

# Størrelseeffekten og verdieffekten

Kan konjunktursykluser støtte en risikobasert forklaring?

**Morten Svendsen**

**Veileder**

Valeri Zakamouline

*Masteroppgaven er gjennomført som ledd i utdanningen ved Universitetet i Agder og er godkjent som del av denne utdanningen. Denne godkjenningen innebærer ikke at universitetet innestår for de metoder som er anvendt og de konklusjoner som er trukket.*

## **Forord**

Denne masteroppgaven er skrevet innenfor fordypningen finansiell økonomi og markerer slutten på det femårige mastergradstudiet i økonomi og administrasjon ved Universitetet i Agder. Målet med masteroppgaven er å lære å anvende vitenskapelige metoder på en anvendt problemstilling.

Arbeidet med masteroppgaven har vært en svært lærerik og interessant prosess og har i tillegg gitt meg muligheten til å gå i dybden på et tema jeg synes er veldig spennende. Selv om arbeidet med oppgaven nå nærmer seg slutten tror jeg det vil gå lang tid før den legges helt bort.

Jeg vil benytte anledningen til å takke ansatte og medstudenter for fem flotte år ved Universitetet i Agder. En spesiell takk går til veileder Valeri Zakamouline for hjelp med problemstillingen, god veiledning underveis og konstruktive tilbakemeldinger.

Kristiansand, 1. juni 2011

Morten Svendsen

## Sammendrag

Størrelseseffekten og verdieffekten er to anomalier, eller avvik fra kapitalverdimodellen, oppdaget på 1980-tallet av henholdsvis Banz (1981) og Stattman (1980), Rosenberg, Reid og Lanstein (1985). Flere studier har forsøkt å avdekke hvilke fundamentale krefter som ligger bak størrelseseffekten og verdieffekten, og andre studier igjen har dokumentert at disse effektene har vært varierende over tid.

Med bakgrunn i konjunktursykluser og perioder relatert til aksjekrasj søker jeg i denne oppgaven å finne støtte for en risikobasert forklaring på størrelseseffekten og verdieffekten. I undersøkelsen benytter jeg regresjonsanalyse med singel-indeks modellen som utgangspunkt og dummyvariabler relatert til ulike perioder i konjunktursyklusen eller perioder relatert til aksjekrasj. Som avhengig variabel benytter jeg ti porteføljer sortert etter størrelse og ti porteføljer sortert etter B/M. Med bakgrunn i funnene til Fama og French (1993) om størrelses- og verdieffekten skulle den estimerte kapitalverdimodellen, eller singel-indeks modellen, gi en unormal høy avkastning for små selskaper og verdiselskaper i form av en positiv alpha signifikant forskjellig fra null. Ved å benytte to regresjonsmodeller hvor den ene er relatert til konjunktursykluser og den andre til aksjekrasj er hypotesen da at ulike perioder, representert ved dummyvariabler, skal kunne forklare risikopremien forbundet med små selskaper og verdiselskaper ved å fange opp denne unormale avkastningen og samtidig fungere som statistisk signifikante forklaringsvariabler.

I motsetning til Fama og French (1993) som finner at det eksisterer en størrelsespremie i perioden etter 1963 som ikke lar seg forklare ut ifra kapitalverdimodellen, så ser ikke den estimerte kapitalverdimodellen, eller singel-indeks modellen, ut til å fange opp noen størrelsespremie verken for perioden 1926-2010 eller for noen av de to delperiodene 1926-1968 og 1968-2010. Jeg finner det derfor vanskelig å konkludere med at den unormale avkastningen til små selskaper fanges opp av risiko forbundet med nedgangskonjunkturer eller perioder etter aksjekrasj. Allikevel kan det se ut til at det eksisterer en viss størrelseseffekt forbundet med de seks første månedene etter bunnpunktet i konjunktursyklusen, her er også effekten signifikant for perioden 1968-2010. Også periodene etter aksjekrasj ser ut til å være forbundet med risiko. For perioden 1926-1968 er effekten signifikant for de seks månedene etter måneden definert som aksjekrasj inkludert måneden for selve krasjet. Ser vi på perioden 1968-2010 er effekten signifikant for de påfølgende 12 tolv månedene.

Fama og French (1993) finner også at det eksisterer en verdipremie i perioden etter 1963 som ikke lar seg forklare ut ifra kapitalverdimodellen, og basert på singel-indeks modellen kan det for porteføljer sortert etter B/M se ut til at det eksisterer en verdipremie. Denne verdipremien er spesielt synbar i perioden 1968-2010. Til tross for at regresjonsmodellen med dummyvariabler relatert til konjunktursykluser ser ut til å fange opp denne verdipremien forkaster jeg hypotesen om at konjunktursykluser kan støtte en risikobasert forklaring på verdipremien. Også resultatene for regresjonsmodellen relatert til aksjekrasj gir liten støtte for en slik risikobasert forklaring.

## Innholdsfortegnelse

Forord .....	I
Sammendrag .....	II
Innholdsfortegnelse .....	IV
Figuroversikt .....	VI
Tabelloversikt .....	VII
1 Innledning .....	1
1.1 Introduksjon .....	1
1.2 Problemstilling .....	1
1.3 Oppgavens struktur .....	2
2 Teori .....	3
2.1 Kapitalverdimodellen (CAPM) .....	3
2.1.1 Estimering av kapitalverdimodellen .....	6
2.2 Anomalier – avvik fra kapitalverdimodellen .....	7
2.2.1 Størrelseseffekten .....	8
2.2.2 Verdieffekten .....	9
2.3 Arbitrasjepricingsteorien (APT) .....	11
2.3.1 APT-modellen .....	11
2.3.2 Flerfaktormodeller .....	12
2.4 Fama-French Tre-faktor modellen .....	13
2.5 Konjunktursykluser .....	16
2.6 Aksjekrasj .....	17
3 Metode .....	18
3.1 Regresjonsanalyse .....	19
3.2 Minste kvadraters metode (OLS) .....	20
3.2.1 Forklaringskraften, $R^2$ .....	21
3.2.2 Forutsetninger .....	21
3.3 Dummyvariabel .....	23
3.4 Hypotesetesting .....	24
4 Data .....	26
4.1 Markedets meravkastning .....	26
4.2 Størrelses- og verdiporteføljene .....	26
4.3 Konjunktursyklusene .....	26

4.4	Aksjekrasj og oppgang .....	28
5	Empiriske resultater.....	31
5.1	SMB (størrelseseffekten).....	33
5.1.1	<i>Konjunktursykluser</i> .....	33
5.1.2	<i>Aksjekrasj</i> .....	35
5.1.3	<i>Oppgang</i> .....	36
5.2	HML (verdieffekten) .....	38
5.2.1	<i>Konjunktursykluser</i> .....	38
5.2.2	<i>Aksjekrasj</i> .....	41
5.2.3	<i>Oppgang</i> .....	42
6	Konklusjon .....	44
7	Litteraturliste .....	47

## **Figuroversikt**

<i>Figur 2.1: Kapitalmarkedslinjen og den effisiente fronten</i> .....	5
<i>Figur 2.2: Markedsavkastningslinjen</i> .....	6
<i>Figur 2.3: Konjunkturfaser</i> .....	17
<i>Figur 3.1: Residualer og kvadrerte residualer</i> .....	20
<i>Figur 3.2: Dummyvariabelens påvirkning på regresjonslinjen</i> .....	23

## **Tabelloversikt**

<i>Tabell 4.1: Dato for toppunkter og bunnpunkter .....</i>	27
<i>Tabell 4.2: Dato for aksjekrasj og oppgang .....</i>	29
<i>Tabell 5.1: Singel-indeks modellen – størrelse desiler .....</i>	31
<i>Tabell 5.2: Singel-indeks modellen – verdi desiler .....</i>	32
<i>Tabell 5.3: Singel-indeks modellen – størrelse desiler – konjunkturer.....</i>	34
<i>Tabell 5.4: Singel-indeks modellen – størrelse desiler – aksjekrasj .....</i>	36
<i>Tabell 5.5: Singel-indeks modellen – størrelse desiler – oppgang .....</i>	38
<i>Tabell 5.6: Singel-indeks modellen – verdi desiler – konjunkturer .....</i>	40
<i>Tabell 5.7: Singel-indeks modellen – verdi desiler – aksjekrasj.....</i>	42
<i>Tabell 5.8: Singel-indeks modellen – verdi desiler – oppgang .....</i>	43



# **1 Innledning**

## **1.1 Introduksjon**

Kapitalverdimodellen har lenge vært å regne som selve grunnsteinen i moderne pristeori i finansmarkeder. Studier på 1980-tallet har imidlertid vist at modellen ikke er feilfri. Banz (1981) var den første til å dokumentere at ordinære aksjer i små selskaper i gjennomsnitt hadde en høyere risikojustert avkastning enn ordinære aksjer i store selskaper. Videre dokumenterte Stattman (1980) og Rosenberg, Reid og Lanstein (1985) at verdiaksjer hadde en høyere gjennomsnittlig avkastning enn hva som var tilfellet for vekstaksjer etter at disse var justert for markedsrisiko. Sammenhenger mellom selskapers gjennomsnittlige avkastning og karakteristiske egenskaper som ikke kan forklares ut ifra kapitalverdimodellen kalles anomalier. Anomaliene, eller avvikene fra kapitalverdimodellen, dokumentert som alphaverdier signifikant forskjellig fra null, har i ettertid ført til flere empiriske undersøkelser i flerfaktormodeller motivert av arbitrasjeprisingsteorien utviklet av Ross (1976). Med utgangspunkt i en risikobasert forklaring introduserte Fama og French (1993) to nye forklaringsvariabler i kapitalverdimodellen, SMB og HML, relatert til henholdsvis størrelse og B/M. Ved å introdusere disse to faktorene finner de at alphaverdiene til porteføljer sortert etter størrelse og B/M er tilnærmet null i en tre-faktor modell og antar ut ifra det at avvikene fra kapitalverdimodellen er en konsekvens av manglende risikofaktorer. Sett ut ifra et teoretisk perspektiv er imidlertid den største svakheten ved tre-faktor modellen ifølge Fama og French (2004) dens empiriske motivasjon. I dette ligger at forklaringsvariablene SMB og HML ikke er motivert med bakgrunn i antakelser om grunnleggende variabler som er av betydning for investorer. I stedet er de konstruert for å fange opp mønstre avdekket i tidligere studier om hvordan den gjennomsnittlige avkastningen varierer med størrelse og B/M.

## **1.2 Problemstilling**

Flere studier har forsøkt å avdekke hvilke fundamentale krefter som ligger bak størrelseeffekten og verdieffekten, og andre studier igjen har dokumentert at disse effektene har vært varierende over tid. I litteraturen eksisterer det flere ulike syn og forklaringer på hvilke kilder som ligger til grunn for avkastningen på SMB og HML porteføljene. Disse forklaringene kan grovt deles inn i risikobaserte og ikke-risikobaserte forklaringer. De risikobaserte forklaringene går ut på at størrelsespremien og verdipremien er relatert til risiko som ikke lar seg diversifisere bort og at disse premiene derfor er kompensasjon for systematisk risiko som ikke fanges opp av kapitalverdimodellen. Tidsvariasjonen i disse

effektene har av mange blitt relatert til den generelle tilstanden i økonomien. Blant annet viser Liew og Vassalou (2000) at SMB og HML porteføljene ser ut til å kunne predikere veksten i BNP. Scheurle og Spremann (2010) finner at SMB faktoren representerer risiko relatert til den tidlige fasen i oppgangskonjunktoren. HML faktoren relaterer de til usikkerheten om hvorvidt oppgangskonjunktoren vil fortsette videre og styrke seg, eller om den vil falle tilbake inn i en ny nedgangskonjunktur. Når det gjelder de ikke-risikobaserte forklaringene kan disse videre deles inn i forklaringer basert på henholdsvis irrasjonell adferd og det som kalles data mining. Hensikten med denne oppgaven er å undersøke om avkastningen på SMB og HML faktorene i tre-faktor modellen til Fama og French (1993) oppstår i lavkonjunkturer eller i periodene etter aksjekrasj, og om disse periodene i det videre dermed kan støtte en risikobasert forklaring. I undersøkelsen benytter jeg regresjonsanalyse med singel-indeks modellen som utgangspunkt og dummyvariabler relatert til ulike perioder i konjunktursyklusen eller perioder relatert til aksjekrasj. Som avhengig variabel benytter jeg ti porteføljer sortert etter størrelse og ti porteføljer sortert etter B/M. Med bakgrunn i funnene til Fama og French (1993) om størrelses- og verdieffekten skulle den estimerte kapitalverdimodellen, eller singel-indeks modellen, gi en unormal høy avkastning for små selskaper og verdiselskaper i form av en positiv alpha signifikant forskjellig fra null. Ved å benytte to regresjonsmodeller modeller hvor den ene er relatert til konjunktursykluser og den andre til aksjekrasj er hypotesen da at ulike perioder, representert ved dummyvariabler, skal kunne forklare risikopremien forbundet med små selskaper og verdiselskaper ved å fange opp denne unormale avkastningen og samtidig fungere som statistisk signifikante forklaringsvariabler.

### **1.3 Oppgavens struktur**

Oppgaven er delt inn i fem deler. I kapittel 2 presenteres noen av de teoretiske begrepene som benyttes i oppgaven samt teorien som danner grunnlaget for selve problemstillingen. I kapittel 3 beskriver jeg hvordan jeg har valgt å gjennomføre undersøkelsen, hvilke metoder jeg benytter og hvordan disse metodene fungerer i praksis. I kapittel 4 beskriver jeg de data jeg benytter i den empiriske undersøkelsen, hvor de er hentet fra og hvordan jeg selv har definert enkelte data. I kapittel 5 presenteres de empiriske resultatene og i kapittel 6 legges konklusjonen frem.

## 2 Teori

I denne delen av oppgaven vil jeg utdype noen av de teoretiske begrepene som benyttes videre i den empiriske delen av oppgaven. En viktig brikke i tre-faktor modellen til Fama og French er kapitalverdimodellen (CAPM) og jeg vil derfor begynne med å introdusere denne modellen. Kapitalverdimodellen er forholdsvis enkel i bruk og gir god innsikt i måling av risiko og sammenhengen mellom forventet avkastning og risiko. Videre vil jeg belyse noen av avvikene fra kapitalverdimodellen, såkalte anomalier. Dette er sammenhenger mellom selskapers gjennomsnittlige avkastning og karakteristiske egenskaper som ikke lar seg forklare ut ifra kapitalverdimodellen. Avvikene fra kapitalverdimodellen har ført til flere empiriske undersøkelser i flerfaktormodeller motivert av arbitrasjeteori (APT) utviklet av Ross (1976). Jeg benytter derfor noe tid på å utdype denne teorien nærmere. Videre forklarer jeg tre-faktor modellen til Fama og French som er utgangspunktet for problemstillingen i oppgaven, og jeg belyser bakgrunnen for at denne modellen ble introdusert. Til slutt gir jeg en forklaring på hva konjunkturbevegelser er og hva som kjennetegner disse og jeg gir en kort definisjon på hva som kjennetegner et aksjekrasj.

### 2.1 Kapitalverdimodellen (CAPM)

Kapitalverdimodellen er å regne som selve grunnsteinen i moderne pristeori i finansmarkeder og er følgelig også sentral for problemstillingen i denne oppgaven. Modellen er en likevektsmodell og gir en teoretisk sammenheng mellom et aktivums forventede avkastning og dets risiko over en gitt periode forutsatt at aktivumet legges til en allerede veldiversifisert portefølje. Dersom markedet er i likevekt kan den forventede avkastningen til et aktivum beskrives ved hjelp av følgende sammenheng (Bodie, Kane, & Marcus, 2008):

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_M) - r_f] \quad (2.1)$$

Følgende symboler er benyttet:

$E(r_i)$  er den forventede avkastningen til aktivum  $i$

$r_f$  er den risikofrie renten, eksempelvis tre-måneders Treasury Bills i USA eller tre-måneders statsobligasjoner i Norge

$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_M)}{\sigma_M^2}$  er et mål på den systematiske risikoen til aktivum  $i$  og angir sensitiviteten til aktivumets forventede risikopremie sett i forhold til den forventede risikopremien i markedet

$E(r_M)$  er forventet avkastning på markedsporteføljen  $M$

$E(r_M) - r_f$  er markedets risikopremie og viser hvordan markedet prissetter risiko

Forklart med ord er et aktivums forventede avkastning over en gitt periode lik summen av pengenes tidsverdi uttrykt ved den risikofrie renten og en risikopremie som er den kompensasjonen en risikoavers investor krever for å påta seg den systematiske risikoen forbundet med aktivumet. Ved å sortere om på likning 2.1 kan vi uttrykke risikopremien til aktivum  $i$  på følgende måte:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i [E(r_M) - r_f] \quad (2.2)$$

Kapitalverdimodellen bygger på modellen til Harry Markowitz (1952, 1959), om investorers valg av portefølje. I modellen til Markowitz velger en investor en portefølje på tidspunkt  $t - 1$  som gir en stokastisk avkastning på tidspunkt  $t$ . Modellen forutsetter videre at investorene er risikoaverse ved valg av portefølje og at de kun er opptatt av gjennomsnittlig avkastning og varians. Som et resultat vil investorene kun holde effisiente porteføljer, det vil si porteføljer som gir den høyeste forventede avkastningen gitt et bestemt nivå av volatilitet eller tilsvarende lavest mulig volatilitet for en gitt forventet avkastning (Fama & French, 2004). Med utgangspunkt i teorien til Markowitz utviklet senere William Sharpe (1964), John Lintner (1965) og Jan Mossin (1966) uavhengig av hverandre det som skulle vise seg å bli kapitalverdimodellen.

Kapitalverdimodellen bygger på et sett forholdsvis enkle og ikke alltid like realistiske forutsetninger. Modellen forutsetter at alle investorer er pristakere i markedet og at de alle planlegger for en identisk investeringshorisont. Investeringene begrenser seg til et sett finansielle aktiva så som aksjer og obligasjoner og utelukker investeringer i human kapital, private selskaper og eiendom. Det eksisterer ingen skatter eller transaksjonskostnader og det antas at alle investorer ubegrenset kan låne både inn og ut til den samme risikofrie renten. I tråd med Markowitz sin teori er alle investorene rasjonelle og vil kun holde effisiente porteføljer. Til slutt forutsettes det at investorene har homogene forventninger hva angår volatiliteten, korrelasjonen og den forventede avkastningen til aktivumene (Bodie et al., 2008).

