

NORGES HANDELSHØYSKOLE
Bergen, våren 2007



**”VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?”**

av

Edvard Gunnar Hoem og Thorvald-Webjørn Jacobsen

Utredning i fordypnings-/spesialfagområdet: Finansiell økonomi

Veileder: Doktorgradsstipendiat Ove Rein Hetland

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

Sammendrag

Utredningen tar utgangspunkt i en handlestrategi basert på fri kontantstrøm for aksjeselskaper på Oslo Stock Exchange. De selskaper som tilfredsstilte våre utvelgelseskriterier på tidspunkt for porteføljeoppretting, har blitt fulgt i ett år av gangen. Tidsperioden vi har undersøkt er 30.06.1995-30.06.2006.

I første del av oppgaven har vi presentert teori som anses å være viktig for å kunne tolke resultatene, samt den analyse vi senere presenterer. Resultatene vil blant annet omfatte prestasjonsmål samt gjennomsnitt og standardavvik for investeringsstrategiens oppnådde avkastning. En vurdering av resultatenes validitet vil også bli gitt. Vi vil deretter drøfte hva som *kan* forklare disse resultatene i vår analysedel. Til slutt vil vi drøfte hvorvidt investeringsstrategiens resultater forventes å fortsette i fremtiden.

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	2
Innholdsfortegnelse	3
Forord	4
1. Tidligere artikler knyttet til "The Free Cash Flow Anomaly"	5
2. Teori	8
2.1. Effisiente markeder	8
2.2. Sammenhengen mellom risiko og avkastning.....	11
2.3. Hvordan evaluere porteføljens avkastningstall?	18
2.4. Atferdsfinans	24
3. Metodologi	26
3.1. Fri kontantstrøm	26
3.7.1. Beregning av fri kontantstrøm.....	27
3.7.2. Utvelgelseskriterier	27
3.2. Lineær regresjon.....	29
3.7.1. Minste kvadraters metode	31
3.7.2. Forutsetninger og egenskaper.....	32
3.2.2.1. Den klassiske lineære regresjonsmodellen.....	32
3.2.2.2. Gauss-Markov teoremet	33
3.7.3. Konsekvenser og behandling av brudd	35
3.3. Hypotesetesting	42
4. Datagrunnlag og metode	45
4.1. Beskrivelse av datagrunnlag og metode.....	45
4.2. Korrigering for risiko	48
5. Resultater	51
5.1. Deskriptiv statistikk.....	51
5.2. Resultater.....	53
5.3. Prestasjonsmål.....	58
6. Analyse	59
6.1. Regresjonsforutsetninger.....	59
6.2. Psykologiske faktorer	63
6.3. Utelatte risikoforhold	65
6.4. Institusjonelle investorers preferanser.....	66
6.5. Risikofaktorer knyttet til manglende data	67
6.6. Andre relevante risikofaktorer	68
6.7. Vil investeringsstrategien være attraktiv i fremtiden?	68
6.7.1. Irrasjonelle investeringsvalg	69
6.7.2. Reelle risikofaktorer	70
6.7.3. Smalt holdt risiko	70
7. Konklusjon	72
Figuroversikt	74
Tabelloversikt	74
Kilder	75
Appendix	77

Forord

I forbindelse med faget BUS 430 – Regnskap og kapitalmarkeder ble vi introdusert for artikkelen ”The Free Cash Flow Anomaly Revisited: Finnish Evidence.” Artikkelen undersøkte om en investeringsstrategi basert på fri kontantstrøm genererer ekstraordinær avkastning for aksjer notert på Helsinki Stock Exchange (HSE). Vi ønsket å undersøke om en tilsvarende handlestrategi gav ekstraordinær avkastning for aksjer på Oslo Stock Exchange (OSE).

Vi vil takke vår veileder Ove Rein Hetland for god veiledning og for rask respons på spørsmål underveis. Vi vil også takke Kjell Henry Knivsflå for veiledning knyttet til Datastream, samt for rask tilbakemelding på faglige spørsmål angående estimering av kontantstrømmer. Sami Vähämaa bør også nevnes i denne sammenheng, da han har vært positivt innstilt til spørsmål vi har stilt ham vedrørende artikkelen ”The Free Cash Flow Anomaly: Finnish Evidence.” Randi Hovde fra Oslo Børs fortjener en stor takk for rask tilbakemelding på spørsmål hva angår beregningsmåter for tall oppgitt fra OSE.

1. Tidligere artikler knyttet til ”The Free Cash Flow Anomaly”

Innen finanslitteraturen har det lenge vært kjent at det eksisterer såkalte anomalier. Tidligere studier har vist at et selskaps størrelse og forholdstallet bokført verdi/markedsverdi (Bok/MV) kan være med på å forklare tverrsnittsvariasjoner i aksjeavkastning.¹ En anomali som ikke er tilsvarende kjent er den såkalte fri kontantstrøm (FCF) anomalien. I dette kapittelet vil vi i korte trekk presentere tre artikler som omhandler temaet FCF-anomali. Dette for at leseren skal få en begynnende forståelse for temaet. Vi vil derimot ikke i dette kapittelet presentere forsøk på forklaringer på FCF-anomalien, men kun gi en oversikt over forskning rundt temaet.

I 1994 presenterte Hackel et al. en artikkel med tittelen ”The Free Cash Flow/Small-Cap Anomaly.” Bakgrunnen for artikkelen var at det på begynnelsen av 1980-tallet ble dokumentert at små selskaper genererte høyere avkastning enn store selskaper.² I tillegg hadde det også etter hvert blitt mer fokus på kontantstrømmer som utgangspunkt for aksjeprising, samt at det ble hevdet at operasjonelle kontantstrømmer i større grad enn resultatstørrelser forklarte tverrsnittsvariasjoner i aksjekurser.³

Artikkelen tok derfor sikte på å undersøke om en investeringsstrategi basert på små selskaper som har stabile positive frie kontantstrømmer, lav gjeldsgrad og er lavt priset relativt til nevnte kontantstrømmer kunne gi ekstraordinær avkastning. Konklusjonen ble at investeringsstrategien genererte meravkastning i forhold til relevant indeks, også etter å ha kontrollert for størrelse, Bok/MV og beta. Resultatene som ble presentert i artikkelen var for amerikanske selskaper, men artikkelforfatterne konkluderte med bakgrunn i tester at investeringsstrategien gav ekstraordinær avkastning også på utenlandske investeringer.

I 2000 kom de samme artikkelforfatterne med en oppfølgingsartikkel med tittelen ”A Free Cash Flow Investment Anomaly.” Denne artikkelen var svært lik førstnevnte artikkel, men skilte seg ut på noen punkter. I hovedsak gikk dette ut på at man i denne artikkelen ikke kun inkluderte små selskaper. De andre utvelgelseskriteriene var i stor grad tilsvarende som for artikkelen fra 1994. En annen viktig vinkling i denne artikkelen var at man ved beregning av

¹ For eksempel Fama & French (1992).

² Se for eksempel Banz (1981).

³ Se for eksempel Ali (1994).

