance*. The Journal of Economic Perspectives, 17. udgave, nr. 1, s. 83-104.
- Soydemir, Gökçe, Verma; Rahul, Wagner, Andrew (2016): *The asymmetric impact of rational and irrational components of fear index on S&P 500 index returns*. Review of Behavioral Finance, 9. udgave, nr. 3, s. 278-291.
- Suhonen, Antti; Lennkh, Matthias; Perez, Fabrice (2017): *Quantifying Backtest Overfitting in Alternative Beta Strategies*. The Journal of Portfolio Management, 43. udgave, nr. 2, s. 90-104. Vinter 2017.
- Swedroe, Larry (2019): *Deep Dive into the Value Factor*. Alpha Architect. 2. maj 2019.
- Țițan, Alexandra G. (2015): *The Efficient Market Hypothesis: review of specialized literature and empirical research*. Procedia Economics and Finance, 32. udgave, s. 442-449.
- Titman, Sheridan; Wei, John K. C.; Xie, Feixue (2004): *Capital Investments and Stock Returns*. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 39. udgave, nr. 4, s. 677-700. December 2004.
- Tobin, James (1958): *Liquidity Preference as Behavior Towards Risk*. The Review of Economic Studies, 25. udgave, nr. 2, s. 65-86. Februar 1958.
- Tobin, James (1969): *A General Equilibrium Approach To Monetary Theory*. Journal of Money, Credit and Banking, 1. udgave, nr. 1, s. 15-29. Februar 1969.

- Tversky, Amos; Kahneman, Daniel (1974): *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases*. Science, New Series, 185. udgave, nr. 4157, s. 1124-1131.
- van Dijk, Mathijs A. (2011): *Is size dead? A review of the size effect in equity returns*. The Journal of Banking & Finance, 35. udgave, s. 3263-3274.
- Vassalou, Maria; Xing, Yuhang (2004): *Default Risk in Equity Returns*. The Journal of Finance, 59. udgave, nr. 2, s. 831-868.
- Wahal, Sunil (2019): *The profitability and investment premium: Pre-1963 evidence*. Journal of Financial Economics, 131. udgave, s. 362-377.
- Wang, Jiang (2008): *Finance (New Developments)*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 2. udgave.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2009): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-Western, Cengage Learning, 4. udgave.
- Zakamulin, Valeriy (2013): *Forecasting the size premium over different time horizons*. Journal of Banking & Finance, 37. udgave, s. 1061-1072.
- Zaremba, Adam; Czapkiewicz, Anna (2017): *Digesting anomalies in emerging European markets: A comparison of factor pricing models*. Emerging Markets Review, 31. udgave, s. 1-15.
- Zaremba, Adam; Andreu, Laura (2018): *Paper profits or real money? Trading costs and stock market anomalies in country ETFs*. International Review of Financial Analysis, 56. udgave, s. 181-192.
- Zaremba, Adam; Shemer, Jacob (2018): *Price-Based Investment Strategies: How Research Discoveries Reinvented Technical Analysis*. Palgrave Macmillan, 1. udgave.

7. Appendiks

Appendiks I – Deskriptiv statistik for afhængige porteføljer

Tabel A1 – Deskriptiv statistik for afhængige porteføljer

Panel A: <i>Size-value</i> -porteføljer										
Size	<i>Book-to-Market</i>									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	Afkast p.a.					Standardafvigelse p.a.				
Lille	7,02%	17,27%	12,67%	16,15%	12,03%	28,66%	29,67%	21,34%	20,62%	22,19%
2	13,80%	15,49%	13,74%	13,34%	14,45%	23,18%	20,47%	17,98%	18,72%	21,56%
3	11,96%	14,03%	12,93%	13,18%	13,95%	21,70%	17,83%	16,66%	17,02%	20,01%
4	14,63%	13,90%	13,05%	11,88%	12,21%	19,98%	16,91%	16,84%	16,11%	20,19%
Stor	12,27%	10,13%	10,08%	9,19%	7,93%	15,16%	13,68%	14,54%	15,86%	22,89%
Panel B: <i>Size-momentum</i> porteføljer										
Size	Momentum									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	Afkast p.a.					Standardafvigelse p.a.				
Lille	7,95%	11,67%	15,37%	16,80%	19,15%	34,38%	23,68%	20,37%	24,00%	29,35%
2	12,26%	16,28%	14,50%	16,00%	18,16%	30,52%	21,74%	17,68%	17,76%	21,51%
3	11,24%	12,76%	13,56%	12,75%	15,00%	28,58%	19,61%	16,72%	16,46%	20,68%
4	6,88%	12,36%	14,47%	13,84%	15,19%	28,16%	19,36%	16,05%	14,76%	19,39%
Stor	8,03%	11,91%	11,77%	11,16%	13,76%	23,18%	17,01%	14,05%	13,47%	17,29%
Panel C: <i>Size-investerings</i> porteføljer										
Size	Investering									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	Afkast p.a.					Standardafvigelse p.a.				
Lille	14,88%	14,40%	14,53%	13,75%	9,63%	25,86%	20,55%	19,96%	20,61%	25,12%
2	15,78%	13,99%	16,13%	15,30%	11,59%	23,49%	17,81%	18,45%	18,23%	23,43%
3	14,28%	14,04%	14,56%	14,27%	9,85%	19,16%	16,91%	16,40%	17,69%	21,19%
4	12,98%	13,68%	13,85%	14,54%	12,00%	17,54%	15,61%	15,40%	16,87%	21,89%
Stor	10,89%	10,54%	11,60%	12,43%	12,65%	15,37%	12,72%	13,38%	14,74%	19,79%
Panel D: <i>Size-profitabilitets</i> porteføljer										
Size	Profitabilitet									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	Afkast p.a.					Standardafvigelse p.a.				
Lille	11,30%	14,33%	14,72%	16,84%	16,93%	25,76%	19,96%	20,10%	22,29%	38,17%
2	12,57%	14,53%	14,03%	17,04%	17,60%	23,52%	17,91%	17,58%	19,20%	19,39%
3	11,22%	12,03%	14,13%	13,70%	15,65%	22,11%	15,82%	17,12%	17,91%	19,09%
4	12,01%	13,19%	13,49%	13,93%	16,01%	22,26%	16,26%	15,38%	16,12%	16,83%
Stor	7,03%	12,56%	8,54%	11,96%	12,69%	19,68%	16,60%	15,94%	13,71%	13,38%

Note: Afkast og standardafvigelser er annualiserede for perioden juli 1995 til marts 2019. Porteføljerne konstrueres ultimo juni og er interaktionen af 5 porteføljer dannet på baggrund af *size* og 5 porteføljer dannet på baggrund af henholdsvis *value*, momentum, investering og profitabilitet. Samtlige opdelinger baserer sig på NYSE-kvintiler. Opdelingen af *size*-porteføljerne for år t er baseret på NYSE-markedsværdikvintiler ved slutningen af juni på tid t . B/M-ratioer for juni tid t baserer sig på den bogførte værdi for det finansielle år afsluttet $t-1$ og markedsværdien for december år $t-1$. Momentum porteføljerne er dannet ud fra forudgående 2-12 måneders afkast. Investeringsopdelingen baserer sig på ændringen i totale aktiver for det finansielle år afsluttet $t-2$ til $t-1$ divideret med totale aktiver $t-2$, mens profitabilitet baserer sig på omsætning fratrullet produkt-, rente samt salgs- og administrationsomkostninger på år t divideret med bogført værdi år $t-1$.

Appendiks II – Økonometriske antagelser

Afhandlingens behandling af variablene introduceret i afsnit 3.1 baserer sig overordnet på *Ordinary Least Squares* (OLS) som estimationsmetode, hvilken minimerer summen af de kvadrede residualer, dvs. forskellen mellem de observerede og de prædikterede værdier (Wooldridge, 2009:73). OLS-estimationsmetoden benyttes, da OLS-estimatorerne er de bedste⁷⁵ lineære⁷⁶ unbiased⁷⁷ estimatorer (BLUE) under en række antagelser i relation til tidsseriedata (Wooldridge, 2009:351). Disse antagelser bør imidlertid opfyldes, før denne estimator kan underlægges valid statistisk inferens. Antagelserne betegnes samlet *Classical Linear Model*- (CLM-) antagelserne og vedrører mere konkret ingen perfekt kolinearitit blandt variablene samt homoskedastiske, ukorreleerede og normalfordelte fejllid.⁷⁸ Disse antagelser og 6-faktormodellens⁷⁹ opfyldelse heraf behandles i nedenstående.