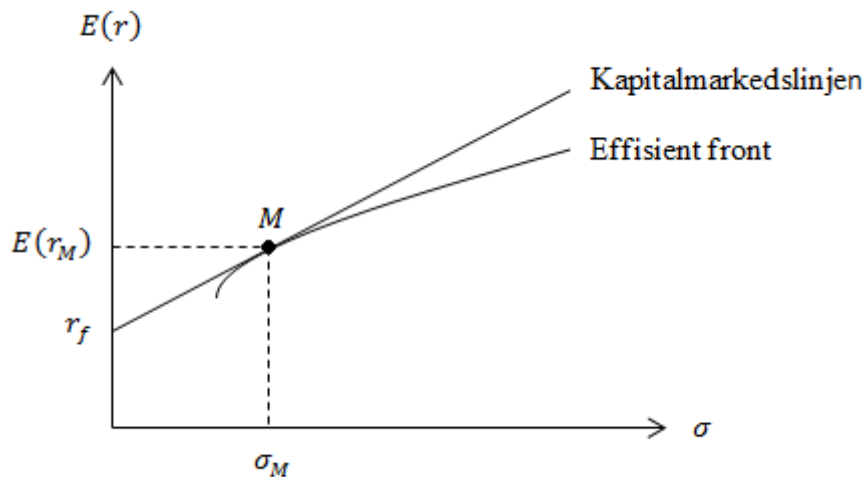
Basert på antakelsen om at investorene har homogene forventninger vil samtlige investorer identifisere den samme porteføljen som den porteføljen med den bratteste

kapitalallokeringslinjen, det vil si den porteføljen som i kombinasjon med en risikofri investering gir den høyeste avkastningen gitt enhver mengde volatilitet, her uttrykt ved Sharpe-ratio:

$$S = \frac{E(r_P) - r_f}{\sigma_P} \quad (2.3)$$

Alle investorer vil derfor etterspørre den samme effisiente porteføljen av risikofylte aktiva, og basert på deres risikopreferanser kun justere investeringene i risikofrie aktiva. Fordi ethvert aktivum eies av noen, vil summen av alle investorers porteføljer tilsvare porteføljen av alle tilgjengelige aktiva i markedet. Den effisiente porteføljen som investorene da holder må derfor tilsvare markedsporteføljen. Kapitalallokeringslinjen som går fra den risikofrie renten og gjennom markedsporteføljen kalles kapitalmarkedslinjen og tangerer den effisiente fronten (alle aktuelle effisiente porteføljer) i det punktet hvor den optimale risikofylte porteføljen befinner seg, med andre ord markedsporteføljen. Dette er illustrert i figur 2.1 under hvor kapitalmarkedslinjen er gitt ved følgende formel (Berk & DeMarzo, 2007):

$$E(r_P) = r_f + \frac{E(r_M) - r_f}{\sigma_m} \sigma(r_P) \quad (2.4)$$

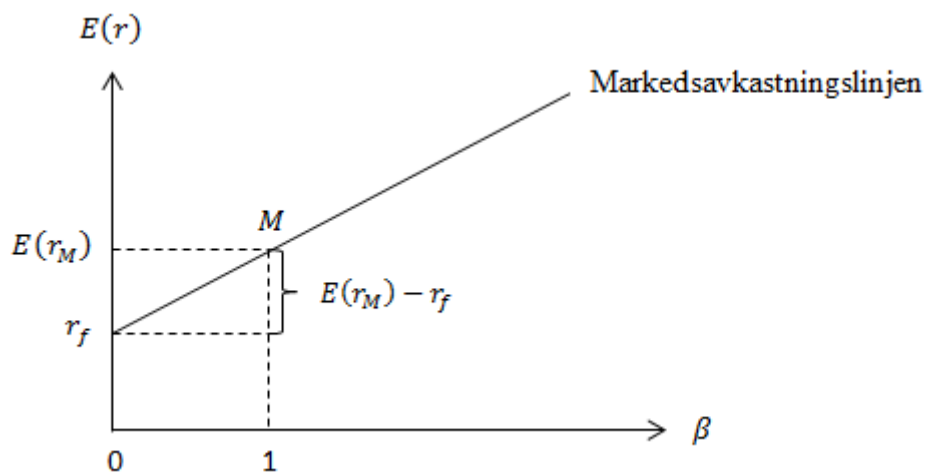


Figur 2.1: Kapitalmarkedslinjen og den effisiente fronten

Kapitalmarkedslinjen består av alle de porteføljene som kombinerer markedsporteføljen med enten å låne ut penger (alle punkter på kapitalmarkedslinjen som ligger til venstre for markedsporteføljen) eller å låne inn penger (alle punkter på kapitalmarkedslinjen som ligger til høyre for markedsporteføljen). Markedsporteføljen er som den eneste porteføljen som ligger på kapitalmarkedslinjen også den eneste som kun består av systematisk risiko, det vil si

den risikoen som påvirker alle selskaper i økonomien, i figuren vist som avstanden fra y-aksen til kapitalmarkedslinjen. Alle andre aksjer og porteføljer ligger til høyre for denne linjen og inneholder dermed en viss mengde usystematisk risiko, det vil si den risikoen som er knyttet til hvert enkelt selskap.

Ettersom investorene kan diversifisere bort denne usystematiske risikoen og derfor ikke krever kompensasjon i form av høyere forventet avkastning kan vi konkludere med at det er en lineær sammenheng mellom et aktivums systematiske risiko målt ved markedsbetaen ( $\beta_i$ ) og dets forventede avkastning. Denne sammenhengen er vist som markedsavkastningslinjen i figur 2.2 under, det vil si linjen som går fra den risikofrie investeringen (med markedsbeta lik 0) og gjennom markedsporteføljen (med markedsbeta lik 1). Dette er kapitalverdimodellen (likning 2.1) presentert grafisk hvor markedspremien representerer stigningstallet. Aktivum som ligger til høyre for markedsporteføljen på markedsavkastningslinjen vil ha en beta større enn 1 og dermed en høyere systematisk risiko, mens aktivum som ligger til venstre for markedsporteføljen på markedsavkastningslinjen vil ha en beta mindre enn 1 og dermed en lavere systematisk risiko.



Figur 2.2: Markedsavkastningslinjen

### 2.1.1 Estimering av kapitalverdimodellen

Somt nevnt gir kapitalverdimodellen en teoretisk sammenheng mellom et aktivums forventede avkastning og dets risiko over en gitt periode. En del av problemet med å bruke kapitalverdimodellen er at den baserer seg på forventninger omkring avkastningen, mens det eneste vi i realiteten kan observere er den faktiske eller realiserte avkastningen over en bestemt periode. For å løse dette problemet benytter vi oss av standard regresjonsanalyse.

Singel-indeks modellen bruker følgende lineære regresjonslikning for å estimere kapitalverdimodellen (Bodie et al., 2008):

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + e_{it} \quad (2.5)$$

Den avhengige variabelen,  $R_{it} = r_{it} - r_{ft}$ , er meravkastningen til aktivum  $i$  og den uavhengige variabelen,  $R_{Mt} = r_{Mt} - r_{ft}$ , er meravkastningen til markedsindeksen. For å estimere regresjonen samler en parvise observasjoner av  $R_{it}$  og  $R_{Mt}$  hvor  $t$  angir datoen for hvert par av observasjoner. Modellen benytter seg av avkastningen på en veldiversifisert verdi-vektet markedsindeks ( $M$ ) (for eksempel S&P 500 i USA eller OSEAX i Norge) som en felles representativ forklaring på alle de makroøkonomiske faktorene som driver svingningene i aksjemarkedet. Ved å benytte seg av data fra for eksempel S&P 500 vil en ha tilgang på store mengder historiske data for å estimere den systematiske risikoen. Som data for den risikofrie renten benyttes vanligvis tre-måneders Treasury Bills i USA eller tre-måneders statsobligasjoner i Norge. Regresjonens skjæringspunkt alpha ( $\alpha_i$ ) angir her aktivumets avvik fra kapitalverdimodellen. I et effisient marked hvor prisen på aktivumet reflekterer all offentlig tilgjengelig informasjon vil den forventede verdien til alpha være lik null. Betakoeffisienten ( $\beta_i$ ) angir aktivumets sensitivitet ovenfor markedsindeksen. For eksempel vil en økning i markedets meravkastning på en prosent gi en økning i aktivumets meravkastning på  $\beta_i$  prosent. Residualleddet  $e_{it}$  er overraskelsen i aktivumets usystematiske risiko på tidspunkt  $t$  og tilsvarende avviket mellom den observerte meravkastningen til aktivumet på tidspunktet og den meravkastningen regresjonslinjen predikerer. Summen av disse residualene er lik null og tilsvarende den diversifiserbare usystematiske risikoen i kapitalverdimodellen (Berk & DeMarzo, 2007).

## 2.2 Anomalier – avvik fra kapitalverdimodellen

Sammenhenger mellom selskapers gjennomsnittlige avkastning og karakteristiske egenskaper som ikke kan forklares ut ifra kapitalverdimodellen kalles anomalier. Studier på 1980-tallet har vist at den gjennomsnittlige avkastningen på ordinære aksjer er relatert til selskapers karakteristiske egenskaper så som størrelse, resultat per aksje/aksjekurs (E/P), kontantstrøm per aksje/aksjekurs, forholdet mellom bokført verdi og markedsverdi (B/M), tidligere salgsvekst, tidligere langsiktig avkastning og tidligere kortsiktig avkastning (Fama & French, 1996). Dersom vi for eksempel ser på størrelse klarer ikke kapitalverdimodellen å forklare hvorfor små selskaper har vist seg å gi en høyere gjennomsnittsavkastning enn hva betaen

skulle tilsi. Flere studier har forsøkt å avdekke hvilke fundamentale krefter som ligger bak størrelseseffekten og verdieffekten (B/M), og andre studier igjen har dokumentert at disse effektene har vært varierende over tid. I det videre vil jeg gi en dypere beskrivelse av disse to anomaliene.

### *2.2.1 Størrelseseffekten*

Banz (1981) var den første til å dokumentere at det eksisterer en størrelseseffekt. Banz undersøkte sammenhengen mellom verdien av et selskaps ordinære aksjer (pris per aksje multiplisert med antall utestående aksjer) og avkastningen for perioden 1936-1975 på New York Stock Exchange (NYSE), og fant at ordinære aksjer i små selskaper i gjennomsnitt hadde en høyere risikojustert avkastning enn ordinære aksjer i store selskaper. Banz understreker at effekten ikke er særlig stabil over tid og at det ikke finnes noe teoretisk grunnlag for en slik effekt. Størrelseseffekten kunne like gjerne være en indirekte indikator for en mer sann men ukjent faktor korrelert med størrelse.

Fama og French (1993) finner at det eksisterer en størrelsespremie etter 1963 som ikke lar seg forklare ut ifra kapitalverdimodellen. Handa, Kothari og Wasley (1989) derimot finner at denne størrelseseffekten er negativ (dog ikke signifikant) over perioden 1941-1954. Flere andre studier har videre vist at størrelseseffekten ser ut til å ha forsvunnet etter publiseringen til Banz (1981). Denne tidsvariasjonen i størrelseseffekten har av mange forskere blitt relatert til den generelle tilstanden i økonomien. En faktor som varierer i takt med den generelle tilstanden i økonomien er risikoen for mislighold. Chan, Chen og Hsieh (1985) finner at premien for mislighold, kalkulert som forskjellen i den effektive renten på BAA og AAA rangerte selskapsobligasjoner, er en signifikant forklaringsvariabel for størrelsespremien. Vassalou og Xing (2004) finner at størrelseseffekten kun eksisterer i segmenter av markedet hvor risikoen for mislighold er stor. De viser at små selskaper har en mye høyere risiko for mislighold og at denne risikoen avtar monotont med økt størrelse. Liew og Vassalou (2000) benytter data fra ti land og viser at avkastningen til SMB porteføljen ser ut til å kunne predikerer veksten i BNP og derfor muligens fanger opp en eller annen form for risiko knyttet til konjunktursykluser. Perez-Quiros og Timmermann (2000) benytter en Markov-Switching modell med to latente variabler og viser at størrelsespremien uttrykker en sterk motsyklisk variasjon med de latente faktorene. De antar at disse to latente variablene er perioder med nedgangskonjunkturer og oppgangskonjunkturer og tolker det dithen at størrelsespremien er høy under nedgangskonjunkturer når små selskaper er mer utsatt for innstramninger i kreditt



markedene. Zakamouline (2011) argumenterer for at størrelsespremien har en tendens til å vise seg i perioder karakterisert som “dårlige tider”. Dette fordi en økning i forskjellen på den kortsiktige og langsiktig renten og økning i premien for mislighold sammen med fallende aksjepriser signaliserer tilbakegang i den generelle økonomiske tilstanden. Zakamouline forklarer fraværet av størrelseseffekten i perioden 1983-2000 med at denne perioden kjennetegner “gode tider”. NBER identifiserer kun én relativt kort nedgangskonjunktur i denne perioden fra juli 1990 til mars 1991. Zakamouline viser at SMB faktoren kun var positiv over perioden 1991-1993 og at dette er en indikasjon på at små selskaper ikke bare var i en vanskelig situasjon under selve nedgangskonjunkturen men også i en etterfølgende periode. Scheurle og Spremann (2010) benytter data fra konjunktursykluser i perioden 1926-2007 og finner at SMB faktoren representerer risiko relatert til den tidlige fasen i oppgangskonjunkturer. Videre argumenterer de med at små selskaper drar store fordeler av at den økonomiske aktiviteten akselerer etter en nedgangskonjunktur. Mens profitten til små selskaper gjør et hopp når økonomien bedres vil profitten til større selskaper utvikle seg mer moderat. De forklarer denne forskjellen med graden av diversifikasjon i den økonomiske aktiviteten mellom små og store selskaper.

### 2.2.2 *Verdieffekten*

I litteraturen skilles det mellom verdi- og vekstaksjer. Verdiaksjer karakteriseres som aksjer med en høy bokført verdi relativt til markedsverdi (høy B/M) og vekstaksjer karakteriseres som aksjer med en lav bokført verdi relativt til markedsverdi (lav B/M). Studier av blant andre Stattman (1980) og Rosenberg, Reid og Lanstein (1985) dokumenterte at verdiaksjer hadde hatt en høyere gjennomsnittlig avkastning enn hva som var tilfellet for vekstaksjer etter at disse var justert for markedsrisiko (Fama & French, 1996).

Heller ikke verdieffekten har vist seg å være særlig stabil over tid. Fama og French (1993) finner at verdipremien i perioden etter 1963 ikke lar seg forklare ut ifra kapitalverdimodellen. Ang og Chen (2005) derimot viser at verdipremien fanges opp av kapitalverdimodellen i perioden 1926-1963. De argumenterer også for at dersom de tillater markedsbetaen å variere over tid, vil også verdipremien i perioden etter 1963 fanges opp av kapitalverdimodellen (Fama & French, 2006). I likhet med størrelseseffekten har det også blitt dokumentert at verdieffekten kan relateres til ulike faser i den generelle tilstanden i økonomien. Blant annet finner Liew og Vassalou (2000) at også avkastningen til HML porteføljen ser ut til å kunne predikerer veksten i BNP og derfor muligens fanger opp en eller annen form for risiko knyttet

til konjunktursykluser. Gulen, Xing, og Zhang (2010) benytter i likhet Perez-Quiros og Timmermann (2000) en Markov-Switching modell. De finner at den forventede verdipremien uttrykker sterke tidsvariasjoner, og viser til at i perioder hvor volatiliteten er høy er den forventede meravkastningen til verdiaksjer mer sensitiv ovenfor den aggregerte økonomiske tilstanden enn den forventede meravkastningen til vekstaksjer. På grunn av denne asymmetrien i den generelle økonomiske tilstanden har den forventede verdipremien en tendens til å øke kraftig i perioder med høy volatilitet (som inkluderer nedgangskonjunkturer) for deretter gradvis å synke i etterfølgende perioder med lav volatilitet (som inkluderer oppgangskonjunkturer). Gulen, Xing, og Zhang viser videre til noen mulige forklaringer på hvorfor den forventede avkastningen til verdiselskaper ser ut til å variere mer i takt med dårlige tider enn det den forventede avkastningen til vekstselskaper gjør, og derfor hvorfor den forventede risikopremien varierer over tid. Carlson, Fischer og Giammarino (2004) argumenterer for at verdiselskaper er mer følsomme ovenfor nedgang i etterspørselen etter produkter enn vekstselskaper, og at risikoen og den forventede avkastningen til verdiselskaper derfor øker mer enn risikoen og den forventede avkastningen til vekstselskaper i nedgangskonjunkturer. Videre argumenterer Zhang (2005) med at verdiselskaper har høyere kostnader forbundet med å reversere investeringer og at de derfor er mindre fleksible og står dårligere rustet overfor negative sjokk. Scheurle og Spremann (2010) finner som nevnt at SMB faktoren representerer risiko relatert til den tidlige fasen i oppgangskonjunkturer. HML faktoren derimot relaterer de til usikkerheten om hvorvidt oppgangskonjunkturen vil fortsette videre og styrke seg, eller om den vil falle tilbake inn i en ny nedgangskonjunktur. Dette begrunner de med at investorer ikke anerkjenner immaterielle eiendeler så som merkevarenavn og at selskaper med en høy bokført verdi relativt til markedsverdi dermed kan bli ansett som selskaper med et behov for omstrukturering. Dette setter press på ledelsen for å unngå konkurs og å øke markedsverdien. Videre argumenterer de med at et omstruktureringsprosjekt vil låse ressurser og at ledelsen muligens vil ha et større fokus på selve selskapet enn på omgivelsene rundt. Som et eksempel nevner de at dersom realøkonomien skulle forverres og ledelsen ikke var oppmerksom på dette, ville det kunne føre til konkurs.