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

frie kontantstrømmer i ett tilfelle inkluderte skjønnsmessige kontantstrømmer, mens man i det andre tilfellet ekskluderte slike. Med skjønnsmessige kontantstrømmer mente de kontantstrømmer som kunne sies å være overflødige for å opprettholde selskapets nåværende vekstnivå, samt ekstraordinære kontantstrømmer som med liten sannsynlighet ville oppstå igjen. Forfatterne korrigerer for *tidligere* dokumenterte anomalier ved å undersøke om FCF-anomalien var korrelert med de andre anomaliene. Dersom sammenhengen var ikke-signifikant tydet dette på at FCF-anomalien eksisterte uavhengig av tidligere dokumenterte anomalier. Forfatterne testet i tillegg hvordan investeringsstrategien gjorde det relativt til indeks i opp- og nedgangstider (indeksopp- og nedgang). Bakgrunnen for dette var at Lakonishok et al. (1994) argumenterte for at til nå ukjente risikofaktorer kunne avdekkes ved markedsfall. Ukjente risikofaktorer kunne være med på å forklare den ekstraordinære avkastningen som FCF-porteføljen gav.

Konklusjonen i denne artikkelen var at investeringsstrategien gav ekstraordinær avkastning selv etter å ha kontrollert for kjente risikofaktorer, samt tidligere dokumenterte anomalier. Hvordan investeringsporteføljen beveget seg i forhold til indeks i opp- og nedgangstider syntes heller ikke ha noen signifikant forklaringssevne på investeringsstrategiens avkastning.

Anukka Jokipii og Sami Vähämaa presenterte i 2006 artikkelen "The Free Cash Flow Anomaly Revisited: Finnish Evidence." Bakgrunnen for denne artikkelen var at de ønsket å undersøke om FCF-anomalien også eksisterte i det finske markedet. Siden det finske markedet var vesentlig mindre enn det amerikanske modifiserte Jokipii og Vähämaa sine utvelgelseskriterier for å få et tilstrekkelig datamateriale. De brukte følgende utvelgelseskriterier:

1. **Free Cash Flow > €0**
2. **$5 < \frac{\text{Market Value}}{\text{Free Cash Flow}} < 30$**
3. **$\frac{\text{Total Debt}}{\text{Free Cash Flow}} < 10$**
4. **Market Value > €70 millioner**

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Selskaper som tilfredsstilte utvelgelseskriteriene ble vurdert i forhold til indeks (HSE) i tidsperioden 1992-2002. Hovedkonklusjonen ble at FCF-anomalien også eksisterte i det finske aksjemarkedet, også etter å ha kontrollert for beta, størrelse og Bok/MV. Vähämaa og Jokipii undersøkte også den inkrementelle virkningen på ekstraordinær avkastning ved å benytte ulike kombinasjoner av de fire utvelgelseskriteriene. Forfatterne avdekket at de ved kun å basere seg på utvelgelseskriteriet Free Cash Flow > €0 oppnådde høyest ekstraordinær avkastning.

2. Teori

Vi vil i det følgende presentere relevant teori knyttet til emner som er nødvendig for å kunne tolke resultatene vi presenterer i kapittel 5. Disse emnene omhandler effisiente markeder, sammenhengen mellom risiko og avkastning, hvordan man evaluerer avkastning og til slutt atferdsfinans.

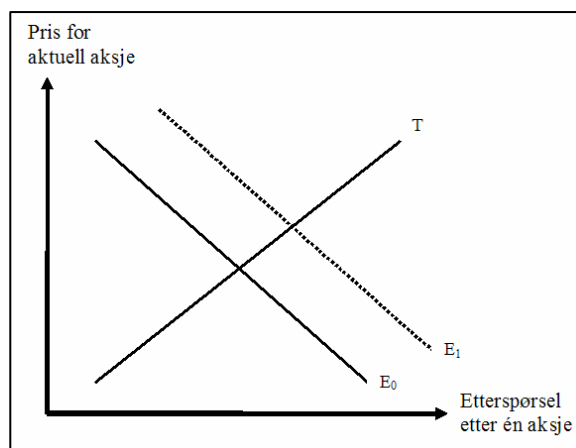
2.1. *Effisiente markeder*

De fleste økonomer trodde tidligere at økonomien beveget seg i sykler som kunne predikeres. I 1953 foretok Maurice Kendall en undersøkelse som tok sikte på å avdekke signaler som kunne benyttes til å predikere aksjekursvingninger. Til sin store forundring kunne han ikke finne noe predikerbart mønster i aksjeprisene. Endringer i aksjekursene så ut til å være vilkårlige, en såkalt "random walk," heretter kalt "tilfeldig gang." Med dette menes at man ikke kan forutsi en prisbevegelse med utgangspunkt i informasjon som allerede er kjent i markedet. Dette var sjokkerende nyheter og måtte bety at aksjemarkedet var dominert av tilfeldig psykologi. Slik ble undersøkelsen i første omgang tolket. Senere ble dette tolket å være hva vi i dag kjenner som hypotesen om effisiente markeder. (Bodie et al. (2005.))

Logikken bak at aksjekursene følger en tilfeldig gang er lett å forstå. Hvis aksjekursene er predikerbare vil dette være en gullgrube for den aktuelle investor. Hva vil så skje når dette blir kjent? Svaret er at alle vil forsøke å tjene penger basert på samme strategi. Dermed vil det predikerbare mønsteret raskt bli priset inn, noe som vil medføre at ingen tjener penger på å analysere den økonomiske tidsserien. Dette er ett eksempel på effisiensparadokset. Mer generelt betyr effisiensparadokset at ulikevekt i prisingen raskt oppfattes av investorer, hvilket igjen medfører likevekt i prisingen. En enkel tilbuds- og etterspørselsfigur kan illustrere dette:

Figur 2.1: Effisiensparadokset

Tilbud og etterspørsel etter én aksje i et pris- og etterspørselsdiagram. Positivt skift i etterspørsel gir ny likevekt med høyere pris, som igjen fjerner en mulig arbitrasje.



Men hva hvis du er den eneste som kjenner til feilprisingen? Grossman og Stiglitz argumenterer for at investorer har incentiver til å forsøke å avdekke ny informasjon, som ikke er kjent i markedet, kun dersom slik ny informasjon vil gi økt forventet avkastning.⁴ Dersom dette ikke er tilfelle vil slikt analysearbeid være fånyttet. Implikasjonene av dette er at det er lite sannsynlig at du er den eneste som har avdekket den aktuelle arbitrasjemuligheten. Spesielt store investeringsselskap vil ha store incentiver til å avdekke informasjon som ikke allerede er priset inn i aksjekursen. Et stilisert eksempel kan vise dette:

Eksempel 2.1: Trollveggen Trading

La oss si at Trollveggen Trading har mulighet til å investere for kr. 500.000.000.- Hvor mye vil de være villig til å benytte på analyse- og forskningsarbeid for å avdekke informasjon som ikke er priset inn i aksjekursen? Dette vil selvfølgelig avhenge av forventet ekstraavkastning som følge av analysearbeidet. Tabell 2.1 viser hvor mye de ville vært villige til å investere for ulike forventede meravkastningstall:

Tabell 2.1: Forventet avkastning og tilhørende kostnad

Forventet meravkastning	Kostnad analyse- og forskningsarbeid
0,001	500.000
0,005	2.500.000
0,010	5.000.000
0,050	25.000.000

⁴ Grossman & Stiglitz (1980)

Selvfølgelig er det slik at utfallet av denne type analyse- og forskningsarbeid er svært usikkert. Poenget er kun å vise at insentivene for å utføre analyse- og forskningsarbeid kan være store. Dermed vil sannsynligheten for at man er alene om å ha avdekket en arbitrasjemulighet være liten. Konkurransen i kapitalmarkedene kan derfor sies å medføre at aksjekursene i stor grad reflekterer all relevant tilgjengelig informasjon.