Antagelsen om ingen perfekt kolinearitit indebærer, at ingen af de forklarende variable er konstante eller perfekt korreleerede med hinanden. Ved perfekt kolinearitit forekommer uendeligt mange OLS-estimer, hvilket betyder, at regressionen ikke kan estimeres. Desuden er estimerne forbundet med høj usikkerhed i tilfælde af høj multikolinearitit (Wooldridge, 2009:346). Variablenes kolinearitit kan testes ved hjælp af *Variance Inflation Factor* (VIF). VIF-testen beskriver, hvor meget variansen

⁷⁵ Bedste betyder her, at OLS estimatorerne har mindst mulig varians blandt alle lineære, unbiased estimatorer, hvilket betyder, at $Var(\hat{\beta}_j) \leq Var(\tilde{\beta}_j)$ (Wooldridge, 2009:103). Er samtlige *Classical Linear Model*-antagelser opfyldt har OLS-estimatorerne tilmed den mindste varians af alle unbiased estimatorer (Wooldridge, 2009:118).

⁷⁶ Linearitet for en estimator indebærer, at denne kan fremsættes som en lineær funktion af den afhængige variabel, dvs.: $\tilde{\beta}_j = \sum_{i=1}^n w_{ij}y_i$, hvor w_{ij} er en funktion af tidsseriens værdier for alle uafhængige variable (Wooldridge, 2009:103).

⁷⁷ Unbiased estimatorer betyder, at disse er centreret omkring den sande underliggende tidsserieproces (Wooldridge, 2009:51).

⁷⁸ CLM-antagelserne indebærer desuden en antagelse, om at den sande model er lineær i dennes parametre samt en antagelse, om at den uobserverbare fejllid har en middelværdi på nul. Disse antagelser kan ikke testes og antages opfyldt i overensstemmelse med Wooldridge (2009:158).

⁷⁹ De præsenterede resultater for 6-faktormodellen er ensartet på tværs af forskellige porteføljesorteringer, mens øvrige modeludformninger ligeledes opnår ensartede teststatistikker. Derfor præsenterer afhandlingen udelukkende 6-faktormodellens relation til de økonometriske forudsætninger for en enkelt porteføljesortering.

af den estimerede betaværdi for faktor j , $\hat{\beta}_j$, er forhøjet pga. multikolaritet. Variansen af $\hat{\beta}_j$ kan præsenteres som (Wooldridge, 2009: 99):

$$var(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{SST_j} VIF_j, \quad (A1)$$

hvor $VIF_j = \frac{1}{1-R_j^2}$, σ^2 denoterer fejlledsvariansen, SST_j angiver stikprøvens samlede variation for risikofaktor j , x_j , og R_j^2 er determinationskoefficienten, der belyser sammenhængen mellem x_j og de resterende forklarende variable i 6-faktormodellen. $VIF_j > 10$ ($R_j^2 > 90\%$) illustrerer, at det benyttede data er udsat for multikolaritet (Wooldridge, 2009: 96). VIF'en fremgår af Tabel A2, hvor den maksimale VIF er på 2,21, hvormed multikolaritet ikke udgør et problem for variablene.⁸⁰

Tabel A2 – VIF for 6-faktormodellen

<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>
1,31	1,30	2,21	1,59	2,10	1,13

Note: *MKT* angiver markedsfaktoren, mens *SMB*, *HML*, *RMW*, *CMA* og *WML* betegner henholdsvis *size*-faktoren, *value*-faktoren, profitabilitetsfaktoren, investeringsfaktoren samt endeligt momentumfaktoren. Testen er foretaget for perioden juli 1995 til marts 2019.

Antagelsen om homoskedastiske fejllid betyder, at:

$$var(\varepsilon_t | \mathbf{X}) = var(\varepsilon_t) = \sigma^2, t = 1, 2, \dots, T, \quad (A2)$$

hvor variansen af fejllidet, ε_t , er den samme for alle tidsperioder, t , betinget af de forklarende variable, $\mathbf{X}$. Opfyldes denne antagelse ikke, er fejllidene heteroskedastiske, hvilket betyder, at $var(\varepsilon_t)$ varierer afhængigt af forklarende variables værdier (Wooldridge, 2009:349). Antagelsen kan testes ved nulhypotesen $H_0: var(\varepsilon | x_1, x_2, \dots, x_k) = E(\varepsilon^2 | x_1, x_2, \dots, x_k) = E(\varepsilon^2) = \sigma^2$.⁸¹ Således skal ε^2 være uafhængig af de forklarende variable under nulhypotesen. Da ε^2 er uobserverbar estimeres denne ved:

$$\hat{\varepsilon}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_{t1} + \delta_2 x_{t2} + \dots + \delta_k x_{tk} + v_t, \quad (A3)$$

⁸⁰ Givet opfyldelse af denne antagelse samt opfyldelse af linearitet i den sande model og middelværdi på nul for fejllid er OLS-estimatorerne unbiased (Wooldridge, 2009: 348).

⁸¹ Denne sammenhæng gælder, da fejllidets betingede middelværdi er nul Wooldridge (2009:158).

hvor v_t betegner et fejllid med middelværdi på nul betinget af de forklarende variable. Af (A3) findes determinationskoefficienten, $R_{\varepsilon^2}^2$, hvilken muliggør en Breusch-Pagan-test for heteroskedasticitet. Denne teststørrelse er givet ved *Lagrange Multiplier*-teststatistikken (*LM*):

$$LM = T * R_{\varepsilon^2}^2, \quad (A4)$$

hvor T er antallet af tidsperioder i stikprøven (Wooldridge, 2009: 273). Breusch-Pagan-testen frem-sætter signifikante teststatistikker for mellem 13-15 (afhængigt af porteføljesortering) af 25 regressi-oner ved et 5%-signifikansniveau, jf. Tabel A3, hvorledes nulhypotesen om homoskedasticitet kan afvises i disse tilfælde. Derfor bør t - og F -teststatistikker interpreteres med forbehold.

Tabel A3 – Breusch-Pagan-testen for 6-faktormodellen

Panel A: <i>Size-value</i> -porteføljer										
<i>Book-to-Market</i>										
<i>Size</i>	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Breusch-Pagan-teststatistik						Breusch-Pagan- p -værdi				
Lille	12,90	12,37	29,33	53,17	5,59	0,04	0,05	0,00	0,00	0,47
2	18,62	37,53	5,27	6,22	8,60	0,00	0,00	0,51	0,40	0,20
3	8,63	11,02	4,71	7,00	5,09	0,20	0,09	0,58	0,32	0,53
4	53,83	22,10	22,11	14,32	15,91	0,00	0,00	0,00	0,03	0,01
Stor	5,45	4,95	20,02	9,08	13,76	0,49	0,55	0,00	0,17	0,03
Panel B: <i>Size-momentum</i> porteføljer										
Momentum										
<i>Size</i>	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Breusch-Pagan-teststatistik						Breusch-Pagan- p -værdi				
Lille	39,83	57,48	11,32	40,28	29,82	0,00	0,00	0,08	0,00	0,00
2	19,18	19,22	8,41	2,64	21,95	0,00	0,00	0,21	0,85	0,00
3	13,09	6,45	15,35	10,96	7,17	0,04	0,37	0,02	0,09	0,31
4	22,22	20,80	1,66	10,27	9,02	0,00	0,00	0,95	0,11	0,17
Stor	9,35	6,39	8,81	14,51	7,30	0,16	0,38	0,18	0,02	0,29
Panel C: <i>Size-investerings</i> porteføljer										
Investering										
<i>Size</i>	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Breusch-Pagan-teststatistik						Breusch-Pagan- p -værdi				
Lille	11,33	5,57	22,44	11,83	12,96	0,08	0,47	0,00	0,07	0,04
2	6,04	10,01	15,87	11,29	13,37	0,42	0,12	0,01	0,08	0,04
3	6,97	4,20	8,01	12,60	8,78	0,32	0,65	0,24	0,05	0,19
4	23,91	17,45	1,97	31,74	25,75	0,00	0,01	0,92	0,00	0,00
Stor	14,09	20,52	8,38	14,48	6,80	0,03	0,00	0,21	0,02	0,34
Panel D: <i>Size-profitabilitets</i> porteføljer										

Size	Profitabilitet									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	Breusch-Pagan-teststatistik					Breusch-Pagan-p-værdi				
Lille	8,71	21,14	9,70	8,87	16,75	0,19	0,00	0,14	0,18	0,01
2	13,01	15,42	14,70	5,46	6,94	0,04	0,02	0,02	0,49	0,33
3	6,11	4,72	0,96	10,99	2,99	0,41	0,58	0,99	0,09	0,81
4	10,18	19,10	10,77	7,88	22,96	0,12	0,00	0,10	0,25	0,00
Stor	40,37	4,92	21,92	19,57	10,49	0,00	0,55	0,00	0,00	0,11

Note: Tabellen viser teststatistikker baseret på porteføljeregressionerne i appendiks IV, hvilke dækker perioden juli 1995 til marts 2019. Panel A-D dækker de forskellige porteføljesorteringer, mens venstre kolonne viser Breusch-Pagan-teststatistikkerne og højre kolonne viser de dertilhørende p -værdier.