Til slutt har Wang m.fl. (2009) undersøkt hvilken betydning ulike aksje, selskap og industri karakteristika har på den individuelle avkastningen på aksjer under aksjekrasj. De identifiserer totalt åtte store aksjekrasj i USA i perioden mellom desember 1962 og desember 2007 og finner at aksjer med høyere beta, høyere kapitalverdi, lavere nivåer av illikviditet og større

volatilitet i avkastningen ett år før aksjekrasjet taper mer verdi på dagen for aksjekrasj. De finner også at aksjer i selskaper med høyere gjeldsgrad, høyere nivå av likvide eiendeler, lavere kontantstrøm per aksje og lavere profitt på eiendelene har en tendens til å tape mer verdi på dagen for aksjekrasj. Videre finner de at store selskaper reagerer raskere på ny informasjon og at de leder avkastningen i små selskaper. De viser også at store selskaper har en signifikant høyere avkastning enn små selskaper i bedringsfasen over de tre dagene etter dagen for aksjekrasj i de fleste aksjekrasjene.

## **2.3 Arbitrasjeringsteorien (APT)**

Avvikene fra kapitalverdimodellen, dokumentert som alphaverdier signifikant forskjellig fra null, har i ettertid ført til flere empiriske undersøkelser i flerfaktormodeller motivert av arbitrasjeringsteorien utviklet av Ross (1976).

### *2.3.1 APT-modellen*

I likhet med kapitalverdimodellen predikerer APT-modellen en markedsavkastningslinje som kobler den forventede avkastningen til risiko. Forskjellen ligger i hvordan de to modellene kommer fram til markedsavkastningslinjen. APT-modellen beror på tre nøkkel proposisjoner (Bodie et al., 2008):

- Aksjeavkastningen kan beskrives ved hjelp av en faktormodell
- Det er tilstrekkelig med aksjer tilgjengelig slik at den usystematiske risikoen kan diversifiseres bort
- Vi har velfungerende aksjemarkeder som ikke tillater vedvarende arbitrasjemuligheter

En arbitrasjemulighet oppstår når en investor kan tjene en risikofri profitt uten å foreta en nettoinvestering. Den sistnevnte proposisjonen støttes opp av “loven om en pris” som sier at dersom to aktiva er identiske så vil de også prises likt i markedet. Loven om en pris tvinges automatisk frem av arbitrasjehandlere som raskt vil utnytte en situasjon hvor to identiske aktiva er priset forskjellig og likevekt vil dermed raskt gjenopprettes. Med bakgrunn i loven om en pris bygger APT-modellen også på færre strenge forutsetninger enn kapitalverdimodellen. En av disse forutsetningene er at investorene er risikoaverse ved valg av portefølje og at de kun er opptatt av gjennomsnittlig avkastning og varians. I et tilfelle hvor likevektspris brytes forutsetter kapitalverdimodellen, i motsetning til APT-modellen, at et stort antall investorer vil gjøre begrensede endringer i valg av portefølje avhengig av risikoaversjon (Bodie et al., 2008).

I motsetning til i kapitalverdimodellen er det heller ikke noe krav i APT-modellen om at referanseporteføljen i markedsavkastningslinjen er den sanne markedsporteføljen. I APT-modellen er det tilstrekkelig at porteføljen er nok diversifisert til at den usystematiske risikoen blir betydningsløs. I APT-modellen vil loven om en pris alltid sørge for at to veldiversifiserte porteføljer med lik betaverdi også vil ha den samme forventede avkastningen. Enhver veldiversifisert portefølje liggende på markedsavkastningslinjen vil derfor holde som en referanseportefølje. En kan for eksempel i APT-modellen definere referanseporteføljen som den veldiversifiserte porteføljen høyest korrelert med en systematisk faktor som en antar har effekt på aksjeavkastningen. En unngår på denne måten problemene assosiert med den uobserverbare markedsporteføljen i kapitalverdimodellen (Bodie et al., 2008).

### 2.3.2 Flerfaktormodeller

I kapitalverdimodellen forutsettes det at alle makroøkonomiske påvirkninger er samlet i én felles faktor, det vil si markedsindeksen. Flerfaktormodeller har den fordel at de kan dele denne systematiske risikoen opp i flere faktorer. Markedsavkastningen reflekterer både makrofaktorer så som usikkerheten omkring konjunktursvingninger, inflasjon og oljepriser, samt den gjennomsnittlige sensitiviteten de ulike selskapene har til disse faktorene. Ved estimering av kapitalverdimodellen vil en derfor feilaktig anta at alle aksjer har den samme relative sensitiviteten til hver enkelt risikofaktor. Dersom aksjers betaer da faktisk er forskjellige relativt til de ulike makroøkonomiske faktorene vil en ved å lempe all den systematiske risikoen over på en variabel derfor ignorere de ulike nyansene som bedre forklarer den individuelle aksje avkastningen (Bodie et al., 2008).

En flerfaktor-versjon av APT-modellen kan beskrives på følgende måte:

$$r_i = E(r_i) + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + e_i \quad (2.6)$$

Modellen sier at avkastningen til aktivum  $i$  er lik summen av den i utgangspunktet forventede avkastningen til aktivumet, pluss de tilfeldige andelene som skyldes uventede makroøkonomiske begivenheter, pluss en annen tilfeldig andel som skyldes begivenheter som kun påvirker det enkelte selskapet.  $r_i$  er avkastning til aktivum  $i$  og  $E(r_i)$  er den i utgangspunktet forventede avkastningen til aktivumet. De makroøkonomiske faktorene  $F$  er konstruert med tanke på å ha en forventet verdi lik null. Det vil si at dersom  $F$  avviker fra den forventede verdien, det vil si at vi opplever et uventet makroøkonomisk sjokk, vil  $\beta_i$  være aktivumets sensitivitet ovenfor overraskelsen i denne faktoren. Faktorene  $F$ , eller

faktorporteføljene som er veldiversifiserte porteføljer, er videre konstruert for å ha en beta lik én på en av faktorene og en beta lik null på alle andre faktorer. Det vil si at avkastningen på en slik portefølje følger utviklingen til en bestemt kilde av makroøkonomisk risiko, samtidig som den er ukorrelert med alle andre kilder til risiko. Støyleddene  $e_i$  er aktivumets usystematiske komponenter og antas å være ukorrelerte med hverandre og  $F$  faktorene (Bodie et al., 2008).

Ved valg av faktorer i modellen er det to viktige prinsipper som gjelder. For det første må vi begrense oss til faktorer som har en betydelig evne til å forklare avkastningen på et aktivum. For det andre vil vi ønske å velge faktorer som fremstår som sannsynlige og viktige risikofaktorer, det vil si faktorer som bekymrer investorer på en slik måte at de vil kreve en meningsfull risikopremie for å utsette seg for slik type risiko. En alternativ fremgangsmåte ved spesifisering av makroøkonomiske faktorer som kandidater til relevante kilder av systematisk risiko, er karakteristiske egenskaper ved selskaper som på et empirisk grunnlag ser ut til å fungere som referanse for systematisk risiko. Med andre ord velges faktorene med bakgrunn i variabler som tidligere bevist ser ut til å kunne predikere den gjennomsnittlige avkastning på en god måte og som det derfor er mulig også fanger opp risikopremier (Bodie et al., 2008). Som vi skal se i kapittel 2.4 er det nettopp med bakgrunn i denne ideen Fama og French (1993) introduserer to nye forklaringsvariabler i kapitalverdimodellen. Ved å introdusere disse to faktorene finner de at alphasverdiene til porteføljer sortert etter størrelse og B/M er tilnærmet null i en tre-faktor modell og konkluderer ut ifra det med at avvikene fra kapitalverdimodellen er en konsekvens av manglende risikofaktorer.

## **2.4 Fama-French Tre-faktor modellen**

Fama og French (1992) undersøkte i en tverrsnittstudie hvilken betydning markedsbetaen og de observerte anomaliene størrelse, E/P, gjeldsgrad og B/M hadde hatt på den gjennomsnittlige avkastningen til aksjer på NYSE, Amex og NASDAQ i perioden 1963-1990. I undersøkelsen konkluderer de med at markedsbetaen ser ut til å gi lite informasjon om den gjennomsnittlige avkastningen og at kombinasjonen av størrelse og B/M gjør en god jobb i å forklare den gjennomsnittlige avkastningen. Disse to faktorene ser også ut til å fange opp betydningen av E/P og gjeldsgrad. Resultatene de finner foreslår videre at en aksjes risiko er flerdimensjonal, hvor den ene dimensjonen er representert ved størrelse og den andre ved B/M.

Basert på funnene i Fama og French (1992) utvidet Fama og French (1993) kapitalverdimodellen med to nye forklaringsvariabler. I sin hypotese antar Fama og French at dersom aksjer er rasjonelt priset vil variabler som er relatert til gjennomsnittlig avkastning, så som størrelse (størrelseeffekten) og B/M (verdieffekten), være representative for sensitiviteten til systematiske risikofaktorer i avkastningen. I undersøkelsen gjennomfører de tidsserieregresjoner hvor de blant annet benytter to porteføljer konstruert for å etterligne risikofaktorer relatert til størrelse og B/M. SMB (small minus big) som er relatert til størrelse og HML (high minus low) som er relatert til B/M. De finner at de to konstruerte porteføljene SMB og HML kan forklare forskjellene i den gjennomsnittlige avkastningen på kryss av aksjer, men at disse faktorene alene ikke kan forklare den store differansen mellom den gjennomsnittlige avkastningen på aksjer og 1 måneds Treasury Bills. Denne jobben overlater de til markedsfaktoren. I tillegg finner de at alphaverdien til porteføljene de undersøker når de benytter seg av tre-faktor modellen er tilnærmet null, en indikasjon på at modellen er i stand til å fange opp de nevnte anomaliene.

I følge tre-faktor modellen til Fama og French kan den forventede meravkastningen til en portefølje  $i$  uttrykkes på følgende måte (Fama & French, 1996):

$$E(r_i) - r_f = b_i[E(r_M) - r_f] + s_i E[SMB] + h_i E[HML] \quad (2.7)$$

$E(r_M) - r_f$ ,  $E[SMB]$  og  $E[HML]$  er de forventede risikopremiene og sensitiviteten til disse faktorene,  $b_i$ ,  $s_i$  og  $h_i$ , er helningene i tidsserieregresjonen

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + b_i[r_{Mt} - r_{ft}] + s_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

SMB er forskjellen mellom avkastningen på diversifiserte porteføljer av små selskaper og store selskaper, og HML er forskjellen mellom avkastningen på diversifiserte porteføljer av selskaper med høy B/M og lav B/M.

Fama og French (1996) finner at mange av anomaliene i kapitalverdimodellen er relatert til hverandre og at disse i stor grad forsvinner i en tre-faktor modell. En anomali som allikevel ikke lar seg forklare av tre-faktor modellen er den såkalte momentumeffekten, først dokumentert av Jegadeesh og Titman (1993). Aksjer som har gjort det bra relativt til markedet over de siste 3-12 månedene har hatt en tendens til å gjøre det bra også over de neste månedene og aksjer som har gjort det relativt dårlig fortsetter å gjøre det dårlig. Carhart (1997) løser dette ved å legge en momentumfaktor (forskjellen i avkastningen på

diversifiserte porteføljer av kortsiktige vinnere og tapere) til tre-faktor modellen (Fama & French, 2004).

Sett ut ifra et teoretisk perspektiv er ifølge Fama og French (2004) den største svakheten ved tre-faktor modellen dens empiriske motivasjon. I dette ligger at forklaringsvariablene SMB og HML ikke er motivert med bakgrunn i antakelser om grunnleggende variabler som er av betydning for investorer. I stedet er de konstruert for å fange opp mønstre avdekket i tidligere studier om hvordan den gjennomsnittlige avkastningen varierer med størrelse og B/M. I litteraturen eksisterer det flere ulike syn og forklaringer på hvilke kilder som ligger til grunn for avkastningen på SMB og HML porteføljene. Disse forklaringene kan grovt deles inn i risikobaserte og ikke-risikobaserte forklaringer. De risikobaserte forklaringene går ut på at størrelsespremien og verdipremien er relatert til risiko som ikke lar seg diversifisere bort og at disse premiene derfor er kompensasjon for systematisk risiko som ikke fanges opp av kapitalverdimodellen. Noen av disse risikobaserte forklaringene har vi allerede vært inne på i kapittel 2.2.1 og 2.2.2 og jeg går derfor ikke nærmere inn på disse her. Når det gjelder de ikke-risikobaserte forklaringene kan disse videre deles inn i forklaringer basert på henholdsvis irrasjonell adferd og det som kalles data mining. De som baserer sine forklaringer på irrasjonell atferd anser verdipremien for å være et bevis på markedets ineffisiens. Blant annet anser Lakonishok, Shleifer, og Vishny (1994) det som sannsynlig at verdipremien er et resultat av systematisk feilprising. Mer presist antar de at investorer overvurderer nyheter forbundet med selskaper og at de i det videre overestimerer den fremtidige veksten i vekstselskaper relativt til verdiselskaper. Videre foreslår de at vekstaksjer er mer glamorøse enn verdiaksjer og at de derfor muligens tiltrekker seg naive investorer som presser opp prisene og reduserer den forventede avkastningen til disse aksjene. Slike mønstre i investorenes adferd fører til at vekstaksjer overpriseres og at verdiaksjer underpriseres. I et effesient marked skulle denne type feilprising raskt ha forsvunnet. Campbell (2000) foreslår at fraværet av størrelseseffekten etter publiseringen til Banz (1981) er en konsekvens av at arbitrasjehandlere har utnyttet fordelene ved at små selskaper gir en unormal høy avkastning. En slik forklaring ville innebære at små selskaper har vært feilpriset og at det dermed aldri har eksistert noen risikopremie forbundet med små selskaper. Data mining kan oppstå når et gitt datasett benyttes flere ganger med den hensikt å teste flere ulike hypoteser eller for valg av modell. Når en benytter data flere ganger på denne måten vil det alltid være en sannsynlighet for at ethvert tilfredsstillende resultat oppstår som følge av tilfeldigheter og ikke som følge av iboende kvaliteter ved metoden som gir resultatet (White, 2000). Data mining kan også være

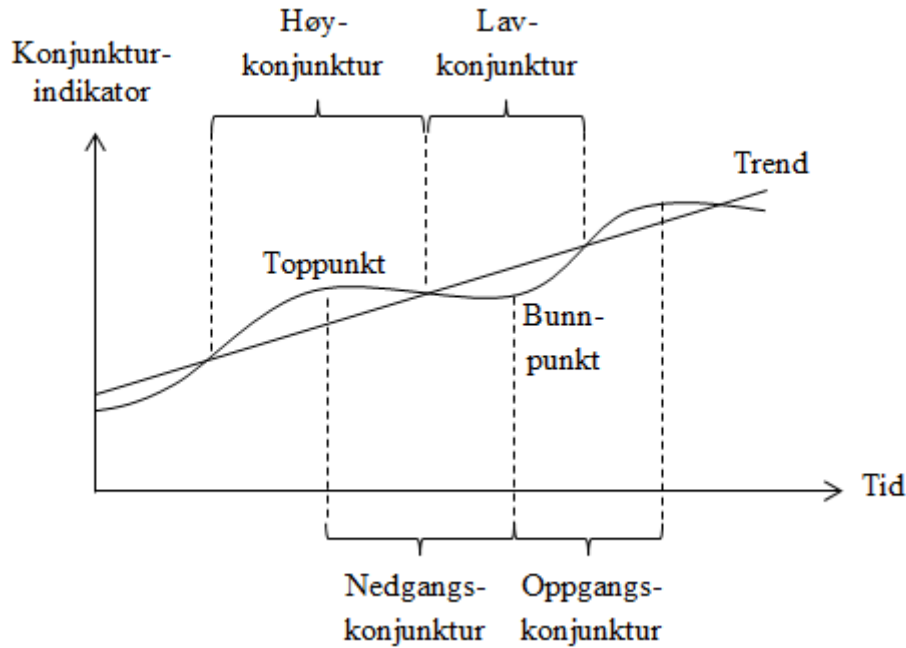
en mulig forklaring på hvorfor det ser ut til at det ikke eksisterer noen størrelseeffekten etter publiseringen til Banz (1981). Blant andre reiser MacKinlay (1995) bekymring for at resultatene til Fama og French (1992, 1993) oppstår som en følge av problemer med data mining. En slik forklaring blir imidlertid ansett som mindre bekymringsfull av Liew og Vassalou (2000) som benytter data fra velutviklede markeder i ti ulike land i sin undersøkelse.

## **2.5 Konjunktursykluser**

I et kortsiktig tidsperspektiv er det nødvendig å ta hensyn til nominell rigiditet og tregheter i lønns- og prisdannelsen. Slike forhold fører til at den økonomiske aktiviteten i betydelig grad kan bli påvirket av kortsiktige forstyrrelser og skift i den samlede etterspørselen etter varer og tjenester, fordi etterspørselsendringene i stor grad slår ut i produksjonsendringer snarere enn i umiddelbare pris- og lønnsendringer. Et kjennetegn ved konjunktursykluser i en økonomi er at endringer i den økonomiske aktiviteten slår ut i samme retning i store deler av økonomien og går sammen med betydelige variasjoner i sysselsetting, arbeidsledighet, bruttoinvesteringer og andre makroøkonomiske størrelser. Målinger av konjunktursykluser bygger på en inndeling av makroøkonomiske tidsseriedata i en langsiktig trend, og en konjunkturkomponent. Brukes måneds- eller kvartalsdata, må man også korrigere data for sesongvariasjoner før konjunkturkomponenten (for eksempel BNP) kan måles. Trenden kan for eksempel være definert som en vekstkurve med konstant veksttakt, såkalt eksponentiell trend. Det kan ikke gis noen noe objektivt svar på hva som er den egentlige trenden i en tidsrekke for en konjunkturindikator. Valg av metode for å beregne trend vil nødvendigvis påvirke målingen av konjunkturbevegelser. Det er derfor ikke til å unngå at analyser og beregninger av konjunkturbevegelser blir influert av valg av konjunkturindikator, valg av tidsperiode, samt valg av metode for å beregne trendutviklingen. (Steigum, 2004, s. 241-243).