EMH tar utgangspunkt i forutsetninger om at aktørene er nyttemaksimerende, samt at de i gjennomsnitt har rasjonelle forventninger til fremtidige hendelser. Det er viktig å merke seg at man fokuserer på gjennomsnittet. Noen aktører kan altså undervurdere fremtidige hendelser sin påvirkning på priser, mens andre kan overvurdere hendelsenes påvirkning. Dette vil medføre at noen overvurderer prisene, mens andre undervurderer prisene. I gjennomsnitt forutsetter imidlertid EMH at prisingen er korrekt.

EMH blir gjerne delt inn i tre former for effisiens: ⁵

1. Svak form

Et svakt effisient marked er kjennetegnet ved at dagens priser reflekter all den informasjon som finnes i data knyttet til selve handelen, herunder historiske kurser, handelsvolum med mer. Det blir dermed ikke mulig å generere ekstraordinær avkastning ved tolking av historiske finansielle data. Teknisk analyse har dermed ingen funksjon for å oppnå ekstraordinær avkastning.

2. Halvsterk form

I tillegg til at prisene reflekterer faktorer som nevnt under svak form, vil også all offentliggjort informasjon være reflektert i prisene. Eksempler på slike størrelser kan være balanseposter, regnskapsregler som blir brukt osv. Implikasjonene dette gir er at så fort ny informasjon er offentliggjort vil dette være reflektert i prisene. Dette medfører dermed at heller ikke fundamental analyse har noen funksjon som avkastningsgenerator.

⁵ Fama (1970).

3. Sterk form

Et sterkt effisient marked kjennetegnes av at prisene reflekterer all informasjon som er relevant for prisen, herunder også innsideinformasjon. Med dette menes at også informasjon som kun er tilgjengelig for spesielt ansatte i selskapet er reflektert i aksjekursen. I et slikt marked vil man aldri observere aktører som over tid gjør det bedre enn markedet, kun aktører som er heldige i et øyeblikk og uheldige i det neste. Det er altså ingen persistens i en aktørs prestasjoner.

EMH impliserer at ingen over tid klarer å gjøre det bedre enn markedet basert på informasjon som markedet allerede har innkalkulert i prisene. I de tilfeller at noen gjør det bedre enn markedet skyldes dette altså tilfeldigheter. Det som påvirker prisene er kun informasjon som markedet ikke kjenner til. Denne informasjonen forutsettes å bli kjent på tilfeldige tidspunkt i fremtiden, og man kan i teorien dermed si at prisene skal følge en tilfeldig gang.

Mange aktører i finansbransjen mener at markeder som oftest er kjennetegnet av halvsterk effisiens. En implikasjon av dette er at man ikke kan tjene ekstraordinær avkastning på grunn av at fremtidige hendelser forutsettes å opptre tilfeldig, og modeller som forsøker å predikere slike hendelser er lite fruktbare. Det er imidlertid mulig å benytte fundamental analyse til å generere ekstraordinær avkastning dersom markedet kun er effisient på svak form. Mange empiriske undersøkelser innen finans har derfor tatt sikte på å undersøke om markedet er effisient på halvsterk form. (Brealey et al.(2006)), (Bodie et al.(2005))

2.2. Sammenhengen mellom risiko og avkastning

Generelt kan risiko sies å være usikkerheten knyttet til at andre alternativer enn det forventede utfall kan oppstå. For aksjeavkastning vil dette da være mulighetene for at en aksje stiger, synker eller har uendret verdi. Hvor mye risiko man er villig til å påta seg avhenger av hvilket forhold man har til risiko. Noen er mer villige til å påta seg risiko, mens andre foretrekker sikre utfall. For å måle risiko benytter man innen finans standardavvik eller varians. Standardavvik gir et inntrykk av hvor store svingninger det er i utfallene sett i forhold til gjennomsnittet for utvalget. Variansen er standardavviket opphøyet i annen grad.

For å skille mellom ulike risikograder hos investorer deler man typisk inn i tre hovedkategorier:

1. Risikoaverse investorer

En risikoavers investor vil foretrekke det sikre fremfor det usikre i et valg mellom to alternativer dersom forventingsverdien til de to er den samme. Dette vil si at en risikoavers investor kun ønsker å velge et risikabelt veddemål dersom forventingsverdien er høyere enn for det sikre alternativet. Følgelig kreves en risikopremie for å påta seg risiko. Man vil dermed ha preferanser for det alternativ som gir høyest forventet avkastning gitt like standardavvik, eventuelt det alternativ som har lavest standardavvik gitt lik forventet avkastning for de ulike alternativene. Sammenhengen er lett å forstå ut i fra følgende eksempel:

Eksempel 2.2: Risikoaversitet

Tenk deg at du har valget mellom følgende investeringer:

Alternativ 1: Du kan investere kr. 10.000 risikofritt, og få igjen kr. 20.000 ved periodens slutt.

Alternativ 2: Du kan investere kr. 10.000 i et risikabelt aktivum, for eksempel en aksje, og få igjen enten:

- kr. 40.000 med 50 % sannsynlighet, eller
- kr. 0 med 50 % sannsynlighet.

Hvilket alternativ ville du valgt?

I eksempelet er forventningsverdien til de to investertingsalternativene like, men alternativ 2 har to usikre utfall. Forutsetningen om risikoaverse investorer innebærer at en investor ville valgt alternativ 1. Dersom man eventuelt skulle valgt alternativ 2 måtte forventningsverdien til dette alternativet oversteget forventningsverdien til alternativ 1. Hovedpoenget er at en risikoavers investor kun er villig til å påta seg mer risiko dersom han/hun får betalt for den ekstra risikoen.

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

En investors grad av risikoaversjon illustreres ofte ved en nyttefunksjon. Et eksempel på en slik nyttefunksjon kan være: ⁶

$$(2.1) \quad U = E(r) - 0,005 \cdot A \cdot \sigma^2$$

Hvor: U = nyttenivået
 $E(r)$ = forventet avkastning
 A = grad av risikoaversjon
 σ^2 = risiko målt ved varians

Høyere/lavere risikoaversjon angir større/mindre fratrekk for risiko.

2. Risikonøytrale investorer

En risikonøytral investor bryr seg kun om forventet avkastning, og vil derfor ikke bry seg om tilhørende standardavvik.

3. Risikoelsker

En risikoelsker har preferanser for å velge det veddemålet med høyest standardavvik i valget mellom investeringsmuligheter med lik forventningsverdi.