Antagelsen om ukorrelerede fejlede omhandler mere konkret ingen autokorrelation, hvilket betyder, at fejleddene i to forskellige tidsperioder er ukorrelerede betinget af X :

$$\text{corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_s | X) = 0, \quad (\text{A5})$$

for alle $t \neq s$. Opfyldes antagelsen ikke undervurderes den sande varians af OLS-estimatoren, hvor med estimatet præcision overvurderes (Wooldridge, 2009: 410). Antagelsen kan testes ved hjælp af en Ljung-Box- (LB -) test for autokorrelation, som afdækker signifikansen af de første m autokorrelationskoefficienter under nulhypotesen om ingen autokorrelation. LB -testen fremkommer som:

$$LB = T \sum_{k=1}^m \frac{T+2}{T-k} r_k^2 \sim \chi_{m-p-q}^2, \quad (\text{A6})$$

hvor $\frac{T+2}{T-k}$ illustrerer, at korrelationerne er vægtet, mens $r_k^2 = \frac{\sum_{t=k+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-k}}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}$ er et mål for korrelationen mellem residualer, der er k observationer fra hinanden. Under nulhypotesen forekommer ingen autokorrelation op til m lags (Heij et. al., 2004:365). Tabel A4 afslører teststørrelserne ved henholdsvis 1, 3, 6 og 12 lags (i måneder). Mere konkret illustrer tabellen at mellem 16 og 23 porteføljer – afhængigt af antal lags – er underlagt autokorrelation.

Tabel A4 – Ljung-Box-testen for 6-faktormodellen ved size-value-porteføljer

Panel A: Lag=1										
Size	Book-to-Market									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	Ljung-Box-teststatistik					Ljung-Box-p-værdi				
Lille	0,44	18,85	1,47	3,71	0,22	0,51	0,00	0,23	0,05	0,64
2	0,97	0,07	10,67	0,51	0,08	0,32	0,79	0,00	0,47	0,77
3	0,45	3,24	1,37	0,00	1,24	0,50	0,07	0,24	0,94	0,27

4	1,10	1,00	0,01	1,69	3,65	0,30	0,32	0,93	0,19	0,06
Stor	0,03	1,53	0,20	0,52	2,65	0,86	0,22	0,65	0,47	0,10

Panel B: Lag=3

<i>Book-to-Market</i>										
<i>Size</i>	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Ljung-Box-teststatistik						Ljung-Box- <i>p</i> -værdi				
Lille	6,05	23,36	2,06	3,94	3,19	0,11	0,00	0,56	0,27	0,36
2	1,16	0,07	15,94	2,83	0,76	0,76	1,00	0,00	0,42	0,86
3	0,94	8,47	1,62	0,77	5,31	0,82	0,04	0,66	0,86	0,15
4	13,47	4,01	2,31	2,42	6,06	0,00	0,26	0,51	0,49	0,11
Stor	2,26	2,28	5,56	9,81	2,87	0,52	0,52	0,14	0,02	0,41

Panel C: Lag=6

<i>Book-to-Market</i>										
<i>Size</i>	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Ljung-Box-teststatistik						Ljung-Box- <i>p</i> -værdi				
Lille	6,78	41,38	7,26	4,72	6,63	0,34	0,00	0,30	0,58	0,36
2	10,96	5,13	21,07	6,79	2,58	0,09	0,53	0,00	0,34	0,86
3	1,65	11,80	3,56	2,84	8,30	0,95	0,07	0,74	0,83	0,22
4	19,12	18,99	5,99	3,64	9,55	0,00	0,00	0,42	0,73	0,14
Stor	4,84	4,33	5,72	12,04	4,80	0,56	0,63	0,45	0,06	0,57

Panel D: Lag=12

<i>Book-to-Market</i>										
<i>Size</i>	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Ljung-Box-teststatistik						Ljung-Box- <i>p</i> -værdi				
Lille	24,73	52,66	20,27	24,44	24,44	0,02	0,00	0,06	0,02	0,02
2	17,30	21,34	26,28	12,15	6,49	0,14	0,05	0,01	0,43	0,89
3	4,98	25,68	11,02	12,45	14,76	0,96	0,01	0,53	0,41	0,25
4	42,09	34,62	16,82	12,14	13,15	0,00	0,00	0,16	0,43	0,36
Stor	8,73	10,59	18,01	16,83	13,04	0,73	0,56	0,12	0,16	0,37

Note: Tabellen viser teststatistikker baseret på porteføljeregressionerne i appendiks IV, hvilke dækker perioden juli 1995 til marts 2019. Panel A-D dækker forskellige lags (1, 3, 6 og 12), mens venstre kolonne viser Breusch-Pagan-teststatistikkerne og højre kolonne viser de dertilhørende *p*-værdier for porteføljesortering på *size* og *value*. Øvrige porteføljesorteringer opnår ensartede resultater. Således afvises nulhypotesen om ingen autokorrelation for mellem 18 og 21 porteføljer for *size*-momentumporteføljer, mellem 16 og 22 for *size*-profitabilitetsporteføljer og mellem 17 og 22 for *size*-investeringsporteføljer.

Den manglende opfyldelse af antagelserne om homoskedastiske og ukorreleerede kan imidlertid imødekommes ved benyttelse af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste (HAC-) standardfejl (Wooldridge, 2009:429). Derfor benyttes HAC-standardfejl i afhandlingens regressioner.

Slutteligt indebærer CLM-antagelserne en antagelse om normalfordelte fejllid, dvs. $\varepsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$ (Wooldridge, 2009:351). Denne antagelse testes ved benyttelse af en Jarque-Bera- (*JB*-) test, der er givet ved (Heij et. al., 2004:387):

$$JB = \left(\sqrt{\frac{n}{6}} S \right)^2 + \left(\sqrt{\frac{n}{24}} (K - 3) \right)^2 \sim \chi^2(2), \quad (\text{A7})$$

Nulhypotesen om normalfordelte fejllid afvises for mellem tre og seks porteføljer – afhængigt af porteføljesortering, jf. Tabel A5. Derfor bør *t*- og *F*-teststatistikker fortolkes med forbehold for disse porteføljer. Denne manglende opfyldelse af normalfordelingsantagelsen forsøges imødekommet gennem en bootstrap-procedure, der behandles i appendiks III.

Tabel A5 – Jarque-Bera-testen for 6-faktormodellen

Panel A: <i>Size-value</i> -porteføljer										
Size	<i>Book-to-Market</i>									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Jarque-Bera-teststatistik						Jarque-Bera- <i>p</i> -værdi				
Lille	248,35	41223,55	245,84	150,53	33,36	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	31,11	124,11	17,51	0,45	85,30	0,00	0,00	0,00	0,80	0,00
3	22,25	5,10	4,03	61,13	21,45	0,00	0,08	0,13	0,00	0,00
4	37,53	30,60	15,33	11,71	29,87	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Stor	15,22	64,50	27,96	11,87	158,09	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Panel B: <i>Size-momentum</i> porteføljer										
Size	Momentum									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Jarque-Bera-teststatistik						Jarque-Bera- <i>p</i> -værdi				
Lille	1505,29	1184,79	96,61	5065,07	3895,94	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	31664,03	1900,31	0,27	1,77	229,10	0,00	0,00	0,87	0,41	0,00
3	5288,64	109,20	2,24	2,75	20,66	0,00	0,00	0,33	0,25	0,00
4	2336,14	1024,62	33,81	7,19	14,54	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00
Stor	8,91	363,55	207,03	109,23	14,62	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Panel C: <i>Size-investerings</i> porteføljer										
Size	Investering									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Jarque-Bera-teststatistik						Jarque-Bera- <i>p</i> -værdi				
Lille	118,80	38,53	124,05	97,43	212,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	6038,18	2,26	13,94	0,01	17,77	0,00	0,32	0,00	1,00	0,00
3	11,31	16,53	0,56	31,32	2,65	0,00	0,00	0,76	0,00	0,27
4	9,47	16,94	10,60	46,46	32,29	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00

Stor	10,53	99,37	57,63	84,77	7,85	0,01	0,00	0,00	0,00	0,02
Panel D: <i>Size-profitabilitetsporteføljer</i>										
Profitabilitet										
<i>Size</i>	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
Jarque-Bera-teststatistik						Jarque-Bera- <i>p</i> -værdi				
Lille	176,58	172,97	16,14	361,02	256054,36	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	18,40	0,31	4,07	1,02	14,89	0,00	0,86	0,13	0,60	0,00
3	37,26	7,11	0,13	2,86	4,63	0,00	0,03	0,94	0,24	0,10
4	50,22	37,74	51,69	7,08	59,37	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00
Stor	16,74	144,34	92,30	34,09	42,17	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Note: Tabellen viser teststatistikker baseret på porteføljeregressionerne i appendiks IV, hvilke dækker perioden juli 1995 til marts 2019. Panel A-D dækker de forskellige porteføljesorteringer, mens venstre kolonne viser Jarque-Bera-teststatistikkerne og højre kolonne viser de dertilhørende *p*-værdier.