I figur 2.3 under har jeg illustrert de ulike stadiene i konjunktursyklusene. Vi sier at økonomien er i høykonjunktur når konjunkturindikatoren ligger over trendnivået, og i lavkonjunktur når den ligger under. Med oppgangskonjunktur menes en periode da veksten i økonomien er sterkere enn trendveksten, og med nedgangskonjunktur menes en periode da veksten i økonomien er lavere enn trendveksten. Bunnpunktet i en konjunktursyklus er der det skjer et omslag fra nedgangs- til oppgangskonjunktur. Tilsvarende er toppunktet der en oppgangskonjunktur snur til nedgang. Topp- og bunnpunktene kalles ofte vendepunkter.





Figur 2.3: Konjunkturfaser

Den økonomiske utviklingen er sjelden helt jevn og det er viktig å slå fast at konjunktursykluser ikke er regelmessige. De har verken samme periodelengde fra gang til gang eller samme prosentvise avstand fra vendepunkter til trendlinje. Noen ganger kan det gå så lenge som 10-12 år fra et vendepunkt til et annet, mens det andre ganger bare går noe over et år. I noen perioder er svingningene små slik at økonomien vokser relativt stabilt. Likevel kan neste konjunktursyklus bli meget kraftig. Disse kjensgjerningene innebærer at det er vanskelig å forutsi når konjunktorene snur, og hvor kraftig konjunkturomslaget vil bli (Steigum, 2004, s. 246).

## 2.6 Aksjekrasj

Et aksjekrasj kan beskrives som et raskt og ofte uventet fall i aksjeprisene. Aksjekrasj kommer ofte som en konsekvens av store katastrofale begivenheter som økonomiske kriser eller langsiktige spekulative bobler. Selv om et aksjekrasj kan skje over en dag eller et helt år, blir de ofte etterfulgt av konjunkturedgang eller depresjon (Investopedia). I USA kan krasjet i oktober 1929 og krasjet i oktober 1987 nevnes som to av de mest kjente. 28. og 29. oktober 1929 falt Dow Jones-indeksen med henholdsvis 12,8 og 11,7 prosent, og 19. oktober 1987 falt Dow Jones-indeksen med 22,6 prosent, som er den største nedgangen i aksjeverdier gjennom historien i USA sett over en enkelt dag (Mishkin & White, 2002).

### 3 Metode

I dette kapittelet beskriver jeg hvordan jeg har valgt å gjennomføre undersøkelsen, hvilke metoder jeg benytter og hvordan disse metodene fungerer i praksis.

For å undersøke om avkastningen på SMB og HML faktorene i tre-faktor modellen til Fama og French oppstår i lavkonjunkturer eller i periodene etter aksjekrasj, og om disse periodene i det videre dermed kan støtte en risikobasert forklaring, benytter jeg meg av regresjonsanalyse. Regresjonsanalyse er en statistisk teknikk som forsøker å forklare endringer i en variabel, den avhengige variabelen, som en funksjon av endringer i et sett andre variabler, kalt uavhengige variabler (Studenmund, 2006). Som nevnt tidligere er SMB faktoren forskjellen mellom avkastningen på diversifiserte porteføljer av små selskaper og store selskaper, og HML er forskjellen mellom avkastningen på diversifiserte porteføljer av selskaper med høy B/M og lav B/M. Ettersom jeg ønsker å undersøke om avkastningen på SMB og HML faktorene oppstår i lavkonjunkturer eller i periodene etter aksjekrasj benytter jeg ti porteføljer sortert etter størrelse og ti porteføljer sortert etter B/M. Disse tjue porteføljene vil hver for seg utgjøre den avhengige variabelen i hver enkelt regresjonsanalyse. Som uavhengige, eller forklarende variabler, benytter jeg meravkastningen på markedsporteføljen i tillegg til dummy, eller indikatorvariabler, som representerer de ulike periodene i henholdsvis konjunktursyklusene og periodene før og etter aksjekrasj. Hypotesen er at disse dummyvariablene vil ha en signifikant effekt på meravkastningen til porteføljene, og dermed forklare ulikhetene i den risikojusterte avkastningen på tvers av porteføljene sortert etter henholdsvis størrelse og B/M. Etter mye testing endte jeg opp med to teoretiske modeller relatert til henholdsvis konjunktursykluser og aksjekrasj. Den første modellen, representert ved likning 3.1 under, er relatert til konjunktursykluser.

$$R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i1}d_{1t} + \alpha_{i2}d_{2t} + \alpha_{i3}d_{3t} + \alpha_{i4}d_{4t} + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

Modellen er en utvidelse av singel-indeks modellen (likning 2.5) hvor  $R_{it}$  er meravkastningen til portefølje  $i$  for måned  $t$  og  $R_{Mt}$  er meravkastningen til markedsindeksen for måned  $t$ .  $d_{1t}, d_{2t}, d_{3t}$  og  $d_{4t}$  er dummyvariabler som tar verdien 1 avhengig av om økonomien er inne i periode 1, 2, 3 eller 4 for måned  $t$ , og verdien 0 dersom økonomien ikke er inne i disse periodene for måned  $t$ .  $d_{1t}$  er relatert til perioden før toppunktet i konjunktursyklusen,  $d_{2t}$  og  $d_{3t}$  er relatert til henholdsvis første og andre halvdel av nedgangskonjunkturen og  $d_{4t}$  er relatert til perioden etter bunnpunktet i konjunktursyklusen. For en nærmere definering av

disse periodene se kapittel 4.1. Regresjonens skjæringspunkt avhenger av hvilken periode økonomien er inne i. Dersom økonomien eksempelvis er inne i periode 1 for måned  $t$  vil regresjonens skjæringspunkt tilsvare  $\alpha_i + \alpha_{i1}$ . Om økonomien ikke er inne i periode 1, 2, 3 eller 4 for måned  $t$ , kan regresjonens skjæringspunkt uttrykkes som  $\alpha_i$  ettersom  $\alpha_{i1} + \alpha_{i2} + \alpha_{i3} + \alpha_{i4}$  da er lik null.  $\varepsilon_{it}$  er feilleddet til portefølje  $i$  for måned  $t$ .

Den andre modellen, representert ved likning 3.2 under, er relatert til aksjekrasj.

$$R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i1}d_{1t} + \alpha_{i2}d_{2t} + \alpha_{i3}d_{3t} + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

Modellen er konstruert på tilsvarende måte som modellen relatert til konjunktursykluser (likning 3.1), men med unntak av en dummyvariabel. De tre dummyvariablene i denne modellen er relatert til periodene før og etter aksjekrasj. En nærmere definering av periodene kan finnes i kapittel 4.2.

I det videre vil jeg forklare hvordan en kan benytte regresjonsanalyse til å estimere økonomiske sammenhenger, hvordan dette gjøres ved hjelp av minste kvadraters metode, hvilke forutsetninger som ligger bak denne metoden og hvilken funksjon dummyvariabler har i regresjonsanalysen. Til slutt viser jeg hvordan jeg setter opp hypotesene og hvordan disse testes.

### 3.1 Regresjonsanalyse

Som nevnt innledningsvis i dette kapittelet er regresjonsanalyse en statistisk teknikk som forsøker å forklare endringer i en variabel, den avhengige variabelen, som en funksjon av endringer i et sett andre variabler, kalt uavhengige variabler. Regresjonsanalyse kan med andre ord benyttes til å lage kvantitative estimater på økonomiske sammenhenger som tidligere kun har vært teoretiske antakelser, som for eksempel den positive lineære sammenhengen mellom avkastning og risiko i kapitalverdimodellen. En slik teoretisk modell, hvor økonomisk teori tilsier at en variabel  $Y$  antas å ha en lineær sammenheng med en variabel  $x$ , kan uttrykkes på følgende måte:

$$Y = \alpha + \beta x + \varepsilon \quad (3.1)$$

En antar her at økning i  $x$  vil føre til en økning i  $Y$ , og at sammenhengen mellom dem tilnærmet kan beskrives ved en rett linje.  $\alpha$  og  $\beta$  er koeffisientene som bestemmer koordinatene til den rette linjen.  $\alpha$  er konstantleddet, eller skjæringspunktet, og indikerer

verdien til  $Y$  når  $x$  er lik null.  $\beta$  angir helningen på den rette linjen og indikerer hvor mye  $Y$  vil endre seg når  $x$  endres med en enhet. Det stokastiske feilleddet  $\varepsilon$  er forskjellen mellom den observerte  $Y$  verdien og den sanne regresjonslikningen (den forventede  $Y$  verdien), og legges til regresjonslikningen for å introdusere all variasjon i  $Y$  som ikke lar seg forklare av  $x$  variabelen. Formålet med regresjonsanalyse er med andre ord å ta en rent teoretisk likning som likning 3.1, bruke et sett data og lage en estimert likning:

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_i \quad (3.2)$$

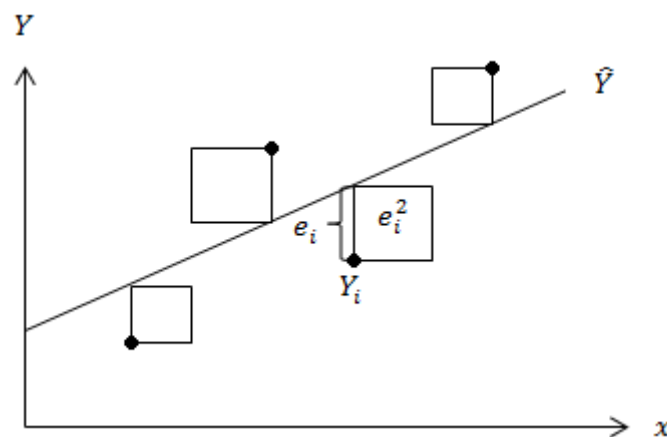
Hver “hatt” indikerer her et utvalgsestimert av den virkelige populasjonsverdien. (I tilfellet med  $Y$  er den “virkelige populasjonsverdien”  $E[Y|x]$ ). (Brooks, 2008; Studenmund, 2006).

### 3.2 Minste kvadraters metode (OLS)

For å finne den empiriske motparten (likning 3.2) til den teoretiske regresjonslikningen (likning 3.1) benyttes minste kvadraters metode. Denne metoden anslår verdiene til  $\alpha$  og  $\beta$  ved å minimere kvadratsummen av residualene:

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = RSS \quad (3.3)$$

Som vi ser av likning 3.3 kan residualene forklares som forskjellen mellom de virkelige  $Y$ -verdiene og de  $Y$ -verdiene som regresjonen estimerer. Dette kan illustreres enklest for bare en  $x$ -variabel:



Figur 3.1: Residualer og kvadrerte residualer

Summen av residualene tilsvarer null og den estimerte regresjonslikningen (likning 3.2) går gjennom gjennomsnittene til  $Y$  og  $x$ . Det vil si at dersom man substituerer  $\bar{Y}$  og  $\bar{x}$  inn i likning 3.2 vil likning holde nøyaktig:  $\bar{Y} = \alpha + \beta\bar{x}$ . (Brooks, 2008; Studenmund, 2006)

### 3.2.1 Forklaringskraften, $R^2$

Forklaringskraften,  $R^2$ , måler prosenten av den totale variasjonen i  $Y$  som er forklart av regresjonslikningen.  $R^2$  benyttes for å gi en pekepinn på styrken og gyldigheten til modellen, med andre ord hvor god den estimerte modellen er. Uttrykket for  $R^2$  kan skrives som:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (3.4)$$

$TSS$  (Total Sum of Squares) er her den totale variasjonen i  $Y$ , som tilsvarer summen av de kvadrerte avvikene over alle observasjoner av  $Y$  fra gjennomsnittsverdien  $\bar{Y}$ .  $TSS$  kan dekomponeres i to deler, hvor  $ESS$  (Explained Sum of Squares) er den delen av  $TSS$  som regresjonslinjen kan forklare, og  $RSS$  (Residual Sum of Squares) er den delen av  $TSS$  som regresjonslinjen ikke kan forklare. Som nevnt er  $RSS$  den delen som minste kvadraters metode minimerer (se likning 3.3).

$$\underbrace{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}_{TSS} = \underbrace{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}_{ESS} + \underbrace{\sum_{i=1}^n e_i^2}_{RSS} \quad (3.5)$$

Ettersom  $ESS$ ,  $TSS$  og  $RSS$  alle er positive størrelser og  $ESS \leq TSS$  må  $R^2$  ligge i intervallet  $0 \leq R^2 \leq 1$ . En  $R^2$ -verdi i nærheten av 1, viser en god tilpasning, mens en verdi nær 0 viser at den estimerte regresjonslikningen ikke er i stand til å forklare verdien av  $Y_i$  (Brooks, 2008; Studenmund, 2006).

En svakhet ved å benytte  $R^2$  som forklaringskraft er at denne alltid vil øke om vi inkluderer en ekstra  $x$ -variabel, en kan derfor bli fristet til å inkludere flere variabler selv om disse ikke har noen betydning. Vi benytter derfor  $R^2_{justert}$  som tar hensyn til antall variabler ( $k$ ) ved å justere for frihetsgrader (Studenmund, 2006):

$$R^2_{justert} = 1 - \frac{\frac{RSS}{(n-k-1)}}{\frac{TSS}{(n-1)}} = 1 - (1 - R^2) \frac{(n-1)}{(n-k-1)} \quad (3.6)$$

### 3.2.2 Forutsetninger

For at minste kvadraters metode skal kunne anses for å være den beste tilgjengelige estimatoren, BLUE (Best Linear Unbiased Estimator), må flere forutsetninger være tilfredsstillt (Brooks, 2008; Studenmund, 2006):

1.  $Y_i = \alpha + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i$

Den første forutsetningen innebærer at modellen spesifiserer en lineær sammenheng mellom  $y$  og  $x_1, \dots, x_k$ .

2.  $E(\varepsilon_i) = 0$

Denne forutsetningen krever at den gjennomsnittlige verdien av feilleddet er null. Denne forutsetningen vil aldri kunne brytes dersom et konstantledd inkluderes i regresjonslikningen.

3.  $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$

Dette betyr at variansen til feilleddet er konstant, noe som vil si at observasjonen av feilleddet antas kontinuerlig trukket fra den samme fordelingen. Brudd på denne forutsetningen kalles heteroskedastisitet.

4.  $cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  for  $i \neq j$

Her forutsettes det at kovariansen mellom feilleddene over tid er null. Dette innebærer at dersom for eksempel feilleddet i en periode øker, så vil ikke dette på noen måte påvirke feilleddet i en annen periode. Ved brudd på denne forutsetningen sier vi at feilleddene er serie-korrelerte.

5.  $cov(\varepsilon_i, x_j) = 0$

Den fjerde forutsetningen krever at alle de uavhengige variablene er ukorrelerte med feilleddet. Dersom disse var korrelerte ville minste kvadraters metode estimatet sannsynligvis tildele  $x$  noe av den variasjonen i  $Y$  som faktisk kom fra feilleddet.

6.  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$

For at det skal være gjennomføres hypotesetester omkring modell parameterne kreves det at feilleddene er normalfordelte.

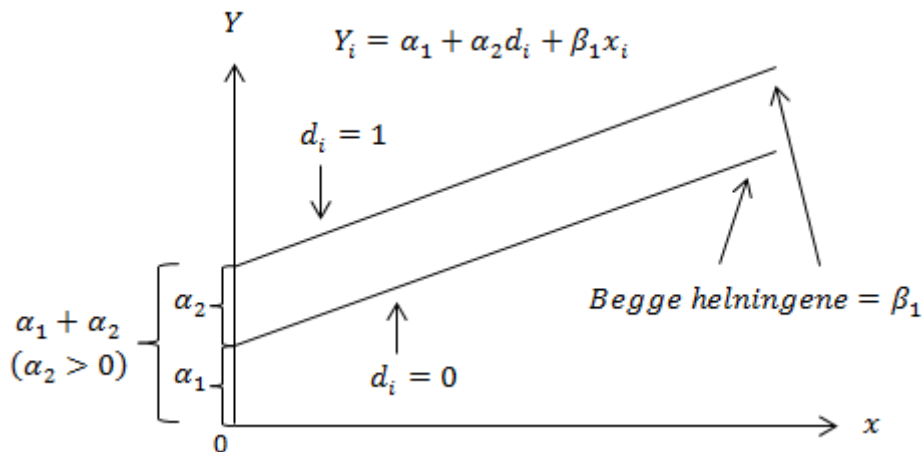
### 7. *Multikollinearitet*

En implisitt forutsetning som gjøres når en bruker minste kvadraters metode er at de uavhengige variablene ikke er korrelert med hverandre. Dersom en uavhengig variabel lar seg beskrive fullstendig av en annen uavhengig variabel så vil vi ha perfekt multikollinearitet. Dette kan enkelt unngås ved å utelate den ene variabelen.

Gitt at de seks første forutsetningene holder sier Gauss-Markov teoremet at minste kvadraters metode estimatoren til  $\beta_k$  er den estimatoren med den minste variansen fra settet av alle lineære forventningsrette estimatorene til  $\beta_k$ , for  $k = 0, 1, 2, \dots, K$ .

### 3.3 Dummyvariabel

En dummyvariabel har vi definert som en variabel som tar verdien 1 eller 0 avhengig av om en bestemt begivenhet inntreffer. Dummyvariabler gjør det mulig å inkludere variabler med kvalitative kjennetegn i regresjonen, som for eksempel opp- eller nedgangskonjunkturer. En dummyvariabel endrer konstantleddet, eller skjæringspunktet, i regresjonen avhengig av om en bestemt kvalitativ betingelse inntreffer eller ikke. Dummyvariabelen har dermed ingen effekt på selve helningen til regresjonslinjen. Dette er illustrert i figur 3.2 under (Studenmund, 2006).



Figur 3.2: Dummyvariabelens påvirkning på regresjonslinjen

Dersom vi ser tilbake på modellen i likning 3.1 inneholder denne fire dummyvariabler, en for hver av de periodene vi ønsker å teste effekten av. Totalt sett vil vi da ha fem perioder, hvor den femte perioden refererer til perioden etter periode fire og frem til periode en, det vil si den midterste delen av oppgangskonjunkturen. Effekten av denne perioden kan tolkes som den første alphaen i uttrykket i likning 3.1. Årsaken til at denne perioden ikke er inkludert med en egen dummyvariabel er at de fem dummyvariablene da ville summert seg til én ved hver observasjon, noe som ville reproduisert konstantleddet – et tilfelle av perfekt multikollinearitet og brudd på forutsetning 7. (Greene, 2008, s. 108). Tilsvarende blir det for den andre modellen i likning 3.2, der vil den fjerde perioden referere seg til perioden mellom periode tre og periode en (se kapittel 4.4).