Et investeringsvalg dreier seg sjelden kun om ett gjensidig utelukkende investeringsvalg. Markowitz viste i 1959 at dersom man forutsetter risikoaverse investorer vil disse kun vurdere de ulike *porteføljenes* forventede avkastning (gjennomsnitt) og risiko (standardavvik). Når man har flere aktiva å ta hensyn til vil altså aktivumets standardavvik/variens alene være av mindre betydning. I slike tilfeller er det den aktuelle investeringens samvariasjon med investorens portefølje av aktiva som bør ha hovedfokus. Bakgrunnen for dette er at man kan øke porteføljens forventede avkastning uten å øke standardavviket. Eventuelt kan man redusere porteføljens standardavvik uten å redusere porteføljens forventede avkastning. Forutsetningen for dette er at det ikke er perfekt korrelasjon mellom det nye aktivumet og porteføljen. Investorer vil i teorien ikke få betalt for å påta seg selskapsspesifikk risiko (oftest kalt usystematisk risiko), ettersom denne enkelt kan diversifiseres bort. Det er imidlertid ikke

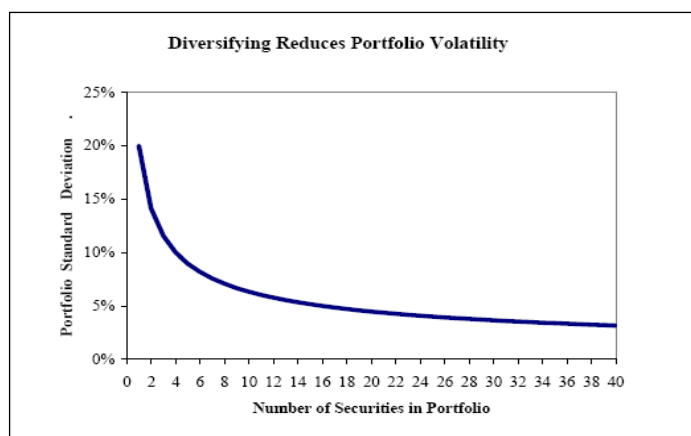
⁶ Denne nyttefunksjonen blir brukt av AIMR (Association of Investment Management and Research.)

slik at man kan redusere usystematisk risiko fullstendig. Den selskapsspesifikke risikoen vil avta konkavt med antall aktiva i porteføljen, som vist i figur 2.2:

Figur 2.2: Diversifisering

Effekten av diversifisering illustrert ved avtagende standardavvik (y-aksen) i økende antall aksjer i en portefølje (x-aksen).

(Kilde: Borchert et al. (2003))



Risikoaversjon er empirisk sett ikke et ubestridt faktum. Markowitz viste i 1952 at valget mellom to investeringer, ett med sikkert utfall og ett med usikkert utfall (begge med samme forventingsverdi), avhenger av størrelsen på de to stiliserte utfallene. Startkapitalen var også medvirkende til valget. Han viste at man valgte det usikre alternativet når veddemålet omhandlet små beløp, mens man valgte det sikre alternativet når veddemålet omhandlet større beløp. Markowitz mente at *når* man gikk over til å velge sikkert/usikkert utfall var avhengig av startkapital. Grensen for når man velger et sikkert alternativ fremfor et usikkert alternativ, og motsatt, kalles det sikkerhetsekvivalente beløp. Høy startkapital medførte senere overgang. Dette viste at fratrekke for risiko økte med størrelsen på de investeringsmuligheter man stod ovenfor, samtidig som startkapital medførte at man var mer villig til å påta seg risiko. Ved tilsvarende valg, bortsett fra at det gjaldt gjeld, var valgene motsatt. Altså at man ville påta seg små gjeldsbeløp, men gamblet ved større beløp. Formueseffekten var som før.

Hvilken risiko er det så man kan forvente vil gi økt avkastning?

På midten av 1960-tallet utviklet Sharpe, Lintner og Treynor en modell kjent som Capital Asset Pricing Modell (CAPM). Modellen forutsetter som Markowitz også risikoaverse investorer, men inkluderer i tillegg nøkkelforutsetninger som homogene forventinger om fordelingen til avkastningen i den énperiodiske investeringshorisonten, samt at innlån og utlån kan skje til risikofri rente.⁷ CAPM er en modell som gir uttrykk for at investorer kun får betalt for å påta seg risiko som ikke kan diversifiseres bort, såkalt systematisk risiko. Implikasjonen

⁷ Fama and French (2004).

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

er at modellen er mest relevant for investorer som i utgangspunktet er veldiversifiserte, altså at porteføljens standardavvik er redusert til et tilfredsstillende nivå.

Den forventede avkastning til en aksje avhenger ifølge CAPM av tre faktorer:

- Risikofri rente
- Markedets avkastning
- Beta

I valget av risikofri rente er det viktig å velge en rente som er mest mulig relevant for den investeringsbeslutning man står ovenfor.

Det eksisterer i hovedsak tre hovedhypoteser angående rentens terminstruktur:

1. Forventningshypotesen⁸

For en gitt investeringsperiode vil forventet avkastning fra plasseringer med ulike forfallstidspunkt være den samme. Dette vil si at lange/korte renter er substitutter.

2. Likviditetspreferanshypotesen⁹

Dette er et forsøk på å forklare rentens terminstruktur ved hjelp av tilbud og etterspørsel i rentemarkedet gjennom å fokusere på aktørenes preferanser for likviditet. Ved å forutsette risikoaverse investorer vil dermed risikopremien øke med løpetiden på renten. Dette medfører at dagens spotrente er et forventingsskjevt estimat på fremtidig spotrente. Om det eksisterer en positiv eller negativ likviditetspremie avhenger av hvilke aktører som er i overvekt. For eksempel vil det eksistere en positiv likviditetspremie dersom det er en overvekt av långivere som har kortsiktige likviditetspreferanser, samt låntakere med langsiktige likviditetspreferanser.

⁸ Fisher (1896)

⁹ Hicks (1946)

3. Markedssegmenteringshypotesen ¹⁰

Fokus er også her på tilbud og etterspørsel i rentemarkedet, men kun innenfor hvert enkelt segment. Rentesatsen for rentepapirer med et bestemt forfall bestemmes på bakgrunn av tilbud og etterspørsel innad i dette segmentet, uavhengig av papirer med andre forfall. PHH ("Preferred habitat" hypotesen) modifierer dette noe, og antyder at dersom renteforskjellene mellom ulike segmenter blir tilstrekkelig store, vil aktørene kunne skifte segment.

Empirisk har det merket seg ut noen erfaringer:

- Forventninger knyttet til fremtidige rentesatser har betydning, men støtter ikke opp om forventningshypotesen.
- Likviditetspremier eksisterer.
- Likviditetspremien synes å variere over tid, med nivå og/eller volatiliteten til rentesatsen.
- Likviditetspremien øker konkavt med tid til forfall.
- Kun beskjeden støtte til markedssegmenteringshypotesen.

(Kilde: Kompendium i Finansmarkeder (Høst 2005))

Den relevante risikofrie rente vil dermed avhenge av investeringshorisonten, samt det empiriske faktum at det eksisterer likviditetspremier med økende tid til forfall.

Markedets avkastning er den avkastning man har på en sammenlignbar indeks. Dette vil være en indeks som i størst mulig grad harmonerer med egen portefølje med tanke på relevante risikoelementer. I tillegg bør indeksen være investerbar og observerbar.