Appendiks III – Bootstrap-proceduren

Dette afsnit fremsætter en bootstrap-procedure, der i afhandlingen benyttes til at teste robustheden af resultaterne for faktoreksponeringerne – og derigennem ligeledes risikopræmierne – samt 6-faktor-modellens justerede forklaringsgrad og prisfastsættelsesfejl, mens den manglende opfyldelse af normalfordelingsantagelsen i appendiks II ligeledes imødekommes. Bootstrap-proceduren tager således højde for ikke-normalitet i det benyttede data, hvormed proceduren undersøger resultaters empiriske robusthed (Fama, 2015:2).

Bootstrap-proceduren udtrækker datasættets observationer i 1.000 tilfældige sekvenser (med tilbage-lægning). Denne fremgangsmetode resulterer i 1.000 nye afkastserier for de benyttede portefølje- og faktorafkast. De nye stikprøver har ensartede karakteristika og samme antal observationer som det oprindelige datasæt. For hver af disse 1.000 sekvenser estimeres 6-faktormodellens evne til at forklare hver enkelt portefølje, i , i en given 5x5 porteføljesortering:

$$r_{i,t}^s - r_{f,t}^s = \alpha_i + \beta_{M,i} * MKT_t^s + \beta_{SMB,i} * SMB_t^s + \beta_{HML,i} * HML_t^s + \beta_{RMW,i} * RMW_t^s + \beta_{CMA,i} * CMA_t^s + \beta_{WML,i} * WML_t^s + \varepsilon_{i,t}, \quad (A8)$$

hvor s angiver, at det er simulerede værdier. Gennemsnittet af hver enkel af de 25 porteføljers 1.000 simulerede justerede forklaringsgrader samt estimerede faktoreksponeringer sammenholdes herefter med de observerede samme for datasættet. Nulhypotesen er i denne forbindelse $H_0: \bar{R}_i^2 = \bar{R}_{i,s}^2$ for de justerede forklaringer og tilsvarende for faktoreksponeringerne. *P*-værdierne fra bootstrap-procedurens simulationer tilhørende hypotesen for de justerede forklaringsgrader beregnes som $\hat{p}_i = 2 * \min \left(\frac{1}{1000} * \sum_{s=1}^{1.000} I\{\bar{R}_i^2 > \bar{R}_{i,s}^2\}; \frac{1}{1000} * \sum_{s=1}^{1.000} I\{\bar{R}_i^2 < \bar{R}_{i,s}^2\} \right)$, hvor I er 1, hvis udtrykket er sandt og

0, hvis udtrykket er falsk, mens det samme gør sig gældende for bootstrap-proceduren for faktoreksponeringerne og 6-faktormodellens prisfastsættelsesfejl (Wooldridge, 2009:223; Rayner, 1990:259). For de udførte bootstrap-procedure kan nulhypotesen om tilsvarende henholdsvis justerede forklaringsgrader, prisfastsættelsesfejl og faktoreksponeringer ikke afvises.

Appendiks IV – Porteføljeregressioner

Tabel A6 – Porteføljeregressioner på size-value-porteføljer

Size	Book-to-Market									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	$\hat{\alpha}$					$t(\hat{\alpha})$				
Lille	0,00	0,36	0,10	0,38	-0,02	0,00	1,83	0,68	2,86	-0,16
2	0,38	0,41	0,14	0,12	0,21	3,94	4,33	1,65	1,52	1,76
3	0,28	0,23	0,13	0,10	0,22	2,96	2,44	1,41	1,06	1,51
4	0,42	0,17	0,09	0,10	0,06	4,11	1,58	0,74	0,78	0,36
Stor	0,18	0,04	0,00	-0,03	0,02	2,99	0,49	0,01	-0,24	0,08
	$\hat{\beta}_{MKT}$					$t(\hat{\beta}_{MKT})$				
Lille	0,93	1,00	0,94	0,84	1,02	16,00	11,85	17,43	18,20	24,43
2	0,92	0,86	0,91	0,92	0,99	38,16	26,05	27,35	44,00	29,18
3	0,91	0,93	0,94	0,95	0,96	29,05	35,34	27,73	32,60	28,53
4	0,96	1,01	1,00	0,91	1,07	29,80	30,10	22,40	22,14	20,97
Stor	0,96	0,87	0,91	0,91	1,01	53,68	40,56	30,65	20,51	16,99
	$\hat{\beta}_{SMB}$					$t(\hat{\beta}_{SMB})$				
Lille	1,11	1,34	1,11	1,18	1,08	9,87	9,11	11,16	18,36	17,54
2	1,01	1,06	0,89	0,94	1,01	21,38	18,45	19,73	29,31	18,20
3	0,77	0,69	0,49	0,57	0,66	15,11	13,85	10,25	16,07	9,32
4	0,49	0,39	0,29	0,30	0,32	12,23	7,58	5,47	5,52	4,28
Stor	-0,22	-0,04	-0,06	-0,17	-0,23	-8,10	-1,04	-1,24	-3,36	-1,65
	$\hat{\beta}_{HML}$					$t(\hat{\beta}_{HML})$				
Lille	-0,26	-0,24	0,00	0,08	0,42	-2,29	-1,44	-0,01	1,04	4,72
2	-0,38	-0,04	0,10	0,36	0,56	-6,24	-0,72	2,42	8,16	8,59
3	-0,26	0,10	0,37	0,46	0,77	-5,31	2,29	7,23	9,95	9,17
4	-0,33	0,17	0,46	0,46	0,77	-6,79	3,08	7,45	7,60	8,55
Stor	-0,25	0,14	0,31	0,69	1,03	-8,10	2,65	5,08	8,46	6,26
	$\hat{\beta}_{RMW}$					$t(\hat{\beta}_{RMW})$				
Lille	-0,65	-0,22	0,14	-0,07	0,05	-5,52	-1,38	1,36	-0,48	0,78
2	-0,40	-0,22	0,12	0,07	-0,10	-7,96	-2,07	1,80	1,66	-1,57
3	-0,39	-0,04	0,09	0,11	-0,04	-7,49	-0,94	1,83	2,43	-0,44
4	-0,34	0,10	0,07	-0,03	0,04	-5,12	1,46	1,09	-0,46	0,38
Stor	0,03	0,02	0,07	-0,03	-0,57	1,11	0,45	0,98	-0,45	-3,53
	$\hat{\beta}_{CMA}$					$t(\hat{\beta}_{CMA})$				

Lille	-0,60	-0,19	-0,16	0,13	-0,03	-3,13	-0,71	-1,31	1,42	-0,24
2	-0,28	-0,11	0,08	-0,03	-0,12	-4,23	-1,74	1,39	-0,58	-1,49
3	-0,46	-0,06	0,00	0,07	-0,01	-9,10	-0,78	0,02	1,24	-0,14
4	-0,23	0,02	0,03	0,00	-0,03	-4,14	0,28	0,30	0,00	-0,26
Stor	-0,10	0,07	-0,03	-0,07	-0,29	-2,68	1,28	-0,47	-0,86	-1,71
	$\hat{\beta}_{WML}$					$t(\hat{\beta}_{WML})$				
Lille	-0,11	0,26	-0,09	0,03	-0,06	-0,99	1,83	-1,37	0,61	-1,12
2	-0,03	0,06	0,01	0,02	0,01	-1,07	1,45	0,48	0,86	0,25
3	0,02	0,05	-0,03	0,01	-0,08	1,08	1,40	-0,62	0,43	-2,00
4	0,05	-0,01	0,06	0,05	-0,14	1,20	-0,20	1,62	1,11	-2,84
Stor	0,03	-0,02	-0,02	-0,02	-0,09	1,92	-0,65	-0,59	-0,40	-1,46
	$\bar{R}^2$					$s(\varepsilon)$				
Lille	81,00%	64,00%	85,00%	87,00%	87,00%	3,60	5,09	2,36	2,15	2,27
2	93,45%	92,75%	92,41%	94,08%	91,54%	1,70	1,58	1,42	1,30	1,79
3	94,24%	91,05%	90,69%	91,15%	86,42%	1,49	1,53	1,45	1,45	2,11
4	92,94%	88,95%	86,48%	82,95%	82,13%	1,52	1,61	1,77	1,90	2,44
Stor	95,74%	86,23%	85,30%	79,70%	63,62%	0,89	1,45	1,59	2,04	3,94

Note: Regressionen $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_{M,i}MKT_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{RMW,i}RMW_t + \beta_{CMA,i}CMA_t + \beta_{WML,i}WML_t + \varepsilon_{i,t}$ er estimeret for perioden juli 1995 til marts 2019. Tabellen angiver betaværdier samt dertilhørende t -teststørrelser for variablene i 6-faktormodellen samt dennes prisfastsættelsesfejl, α for hver portefølje. Desuden fremgår den justerede forklaringsgrad og $s(\varepsilon)$, der udgør residualernes standardfejl. De angivne t -teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticits- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl.