### 3.4 Hypotesetesting

Hensikten med hypotesetesting er å finne ut om en uavhengig variabel har en statistisk signifikant effekt på den uavhengige variabelen og at vi dermed kan utelukke tilfeldigheter. Vi kan ikke ved hypotesetesting bevise om en gitt teori er “korrekt”, men vi kan ofte forkaste en hypotese på et bestemt signifikansnivå. I de to modellene i likning 3.1 og 3.2, hvor det på forhånd er vanskelig å si noe spesifikt om fortegnet til hver enkelt koeffisient, da disse er forventet å variere på kryss av porteføljene, har jeg valgt å bruke en tosidig test. Det vil si at jeg i hver enkelt regresjon kun tester om de ulike periodene har en effekt på meravkastningen til porteføljen. I den estimerte utgaven av modellen i likning 3.1 kan hypotesen settes opp på følgende måte:

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ mot } H_A: \alpha_1 \neq 0 \quad (3.7)$$

Vi tester her nullhypotesen ( $H_0$ ), at periode 1 ikke har noen effekt på meravkastningen til portefølje  $i$ , mot den alternative hypotesen ( $H_A$ ), at periode 1 har en effekt på meravkastningen til portefølje  $i$ , som jo er det vi ønsker å undersøke. Vi merker oss her at dersom  $\alpha_1$  er lik null, vil leddet  $\alpha_1 d_1$  bli null uavhengig om vi er i periode 1 eller ikke. For å teste hypotesen trenger vi en t-verdi som kan bestemme når nullhypotesen kan forkastes. Om nullhypotesen forkastes eller ikke avhenger av t-verdiens størrelse sammenlignet med en på forhånd bestemt kritisk verdi. Den kritiske verdien kan finnes i en t-tabell og bestemmes av antall frihetsgrader (antall observasjoner minus antall estimerte koeffisienter) og det på forhånd bestemte signifikansnivået. Signifikansnivået bestemmes vanligvis ut ifra hvor alvorlig det er å inkludere en variabel i regresjonen som ikke har betydning, og indikerer sannsynligheten for å observere en t-verdi større enn den kritiske verdien dersom nullhypotesen skulle vise seg å være korrekt. t-verdien kalkuleres på følgende måte:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_{H_0}}{SE(\hat{\alpha}_1)} \quad (3.8)$$

Her er nevneren den estimerte standardfeilen til  $\hat{\alpha}_1$ , og  $\hat{\alpha}_{H_0}$  er lik null. Vi forkaster nullhypotesen dersom absoluttverdien til  $t$  er større enn den kritiske verdien. Dersom vi ender opp med å forkaste nullhypotesen kan vi påstå at det vi ville undersøke var sant. Om vi på den annen side ikke kan forkaste nullhypotesen, betyr ikke det at vi påstår at nullhypotesen er sann, men derimot at vi ikke har statistisk grunnlag for å påstå at det vi ville undersøke var



sant. Med andre ord forkaster vi ikke den alternative hypotesen selv om vi beholder nullhypotesen (Studenmund, 2006).

Når jeg legger frem de empiriske resultatene i kapittel 5 har jeg valgt å benytte P-verdier da disse angir direkte det laveste signifikansnivået en kan forkaste en nullhypotese på. P-verdien kalkuleres automatisk i de fleste statistikk programmer og vises som en sannsynlighet mellom null og en. Vi forkaster nullhypotesen dersom P-verdien er lavere enn det på forhånd bestemte signifikansnivået (Studenmund, 2006).

## **4 Data**

I den empiriske delen av oppgaven er det benyttet månedlige data fra perioden juli 1926 til desember 2010. Å benytte månedlige data har nærmest vært standarden i empirisk forskning. I tillegg har jeg valgt å undersøke to delperioder hvor den ene strekker seg fra juli 1926 til september 1968 og den andre fra oktober 1968 til desember 2010. Dette tilsvarer totalt 1014 månedlige observasjoner over hele perioden og 507 observasjoner for hver av de to delperiodene.

### **4.1 Markedets meravkastning**

Markedets meravkastning er som nevnt forskjellen mellom avkastningen på en veldiversifisert verdi-vektet markedsindeks og den risikofrie renten. Data for markedets meravkastning er hentet direkte fra Kenneth R. French sin hjemmeside. Markedsindeksen inneholder den verdi-vektede avkastningen til alle aksjer på NYSE, AMEX, og NASDAQ. Den risikofrie renten er renten på en-måneds Treasury Bills.

### **4.2 Størrelses- og verdiporteføljene**

Som nevnt er den avhengige variabelen i hver regresjonsanalyse de ti porteføljene sortert etter størrelse og de ti porteføljene sortert etter B/M. Disse verdi-vektede porteføljene er i likhet med data for markedets meravkastning hentet direkte fra Kenneth R. French sin hjemmeside. De ti porteføljene sortert etter størrelse konstrueres ved slutten av juni hvert år basert på markedsverdien i juni, og inneholder alle aksjer på NYSE, AMEX, og NASDAQ der hvor data for markedsverdi er tilgjengelig. De ti porteføljene sortert etter B/M konstrueres på samme måte ved slutten av juni hvert år. B/M er bokført verdi ved slutten av siste skatteår i det foregående kalenderåret delt på markedsverdi ved utgangen av desember forrige år. B/M porteføljene inneholder alle aksjer på NYSE, AMEX, og NASDAQ der hvor data for markedsverdi og bokført verdi er tilgjengelig.

### **4.3 Konjunktursyklusene**

Data for konjunktursyklusene er hentet fra National Bureau of Economic Research (NBER). NBER har ingen fast definisjon på økonomisk aktivitet, men undersøker og sammenligner flere ulike indikatorer så som bruttonasjonalprodukt i faste priser, bruttonasjonalinntekt i faste priser, sysselsetting, realinntekt, industriproduksjon og engros- og detaljomsetningen. NBER har heller ingen fast definisjon på et vendepunkt som en periode med to etterfølgende kvartaler med oppgang eller nedgang, men tillater at disse periodene kan variere i lengde

avhengig av blant annet hvor signifikant en endring er i den ene eller andre retningen. Videre kan det være at en oppgangskonjunktur inneholder en kortere periode med nedgang, eller at en nedgangskonjunktur inneholder en kortere periode med oppgang.

NBER identifiserer totalt femten toppunkter og femten bunnpunkter i perioden 1926-2010, hvorav åtte av disse syklusene befinner seg i perioden 1926-1968 og sju i perioden 1968-2010. Spesifikke datoer for topp- og bunnpunktene samt lengden på hver enkelt konjunktursyklus, oppgangskonjunktur og nedgangskonjunktur kan finnes i tabell 4.1 under.

Dato for topp- og bunnpunkter		Durasjon i måneder			
Toppunkt	Bunnpunkt	Nedgangskonjunktur	Oppgangskonjunktur	Konjunktursykluser	
		Toppunkt til bunnpunkt	Forrige bunnpunkt til dette toppunkt	Bunnpunkt fra forrige bunnpunkt	Toppunkt fra forrige toppunkt
Oktober 1926	November 1927	13			
August 1927	Mars 1933	43	21	64	34
Mai 1937	Juni 1938	13	50	63	93
Februar 1945	Oktober 1945	8	80	88	93
November 1948	Oktober 1949	11	37	48	45
Juli 1953	Mai 1954	10	45	55	56
August 1957	April 1958	8	39	47	49
April 1960	Februar 1960	10	24	34	32
Desember 1969	November 1970	11	106	117	116
November 1973	Mars 1975	16	36	52	47
Januar 1980	Juli 1980	6	58	64	74
Juli 1981	November 1982	16	12	28	18
Juli 1990	Mars 1991	8	92	100	108
Mars 2001	November 2001	8	120	128	128
Desember 2007	Juni 2009	18	73	91	81
Gjennomsnitt		12,93	55,38	63,43	63,79

Tabell 4.1: Dato for toppunkter og bunnpunkter

Dummyvariablene i likning 3.1 er konstruert med bakgrunn i konjunktursyklusene identifisert av NBER. De ulike periodene er definert som følger:

- $d_{1t}$  tilsvare de seks siste månedene før toppunktet i konjunktursyklusen identifisert av NBER. I de tilfeller hvor oppgangskonjunktoren består av færre enn 18 måneder, tilfaller etter avrunding de første to tredjedelene av månedene i oppgangskonjunktoren  $d_{4t}$  og den siste tredjedelen  $d_{1t}$ .
- $d_{2t}$  tilsvare den første halvdel av nedgangskonjunktoren og inkluderer toppunktet i konjunktursyklusen identifisert av NBER.
- $d_{3t}$  tilsvare den siste halvdel av nedgangskonjunktoren og inkluderer bunnpunktet i konjunktursyklusen identifisert av NBER. I de tilfeller hvor det er et odde antall måneder i nedgangskonjunktoren tilfaller den midterste måneden  $d_{2t}$ .

- $d_{4t}$  tilsvarer de tolv første månedene etter bunnpunktet i konjunktursyklusen identifisert av NBER. I de tilfeller hvor oppgangskonjunktoren består av færre enn 18 måneder, tilfaller etter avrunding de første to tredjedelene av månedene i oppgangskonjunktoren  $d_{4t}$  og den siste tredjedelen  $d_{1t}$ .

#### **4.4 Aksjekrasj og oppgang**

Aksjekrasj har jeg definert som de måneder hvor avkastningen på markedsindeksen har vært lavere enn minus ti prosent. I tillegg til å teste SMB og HML faktorene opp mot aksjekrasj har jeg valgt å kontrollere med en test for de måneder hvor avkastningen på markedsindeksen har vært høyere enn ti prosent, i det videre karakterisert som oppgang. Dette er gjort for å se om det eksisterer eventuelle symmetriske effekter, eller om det er mulig at en måned med oppgang indikerer en spekulativ boble i aksjemarkedet.

For perioden 1926-2010 identifiserer jeg totalt 29 måneder definert som aksjekrasj, hvorav 19 av disse befinner seg i den første delperioden og 10 i den andre delperioden, og 25 måneder definert som oppgang, hvorav 15 av disse befinner seg i den første delperioden og 10 i den andre delperioden. Aktuelle måneder for aksjekrasj og oppgang samt tilhørende avkastning finnes i tabell 4.2 under.

Avkastning < -10 %		Avkastning > 10 %	
Dato	Avkastning	Dato	Avkastning
Oktober 1929	-19,55	November 1928	12,13
November 1929	-12,33	Februar 1931	10,94
Juni 1930	-15,79	Juni 1931	13,80
September 1930	-12,40	Juli 1932	33,75
Mai 1931	-13,29	August 1932	36,60
September 1931	-29,01	April 1933	38,37
Desember 1931	-13,34	Mai 1933	21,19
Mars 1932	-10,87	Juni 1933	13,44
April 1932	-17,92	August 1933	12,13
Mai 1932	-20,75	Januar 1934	12,98
Oktober 1932	-13,12	April 1938	14,56
Februar 1933	-15,03	Juni 1938	23,61
September 1933	-10,47	Juli 1939	10,18
Juli 1934	-10,82	September 1939	15,96
September 1937	-13,54	November 1962	11,01
Mars 1938	-23,71	Oktober 1974	16,56
Mars 1939	-11,92	Januar 1975	14,16
Mai 1940	-22,03	Januar 1976	12,60
September 1946	-10,02	November 1980	10,50
April 1970	-10,53	August 1982	11,90
November 1973	-12,07	Oktober 1982	11,86
September 1974	-10,97	August 1984	11,27
Oktober 1978	-11,10	Januar 1987	12,85
Mars 1980	-12,02	Desember 1991	10,68
Oktober 1987	-22,54	April 2009	11,05
August 1998	-15,77		
November 2000	-10,25		
Oktober 2008	-18,46		
Februar 2009	-10,11		

Tabell 4.2: Dato for aksjekrasj (avkastning lavere enn minus ti prosent) og oppgang (avkastning høyere enn ti prosent)

Dummyvariablene i likning 3.2 er konstruert med utgangspunkt i månedene definert som aksjekrasj eller oppgang. Videre relaterer dummyvariablene seg til ulike perioder før og etter måneden definert som aksjekrasj eller oppgang. Det kjøres to separate regresjoner hvor den første er relatert til aksjekrasj. De ulike periodene er definert som følger:

- $d_{1t}$  tilsvare de seks siste månedene før måneden definert som aksjekrasj. I de tilfeller hvor det går mindre enn 24 måneder mellom hver gang det observeres en måned definert som aksjekrasj, tilfaller etter avrunding den siste fjerdedelen av det totale antall måneder i denne perioden  $d_{1t}$ .
- $d_{2t}$  tilsvare de seks første månedene etter måneden definert som aksjekrasj og inkluderer måneden definert som aksjekrasj. I de tilfeller hvor det går mindre enn 24

måneder mellom hver gang det observeres en måned definert som aksjekrasj, tilfaller etter avrunding den første fjerdedelen av det totale antall måneder i denne perioden  $d_{2t}$ .

- $d_{3t}$  tilsvare de tolv månedene etter perioden definert som  $d_{2t}$ . I de tilfeller hvor det går mindre enn 24 måneder mellom hver gang det observeres en måned definert som aksjekrasj, tilfaller etter avrunding de midterste to fjerdedelene av det totale antall måneder i denne perioden  $d_{3t}$ .

Den andre regresjonen som kjøres er relatert til de måneder definert som oppgang. De ulike periodene er definert som følger:

- $d_{1t}$  tilsvare de seks siste månedene før måneden definert som oppgang. I de tilfeller hvor det går mindre enn 24 måneder mellom hver gang det observeres en måned definert som oppgang, tilfaller etter avrunding den siste fjerdedelen av det totale antall måneder i denne perioden  $d_{1t}$ .
- $d_{2t}$  tilsvare de seks første månedene etter måneden definert som oppgang, og inkluderer måneden med avkastning høyere enn ti prosent. I de tilfeller hvor det går mindre enn 24 måneder mellom hver gang det observeres en måned definert som oppgang, tilfaller etter avrunding den første fjerdedelen av det totale antall måneder i denne perioden  $d_{2t}$ .
- $d_{3t}$  tilsvare de tolv månedene etter perioden definert som  $d_{2t}$ . I de tilfeller hvor det går mindre enn 24 måneder mellom hver gang det observeres en måned definert som oppgang, tilfaller etter avrunding de midterste to fjerdedelene av det totale antall måneder i denne perioden  $d_{3t}$ .

## 5 Empiriske resultater

I denne delen av oppgaven vil jeg presentere og forklare noen av de empiriske resultatene jeg har funnet. I kapittel 6 vil jeg komme med en mer helhetlig konklusjon på disse funnene relatert til oppgavens problemstilling.

Med bakgrunn i funnene til Fama og French (1993) om størrelses- og verdieffekten og det som har blitt nevnt i kapittel 3 om metode, skulle den estimerte kapitalverdimodellen, det vil si singel-indeks modellen, gi en unormal høy avkastning for små selskaper og verdiselskaper i form av en positiv alpha signifikant forskjellig fra null. Ved å benytte de to modellene i likning 3.1 og 3.2 har en del hypotesen da vært at ulike perioder, representert ved dummyvariabler, skulle kunne forklare risikopremien forbundet med små selskaper og verdiselskaper ved å fange opp denne unormale avkastningen. I tabell 5.1 og 5.2 under har jeg vist resultatene fra singel-indeks modellen for porteføljene sortert etter henholdsvis størrelse og B/M. Tabellene viser resultatene for hele perioden (1926-2010) samt de to delperiodene 1926-1968 og 1968-2010.

		Størrelse desiler									
		Små	2	3	4	5	6	7	8	9	Store
		1926-2010									
$\alpha$		0,263 (0,205)	0,113 (0,450)	0,140 (0,233)	0,141 (0,169)	0,113 (0,170)	0,119 (0,080)	0,105 (0,068)	0,074 (0,107)	0,046 (0,195)	-0,010 (0,729)
$\beta$		1,447 <b>(0,000)</b>	1,393 <b>(0,000)</b>	1,337 <b>(0,000)</b>	1,254 <b>(0,000)</b>	1,241 <b>(0,000)</b>	1,208 <b>(0,000)</b>	1,156 <b>(0,000)</b>	1,110 <b>(0,000)</b>	1,066 <b>(0,000)</b>	0,928 <b>(0,000)</b>
		1926-1968									
$\alpha$		0,409 (0,258)	0,151 (0,550)	0,143 (0,458)	0,169 (0,306)	0,062 (0,631)	0,121 (0,243)	0,065 (0,472)	0,044 (0,508)	-0,001 (0,987)	-0,002 (0,941)
$\beta$		1,649 <b>(0,000)</b>	1,507 <b>(0,000)</b>	1,427 <b>(0,000)</b>	1,313 <b>(0,000)</b>	1,295 <b>(0,000)</b>	1,272 <b>(0,000)</b>	1,186 <b>(0,000)</b>	1,122 <b>(0,000)</b>	1,098 <b>(0,000)</b>	0,928 <b>(0,000)</b>
		1968-2010									
$\alpha$		0,093 (0,717)	0,062 (0,686)	0,127 (0,327)	0,106 (0,371)	0,159 (0,121)	0,110 (0,191)	0,141 <b>(0,045)</b>	0,101 (0,102)	0,089 (0,064)	-0,017 (0,717)
$\beta$		0,927 <b>(0,000)</b>	1,194 <b>(0,000)</b>	1,182 <b>(0,000)</b>	1,153 <b>(0,000)</b>	1,149 <b>(0,000)</b>	1,097 <b>(0,000)</b>	1,105 <b>(0,000)</b>	1,089 <b>(0,000)</b>	1,012 <b>(0,000)</b>	0,927 <b>(0,000)</b>

Tabell 5.1: Resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen for porteføljer sortert etter størrelse. Alphaverdiene er angitt som prosenter. P-verdiene er angitt i parenteser og de uthevede p-verdiene angir signifikans nivå på fem prosent eller lavere.