Beta er operasjonaliseringen av systematisk risiko, og angir aktivumets samvariasjon med indeks. En beta lik én betyr at aktivumets avkastning er perfekt korrelerte med indeksens avkastning. Hvis man betrakter beta absolutt vil en beta større enn én angi at aktivumets avkastning svinger mer enn indeksens avkastning. Betaverdiens fortegn angir retningen på samvariasjonen.

¹⁰ Culbertson 1957, ("Preferred habitat" hypotesen, Modigliani og Sutch (1966))

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Formelen for beta er gitt ved:

$$(2.2) \quad \beta = \frac{\text{Cov}(r_m, r_i)}{\text{Var}(r_m)}$$

Hvor: $\text{Cov}(r_m, r_i)$ = kovariasjon markedsavkastning og enkeltaktivum
 $\text{Var}(r_i)$ = enkeltaktivumets varians

Ut ifra CAPM kan dermed et aktivums forventede avkastning uttrykkes slik:

$$(2.3) \quad E(r_i) = r_f + \beta_i \cdot [E(r_m) - r_f]$$

Hvor: $E(r_i)$ = forventet avkastning enkeltaktivum i
 r_f = risikofri rente
 β_i = samvariasjon aktivum i og markedsavkastning
 $E(r_m) - r_f$ = markedets forventede risikopremie

Markedets risikopremie uttrykker den avkastning man forventer å få på sikt i aksjemarkedet utover risikofri rente.

CAPM sin styrke som predikator for fremtidig avkastning er omstridt. Fama og French har vist at betas prediksjonsevne er tilnærmet null når man korrigerer for størrelsen på selskapene, sistnevnte målt ved markedsverdi (MV). De har derfor utviklet en trefaktormodell som empirisk har vist seg å gi et bedre anslag på fremtidig avkastning. Det teoretiske rammeverket rundt denne modellen er ikke like velutviklet som for CAPM. Man kan i hovedsak si at størrelse, forholdstallet Bok/MV og beta er med på å forklare fremtidig avkastning. Hvorfor størrelse og Bok/MV ikke er reflektert bedre i beta er mer uklart. Størrelse kan være en risikofaktor med begrunnelse i at slike selskap vanligvis er mindre diversifiserte i sin drift. Men dette er i utgangspunktet en diversifiserbar effekt, og man skulle derfor ikke få betalt for å påta seg en slik risiko. Bok/MV som et mål på risiko er mer omstridt, men argumentet for at det kan være et mål på risiko er at selskaper med høy Bok/MV ikke har levert forventede

resultater. Man kan si at de på grunn av en eller annen form for vanskeligheter har blitt priset lavt. Disse vanskelighetene impliserer større konkurssannsynlighet, noe som helt klart kan sies å være en risikofaktor. Dette er derimot også en diversifiserbar risiko. Trefaktormodellen er følgelig mer en empirisk relatert modell enn teoretisk. Hovedpoenget er at den har vist seg å predikere fremtidig avkastning *bedre enn det CAPM alene gjør*.

2.3. Hvordan evaluere porteføljens avkastningstall?

Aksjemarkedet er preget av mange hendelser som vil påvirke aksjekursene. Som vi var inne på i kapittel 2.1 om effisiens forutsettes slike hendelser å opptre tilfeldig. På kort sikt kan ulike fremtidige hendelser opptre mindre normalfordelt, noe som vil medføre at porteføljens avkastning ikke kan evalueres pålitelig. Det kan dermed være vanskelig å evaluere bakgrunnen for hvorfor en portefølje genererer avkastning nettopp på grunn av de tilfeldige hendelsene.

Kriteriene man benytter for å velge ut aksjer kan vise seg å gi svært god avkastning i etterfølgende periode selv om kriteriene i seg selv er irrasjonelle, samtidig som rasjonelle utvelgelseskriterier kan gi svært dårlig avkastning i kommende periode. Det er derfor meget viktig at man ved evaluering av en portefølje fokuserer på hvordan porteføljen gjør det over en lengre tidsperiode. Ved å gjøre dette vil en i større grad unngå å investere i dårlige porteføljer. Vi vil følgelig i kapittel 5.2 evaluere validiteten til FCF-porteføljens avkastning ved å benytte t-tester.

Man må også være klar over at hvem som bestemmer når innskudd/uttak fra porteføljen kan gjøres er bestemmende for hvilke avkastningstall en skal fokusere på ved evaluering. Man skiller da mellom to tilfeller. Dersom investor har ansvaret for innskudd/uttak er det pengevektet avkastning man bør evaluere. Har ikke investor ansvar for innskudd/uttak er det tidsveid avkastning som er det relevante evalueringsmålet. Et eksempel med to perioder kan klargjøre forskjellene mellom de to begrepene:

Eksempel 2.3: Tidsveid vs. pengevektet gjennomsnitt

- **Tidsveid gjennomsnitt**

La oss si at porteføljens avkastning har gått opp 50 % i periode 1, for deretter å stige 90 % i periode 2. Det finnes to måter å beregne tidsveid gjennomsnitt:

- Geometrisk snittavkastning per år $\sqrt{(150\% \cdot 190\%)} - 1 = \underline{68,8\%}$

- Aritmetisk snittavkastning per år $\frac{(50\% + 90\%)}{2} = \underline{70\%}$

Som vi ser vil et tidsveid gjennomsnitt basert på aritmetisk beregningsmåte gi høyere snitt enn ved en geometrisk beregningsmåte. Bakgrunnen for dette er at aritmetisk snitt ikke tar hensyn til "prosentregningens natur" ved at dårlige avkastningstall har mindre innflytelse enn gode avkastningstall. For eksempel vil en aksje som siger 100 % i periode 1 og faller 50 % i periode 2 vise et aritmetisk snitt på 25 % når all avkastning i virkeligheten er borte.

- **Pengevektet gjennomsnitt**

Vi tar utgangspunkt i de samme avkastningstall som over for periode 1 og 2. La oss si at du investerer kr. 100.- i begynnelsen av periode 1, og nye kr. 500.- i begynnelsen av periode 2. Hvilken snittavkastning per år har du da fått? Svaret er gitt ved internrenten.

Denne finnes slik:

$$100 = -\frac{500}{1+i} + \frac{(100 \cdot 150\% \cdot 190\%) + (500 \cdot 190\%)}{(1+i)^2}$$

Ved å løse uttrykket for internrenten i får man $i = \underline{81,3\%}$. Som man ser gir pengevektet snitt i dette tilfellet høyere avkastning enn de tidsveide gjennomsnittene. Bakgrunnen for dette er at pengevektet gjennomsnitt tar hensyn til timingeffekten av innskudd/uttak. I og med at man i tilfelle 2 investerer ekstra mye før oppgangen på 90 %, viser pengevektet snitt en høyere avkastning.