Tabel A7 – Porteføljeregressioner på size-momentumporteføljer

Size	Momentum									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	$\hat{\alpha}$					$t(\hat{\alpha})$				
Lille	0,09	0,10	0,29	0,68	0,63	0,35	0,41	1,98	2,41	1,80
2	0,24	0,39	0,22	0,37	0,42	1,65	3,53	2,50	4,13	3,74
3	0,33	0,17	0,20	0,05	0,19	2,02	1,44	2,08	0,56	1,79
4	-0,10	0,07	0,26	0,18	0,23	-0,54	0,57	2,30	1,99	2,01
Stor	0,14	0,23	0,14	0,00	0,16	0,78	1,86	1,50	0,01	1,43
	$\hat{\beta}_{MKT}$					$t(\hat{\beta}_{MKT})$				
Lille	1,20	0,99	0,94	0,75	1,01	12,14	15,85	26,40	7,02	10,85
2	1,25	1,02	0,90	0,85	1,02	18,26	26,44	31,65	31,96	22,98
3	1,13	1,02	0,91	0,93	0,99	19,77	24,50	29,02	33,16	28,49
4	1,26	1,10	0,96	0,91	0,98	16,96	23,33	27,55	26,43	19,77
Stor	1,01	0,95	0,90	0,90	0,96	15,86	22,73	38,11	37,32	29,44
	$\hat{\beta}_{SMB}$					$t(\hat{\beta}_{SMB})$				
Lille	1,21	1,11	0,99	1,06	1,18	9,80	12,21	15,70	8,69	4,91
2	1,08	0,97	0,88	0,92	0,88	10,21	16,11	25,47	18,82	11,43
3	0,77	0,61	0,60	0,57	0,75	7,22	11,63	11,48	12,94	14,18
4	0,38	0,36	0,31	0,29	0,40	3,73	5,77	5,36	5,40	7,85

Stor	0,01	-0,08	-0,10	-0,16	-0,06	0,19	-1,23	-2,42	-3,94	-1,36
	$\hat{\beta}_{HML}$					$t(\hat{\beta}_{HML})$				
Lille	0,17	0,16	0,15	0,08	-0,25	1,55	1,78	2,22	0,59	-1,44
2	0,20	0,27	0,17	0,16	0,04	2,03	3,83	3,40	3,36	0,50
3	0,23	0,32	0,31	0,32	0,01	2,10	5,21	4,51	5,57	0,25
4	0,20	0,15	0,24	0,22	0,06	1,77	2,04	4,04	3,82	0,94
Stor	0,09	0,06	0,10	0,03	-0,01	0,90	0,93	1,71	0,51	-0,12
	$\hat{\beta}_{RMW}$					$t(\hat{\beta}_{RMW})$				
Lille	-0,24	0,19	0,16	0,02	-0,08	-1,93	1,53	2,16	0,13	-0,32
2	-0,19	0,16	0,23	0,09	-0,18	-1,82	2,07	4,27	1,23	-2,24
3	-0,21	0,15	0,18	0,14	-0,26	-2,07	2,65	3,57	2,62	-5,74
4	-0,20	0,26	0,19	0,19	-0,31	-2,53	4,10	3,19	2,66	-4,33
Stor	-0,02	0,18	0,16	0,16	-0,16	-0,30	2,86	3,10	3,75	-2,41
	$\hat{\beta}_{CMA}$					$t(\hat{\beta}_{CMA})$				
Lille	-0,72	-0,21	-0,02	-0,36	-0,53	-3,06	-1,09	-0,20	-0,85	-1,75
2	-0,41	-0,15	-0,08	-0,13	-0,25	-4,14	-2,03	-1,56	-2,26	-3,41
3	-0,46	-0,21	-0,09	-0,05	-0,24	-4,69	-3,07	-1,38	-1,05	-4,07
4	-0,23	0,09	0,01	-0,04	-0,23	-2,06	1,08	0,11	-0,68	-3,04
Stor	-0,27	0,08	-0,01	0,13	-0,29	-2,19	1,11	-0,21	2,12	-4,10
	$\hat{\beta}_{WML}$					$t(\hat{\beta}_{WML})$				
Lille	-0,94	-0,39	-0,11	-0,30	-0,03	-7,14	-3,09	-2,75	-1,27	-0,16
2	-0,71	-0,30	-0,05	0,06	0,30	-13,12	-8,16	-1,93	1,64	7,89
3	-0,82	-0,28	-0,09	0,11	0,45	-14,76	-9,61	-3,29	3,70	19,56
4	-0,79	-0,34	-0,11	0,08	0,52	-11,37	-8,42	-3,27	2,86	17,58
Stor	-0,76	-0,38	-0,06	0,13	0,52	-14,49	-8,78	-1,76	3,58	17,41
	$\bar{R}^2$					$s(\varepsilon)$				
Lille	85,00%	83,00%	84,00%	61,00%	63,00%	3,76	2,81	2,35	4,29	5,07
2	90,60%	90,35%	92,90%	91,45%	90,62%	2,68	1,93	1,35	1,49	1,88
3	88,43%	91,39%	90,61%	89,89%	92,31%	2,78	1,65	1,47	1,50	1,64
4	87,67%	89,07%	88,29%	85,90%	88,26%	2,83	1,83	1,57	1,59	1,90
Stor	82,51%	83,22%	85,70%	83,33%	86,93%	2,77	1,99	1,52	1,57	1,79

Note: Regressionen $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_{M,i}MKT_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{RMW,i}RMW_t + \beta_{CMA,i}CMA_t + \beta_{WML,i}WML_t + \varepsilon_{i,t}$ er estimeret for perioden juli 1995 til marts 2019. Tabellen angiver betaværdier samt dertilhørende t -teststørrelser for variablene i 6-faktormodellen samt dennes prisfastsættelsesfejl, α for hver portefølje. Desuden fremgår den justerede forklaringsgrad og $s(\varepsilon)$, der udgør residualernes standardfejl. De angivne t -teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl.

Tabel A8 – Porteføljeregressioner på size-profitabilitetsporteføljer

Size	Profitabilitet									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	$\hat{\alpha}$					$t(\hat{\alpha})$				
Lille	0,15	0,18	0,20	0,24	0,17	1,00	1,26	1,43	1,36	0,48
2	0,29	0,21	0,19	0,37	0,36	3,79	3,00	2,26	3,45	3,38