I motsetning til Fama og French (1993) som finner at det eksisterer en størrelsespremie i perioden etter 1963 som ikke lar seg forklare ut ifra kapitalverdimodellen, så ser ikke den estimerte kapitalverdimodellen, eller singel-indeks modellen, ut til å fange opp noen størrelsespremie verken for perioden 1926-2010 eller for noen av de to delperiodene 1926-1968 og 1968-2010. Riktignok ser små selskaper ut til å ha en høyere alpha enn store selskaper over perioden 1926-2010, men ingen av disse er statistisk signifikante. Den samme trenden kan en også se igjen i perioden 1926-1968. Fraværet av størrelseseffekten i de estimerte periodene kan her ha sammenheng med den tidsvariasjonen i størrelseseffekten som blant andre Banz (1981) og Handa, Kothari og Wasley (1989) påpekte og som Scheurle og Spremann (2010) finner at varierer med konjunktursyklusene.

		Verdi desiler									
		Vekst	2	3	4	5	6	7	8	9	Verdi
		1926-2010									
$\alpha$		-0,072 (0,218)	0,041 (0,381)	0,070 (0,165)	-0,031 (0,609)	0,096 (0,118)	0,080 (0,249)	0,055 (0,525)	0,191 <b>(0,049)</b>	0,195 (0,075)	0,173 (0,283)
$\beta$		1,001 <b>(0,000)</b>	0,975 <b>(0,000)</b>	0,939 <b>(0,000)</b>	1,061 <b>(0,000)</b>	0,977 <b>(0,000)</b>	1,067 <b>(0,000)</b>	1,120 <b>(0,000)</b>	1,157 <b>(0,000)</b>	1,243 <b>(0,000)</b>	1,454 <b>(0,000)</b>
		1926-1968									
$\alpha$		0,008 (0,913)	0,047 (0,501)	0,039 (0,586)	-0,167 (0,058)	0,077 (0,381)	0,018 (0,867)	-0,114 (0,358)	0,132 (0,366)	0,050 (0,765)	-0,084 (0,747)
$\beta$		0,964 <b>(0,000)</b>	0,953 <b>(0,000)</b>	0,912 <b>(0,000)</b>	1,100 <b>(0,000)</b>	1,012 <b>(0,000)</b>	1,148 <b>(0,000)</b>	1,273 <b>(0,000)</b>	1,322 <b>(0,000)</b>	1,436 <b>(0,000)</b>	1,690 <b>(0,000)</b>
		1968-2010									
$\alpha$		-0,147 (0,101)	0,039 (0,542)	0,104 (0,138)	0,099 (0,222)	0,111 (0,190)	0,131 (0,104)	0,204 <b>(0,037)</b>	0,229 <b>(0,026)</b>	0,315 <b>(0,004)</b>	0,400 <b>(0,011)</b>
$\beta$		1,065 <b>(0,000)</b>	1,011 <b>(0,000)</b>	0,984 <b>(0,000)</b>	0,995 <b>(0,000)</b>	0,916 <b>(0,000)</b>	0,929 <b>(0,000)</b>	0,858 <b>(0,000)</b>	0,873 <b>(0,000)</b>	0,913 <b>(0,000)</b>	1,050 <b>(0,000)</b>

Tabell 5.2: Resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen for porteføljer sortert etter B/M. Alphaverdiene er angitt som prosent. P-verdiene er angitt i parenteser og de uthevede p-verdiene angir signifikans nivå på fem prosent eller lavere.

For porteføljer sortert etter B/M kan det se ut til at det eksisterer en verdipremie. Over perioden 1926-2010 har verdiselskapene i de høyeste desilene en positiv alpha og disse er også signifikante for desilene 8 og 9 på henholdsvis fem og ti prosent nivå. Det meste av denne effekten må allikevel tilskrives perioden 1968-2010 hvor en tydelig kan se at alphaverdien gradvis øker fra desil 1 til 10. Disse er også signifikante på én og fem prosent nivå for desilene 7 til 10. De estimerte resultatene stemmer også med funnene til Fama og French (1993) som finner at verdipremien i perioden etter 1963 ikke lar seg forklare ut ifra



kapitalverdimodellen, og funnene til Ang og Chen (2005) som viser at verdipremien fanges opp av kapitalverdimodellen i perioden 1926-1963.

## **5.1 SMB (størrelseseffekten)**

### *5.1.1 Konjunktursykluser*

I tabell 5.3 under har jeg presentert resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til konjunktursykluser. Til tross for at singel-indeks modellen ikke finner noen størrelsespremie, verken for perioden 1926-2010 eller for noen av de to delperiodene, så ser det ut til koeffisienten  $\alpha_4$  fanger opp en viss størrelseseffekt.  $\alpha_4$  er riktignok ikke signifikant for de laveste desilene, men en kan tydelig se at den avtar etter hvert som selskapsstørrelse øker og for desil 10 er  $\alpha_4$  signifikant negativ på ti prosent nivå.

Ser vi på de to delperioden kan denne effekten i stor grad tilskrives perioden 1968-2010 hvor effekten er signifikant på fem og ti prosent nivå for sju av de ti porteføljene, og for desil 1 og 2 henholdsvis på fem og ti prosent nivå.  $\alpha_4$  relaterer seg til de seks første månedene etter bunnpunktet i konjunktursyklusen, og resultatet er derfor også forenelig med funnene til Scheurle og Spremann (2010) som finner at SMB faktoren representerer risiko relatert til den tidlige fasen i oppgangskonjunkturer. At denne effekten ser ut til kun å eksistere i den andre delperioden kan videre henge sammen med funnene til Fama og French (1993) og Ang og Chen (2005).

Størrelse desiler - konjunkturer										
	Små	2	3	4	5	6	7	8	9	Store
1926-2010										
$\alpha$	0,145 (0,611)	0,037 (0,856)	0,022 (0,890)	-0,013 (0,929)	0,040 (0,726)	-0,025 (0,790)	0,023 (0,766)	-0,044 (0,481)	0,013 (0,790)	0,026 (0,503)
$\beta$	1,440 <b>(0,000)</b>	1,389 <b>(0,000)</b>	1,335 <b>(0,000)</b>	1,253 <b>(0,000)</b>	1,239 <b>(0,000)</b>	1,207 <b>(0,000)</b>	1,153 <b>(0,000)</b>	1,108 <b>(0,000)</b>	1,067 <b>(0,000)</b>	0,929 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	0,213 (0,781)	-0,086 (0,877)	0,216 (0,620)	0,378 (0,318)	0,238 (0,436)	0,250 (0,321)	0,189 (0,372)	0,156 (0,353)	0,231 <b>(0,080)</b>	-0,091 (0,376)
$\alpha_2$	-0,320 (0,643)	-0,084 (0,866)	-0,009 (0,982)	0,062 (0,856)	-0,106 (0,699)	0,095 (0,674)	-0,109 (0,570)	0,027 (0,857)	0,026 (0,828)	0,067 (0,467)
$\alpha_3$	0,037 (0,958)	0,011 (0,983)	0,204 (0,612)	0,321 (0,359)	0,153 (0,587)	0,330 (0,155)	0,364 (0,063)	0,598 <b>(0,000)</b>	0,119 (0,327)	-0,131 (0,166)
$\alpha_4$	0,789 (0,167)	0,542 (0,189)	0,475 (0,143)	0,485 (0,085)	0,299 (0,189)	0,466 <b>(0,013)</b>	0,248 (0,117)	0,245 <b>(0,050)</b>	-0,008 (0,937)	-0,131 (0,086)
1926-1968										
$\alpha$	0,620 (0,237)	0,354 (0,332)	0,238 (0,392)	0,183 (0,445)	0,144 (0,439)	0,098 (0,510)	0,094 (0,470)	-0,051 (0,595)	0,004 (0,954)	-0,027 (0,518)
$\beta$	1,642 <b>(0,000)</b>	1,502 <b>(0,000)</b>	1,422 <b>(0,000)</b>	1,309 <b>(0,000)</b>	1,292 <b>(0,000)</b>	1,269 <b>(0,000)</b>	1,183 <b>(0,000)</b>	1,119 <b>(0,000)</b>	1,099 <b>(0,000)</b>	0,929 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,331 (0,801)	-0,804 (0,380)	-0,562 (0,421)	-0,009 (0,988)	-0,216 (0,643)	-0,172 (0,646)	-0,248 (0,447)	-0,063 (0,795)	-0,038 (0,835)	0,131 (0,213)
$\alpha_2$	-0,894 (0,436)	-0,571 (0,475)	-0,459 (0,453)	-0,266 (0,613)	-0,318 (0,435)	-0,100 (0,761)	-0,232 (0,416)	-0,094 (0,653)	0,025 (0,878)	0,112 (0,225)
$\alpha_3$	-0,415 (0,722)	-0,477 (0,557)	-0,121 (0,845)	-0,070 (0,895)	-0,246 (0,552)	0,055 (0,870)	0,183 (0,529)	0,726 <b>(0,001)</b>	0,096 (0,559)	-0,016 (0,863)
$\alpha_4$	-0,069 (0,944)	0,005 (0,994)	0,165 (0,751)	0,168 (0,707)	0,046 (0,894)	0,242 (0,387)	0,013 (0,958)	0,153 (0,394)	-0,088 (0,522)	0,001 (0,986)
1968-2010										
$\alpha$	-0,088 (0,712)	-0,136 (0,502)	-0,090 (0,597)	-0,130 (0,403)	-0,007 (0,959)	-0,079 (0,476)	-0,015 (0,874)	-0,032 (0,691)	0,043 (0,497)	0,070 (0,258)
$\beta$	1,085 <b>(0,000)</b>	1,193 <b>(0,000)</b>	1,185 <b>(0,000)</b>	1,155 <b>(0,000)</b>	1,148 <b>(0,000)</b>	1,098 <b>(0,000)</b>	1,104 <b>(0,000)</b>	1,091 <b>(0,000)</b>	1,012 <b>(0,000)</b>	0,927 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	0,066 (0,923)	0,286 (0,625)	0,766 (0,119)	0,584 (0,193)	0,561 (0,148)	0,499 (0,118)	0,576 <b>(0,030)</b>	0,375 (0,110)	0,443 <b>(0,015)</b>	-0,328 (0,067)
$\alpha_2$	-0,434 (0,502)	0,055 (0,920)	0,217 (0,638)	0,225 (0,593)	-0,035 (0,923)	0,100 (0,738)	-0,061 (0,807)	0,169 (0,443)	-0,062 (0,719)	0,028 (0,868)
$\alpha_3$	0,365 (0,585)	0,499 (0,381)	0,523 (0,274)	0,751 (0,086)	0,652 (0,084)	0,640 <b>(0,039)</b>	0,575 <b>(0,026)</b>	0,417 (0,068)	0,154 (0,385)	-0,263 (0,132)
$\alpha_4$	1,220 <b>(0,018)</b>	0,832 (0,058)	0,584 (0,112)	0,675 <b>(0,044)</b>	0,455 (0,116)	0,558 <b>(0,019)</b>	0,443 <b>(0,026)</b>	0,338 (0,054)	0,026 (0,846)	-0,271 <b>(0,043)</b>

Tabell 5.3: Resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til konjunktursykluser gitt ved  $R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i1}d_{1t} + \alpha_{i2}d_{2t} + \alpha_{i3}d_{3t} + \alpha_{i4}d_{4t} + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$  for porteføljer sortert etter størrelse. Alphaverdiene er angitt som prosent. P-verdiene er angitt i parenteser og de uthevede p-verdiene angir signifikans nivå på fem prosent eller lavere.

### 5.1.2 Aksjekrasj

I tabell 5.4 under har jeg presentert resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til aksjekrasj. Koeffisienten  $\alpha_2$  relaterer seg her til de seks månedene etter måneden definert som aksjekrasj og inkluderer måneden definert som aksjekrasj.  $\alpha_3$  relaterer seg til de påfølgende tolv månedene. Som vi kan se av tabellen har begge disse koeffisientene en forholdsvis sterk positiv effekt på små selskaper som gradvis avtar etter hvert som selskapsstørrelsen øker og for de største selskapene i desil 10 er effekten signifikant negativ på fem prosentnivå i begge periodene. Koeffisienten  $\alpha_2$  er også signifikant på én og fem prosent nivå for hele åtte av de ti desilene, dog ikke for de minste selskapene i desil 1. Den samme trenden er også robust for de to delperiodene. I perioden 1926-1968 er  $\alpha_2$  signifikant på én og fem prosent nivå for sju av de ti desilene og i perioden 1968-2010 kan det vises at  $\alpha_3$  er signifikant på én og fem prosent nivå for sju av de ti desilene. En må allikevel rette et kritisk blick mot den første delperioden hvor hele 14 av de 19 observerte aksjekrasjene forløper seg over den relativt korte perioden fra oktober 1929 til juli 1934 (se tabell 4.2). Dette gjør det vanskelig å definere og skille de ulike periodene fra hverandre noe som videre kan gjøre det vanskelig å tolke resultatene fra denne perioden på en fornuftig måte.

Størrelse desiler - aksjekrasj										
	Små	2	3	4	5	6	7	8	9	Store
1926-2010										
$\alpha$	0,045 (0,864)	-0,089 (0,640)	-0,046 (0,758)	-0,021 (0,869)	-0,036 (0,731)	0,017 (0,848)	0,003 (0,963)	-0,049 (0,396)	0,003 (0,955)	0,037 (0,287)
$\beta$	1,451 <b>(0,000)</b>	1,399 <b>(0,000)</b>	1,343 <b>(0,000)</b>	1,260 <b>(0,000)</b>	1,246 <b>(0,000)</b>	1,212 <b>(0,000)</b>	1,158 <b>(0,000)</b>	1,113 <b>(0,000)</b>	1,068 <b>(0,000)</b>	0,927 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	0,021 (0,975)	-0,185 (0,709)	-0,066 (0,866)	-0,228 (0,500)	-0,041 (0,880)	-0,078 (0,728)	-0,172 (0,364)	0,077 (0,609)	0,090 (0,447)	0,005 (0,958)
$\alpha_2$	0,752 (0,242)	1,039 <b>(0,025)</b>	0,924 <b>(0,011)</b>	0,968 <b>(0,002)</b>	0,716 <b>(0,005)</b>	0,613 <b>(0,004)</b>	0,468 <b>(0,008)</b>	0,541 <b>(0,000)</b>	0,201 (0,069)	-0,171 <b>(0,047)</b>
$\alpha_3$	0,813 (0,174)	0,600 (0,165)	0,505 (0,136)	0,421 (0,153)	0,419 (0,078)	0,217 (0,268)	0,408 <b>(0,013)</b>	0,305 <b>(0,020)</b>	0,055 (0,593)	-0,176 <b>(0,028)</b>
1926-1968										
$\alpha$	0,231 (0,600)	0,008 (0,980)	-0,046 (0,845)	0,015 (0,940)	-0,100 (0,519)	-0,004 (0,977)	-0,007 (0,946)	-0,044 (0,588)	-0,041 (0,506)	-0,003 (0,941)
$\beta$	1,660 <b>(0,000)</b>	1,522 <b>(0,000)</b>	1,439 <b>(0,000)</b>	1,327 <b>(0,000)</b>	1,305 <b>(0,000)</b>	1,281 <b>(0,000)</b>	1,193 <b>(0,000)</b>	1,128 <b>(0,000)</b>	1,100 <b>(0,000)</b>	0,927 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,718 (0,557)	-1,005 (0,236)	-0,495 (0,445)	-0,834 (0,132)	-0,170 (0,693)	-0,387 (0,263)	-0,401 (0,183)	0,055 (0,806)	0,113 (0,511)	0,127 (0,197)
$\alpha_2$	1,308 (0,235)	1,602 <b>(0,036)</b>	1,343 <b>(0,021)</b>	1,526 <b>(0,002)</b>	1,124 <b>(0,004)</b>	1,034 <b>(0,001)</b>	0,764 <b>(0,005)</b>	0,650 <b>(0,001)</b>	0,141 (0,362)	-0,099 (0,264)
$\alpha_3$	0,783 (0,541)	0,241 (0,786)	0,590 (0,384)	0,296 (0,609)	0,265 (0,556)	0,225 (0,534)	0,072 (0,821)	-0,075 (0,751)	0,112 (0,534)	0,018 (0,858)
1968-2010										
$\alpha$	-0,279 (0,247)	-0,267 (0,193)	-0,094 (0,586)	-0,101 (0,523)	0,011 (0,935)	0,006 (0,958)	-0,002 (0,982)	-0,062 (0,446)	0,041 (0,523)	0,086 (0,173)
$\beta$	1,092 <b>(0,000)</b>	1,194 <b>(0,000)</b>	1,182 <b>(0,000)</b>	1,153 <b>(0,000)</b>	1,148 <b>(0,000)</b>	1,098 <b>(0,000)</b>	1,103 <b>(0,000)</b>	1,089 <b>(0,000)</b>	1,013 <b>(0,000)</b>	0,926 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	0,417 (0,479)	0,389 (0,438)	0,171 (0,685)	0,224 (0,561)	-0,034 (0,919)	0,087 (0,753)	-0,021 (0,927)	0,077 (0,702)	0,007 (0,967)	-0,116 (0,451)
$\alpha_2$	0,484 (0,398)	0,630 (0,196)	0,617 (0,132)	0,474 (0,206)	0,360 (0,266)	0,261 (0,329)	0,201 (0,363)	0,446 <b>(0,022)</b>	0,307 <b>(0,044)</b>	-0,254 (0,090)
$\alpha_3$	1,316 <b>(0,005)</b>	1,031 <b>(0,009)</b>	0,624 (0,061)	0,610 <b>(0,046)</b>	0,534 <b>(0,043)</b>	0,311 (0,153)	0,603 <b>(0,001)</b>	0,499 <b>(0,002)</b>	0,049 (0,693)	-0,291 <b>(0,017)</b>

Tabell 5.4: Resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til aksjekrasj gitt ved  $R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i1}d_{1t} + \alpha_{i2}d_{2t} + \alpha_{i3}d_{3t} + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$  for porteføljer sortert etter størrelse. Alphaverdiene er angitt som prosent. P-verdiene er angitt i parenteser og de uthevede p-verdiene angir signifikans nivå på prosent fem eller lavere.