Som vi viste ovenfor vil en aritmetisk beregningsmåte alltid gi høyere avkastningstall enn en geometrisk beregningsmåte. Ingen av de ulike avkastningstallene er likevel gale. De gjør seg derimot best i ulike situasjoner. Aritmetiske snitt benyttes når man skal vurdere forventet avkastning, samt i Sharpe-raten. Det geometriske snittet ("kjøp-og-hold") brukes ved beregning av hva porteføljen virkelig har gitt i avkastning, samt ved beregning av

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

sannsynlighet. Man kjenner derimot ikke den sanne fordelingen av fremtidige avkastningstall i praksis. Dette blir basert på historiske tall, og er derfor utsatt for feilmarginer selv om avkastningstallene ikke er forventningsskjev. Det har vist seg at man ved bruk av kumulative aritmetiske historiske avkastningstall vil få et for positivt (høyreskjev fordeling) estimat på fremtidig avkastning. Bakgrunnen for dette, er som vi har vært inne på, måten det aritmetiske snittet undervurderer dårlige perioders innflytelse og overvurderer gode perioders innflytelse. En positiv feilvurdering av avkastning vil ha større effekt for estimatet på fremtidig avkastning enn en tilsvarende negativ feilvurdering. På grunn av dette vil den beste tilnærmingen for å estimere forventet fremtidig avkastning være en vektning mellom historiske aritmetiske og geometriske avkastningstall. Vektleggingen på geometrisk snitt er lik investeringshorisontens vekt av de historiske avkastningstallenes horisont.

(Kilde: Kapitalforvaltningsfoiler (Vår 2006), Bodie et al.(2005))

Det finnes ulike prestasjonsmål for å evaluere en porteføljes avkastning. Hovedinnsikten de ulike prestasjonsmålene gir er hvordan porteføljen har gjort det relativt til en form for risiko. De ulike prestasjonsmålene er relevante i ulike situasjoner, nettopp på grunn av at de fokuserer på ulike former for meravkastning og risiko. Vi vil nå presentere de prestasjonsmål vi mener er relevante for å evaluere vår investeringsstrategi.

• **Sharpe ratio**

$$SR_p = \frac{r_p - r_f}{\sigma_p}$$

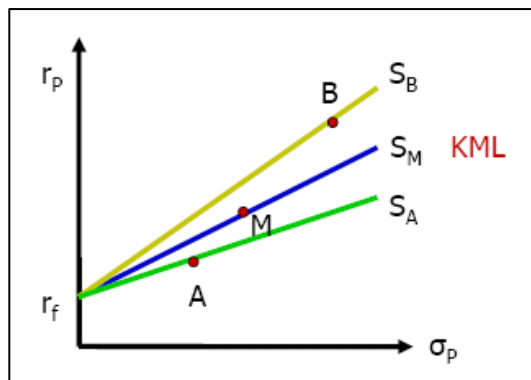
Hvor:

r_p	=	avkastning portefølje p
r_f	=	risikofri rente
σ_p	=	porteføljens standardavvik

Forholdstallet gir uttrykk for den meravkastning utover risikofri rente en har oppnådd per totalrisikoenhet målt i standardavvik, her gitt ved σ_p . Forholdstallet er mest relevant for en udiversifisert investor ettersom man inkluderer diversifiserbar risiko. Ved beregningen av Sharpe ratio (SR) benyttes aritmetiske avkastningstall, og forholdstallet er derfor relevant for vurdering av fremtidige investeringsbeslutninger. Hovedproblemet til SR er at den kun kan brukes til evalueringsformål ved å sammenligne med andre Sharpe rater. Å tolke en SR alene er meningsløst.

Figur 2.3: Sharpe ratio

Figuren viser SR for portefølje A og B samt markedet M. I dette tilfellet gir B og A henholdsvis mer- og mindreavkastning per totalrisikoenhet i forhold til M.



(Kilde: Kompendium i Finansmarkeder (Høst 2005))

- $M^2 = (SR_p - SR_m) \cdot \sigma_m$

Hvor: $SR_p =$ porteføljens SR

$SR_m =$ markedets SR

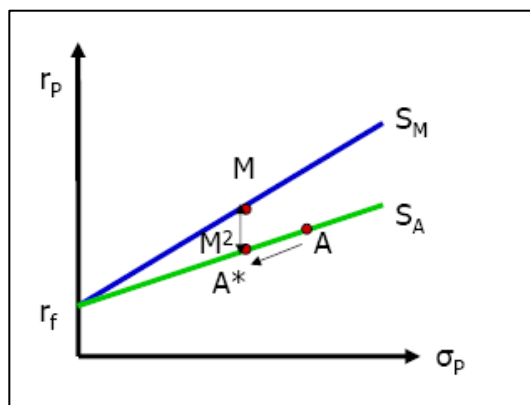
$\sigma_m =$ markedets standardavvik

Dette er en variant av SR som først ble presentert av Graham og Harvey. Senere ble den gjort populær av Leah Modigliani og hennes bestefar Franco Modigliani, derav navnet M^2 . Som SR fokuserer også dette forholdstallet på absolutt risiko. Det som skiller M^2 fra SR er at førstnevnte korrigerer for markedsavkastning og -risiko.

Figur 2.4: M^2

M^2 markert ved forskjellen i SR for M og A. Her vil M^2 være negativ. A^* angir SR_A skalert med markedsrisiko.

(Kilde: Kompendium i Finansmarkeder (Høst 2005))



"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

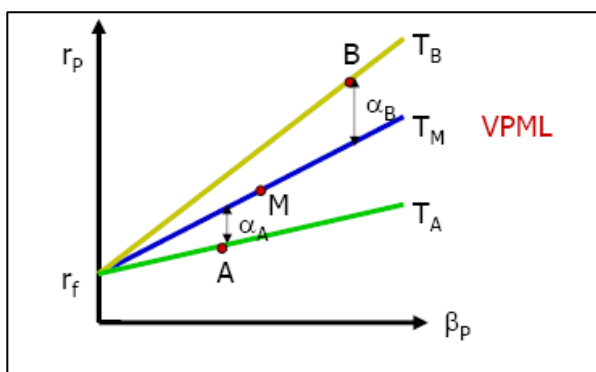
• **Treynor indeks**
$$TR = \frac{r_p - r_f}{\beta_p}$$

Hvor: β_p = samvariasjon avkastning portefølje p og markedsavkastning

I likhet med SR fokuserer man her på avkastning utover risikofri rente. Forskjellen er at man i dette tilfellet ser på meravkastning relativt til systematisk risiko i stedet for totalrisiko. Etersom man fokuserer på systematisk risiko egner Treynor indeksen (TR) seg til å evaluere porteføljer for veldiversifiserte investorer. I henhold til CAPM er det beta som forklarer den avkastningen man oppnår. Dermed vil TR kunne gi et inntrykk av porteføljer som oppnår høyere/lavere avkastning enn det beta skulle tilsi.

Figur 2.5: Treynor indeks

TR_B og TR_A er henholdsvis høyere og lavere enn TR_M . α_B og α_A angir henholdsvis mer- og mindreavkastning for portefølje B og A utover M.