3	0,27	0,12	0,19	0,11	0,18	3,21	1,56	1,94	0,97	1,30
4	0,29	0,22	0,12	0,15	0,31	2,70	2,05	1,00	1,46	2,69
Stor	-0,02	0,29	-0,06	0,13	0,13	-0,13	3,68	-0,65	1,86	1,79
	$\hat{\beta}_{MKT}$					$t(\hat{\beta}_{MKT})$				
Lille	0,95	0,94	0,91	1,00	1,09	25,64	24,62	26,15	19,49	6,75
2	0,96	0,90	0,84	0,89	0,97	37,18	42,83	39,86	29,57	32,47
3	0,94	0,86	0,93	0,97	1,03	31,37	34,16	35,02	29,92	23,49
4	1,05	0,92	0,95	0,95	0,98	30,84	24,54	20,85	32,19	28,57
Stor	1,03	0,94	0,97	0,90	0,90	30,19	29,67	33,70	44,10	30,97
	$\hat{\beta}_{SMB}$					$t(\hat{\beta}_{SMB})$				
Lille	1,22	0,97	1,12	1,15	1,39	18,71	15,22	22,61	13,74	7,02
2	0,99	0,92	0,98	1,09	1,00	19,82	27,80	29,01	27,59	19,90
3	0,65	0,59	0,68	0,71	0,80	13,53	16,12	15,88	14,12	16,66
4	0,39	0,37	0,34	0,50	0,45	9,42	6,37	6,74	11,63	10,11
Stor	-0,18	-0,12	-0,16	-0,16	-0,18	-3,90	-2,07	-3,62	-4,68	-3,90
	$\hat{\beta}_{HML}$					$t(\hat{\beta}_{HML})$				
Lille	-0,13	0,18	0,18	0,27	-0,08	-1,64	1,97	2,51	2,66	-0,30
2	-0,12	0,12	0,16	0,14	0,19	-2,31	3,26	3,87	2,50	3,38
3	0,03	0,24	0,23	0,26	0,13	0,43	6,27	4,63	4,55	2,19
4	0,05	0,16	0,17	0,13	0,08	0,79	3,28	2,77	2,76	1,61
Stor	0,13	-0,07	0,09	-0,15	-0,13	2,30	-1,10	1,58	-3,31	-2,76
	$\hat{\beta}_{RMW}$					$t(\hat{\beta}_{RMW})$				
Lille	-0,61	0,16	0,40	0,59	0,52	-5,36	2,59	5,93	6,05	1,85
2	-0,65	0,14	0,32	0,30	0,40	-9,19	2,72	5,99	5,88	5,81
3	-0,75	0,06	0,21	0,28	0,45	-15,24	1,97	5,79	4,06	6,73
4	-0,79	-0,06	0,28	0,28	0,19	-13,60	-0,98	5,30	5,66	2,85
Stor	-0,70	-0,37	0,04	0,18	0,34	-7,45	-5,97	0,65	3,77	6,34
	$\hat{\beta}_{CMA}$					$t(\hat{\beta}_{CMA})$				
Lille	-0,18	-0,01	-0,16	-0,23	-0,68	-1,81	-0,16	-1,81	-1,91	-1,74
2	-0,11	-0,02	-0,22	-0,25	-0,20	-1,87	-0,30	-4,26	-3,69	-2,80
3	-0,24	-0,09	-0,11	-0,20	-0,17	-3,79	-1,82	-1,74	-2,48	-2,02
4	-0,17	-0,08	0,02	-0,07	-0,08	-1,94	-1,05	0,34	-1,11	-1,17
Stor	-0,22	0,02	-0,27	-0,03	0,03	-3,03	0,16	-4,92	-0,51	0,42
	$\hat{\beta}_{WML}$					$t(\hat{\beta}_{WML})$				
Lille	0,05	-0,03	-0,13	-0,12	0,12	0,95	-0,66	-2,41	-2,22	0,43
2	0,02	0,03	-0,01	0,02	-0,04	0,72	1,33	-0,41	0,64	-1,28
3	0,02	0,01	-0,02	0,02	-0,05	0,91	0,31	-0,65	0,58	-1,39
4	0,02	0,04	0,01	0,01	0,03	0,57	1,15	0,44	0,26	0,78
Stor	-0,05	0,06	-0,06	0,03	0,04	-1,39	1,54	-2,18	1,10	1,42
	$\bar{R}^2$					$s(\varepsilon)$				
Lille	90,00%	84,00%	85,00%	77,00%	36,00%	2,33	2,27	2,19	3,07	8,73

2	95,91%	93,83%	91,05%	90,01%	88,94%	1,36	1,27	1,50	1,73	1,84
3	94,70%	92,24%	89,99%	87,48%	86,61%	1,46	1,26	1,55	1,81	2,00
4	92,90%	87,67%	86,96%	89,27%	85,77%	1,70	1,63	1,59	1,51	1,82
Stor	92,25%	85,54%	87,95%	90,51%	87,34%	1,57	1,81	1,58	1,21	1,36

Note: Regressionen $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_{M,i}MKT_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{RMW,i}RMW_t + \beta_{CMA,i}CMA_t + \beta_{WML,i}WML_t + \varepsilon_{i,t}$ er estimeret for perioden juli 1995 til marts 2019. Tabellen angiver betaværdier samt dertilhørende t -teststørrelser for variablene i 6-faktormodellen samt dennes prisfastsættelsesfejl, α for hver portefølje. Desuden fremgår den justerede forklaringsgrad og $s(\varepsilon)$, der udgør residualernes standardfejl. De angivne t -teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl.

Tabel A9 – Porteføljeregressioner på size-investeringsporteføljer

Size	Investering									
	Lav	2	3	4	Høj	Lav	2	3	4	Høj
	$\hat{\alpha}$					$t(\hat{\alpha})$				
Lille	0,26	0,16	0,27	0,19	0,02	1,49	1,01	1,88	1,52	0,15
2	0,30	0,17	0,37	0,30	0,23	2,78	1,93	4,81	4,06	2,42
3	0,25	0,23	0,24	0,28	0,14	1,94	2,64	2,83	2,91	1,42
4	0,12	0,17	0,20	0,27	0,24	1,04	1,70	1,89	2,34	1,82
Stor	0,01	0,03	0,09	0,16	0,26	0,12	0,44	1,43	2,02	2,55
	$\hat{\beta}_{MKT}$					$t(\hat{\beta}_{MKT})$				
Lille	1,02	0,97	0,84	0,92	0,94	20,48	23,34	22,89	31,51	22,47
2	1,07	0,90	0,86	0,89	0,92	25,18	28,20	25,31	47,75	34,91
3	0,99	0,90	0,93	0,89	0,92	26,91	25,88	39,04	24,08	34,13
4	1,04	0,97	0,93	0,95	0,99	26,73	24,26	24,70	24,65	25,90
Stor	0,99	0,84	0,91	0,95	1,05	33,94	37,11	40,06	44,34	30,80
	$\hat{\beta}_{SMB}$					$t(\hat{\beta}_{SMB})$				
Lille	1,35	1,00	1,13	1,02	1,22	16,13	17,20	17,17	16,35	16,45
2	1,04	0,85	0,98	0,98	1,05	22,17	21,41	16,26	32,77	21,31
3	0,63	0,63	0,55	0,72	0,72	14,43	11,04	14,91	15,66	19,07
4	0,28	0,23	0,31	0,46	0,55	6,72	4,21	6,35	9,36	10,08
Stor	-0,14	-0,04	-0,14	-0,22	-0,19	-3,37	-0,66	-3,81	-5,49	-4,52
	$\hat{\beta}_{HML}$					$t(\hat{\beta}_{HML})$				
Lille	-0,14	0,11	-0,04	0,02	-0,01	-1,58	1,29	-0,58	0,35	-0,06
2	0,01	0,16	0,06	0,13	-0,10	0,23	3,17	1,20	2,79	-1,93
3	0,11	0,20	0,16	0,14	0,10	1,93	3,99	3,15	2,64	1,94
4	0,18	0,22	0,14	0,08	-0,03	3,20	3,70	2,82	1,63	-0,45
Stor	-0,01	-0,11	0,00	-0,05	-0,07	-0,22	-2,20	0,01	-1,14	-0,95
	$\hat{\beta}_{RMW}$					$t(\hat{\beta}_{RMW})$				
Lille	-0,28	0,18	0,07	-0,09	-0,36	-2,29	1,71	0,74	-1,23	-3,14
2	-0,38	0,10	-0,04	0,16	-0,38	-4,94	1,65	-0,48	3,35	-7,24
3	-0,24	-0,09	0,05	-0,03	-0,32	-4,16	-1,16	1,21	-0,52	-6,33
4	-0,12	0,13	0,08	0,00	-0,44	-1,70	1,57	1,70	-0,06	-5,60
Stor	-0,11	0,06	0,12	0,08	-0,08	-1,62	1,01	2,49	1,71	-1,26

	$\hat{\beta}_{CMA}$					$t(\hat{\beta}_{CMA})$				
Lille	0,06	0,05	0,01	0,10	-0,46	0,45	0,46	0,11	1,27	-4,59
2	0,29	0,11	0,07	-0,14	-0,56	4,04	2,00	1,53	-2,75	-9,00
3	0,21	0,16	0,07	-0,18	-0,67	2,90	3,34	1,22	-2,39	-10,94
4	0,24	0,16	0,09	-0,04	-0,54	3,65	1,99	1,37	-0,69	-5,75
Stor	0,60	0,35	0,18	-0,15	-0,80	6,54	6,17	2,97	-1,66	-9,86
	$\hat{\beta}_{WML}$					$t(\hat{\beta}_{WML})$				
Lille	-0,02	-0,06	-0,01	0,01	-0,01	-0,29	-0,97	-0,15	0,17	-0,37
2	0,00	0,01	0,07	-0,01	-0,01	0,03	0,26	2,28	-0,50	-0,20
3	0,01	0,05	0,03	0,06	-0,05	0,18	2,07	1,87	1,60	-1,90
4	-0,01	-0,04	0,03	0,04	0,07	-0,48	-1,47	1,08	1,03	1,32
Stor	-0,05	0,01	0,01	0,10	0,08	-1,41	0,62	0,23	3,15	2,92
	$\bar{R}^2$					$s(\varepsilon)$				
Lille	86,00%	83,00%	85,00%	87,00%	88,00%	2,77	2,43	2,21	2,15	2,45
2	91,34%	90,56%	92,60%	94,46%	94,51%	1,98	1,57	1,43	1,23	1,57
3	89,08%	90,81%	90,79%	90,50%	93,75%	1,81	1,47	1,42	1,56	1,52
4	89,57%	87,94%	87,39%	88,67%	90,27%	1,62	1,55	1,56	1,62	1,95
Stor	88,02%	87,09%	89,44%	89,48%	91,61%	1,52	1,30	1,24	1,36	1,64

Note: Regressionen $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_{M,i}MKT_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{RMW,i}RMW_t + \beta_{CMA,i}CMA_t + \beta_{WML,i}WML_t + \varepsilon_{i,t}$ er estimeret for perioden juli 1995 til marts 2019. Tabellen angiver betaværdier samt dertilhørende t -teststørrelser for variablene i 6-faktormodellen samt dennes prisfastsættelsesfejl, α for hver portefølje. Desuden fremgår den justerede forklaringsgrad og $s(\varepsilon)$, der udgør residualernes standardfejl. De angivne t -teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticits- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl.