### 5.1.3 Oppgang

I tabell 5.5 under har jeg presentert resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til oppgang. Koeffisienten  $\alpha_2$  relaterer seg her til de seks månedene etter måneden definert som oppgang og inkluderer måneden definert som oppgang.  $\alpha_3$  relaterer seg til de påfølgende tolv månedene. Av tabellen kan det se ut til at

det eksisterer en viss størrelseseffekt i den første perioden etter oppgangen. Koeffisienten  $\alpha_2$  er signifikant positiv på 5 prosent nivå for de minste selskapene i desil 1 og avtar monotont med økt selskapsstørrelse. Den samme trenden kan også ses igjen i de to delperioden, men for den andre delperioden er ingen av disse alfaværdiene signifikante. For den første delperioden er  $\alpha_2$  signifikant på fem og ti prosent nivå for sju av de ti desilene inkludert desil 1 til 3. Noe av denne effekten ser ut til å reverseres i den påfølgende perioden hvor  $\alpha_3$  er signifikant negativ på ti prosent nivå for selskapene i desil 1 og deretter gradvis øker etter hvert som selskapsstørrelse øker. For selskapene i desil 10 er  $\alpha_3$  signifikant positiv på fem prosent nivå. Det kan være verdt å merke seg 9 av de 15 månedene definert som oppgang i perioden 1926-1968 observeres i tidsrommet februar 1931 til januar 1934 (se tabell 4.2).

Størrelse desiler - oppgang										
	Små	2	3	4	5	6	7	8	9	Store
1926-2010										
$\alpha$	0,286 (0,255)	0,106 (0,559)	0,095 (0,506)	0,087 (0,485)	0,052 (0,602)	0,055 (0,505)	0,058 (0,402)	0,006 (0,917)	0,029 (0,496)	0,004 (0,903)
$\beta$	1,424 <b>(0,000)</b>	1,383 <b>(0,000)</b>	1,330 <b>(0,000)</b>	1,254 <b>(0,000)</b>	1,235 <b>(0,000)</b>	1,208 <b>(0,000)</b>	1,154 <b>(0,000)</b>	1,109 <b>(0,000)</b>	1,065 <b>(0,000)</b>	0,929 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,491 (0,528)	-0,055 (0,922)	0,032 (0,943)	0,423 (0,274)	0,054 (0,862)	0,388 (0,131)	0,253 (0,241)	0,311 (0,070)	-0,062 (0,644)	-0,019 (0,855)
$\alpha_2$	1,473 <b>(0,033)</b>	0,738 (0,141)	0,641 (0,103)	0,355 (0,300)	0,613 <b>(0,027)</b>	0,351 (0,123)	0,348 (0,070)	0,326 <b>(0,032)</b>	0,144 (0,226)	-0,108 (0,245)
$\alpha_3$	-0,893 (0,141)	-0,430 (0,327)	-0,144 (0,676)	-0,118 (0,693)	-0,026 (0,915)	-0,024 (0,904)	-0,065 (0,699)	0,066 (0,620)	0,056 (0,595)	-0,011 (0,894)
1926-1968										
$\alpha$	0,424 (0,321)	0,184 (0,539)	0,086 (0,705)	0,160 (0,415)	0,025 (0,870)	0,092 (0,454)	0,029 (0,789)	-0,017 (0,830)	-0,021 (0,726)	-0,017 (0,631)
$\beta$	1,616 <b>(0,000)</b>	1,487 <b>(0,000)</b>	1,415 <b>(0,000)</b>	1,309 <b>(0,000)</b>	1,284 <b>(0,000)</b>	1,268 <b>(0,000)</b>	1,183 <b>(0,000)</b>	1,122 <b>(0,000)</b>	1,097 <b>(0,000)</b>	0,929 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,602 (0,666)	-0,404 (0,678)	0,002 (0,998)	0,468 (0,465)	-0,172 (0,728)	0,311 (0,435)	0,327 (0,347)	0,584 <b>(0,023)</b>	-0,017 (0,930)	-0,038 (0,739)
$\alpha_2$	2,653 <b>(0,025)</b>	1,466 (0,076)	1,318 <b>(0,037)</b>	0,637 (0,240)	0,998 <b>(0,017)</b>	0,567 (0,094)	0,513 (0,082)	0,477 <b>(0,029)</b>	0,225 (0,178)	-0,039 (0,684)
$\alpha_3$	-2,036 (0,079)	-1,290 (0,111)	-0,666 (0,280)	-0,819 (0,123)	-0,432 (0,292)	-0,471 (0,155)	-0,369 (0,201)	-0,301 (0,159)	-0,006 (0,968)	0,189 <b>(0,044)</b>
1968-2010										
$\alpha$	0,072 (0,742)	0,013 (0,946)	0,103 (0,509)	0,038 (0,791)	0,090 (0,466)	0,013 (0,895)	0,105 (0,218)	0,036 (0,628)	0,076 (0,192)	0,009 (0,868)
$\beta$	1,074 <b>(0,000)</b>	1,192 <b>(0,000)</b>	1,179 <b>(0,000)</b>	1,156 <b>(0,000)</b>	1,147 <b>(0,000)</b>	1,101 <b>(0,000)</b>	1,105 <b>(0,000)</b>	1,090 <b>(0,000)</b>	1,009 <b>(0,000)</b>	0,929 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,801 (0,257)	0,025 (0,967)	-0,165 (0,745)	0,171 (0,711)	0,117 (0,769)	0,441 (0,181)	0,092 (0,737)	0,157 (0,516)	-0,144 (0,441)	0,082 (0,656)
$\alpha_2$	0,837 (0,201)	0,200 (0,719)	0,046 (0,921)	-0,020 (0,962)	0,268 (0,467)	0,157 (0,606)	0,119 (0,641)	0,118 (0,598)	0,101 (0,559)	-0,110 (0,520)
$\alpha_3$	0,092 (0,860)	0,207 (0,639)	0,222 (0,549)	0,378 (0,265)	0,246 (0,400)	0,328 (0,173)	0,129 (0,523)	0,288 (0,104)	0,109 (0,425)	-0,161 (0,235)

Tabell 5.5: Resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til oppgang gitt ved  $R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i1}d_{1t} + \alpha_{i2}d_{2t} + \alpha_{i3}d_{3t} + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$  for porteføljer sortert etter størrelse. Alphaverdiene er angitt som prosent. P-verdiene er angitt i parenteser og de uthevede p-verdiene angir signifikans nivå på fem prosent eller lavere.

## 5.2 HML (verdieffekten)

### 5.2.1 Konjunktursykluser

I tabell 5.6 under har jeg presentert resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til konjunktursykluser. Av tabellen kan vi se at koeffisienten  $\alpha_1$  er signifikant positiv på én og fem prosent nivå for vekstselskapene i desilene

2 til 4. For vekstselskapene i desil 1 er imidlertid  $\alpha_1$  negativ, dog ikke signifikant. Koeffisienten  $\alpha_1$  relaterer seg her til de seks siste månedene i oppgangskonjunktoren. Videre ser vi at  $\alpha_3$  er signifikant positiv på én og fem prosent nivå for vekstselskapene i desilene 1 til 3. Koeffisienten  $\alpha_3$  relaterer seg til de seks siste månedene i nedgangskonjunktoren. Disse resultatene er også til en viss grad robuste for begge de to delperiodene.

Fra begynnelsen av har hensikten med oppgaven vært å se om konjunktursykluser kan støtte en risikobasert forklaring på verdieffekten. Innledningsvis i kapittelet fant vi også at det ser ut til å eksistere en verdipremie (se tabell 5.2). Resultatene går derfor i motsatt retning av hva en skulle forvente. Det kan allikevel nevnes at koeffisienten  $\alpha_2$  er signifikant positiv på ti prosent nivå for desilene 8 og 9 for den andre delperiode. Dette er også den delperioden hvor verdipremien ser ut til å ha vært mest fremtredenene (se Fama og French (1993)). Koeffisienten  $\alpha_2$  relaterer seg til den første halvdel av nedgangskonjunktoren. Det er vanskelig å observere noe tydelig mønster i resultatene og resultatene er også til en viss grad motstridende.

Verdi desiler - konjunkturer										
	Vekst	2	3	4	5	6	7	8	9	Verdi
1926-2010										
$\alpha$	-0,102 (0,202)	-0,069 (0,283)	-0,012 (0,859)	-0,102 (0,218)	0,044 (0,603)	0,119 (0,210)	0,027 (0,821)	0,084 (0,525)	0,098 (0,512)	0,056 (0,799)
$\beta$	0,998 <b>(0,000)</b>	0,976 <b>(0,000)</b>	0,939 <b>(0,000)</b>	1,063 <b>(0,000)</b>	0,977 <b>(0,000)</b>	1,072 <b>(0,000)</b>	1,120 <b>(0,000)</b>	1,161 <b>(0,000)</b>	1,248 <b>(0,000)</b>	1,456 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	0,069 (0,748)	0,511 <b>(0,003)</b>	0,458 <b>(0,014)</b>	0,712 <b>(0,001)</b>	0,161 (0,481)	0,108 (0,672)	0,096 (0,763)	0,222 (0,534)	0,405 (0,315)	0,328 (0,583)
$\alpha_2$	-0,221 (0,255)	0,146 (0,351)	0,012 (0,944)	0,128 (0,522)	0,101 (0,623)	0,288 (0,210)	0,014 (0,960)	0,458 (0,155)	0,469 (0,198)	0,324 (0,547)
$\alpha_3$	0,400 <b>(0,045)</b>	0,414 <b>(0,010)</b>	0,361 <b>(0,036)</b>	-0,179 (0,383)	-0,189 (0,371)	-0,532 <b>(0,024)</b>	0,069 (0,814)	-0,034 (0,919)	-0,393 (0,293)	-0,143 (0,795)
$\alpha_4$	0,061 (0,704)	0,051 (0,692)	0,036 (0,796)	0,077 (0,644)	0,270 (0,111)	-0,170 (0,370)	0,066 (0,780)	0,220 (0,408)	0,272 (0,365)	0,385 (0,387)
1926-1968										
$\alpha$	-0,019 (0,859)	-0,023 (0,821)	-0,109 (0,289)	-0,199 (0,117)	0,018 (0,889)	0,135 (0,378)	-0,068 (0,705)	0,172 (0,416)	0,072 (0,767)	0,012 (0,975)
$\beta$	0,963 <b>(0,000)</b>	0,956 <b>(0,000)</b>	0,913 <b>(0,000)</b>	1,102 <b>(0,000)</b>	1,011 <b>(0,000)</b>	1,155 <b>(0,000)</b>	1,274 <b>(0,000)</b>	1,321 <b>(0,000)</b>	1,435 <b>(0,000)</b>	1,687 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,128 (0,631)	0,163 (0,514)	0,497 (0,054)	0,165 (0,606)	0,181 (0,572)	0,007 (0,986)	-0,154 (0,734)	-0,285 (0,592)	0,111 (0,857)	-0,117 (0,902)
$\alpha_2$	-0,059 (0,800)	0,243 (0,268)	0,206 (0,362)	0,225 (0,420)	0,058 (0,835)	0,357 (0,287)	-0,018 (0,963)	-0,114 (0,805)	-0,127 (0,812)	-0,447 (0,590)
$\alpha_3$	0,222 (0,348)	0,262 (0,240)	0,468 <b>(0,042)</b>	-0,074 (0,793)	-0,190 (0,503)	-0,603 (0,078)	0,070 (0,862)	0,158 (0,737)	-0,206 (0,704)	-0,040 (0,963)
$\alpha_4$	0,108 (0,585)	-0,047 (0,801)	0,115 (0,549)	-0,019 (0,935)	0,315 (0,186)	-0,513 (0,073)	-0,208 (0,537)	-0,099 (0,803)	0,052 (0,909)	-0,118 (0,867)
1968-2010										
$\alpha$	-0,196 (0,095)	-0,124 (0,130)	0,046 (0,615)	0,002 (0,988)	0,091 (0,415)	0,166 (0,118)	0,218 (0,091)	0,131 (0,332)	0,257 (0,074)	0,260 (0,209)
$\beta$	1,060 <b>(0,000)</b>	1,014 <b>(0,000)</b>	0,985 <b>(0,000)</b>	1,001 <b>(0,000)</b>	0,918 <b>(0,000)</b>	0,929 <b>(0,000)</b>	0,852 <b>(0,000)</b>	0,884 <b>(0,000)</b>	0,925 <b>(0,000)</b>	1,059 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	0,370 (0,274)	0,953 <b>(0,000)</b>	0,523 <b>(0,050)</b>	1,253 <b>(0,000)</b>	0,044 (0,892)	-0,029 (0,924)	-0,053 (0,888)	0,289 (0,458)	0,190 (0,648)	0,160 (0,789)
$\alpha_2$	-0,375 (0,239)	0,063 (0,779)	-0,114 (0,648)	-0,050 (0,861)	0,065 (0,831)	-0,063 (0,827)	-0,362 (0,302)	0,691 (0,060)	0,709 (0,070)	0,684 (0,224)
$\alpha_3$	0,607 (0,066)	0,605 <b>(0,009)</b>	0,270 (0,297)	-0,276 (0,350)	-0,174 (0,581)	-0,451 (0,131)	0,107 (0,767)	-0,383 (0,313)	-0,667 (0,100)	-0,295 (0,612)
$\alpha_4$	0,044 (0,861)	0,194 (0,273)	0,031 (0,875)	0,153 (0,500)	0,157 (0,517)	0,069 (0,764)	0,118 (0,673)	0,241 (0,409)	0,164 (0,597)	0,535 (0,232)

Tabell 5.6: Resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til konjunktursykluser gitt ved  $R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i1}d_{1t} + \alpha_{i2}d_{2t} + \alpha_{i3}d_{3t} + \alpha_{i4}d_{4t} + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$  for porteføljer sortert etter B/M. Alphaverdiene er angitt som prosent. P-verdiene er angitt i parenteser og de uthevede p-verdiene angir signifikans nivå på fem prosent eller lavere.



### 5.2.2 Aksjekrasj

I tabell 5.7 under har jeg presentert resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til aksjekrasj for hele perioden. Det er vanskelig å se noe tydelig mønster i resultatene i tabellen og det er videre svært få signifikante koeffisienter. Det kan allikevel være verdt å merke seg den første delperioden hvor koeffisienten  $\alpha_2$  er signifikant positiv på én, fem og ti prosent nivå for verdiselskapene i desilene 7 til 10. Koeffisienten  $\alpha_2$  relaterer seg her til de seks månedene etter måneden definert som aksjekrasj og inkluderer måneden definert som aksjekrasj. Jeg vil igjen referere til tabell 4.2 som viser at 14 av de 19 observerte aksjekrasjene i perioden 1926-1968 forløper seg over perioden fra oktober 1929 til juli 1934. Det kan også være verdt å merke seg at vi innledningsvis ikke fant noen verdieffekt relatert til den første delperioden (se tabell 5.2).

Verdi desiler - aksjekrasj										
	Vekst	2	3	4	5	6	7	8	9	Verdi
1926-2010										
$\alpha$	-0,022 (0,768)	-0,044 (0,464)	0,024 (0,705)	-0,112 (0,146)	0,057 (0,467)	0,096 (0,276)	-0,009 (0,934)	0,111 (0,365)	0,136 (0,327)	0,025 (0,902)
$\beta$	1,002 <b>(0,000)</b>	0,977 <b>(0,000)</b>	0,940 <b>(0,000)</b>	1,062 <b>(0,000)</b>	0,979 <b>(0,000)</b>	1,067 <b>(0,000)</b>	1,125 <b>(0,000)</b>	1,160 <b>(0,000)</b>	1,245 <b>(0,000)</b>	1,459 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,114 (0,554)	0,553 <b>(0,000)</b>	0,221 (0,185)	0,218 (0,275)	0,060 (0,768)	-0,106 (0,642)	-0,212 (0,457)	0,070 (0,827)	-0,201 (0,578)	0,177 (0,741)
$\alpha_2$	0,007 (0,968)	0,140 (0,335)	0,098 (0,530)	0,211 (0,260)	0,268 (0,161)	0,000 (0,999)	0,731 <b>(0,006)</b>	0,409 (0,172)	0,331 (0,329)	0,748 (0,135)
$\alpha_3$	-0,268 (0,112)	0,053 (0,694)	0,065 (0,655)	0,208 (0,233)	-0,013 (0,943)	-0,033 (0,868)	-0,059 (0,812)	0,129 (0,643)	0,253 (0,422)	0,218 (0,639)
1926-1968										
$\alpha$	0,064 (0,472)	-0,054 (0,519)	0,020 (0,816)	-0,297 <b>(0,005)</b>	0,084 (0,431)	-0,020 (0,877)	-0,273 (0,070)	-0,023 (0,898)	-0,118 (0,562)	-0,246 (0,439)
$\beta$	0,963 <b>(0,000)</b>	0,955 <b>(0,000)</b>	0,911 <b>(0,000)</b>	1,105 <b>(0,000)</b>	1,015 <b>(0,000)</b>	1,147 <b>(0,000)</b>	1,284 <b>(0,000)</b>	1,330 <b>(0,000)</b>	1,444 <b>(0,000)</b>	1,703 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,193 (0,436)	0,759 <b>(0,001)</b>	0,451 (0,062)	0,231 (0,434)	-0,447 (0,133)	0,150 (0,677)	-0,307 (0,460)	-0,097 (0,844)	-0,626 (0,268)	-0,589 (0,504)
$\alpha_2$	-0,086 (0,699)	0,240 (0,249)	-0,111 (0,608)	0,634 <b>(0,017)</b>	0,361 (0,177)	-0,048 (0,882)	1,199 <b>(0,001)</b>	0,909 <b>(0,040)</b>	0,997 <b>(0,050)</b>	1,399 (0,078)
$\alpha_3$	-0,289 (0,266)	-0,083 (0,731)	-0,117 (0,644)	0,233 (0,451)	-0,148 (0,634)	0,338 (0,370)	0,265 (0,543)	0,442 (0,391)	1,051 (0,076)	0,303 (0,742)
1968-2010										
$\alpha$	-0,108 (0,367)	-0,021 (0,800)	0,044 (0,639)	0,089 (0,412)	0,005 (0,966)	0,200 (0,063)	0,232 (0,075)	0,192 (0,163)	0,345 <b>(0,019)</b>	0,233 (0,268)
$\beta$	1,067 <b>(0,000)</b>	1,013 <b>(0,000)</b>	0,986 <b>(0,000)</b>	0,994 <b>(0,000)</b>	0,919 <b>(0,000)</b>	0,928 <b>(0,000)</b>	0,858 <b>(0,000)</b>	0,873 <b>(0,000)</b>	0,911 <b>(0,000)</b>	1,052 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	0,040 (0,891)	0,401 (0,053)	0,058 (0,801)	0,088 (0,741)	0,463 (0,095)	-0,493 (0,061)	-0,447 (0,161)	-0,079 (0,813)	-0,203 (0,572)	0,404 (0,432)
$\alpha_2$	0,062 (0,827)	0,000 (0,999)	0,280 (0,209)	-0,200 (0,438)	0,228 (0,397)	0,154 (0,548)	0,431 (0,165)	0,106 (0,746)	-0,118 (0,736)	0,381 (0,446)
$\alpha_3$	-0,255 (0,269)	0,070 (0,668)	0,096 (0,597)	0,122 (0,559)	0,126 (0,564)	-0,152 (0,463)	-0,145 (0,565)	0,167 (0,529)	0,034 (0,906)	0,369 (0,364)

Tabell 5.7: Resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til aksjekrasj gitt ved  $R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i1}d_{1t} + \alpha_{i2}d_{2t} + \alpha_{i3}d_{3t} + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$  for porteføljer sortert etter B/M. Alphaverdiene er angitt som prosenter. P-verdiene er angitt i parenteser og de uthevede p-verdiene angir signifikans nivå på fem prosent eller lavere.