(Kilde: Kompendium i Finansmarkeder (Høst 2005))

Som med SR vil det også være et problem med TR at forholdstallet i seg selv ikke gir noe inntrykk av porteføljens prestasjon. Dette kan imidlertid løses på tilsvarende måte som M^2 løser problemet med SR. Man korrigerer her for markedets beta i stedet for

σ_m . Formelen blir:
$$TR^* = \frac{(r_p - r_f) \cdot \beta_m}{\beta_p} - \frac{(r_m - r_f) \cdot \beta_m}{\beta_m}$$

$\beta_m = 1$, og vi får:¹¹
$$TR^* = \frac{(r_p - r_f)}{\beta_p} - (r_m - r_f)$$

Hvor: β_m = markedsbeta
 r_m = markedsavkastning

¹¹ Forelesningsmaterieell FIE426 (Vår 2006)

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

• **AR ratio**
$$\boxed{AR = \frac{\alpha_p}{\sigma_{\varepsilon_p}}}$$

Hvor:
$$\begin{aligned} \alpha_p &= r_p - [r_f + \beta_p \cdot (r_m - r_f)] \\ &= \text{meravkastning utover CAPM-avkastning} \\ \sigma_{\varepsilon_p} &= \text{usystematisk risiko målt ved standardavvik} \end{aligned}$$

Appraisal ratio (AR) viser alfaavkastning per enhet usystematisk risiko. Dette gir inntrykk av en forvalters evne til "stock picking".

• **IR ratio**
$$\boxed{IR_p = \frac{r_p - r_m}{\sigma(r_p - r_m)}}$$

Hvor:
$$\sigma(r_p - r_m) = \text{differanseavkastningens standardavvik}$$

Informasjonsraten (IR) fokuserer på meravkastning utover referanseindeks per standardavvik til differanseavkastningen. Nevneren blir ofte kalt aktiv risiko ("tracking error"). Gjennom å skrive om uttrykket vil man få en bedre innsikt i hva

som påvirker prestasjonsmålet:
$$\boxed{IR_p = \frac{\alpha_p + (\beta_p - \beta_m) \cdot (r_m - r_f)}{\sqrt{\sigma_{\varepsilon_p}^2 + (\beta_p - \beta_m)^2 \cdot \sigma_m^2}}}$$

Hvor:
$$\begin{aligned} \sigma_{\varepsilon_p}^2 &= \text{varians usystematisk risiko} \\ \sigma_m^2 &= \text{varians markedsrisiko} \end{aligned}$$

IR raten kan altså inneholde både alfa- og betaveddemål. Hvis forvalter ikke avviker fra referanseindeks med hensyn til betarisiko vil uttrykket bli likt AR, og slik gi et inntrykk av forvalters evne til å skape avkastning gjennom "stock picking." Har forvalter kun avviket fra referanseindeksen med tanke på betarisiko vil prestasjonsmålet gi inntrykk av den avkastning forvalter har fått i henhold til CAPM. Dersom forvalter er veldiversifisert, og ikke har påtatt seg residualrisiko vil IR raten bli lik null. Det er viktig å ta hensyn til eventuelle beta- og/eller alfaveddemål når man vurderer IR raten. En høy IR rate kan som nevnt fremkomme med bakgrunn i at forvalter har påtatt seg mer betarisiko, og dette er ingen prestasjon i seg selv da CAPM nettopp sier at det er slik risiko man vil få betalt for.

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Et annet problem med IR raten er at den kan rangere feil dersom man har negativ differanseavkastning. Når man har det vil man oppnå en negativ IR som blir mer negativ med redusert aktiv risiko. Dette kan enkelt løses ved å benytte absolutte avkastningstall for de porteføljer som har negativ differanseavkastning. Men de aktuelle porteføljene må da rangeres for seg selv, og ikke blandes med porteføljer med positiv differanseavkastning.

For å vurdere IR ratens signifikans benytter man gjerne en t-test (som forklart i kapittel 3.3):

$$t\text{-verdi} = IR \cdot \sqrt{\#\text{observasjoner}}$$

Nullhypotesen er at $IR = 0$, og en signifikant t-verdi vil dermed antyde at forvalter *ikke* har oppnådd sine resultater kun på bakgrunn av flaks.

(Kilde: Kapitalforvaltningsfoiler & Finansmarkeder foiler.)

Vi vil i kapittel 5.3 presentere M^2 , TR^* , AR og IR for årlige avkastningstall.

2.4. Atferdsfinans

Som vi nevnte i kapittel 2.1 er det en viktig forutsetning for effisiens at aktørene i gjennomsnitt er rasjonelle med tanke på fremtidige hendelser. Atferdsfinans baserer seg imidlertid på at dette ikke er tilfelle. Tilhengere av atferdsfinans mener at tradisjonell finansteori ignorerer hva mennesker baserer sine beslutninger på. Innen tradisjonell finansteori velger man å kalle fenomener som ikke stemmer overens med tilgjengelig teori for anomalier. At en investeringsstrategi basert på Bok/MV gir ekstraordinær avkastning vil være et eksempel på en slik anomali.

Tradisjonell finansteori argumenterer for at man kun får betalt for systematisk risiko, annen risiko kan som nevnt tidligere diversifiseres bort. Anomalier blir derfor forklart med at ikke alle risikoelementer er reflektert i spesifisert modell. En tilhenger av atferdsfinans vil derimot mene at grunnen til at slik investeringsstrategi gir ekstraordinær avkastning er at investorene i gjennomsnitt gjør irrasjonelle valg. Dermed kan de som baserer sine investeringsvalg på

”VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?”

rasjonalitet faktisk generere meravkastning på sikt. Bakgrunnen for at investorer gang på gang baserer sine investeringsvalg på gale forutsetninger er:

- Investorer er ikke i stand til å tolke informasjon riktig, og velger dermed gale investeringer.
- Investorer tolker informasjonen riktig, men velger likevel gale investeringer.

Dette alene vil ikke bety at markeder er ineffisiente, da arbitrasjemuligheter vil oppstå og dersom disse blir benyttet vil markedet igjen være i likevekt. Dersom prisene er riktige vil det imidlertid ikke være noen ”gratis lunsj.” Tilhengere av atferdsfinans mener omfanget av arbitrasje er begrenset, selv om mulighetene eksisterer. Dette vil medføre at selv om det tilsynelatende ikke er arbitrasjemuligheter i markedet, vil ikke dette nødvendigvis bety at markedet er effisient. Hva vil så dette bety for den forskning som er gjort på markeds-effisiens? Siden markedet ikke behøver å være effisient selv om det ikke avdekkes ekstraordinær avkastning, vil forskning som forsøker å avdekke ineffisiens være bortkastet tid ifølge atferdsfinans. (Bodie (2005))

3. Metodologi

Vi vil i dette kapittelet presentere metodiske emner som vi mener er nødvendig for å kunne tolke de resultater og den analyse vi senere vil presentere i kapittel 5 og 6. Først tar vi kort for oss fri kontantstrøm (FCF) for deretter å gjennomgå metodeverket rundt regresjon og hypotesetesting.

3.1. *Fri kontantstrøm*

Kontantstrømmer er ikke utsatt for periodiseringseffekter. Disse kan dermed lettere vurderes mer objektivt enn for eksempel resultater. Formålet med periodiseringer er å gi et bedre bilde av et selskaps nåværende økonomiske situasjon enn det selskapets kontantstrømmer alene gir. Periodiseringer gir derimot også ledelsen mulighet til subjektivt å påvirke resultatet i en retning som ikke samsvarer med selskapets økonomiske situasjon. Kreativ regnskapsføring er selvsagt ulovlig, men kravet til god regnskapsskikk i regnskapsloven (rl.) kan i enkelte tilfeller være preget av skjønnsvurderinger. Et eksempel på dette er bruken av avskrivninger. Rl. § 5-3 angir at anleggsmidler skal avskrives etter en fornuftig avskrivingsplan. Hva som er en fornuftig avskrivingsplan er mer uklart. Teoretisk sett skal avskrivninger følge kontantstrømsprofilen til aktuelt anleggsmiddel, men likevel blir lineære avskrivninger i stor grad benyttet som avskrivingsmetode selv om anleggsmiddelets kontantstrømprofil ikke fordrer bruk av denne metoden. Vi vil her kun poengtere at periodiseringer ikke nødvendigvis bare har positive sider. Hva som veier tyngst av fordelene og ulempene med periodisering er mer uklart, og har blitt diskutert i flere artikler.¹² Generelt egner kontantstrømmer og resultater seg i ulike situasjoner.