Appendiks V – Faktorrisikopræmier ved forskellige VIX-tilstande

Tabel A10 – Faktorrisikopræmier ved forskellige VIX-tilstande

Panel A: Size-value-porteføljer							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste VIX	1,81 (24,90)	0,09 (1,29)	-0,35 (-2,44)	0,06 (0,1212)	0,05 (0,12)	-0,63 (-0,65)	98,27%
Neutrale VIX	1,23 (44,00)	0,53 (11,28)	0,15 (1,68)	0,36 (1,22)	-0,14 (-0,64)	1,15 (3,43)	98,97%
Højeste VIX	-0,79 (-11,02)	-0,03 (-0,43)	-0,16 (-1,87)	0,05 (0,28)	0,80 (3,21)	0,69 (2,47)	95,94%
Panel B: Size-momentumporteføljer							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste VIX	1,94 (27,41)	-0,15 (-1,28)	0,39 (0,96)	1,45 (4,13)	0,05 (0,24)	0,67 (5,22)	98,58%
Neutrale VIX	1,29 (11,72)	0,62 (5,81)	-0,09 (-0,40)	0,08 (0,23)	0,38 (0,97)	0,53 (4,30)	97,73%
Højeste VIX	-0,72 (-5,74)	0,13 (1,15)	-0,77 (-1,65)	0,47 (1,93)	-0,07 (-0,26)	0,01 (0,07)	92,95%

Panel C: <i>Size-profitabilitetsporteføljer</i>							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste VIX	1,75 (35,08)	0,05 (0,81)	-0,69 (-2,18)	0,29 (3,14)	-0,40 (-1,62)	0,51 (0,48)	99,11%
Neutrale VIX	1,29 (16,56)	0,63 (7,63)	0,17 (0,72)	0,24 (3,47)	0,44 (1,12)	-0,18 (-0,25)	98,69%
Højeste VIX	-0,81 (-20,68)	-0,01 (-0,21)	-0,16 (-1,49)	0,44 (5,65)	0,03 (0,19)	1,48 (3,77)	97,35%
Panel D: <i>Size-investeringsporteføljer</i>							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste VIX	1,72 (47,58)	0,07 (1,14)	0,17 (0,68)	0,20 (1,04)	-0,30 (-3,12)	0,68 (0,87)	99,40%
Neutrale VIX	1,25 (33,69)	0,54 (12,89)	0,37 (2,30)	0,50 (3,64)	0,23 (2,21)	1,06 (1,71)	99,07%
Højeste VIX	-0,79 (-20,73)	0,00 (-0,04)	-0,01 (-0,03)	0,46 (2,13)	0,41 (4,91)	1,97 (4,06)	94,68%

Note: (21) er estimeret for 6-faktormodellen for de fire forskellige porteføljesorteringer som afhandlingen tager afsæt i. Dermed estimeres $\bar{R}_i = \lambda_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \lambda_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \lambda_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \lambda_{RMW}\hat{\beta}_{i,RMW} + \lambda_{CMA}\hat{\beta}_{i,CMA} + \lambda_{WML}\hat{\beta}_{i,WML} + \alpha_i$. Parameterestimaterne er angivet for hvert parameter med den dertilhørende *t*-statistik under dette estimat i parentes. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks I. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Risikopræmierne estimeres med udgangspunkt i 25 observationer, da hver porteføljesortering indeholder 25 porteføljer. De estimerede faktoreksponeringer, betaværdier, der udgør de forklarende variable med udgangspunkt i to-trins proceduren, er estimeret for hver portefølje for perioden juli 1995 til marts 2019. Laveste VIX, neutrale VIX og højeste VIX består hver især af 95 måneder. Laveste VIX dækker perioder med VIX lavere end 15,51, højeste VIX er perioder med VIX over 22, mens neutrale VIX dækker intervallet derimellem. Disse regressioner benytter forholdsvis mange observationer med henblik på, at minimere betydningen af konjunkturfuktuationer (van Dijk, 2011:3266).

Tabel A11 – Faktorrisikopræmier ved forskellige Δ VIX-tilstande

Panel A: <i>Size-value-porteføljer</i>							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste Δ VIX	3,39 (25,68)	0,95 (7,30)	0,05 (0,29)	0,01 (0,04)	-0,20 (-0,52)	-0,14 (-0,15)	99,30%
Neutrale Δ VIX	1,23 (19,03)	0,19 (2,69)	-0,18 (-1,65)	0,02 (0,14)	-0,21 (-0,71)	0,37 (1,02)	98,41%
Højeste Δ VIX	-2,39 (-32,50)	-0,54 (-6,75)	0,06 (0,48)	1,17 (5,30)	0,50 (2,39)	0,30 (0,35)	99,58%
Panel B: <i>Size-momentumporteføljer</i>							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste Δ VIX	3,03 (16,37)	1,16 (6,95)	-0,19 (-1,34)	0,66 (2,08)	-0,83 (-0,99)	0,72 (3,21)	99,06%
Neutrale Δ VIX	1,26 (13,45)	0,12 (0,86)	0,63 (0,91)	-0,72 (-1,98)	0,39 (1,67)	1,15 (8,36)	96,89%
Højeste Δ VIX	-2,38	-0,25	0,14	0,88	1,31	0,96	99,34%

	(-16,56)	(-1,44)	(0,26)	(3,53)	(3,99)	(6,76)	
Panel C: <i>Size-profitabilitetsporteføljer</i>							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste ΔVIX	3,35 (39,81)	0,89 (10,49)	-0,44 (-1,24)	-0,39 (-4,19)	-0,51 (-1,06)	1,09 (2,23)	99,55%
Neutrale ΔVIX	1,36 (27,64)	0,18 (1,97)	0,13 (0,46)	0,09 (1,29)	0,51 (2,47)	0,53 (1,18)	98,47%
Højeste ΔVIX	-2,49 (-70,14)	-0,44 (-7,66)	0,70 (2,10)	1,12 (19,26)	0,88 (3,04)	1,85 (3,65)	99,69%
Panel D: <i>Size-investeringsporteføljer</i>							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
Laveste ΔVIX	3,50 (79,34)	0,77 (6,66)	0,23 (0,86)	-0,40 (-1,60)	-0,04 (-0,22)	-1,00 (-1,12)	99,62%
Neutrale ΔVIX	1,22 (51,32)	0,28 (4,54)	-0,22 (-0,98)	0,27 (2,09)	-0,22 (-4,27)	1,58 (4,48)	99,25%
Højeste ΔVIX	-2,49 (-28,14)	-0,45 (-6,37)	0,39 (0,74)	1,34 (7,58)	0,65 (6,60)	1,17 (1,40)	99,61%

Note: (21) er estimeret for 6-faktormodellen for de fire forskellige porteføljesorteringer som afhandlingen tager afsæt i. Dermed estimeres $\bar{R}_i = \lambda_{MKT}\beta_{i,MKT} + \lambda_{SMB}\beta_{i,SMB} + \lambda_{HML}\beta_{i,HML} + \lambda_{RMW}\beta_{i,RMW} + \lambda_{CMA}\beta_{i,CMA} + \lambda_{WML}\beta_{i,WML} + \alpha_i$. Parameterestimaterne er angivet for hvert parameter med den dertilhørende *t*-statistik under dette estimat i parentes. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks I. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Risikopræmierne estimeres med udgangspunkt i 25 observationer, da hver porteføljesortering indeholder 25 porteføljer. De estimerede faktoreksponeringer, betaværdier, der udgør de forklarende variable med udgangspunkt i to-trins proceduren, er estimeret for hver portefølje for perioden juli 1995 til marts 2019. Laveste ΔVIX , neutrale ΔVIX og højeste ΔVIX består hver især af 95 måneder. Laveste ΔVIX dækker perioder med ΔVIX lavere end -7,698, højeste ΔVIX er perioder med ΔVIX over 6,9, mens neutrale ΔVIX dækker intervallet derimellem. Disse regressioner benytter forholdsvis mange observationer med henblik på, at minimere betydningen af konjunkturfluktuationer (van Dijk, 2011:3266).