### 5.2.3 Oppgang

I tabell 5.8 under har jeg presentert resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til oppgang for hele perioden. Koeffisienten  $\alpha_2$  relaterer seg her til de seks månedene etter måneden definert som oppgang og inkluderer måneden definert som oppgang.  $\alpha_3$  relaterer seg til de påfølgende tolv månedene. For

verdiselskapene i desil 10 er  $\alpha_2$  signifikant positiv på én prosent nivå og for vekstselskapene i desil 1 er  $\alpha_3$  signifikant positiv på én prosent nivå. Det er også her vanskelig å oppdage noe tydelig mønster i resultatene som gir mening. For den andre delperioden derimot kan det se ut til at koeffisienten  $\alpha_2$  fanger opp en viss verdieffekt.  $\alpha_2$  er signifikant på fem prosent nivå for desil 7 og 8 og på én prosent nivå for desil 10. Som nevnt er dette også den delperioden hvor verdipremien ser ut til å ha vært mest fremtredenene (se Fama og French (1993)).

Verdi desiler - oppgang										
	Vekst	2	3	4	5	6	7	8	9	Verdi
1926-2010										
$\alpha$	0,013 (0,848)	-0,024 (0,668)	0,026 (0,670)	-0,094 (0,194)	0,074 (0,313)	0,078 (0,346)	0,004 (0,967)	0,208 (0,073)	0,179 (0,172)	0,039 (0,839)
$\beta$	0,999 <b>(0,000)</b>	0,976 <b>(0,000)</b>	0,938 <b>(0,000)</b>	1,060 <b>(0,000)</b>	0,981 <b>(0,000)</b>	1,071 <b>(0,000)</b>	1,123 <b>(0,000)</b>	1,153 <b>(0,000)</b>	1,240 <b>(0,000)</b>	1,442 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,152 (0,502)	0,258 (0,158)	0,125 (0,525)	0,127 (0,589)	0,193 (0,422)	0,079 (0,768)	0,511 (0,128)	-0,213 (0,570)	0,088 (0,835)	0,418 (0,504)
$\alpha_2$	-0,055 (0,783)	0,177 (0,272)	0,233 (0,178)	0,212 (0,305)	-0,149 (0,481)	-0,293 (0,216)	0,159 (0,591)	0,166 (0,617)	0,349 (0,353)	1,478 <b>(0,007)</b>
$\alpha_3$	-0,518 <b>(0,003)</b>	0,215 (0,129)	0,098 (0,521)	0,253 (0,165)	0,154 (0,408)	0,170 (0,415)	-0,041 (0,875)	-0,115 (0,694)	-0,180 (0,584)	-0,275 (0,570)
1926-1968										
$\alpha$	0,056 (0,523)	-0,101 (0,217)	-0,040 (0,641)	-0,266 <b>(0,011)</b>	0,098 (0,350)	0,063 (0,620)	-0,153 (0,302)	0,128 (0,462)	0,043 (0,829)	-0,174 (0,574)
$\beta$	0,960 <b>(0,000)</b>	0,956 <b>(0,000)</b>	0,913 <b>(0,000)</b>	1,099 <b>(0,000)</b>	1,014 <b>(0,000)</b>	1,153 <b>(0,000)</b>	1,276 <b>(0,000)</b>	1,322 <b>(0,000)</b>	1,430 <b>(0,000)</b>	1,680 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	-0,321 (0,259)	0,379 (0,154)	0,223 (0,421)	0,312 (0,359)	0,096 (0,780)	0,065 (0,875)	0,638 (0,186)	0,209 (0,713)	0,169 (0,796)	0,614 (0,543)
$\alpha_2$	0,082 (0,733)	0,425 (0,059)	0,305 (0,194)	0,476 (0,099)	-0,162 (0,578)	-0,620 (0,076)	0,146 (0,720)	0,127 (0,792)	0,650 (0,240)	1,492 (0,081)
$\alpha_3$	-0,262 (0,267)	0,650 <b>(0,003)</b>	0,262 (0,254)	0,227 (0,421)	-0,114 (0,689)	0,103 (0,763)	-0,248 (0,536)	-0,230 (0,626)	-0,630 (0,244)	-0,963 (0,251)
1968-2010										
$\alpha$	-0,012 (0,911)	0,063 (0,410)	0,104 (0,219)	0,064 (0,516)	0,035 (0,734)	0,055 (0,569)	0,094 (0,427)	0,210 (0,089)	0,229 (0,083)	0,147 (0,433)
$\beta$	1,070 <b>(0,000)</b>	1,015 <b>(0,000)</b>	0,984 <b>(0,000)</b>	0,994 <b>(0,000)</b>	0,920 <b>(0,000)</b>	0,924 <b>(0,000)</b>	0,850 <b>(0,000)</b>	0,853 <b>(0,000)</b>	0,901 <b>(0,000)</b>	1,016 <b>(0,000)</b>
$\alpha_1$	0,074 (0,830)	0,176 (0,479)	0,066 (0,810)	-0,106 (0,737)	0,239 (0,470)	-0,023 (0,941)	0,172 (0,652)	-0,868 <b>(0,029)</b>	-0,256 (0,549)	-0,113 (0,852)
$\alpha_2$	-0,353 (0,270)	-0,182 (0,427)	0,067 (0,792)	0,044 (0,882)	-0,023 (0,941)	0,367 (0,208)	0,697 <b>(0,048)</b>	0,777 <b>(0,035)</b>	0,639 (0,107)	2,277 <b>(0,000)</b>
$\alpha_3$	-0,746 <b>(0,003)</b>	-0,155 (0,393)	-0,074 (0,712)	0,271 (0,242)	0,400 (0,099)	0,315 (0,172)	0,256 (0,359)	0,154 (0,597)	0,348 (0,266)	0,468 (0,291)

Tabell 5.8: Resultatene fra estimeringen av singel-indeks modellen inkludert dummyvariabler for perioder relatert til oppgang gitt ved  $R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i1}d_{1t} + \alpha_{i2}d_{2t} + \alpha_{i3}d_{3t} + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$  for porteføljer sortert etter B/M. Alphaverdiene er angitt som prosenter. P-verdiene er angitt i parenteser og de uthevede p-verdiene angir fem prosent signifikans nivå eller lavere.

## 6 Konklusjon

Med bakgrunn i funnene til Fama og French (1993) om størrelses- og verdieffekten skulle den estimerte kapitalverdimodellen, det vil si singel-indeks modellen, gi en unormal høy avkastning for små selskaper og verdiselskaper i form av en positiv alpha signifikant forskjellig fra null. Ved å benytte to konstruerte regresjonsmodeller, en relatert til konjunktursykluser og en relatert til aksjekrasj, har en del av hypotesen da vært at ulike perioder, representert ved dummyvariabler, skulle kunne forklare risikopremien forbundet med små selskaper og verdiselskaper ved å fange opp denne unormale avkastningen.

Begynner vi med å se på resultatene for selskaper sortert etter størrelse kan vi se at de estimerte alphaverdiene for de to konstruerte regresjonsmodellene ikke i noen av tilfellene ser ut til å være signifikant forskjellig fra null og det er heller ikke noe tydelig mønster å spore i disse verdiene. Dette kan være en indikasjon på at modellene fanger opp den unormale avkastningen til små selskaper, men i motsetning til Fama og French (1993) som finner at det eksisterer en størrelsespremie i perioden 1963-1991 som ikke lar seg forklare ut ifra kapitalverdimodellen, så ser ikke singel-indeks modellen ut til å fange opp noen størrelsespremie. Riktignok ser små selskaper ut til å ha en høyere alpha enn store selskaper over perioden 1926-2010, men ingen av disse er statistisk signifikante. Det blir derfor vanskelig å konkludere med at den unormale avkastningen til små selskaper fanges opp av risiko forbundet med nedgangskonjunkturer eller perioder etter aksjekrasj.

Den andre delen av hypotesen er at dummyvariabler konstruert på bakgrunn av perioder i konjunktursyklusen eller perioder relatert til aksjekrasj vil ha en signifikant effekt på avkastningen til porteføljene sortert etter størrelse eller B/M og dermed representere en eller annen form for risiko forbundet med disse periodene.

Av de estimerte resultatene for porteføljer sortert etter størrelse kan det se ut til at eksisterer en viss risiko forbundet med de seks første månedene etter bunnpunktet i konjunktursyklusen, her er også effekten signifikant for perioden 1968-2010. Disse resultatene er også forenelige med funnene til Scheurle og Spremann (2010) som finner at SMB faktoren representerer risiko relatert til den tidlige fasen i oppgangskonjunkturen. En mulig forklaring på disse resultatene kan være at jo lenger en kommer ut i nedgangskonjunkturen jo mer øker risikoen for mislighold. Risikoen kan dermed relateres til usikkerheten omkring hvorvidt en nedgangskonjunktur vil fortsette å løpe. Også periodene etter aksjekrasj ser ut til å være forbundet med risiko. For perioden 1926-1968 er effekten signifikant for de seks månedene

etter måneden definert som aksjekrasj inkludert måneden for selve aksjekrasjet. Ser vi på perioden 1968-2010 er effekten signifikant for de påfølgende 12 tolv månedene. Som for konjunktursykluser kan en tilsvarende forklaring benyttes i forhold til aksjekrasj, det vil si usikkerheten omkring hvorvidt aksjekursen vil fortsette å svekke seg, noe som i det videre vil kunne øke risikoen for mislighold. For periodene relatert til oppgang har de seks første månedene etter måneden definert som oppgang inkludert måneden for oppgang en signifikant positiv effekt på de minste selskapene i desilene 1 til 3 for perioden 1926-1968.

For porteføljer sortert etter B/M kan det basert på singel-indeks modellen se ut til at det eksisterer en verdipremie. Over perioden 1926-2010 har verdiselskapene i de høyeste desilene en positiv alpha og for desilene 8 og 9 er disse signifikante på ti prosent nivå. Det meste av denne effekten må allikevel tilskrives perioden 1968-2010 hvor en tydelig kan se at alphaverdien gradvis øker fra desil 1 til 10. Disse er også signifikante på henholdsvis en og fem prosent nivå for desilene 7 til 10. Heller ikke de estimerte alphaverdiene for porteføljer sortert etter B/M ser ut til å være signifikant forskjellig fra null nå vi benytter de to konstruerte regresjonsmodellene, hverken for perioden 1926-2010 eller for noen av de delperiodene. Det er heller ikke noe tydelig mønster å spore i disse verdiene. Med tanke på at singel-indeks modellen her finner en viss verdieffekt kan en bli fristet til å konkludere med at disse kan forklares med utgangspunkt i nedgangskonjunkturer (se Gulen m.fl. (2010)) eller i periodene etter aksjekrasj. Ser vi på resultatene for regresjonsmodellen relatert til konjunktursykluser ser det ut til at de seks siste månedene av oppgangskonjunkturen og de seks siste månedene av nedgangskonjunkturen har en signifikant positiv effekt på vekstselskapene i de laveste desilene. Disse resultatene går i motsatt retning av hva en skulle forvente og jeg forkaster derfor hypotesen om at konjunktursykluser kan støtte en risikobasert forklaring på verdipremien. Det kan allikevel være verdt å nevne at den første halvdel av nedgangskonjunkturen har en signifikant positiv effekt på selskapene i desilene 8 og 9 for perioden 1968 til 2010. Dette er også den delperioden hvor verdipremien ser ut til å ha vært mest fremtredenene (se Fama og French (1993)). Men jeg synes fortsatt disse resultatene blir litt for tilfeldige. Ser vi på resultatene for regresjonsmodellen relatert til aksjekrasj er det vanskelig å se noe tydelig mønster i resultatene i tabellen og det er videre svært få signifikante koeffisienter. For perioden 1926 til 1968 kan en allikevel observere at de seks månedene etter måneden definert som aksjekrasj inkludert selve måneden for aksjekrasjet har en signifikant positiv effekt på verdiselskapene i desilene 7 til 10. For de estimerte resultatene relatert til oppgang for perioden 1968 til 2010 ser det ut til at det oppstår en viss verdieffekt i de seks

månedene etter måneden definert som oppgang inkludert måneden for oppgang. Her er effekten signifikant positiv for verdiselskapene i desilene 7, 8 og 10. Som nevnt er dette også den delperioden hvor verdipremien ser ut til å ha vært mest fremtredende.

Til slutt gjør jeg oppmerksom på at jeg ville vært forsiktig med å tolke resultatene fra perioden 1926-1968. I denne perioden forløper 14 av de 19 observerte aksjekrasjene seg over den relativt korte perioden fra oktober 1929 til juli 1934 og 9 av de 15 månedene definert som oppgang observeres i tidsrommet februar 1931 til januar 1934 (se tabell 4.2). Dette gjør det vanskelig å definere og skille de ulike periodene relatert til aksjekrasj og oppgang fra hverandre, noe som videre gjøre det vanskelig å tolke resultatene fra denne perioden på en fornuftig måte.

## 7 Litteraturliste

- Ang, A., & Chen, J. 2005. CAPM over the Long Run: 1926-2001: Working paper, Columbia University.
- Banz, R. W. 1981. The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9: 3-18.
- Berk, J., & DeMarzo, P. 2007. *Corporate Finance*: Pearson.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. 2008. *Investments 7th edition*. New York: McGraw-Hill.
- Brooks, C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Campbell, J. Y. 2000. Asset Pricing at the Millennium. *The Journal of Finance*, 55(4): 1515-1567.
- Carhart, M. M. 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1): 57-82.
- Carlson, M., Fisher, A., & Giammarino, R. 2004. Corporate Investment and Asset Price Dynamics: Implications for the Cross-Section of Returns. *The Journal of Finance*, 59(6): 2577-2603.
- Chan, K. C., Chen, N., & Hsieh, D. A. 1985. An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect. *Journal of Financial Economics*, 14(3): 451-471.
- Fama, E. F., & French, K. R. 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2): 427-465.
- Fama, E. F., & French, K. R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. 1996. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1): 55-84.
- Fama, E. F., & French, K. R. 2004. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(3): 25-46.
- Fama, E. F., & French, K. R. 2006. The Value Premium and the CAPM. *The Journal of Finance*, 61(5): 2163-2185.
- Greene, W. H. 2008. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, N.J.: Pearson Prentice Hall.
- Gulen, H., Xing, Y., & Zhang, L. 2010. Value Versus Growth: Time-Varying Expected Stock Returns: National Bureau of Economic Research.
- Handa, P., Kothari, S. P., & Wasley, C. 1989. The Relation between the Return Interval and Betas. *Journal of Financial Economics*, 23(1): 79-100.

- Investopedia. 2011. *Stock Market Crash*: Lastet ned 07.04.2011 fra <http://www.investopedia.com/terms/s/stock-market-crash.asp>.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1): 65-91.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. 1994. Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *The Journal of Finance*, 49: 1541-1578.
- Liew, J., & Vassalou, M. 2000. Can Book-to-Market, Size and Momentum be Risk Factors that Predict Economic Growth? *Journal of Financial Economics*, 57(2): 221-245.
- Lintner, J. 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1): 13-37.
- MacKinlay, A. C. 1995. Multifactor Models Do Not Explain Deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38(1): 3-28.
- Markowitz, H. 1952. Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
- Markowitz, H. 1959. *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Mishkin, F. S., & White, E. N. 2002. *US Stock Market Crashes and Their Aftermath: Implications for Monetary Policy*: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Mossin, J. 1966. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4): 768-783.
- Perez-Quiros, G., & Timmermann, A. 2000. Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns. *The Journal of Finance*, 55(3): 1229-1262.
- Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. 1985. Persuasive Evidence of Market Inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11: 9-17.
- Ross, S. A. 1976. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13: 341-360.
- Scheurle, P., & Spremann, K. 2010. Size, book-to-market, and momentum during the business cycle. *Review of Managerial Science*, 4(3): 201-215.
- Sharpe, W. F. 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3): 425-442.
- Stattman, D. 1980. Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A journal of selected papers*, 4: 25-45.
- Steigum, E. 2004. *Moderne makroøkonomi 1. utgave*: Gyldendal Akademisk.
- Studenmund, A. H. 2006. *Using Econometrics 5th edition*: Pearson.



- Vassalou, M., & Xing, Y. 2004. Default Risk in Equity Returns. *The Journal of Finance*, 59(2): 831-868.
- Wang, J., Meric, G., Liu, Z., & Meric, I. 2009. Stock Market Crashes, Firm Characteristics, and Stock Returns. *Journal of Banking & Finance*, 33(9): 1563-1574.
- White, H. 2000. A Reality Check for Data Snooping. *Econometrica*, 68(5): 1097-1126.
- Zakamouline, V. 2011. Explaining the Dynamics of the Size Premium: Working Paper, University of Agder.
- Zhang, L. 2005. The Value Premium. *The Journal of Finance*, 60(1): 67-103.