Appendiks VI – Faktorrisikopræmier for delperioder

Tabel A12 – Faktorrisikopræmier for delperioder

Panel A: <i>Size-value</i> -porteføljer							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
1995/07-2003/05	0,46 (3,59)	0,46 (3,14)	-0,15 (-0,95)	0,40 (1,86)	0,71 (1,87)	0,88 (2,31)	91,77%
2003/06-2011/04	0,67 (13,53)	0,38 (6,69)	0,31 (3,29)	-0,21 (-0,85)	-0,21 (-1,39)	0,69 (1,65)	97,80%
2011/05-2019/03	0,95 (18,50)	-0,14 (-2,35)	-0,45 (-4,41)	-0,08 (-0,26)	-0,11 (-0,50)	0,66 (1,76)	97,37%
Panel B: <i>Size-momentum</i> porteføljer							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
1995/07-2003/05	0,55 (4,37)	0,43 (2,81)	-1,61 (-5,33)	1,61 (4,68)	-0,70 (-1,89)	1,04 (6,88)	88,30%

2003/06-2011/04	0,88 (14,21)	0,37 (5,59)	0,94 (2,66)	-0,47 (-1,28)	0,73 (2,14)	-0,26 (-2,02)	97,10%
2011/05-2019/03	1,01 (16,98)	-0,17 (-1,70)	0,10 (0,19)	0,37 (1,52)	0,14 (0,34)	0,46 (5,03)	94,44%
Panel C: <i>Size-profitabilitetsporteføljer</i>							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
1995/07-2003/05	0,56 (13,55)	0,32 (3,63)	-0,63 (-4,09)	0,63 (11,84)	0,24 (1,41)	0,47 (1,69)	96,82%
2003/06-2011/04	0,72 (10,52)	0,42 (5,49)	0,29 (0,69)	0,04 (0,47)	-0,24 (-1,10)	0,64 (0,96)	97,69%
2011/05-2019/03	0,95 (43,36)	-0,14 (-3,07)	-0,46 (-1,70)	0,26 (3,47)	-0,34 (-1,48)	0,71 (1,71)	98,32%
Panel D: <i>Size-investeringsporteføljer</i>							
	$\hat{\lambda}_{MKT}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{RMW}$	$\hat{\lambda}_{CMA}$	$\hat{\lambda}_{WML}$	$\bar{R}^2$
1995/07-2003/05	0,62 (9,60)	0,42 (5,84)	-0,75 (-2,94)	0,98 (6,12)	0,45 (3,53)	2,77 (6,73)	95,67%
2003/06-2011/04	0,78 (23,07)	0,36 (6,44)	1,19 (4,53)	0,03 (0,12)	-0,02 (-0,27)	-0,43 (-0,89)	98,93%
2011/05-2019/03	0,95 (41,78)	-0,15 (-4,11)	-0,21 (-1,31)	0,26 (2,18)	-0,32 (-3,58)	0,09 (0,20)	98,87%

Note: (21) er estimeret for 6-faktormodellen for de fire forskellige porteføljesorteringer som afhandlingen tager afsæt i. Dermed estimeres $\bar{R}_i = \lambda_{MKT}\hat{\beta}_{i,MKT} + \lambda_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \lambda_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \lambda_{RMW}\hat{\beta}_{i,RMW} + \lambda_{CMA}\hat{\beta}_{i,CMA} + \lambda_{WML}\hat{\beta}_{i,WML} + \alpha_i$. Parameterestimererne er angivet for hvert parameter med den dertilhørende *t*-statistik under dette estimat i parentes. De angivne *t*-teststørrelser er udregnet på baggrund af heteroskedasticitets- og autokorrelationsrobuste, HAC-, standardfejl i overensstemmelse med appendiks I. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarer *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren. Risikopræmierne estimeres med udgangspunkt i 25 observationer, da hver porteføljesortering indeholder 25 porteføljer. De estimerede faktoreksponeringer, betaværdier, der udgør de forklarende variable med udgangspunkt i to-trins proceduren, er estimeret for hver portefølje for perioden juli 1995 til marts 2019. Delperioderne består hver især af 95 måneder. Disse regressioner benytter forholdsvis mange observationer med henblik på, at minimere betydningen af konjunkturfluktuationer (van Dijk, 2011:3266).

Appendiks VII – Sæsonmønstre for faktorerne

Alquist et al. (2018:13) påpeger, at små aktiers risikopræmier særligt er koncentrerede i januar måned, hvilket udfordrer en risikobaseret forklaring tilknyttet *size*-faktoren samt efficiensen på de finansielle markeder (Hur et al., 2014:140). Derfor undersøger det følgende afsnit potentielle sæsonmønstre tilknyttet *size*-faktoren samt de øvrige faktorer i 6-faktormodellen.

Tabel A13 understreger, at *size*-faktoren tilskrives en negativ afkastpræmie i januar måned gennem stikprøven, hvilket er i strid med resultaterne som Alquist et al. (2018:13) samt Hur et al. (2014:146) fremsætter. Denne resultatmæssig divergens skyldes en længere stikprøve i Alquist et al. (2018:13), da januarafkast for *size*-faktoren er mindsket særligt i forbindelse med årtusindeskiftet (Alquist et al.,

2018:12). Denne forsvindende januareffekt skyldes til en vis grad, at decimaliseringen af amerikanske børser i 2000 generelt har medvirket til at mindske tilstedeværelsen af anomaliers profitabilitet, jf. Chordia et al. (2014:56). Forud for 2000 modsvarede lukkepriserne i december oftest budprisen, mens lukkeprisen i januar typisk modsvarede udbudsprisen, hvilket for små aktier kan repræsentere en forskel på ca. 2,5%, jf. Lo (2008:6). Omvendt kan sæsoneffekter være arbitreret væk som følge af viden om disse opstår, jf. Malkiel (2003:22). Derfor kan robustheden af observerede sæsonmønstre tilknyttet faktorerne i tabel A13 betvivles.

Tabel A13– Sæsonmønstre for faktorernes afkast

	<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>
Januar	3,64%	-1,03%	-3,14%	-4,41%	-3,25%	-8,46%
Februar	2,24%	3,07%	-4,26%	4,93%	5,40%	17,93%
Marts	19,14%	1,90%	15,23%	4,57%	2,08%	9,08%
April	23,34%	3,27%	9,13%	4,96%	4,90%	-22,88%
Maj	7,03%	5,49%	-0,42%	1,00%	-0,45%	-3,74%
Juni	-2,94%	16,04%	-8,42%	8,49%	-7,46%	31,65%
Juli	6,06%	-11,67%	-0,96%	10,95%	2,09%	12,87%
August	-8,39%	2,11%	3,56%	-2,30%	2,72%	1,28%
September	-0,78%	0,58%	0,13%	5,47%	1,13%	20,83%
Oktober	14,93%	-14,56%	-7,07%	6,90%	5,71%	-1,73%
November	25,80%	3,86%	-0,97%	5,39%	7,88%	-9,17%
December	13,01%	10,46%	6,01%	-0,70%	1,80%	22,32%

Note: Med afsæt i Cochrane (2005:230) er $E[F_j] = 1 * \lambda_j$, dvs. at forventede faktorafkast modsvarede en faktors risikopræmie. Med udgangspunkt heri undersøges afkastene tilknyttet faktorernes ben. *MKT* angiver markedsfaktoren, *SMB* er *size*-faktoren, *HML* modsvarede *value*-faktoren, *RMW* er profitabilitetsfaktoren, *CMA* denoterer investeringsfaktoren, mens *WML* er momentumfaktoren.

Sæsonmønstre optræder desuden uden for januar måned i overensstemmelse med Keloharju et al. (2016:1568). Særligt momentumfaktorens afkast er forbundet med sæsonudsving og markante afkast uden for januar i overensstemmelse med Jegadeesh & Titman (1993:79) og Grundy & Martin (2001:36). Negative afkast for momentumfaktoren i januar og positive afkast i december er i overensstemmelse med Ji et al. (2017:78), og dette sæsonmønster kan henføres til, 1) at investorer sælger taberaktier i slutningen af året med henblik på at kunne modregne tab i skat, hvilket for taberaktier resulterer i faldende priser, der normaliserer efter årsskiftet, eller 2) at porteføljemanagere køber op i lavrisikoaktier eller vinderaktier for at få deres portefølje til at se attraktiv ud forud for årsskiftet, hvorefter disse porteføljer rebalanceres mod mere spekulative aktier (*window dressing*) (Keim, 2008:8; van Dijk, 2011:3270). Faktorernes sæsonrelationer er imidlertid ikke ensartet, jf. tabel A13.

Desuden besværliggøres valid inferens af potentielle sæsoneffekter på grund af stikprøvens begrænsede antal observationer for de enkelte måneder. Således har de enkelte måneder 23-24 observationer, mens Israel & Ross (2017:3) påpeger, at 36 måneder bør udgøre et minimum antal observationer.