¹² For eksempel Dechow (1994) og Sloan (1996)

3.7.1. Beregning av fri kontantstrøm

Ulike kontantstrømmer kan beregnes avhengig av hva man ønsker å undersøke. I vår oppgave baserer vi oss på en tradisjonell måte å beregne kontantstrøm på, definert som:

$$(3.1) \quad \boxed{CF = [CFO] - [CAPEX]}$$

Hvor:

CF	=	kontantstrøm
CFO	=	kontantstrøm til operasjonelle aktiviteter
CAPEX	=	utgifter til kjøp av varige driftsmidler

Bakgrunnen for valg av denne kontantstrømberegningen er at denne er velegnet for å undersøke hvilke selskaper som er i stand til å generere kontantstrømmer gjennom sine driftsmessige disposisjoner. Kontantstrømmen vil dermed medføre at vi kan skille ut slike selskaper og inkludere disse i vår portefølje. Det eksisterer likevel et problem med vår kontantstrøm. På grunn av at Datastream i CAPEX inkluderer utgifter til immaterielle eiendeler når disse ikke kan separeres, vil det medføre at vår kontantstrøm kan inneholde utgifter av mer finansiell art ettersom immaterielle eiendeler ikke behøver å være av driftsmessig karakter. Norske selskaper presenterer kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter inkludert utgifter og inntekter fra finansielle aktiviteter. Vi ville i første omgang ekskludere disse effektene, men på grunn av tidsbegrensninger, samt at Sami Vähämaa argumenterte for at dette mest sannsynlig ikke ville ha noen effekt på våre resultater, valgte vi å beholde kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter slik de fremstår i årsregnskapet.

3.7.2. Utvelgelseskriterier

Utvelgelseskriteriene har blitt valgt ettersom de kan bidra til å opprette en portefølje som potensielt gir ekstraordinær avkastning. Vi vil her presentere bakgrunnen for hvorfor disse eventuelt kan bidra til sistnevnte.

$$\boxed{FCF > 0}$$

Grunnen til at dette kriteriet er tatt med er at vi ønsker selskaper i vår portefølje som er i stand til å generere positiv FCF. Positiv FCF viser at selskapene benytter seg av internt genererte kontantstrømmer for å finansiere egen vekst.

$$\frac{MV}{FCF} < \text{langsiktig median}$$

Dette utvelgelseskriteriet benyttes for å inkludere selskaper i FCF-porteføljen som synes å være gunstig priset relativt til FCF. Hackel et al. (1994, 2000) argumenterer for at investorer overfokuserer på resultatet som predikator for fremtidig avkastning. Selskaper kan dermed isolert sett synes å være rasjonelt priset i forhold til resultatstørrelser, men likevel være irrasjonelt priset i forhold til FCF.

Det er ikke slik at alle selskaper som har lav MV/FCF er gunstig priset. Penman (1991) argumenterer for at regnskapsmessig egenkapitalrentabilitet (RoE) over tid vil bevege seg mot et bransjegjennomsnitt. Bakgrunnen for dette kan forklares gjennom standard mikroøkonomisk teori. Mikroøkonomisk teori fastslår at sannsynligheten for nyetableringer i en bransje vil være stor så lenge grenseinntekten i denne bransjen er større enn grensekostnaden. Nyetableringene vil medføre lavere grenseinntekt, og alt annet likt vil dette medføre en reduksjon i de regnskapsmessige prestasjonsmålene. Dersom investorer ikke gjennomskuer sistnevnte vil det kunne medføre en feiltolking av resultatet. Eksempelvis hvis et selskap har levert et dårligere resultat enn det gjennomsnittsinvestoren ventet *kan* sistnevnte legge for mye vekt på dette resultatet. Det er viktig å presisere at vi her ikke mener hvert enkelt selskap og hver enkelt investor når dette refereres til, men fokuserer på gjennomsnittsselskapet og -investoren.

I henhold til effisiens er prisingen korrekt, og derfor skal i utgangspunktet dette kriteriet ha ingen nytteverdi. Men, som Hackel et al. (1994, 2000) og Penman (1991) argumenterer for kan det synes som om investorer overfokuserer på resultatet som predikator for fremtidig aksjeavkastning. Forutsetningen for at dette kriteriet kan gi ekstraordinær avkastning er at forholdstallet i løpet av holdeperioden øker, altså at investorene oppdager sin irrasjonelle prising av aksjen og korrigerer for dette. MV/FCF er derfor et kriterium vi benytter i forsøket på å inkludere selskaper hvis resultat har blitt feiltolket. Bakgrunnen for valg av langsiktig median er at denne antas å gi et best mulig bilde av rasjonell prising i forhold til FCF

$$\frac{TD}{FCF} < 10$$

Argumentet er at man ved anvendelse av dette kriteriet vil inkludere selskap som har relativt god evne til å innfri sine gjeldsforpliktelser, nærmere bestemt kan dekke inn sin gjeld i løpet av 10 år alt annet likt. Dette sikrer at selskaper i FCF-porteføljen har relativt liten gjeldsrisiko. Et problem med dette forholdstallet er at man ikke tar hensyn til den rentebelastning gjeld medfører. Dette er ikke noe vi vil diskutere nærmere i vår oppgave.

$$MV_t > \text{Median}_t$$

Med dette menes at vi undersøker median MV hvert år og inkluderer selskaper som har MV større enn denne medianen. Bakgrunnen for dette kriteriet er å sikre at selskaper i FCF-porteføljen har relativt god handelslikviditet. MV blir her brukt som en tilnærming til handelslikviditet. Det finnes andre mål som mer presist ville karakterisert likviditeten, som for eksempel handelsvolum. Vi benyttet likevel MV da dette er lett tilgjengelig, samt at vi fant en adekvat korrelasjon mellom handelsvolum og MV.¹³

3.2. Lineær regresjon

Ved mange anledninger kjenner man omfanget og utfallene av begivenheter man vil undersøke. Som et enkelt eksempel kan vi nevne myntkast hvor sannsynligheten for krone eller mynt hver vil være lik 50 %. I praksis er man sjelden like sikker.

Ettersom man ikke kjenner statistiske karakteristika behøver man en særskilt fremgangsmåte for å kunne forklare virkeligheten. Regresjonsanalyse brukes gjerne for dette formålet. Regresjonsanalyse beskriver og evaluerer sammenhengen mellom en gitt variabel, den avhengige variabelen (y), og én eller flere forklarende uavhengige variable (x). Den avhengige variabelen er antatt å være stokastisk, med andre ord å kunne beskrives ved en sannsynlighetsfordeling. Uavhengige variabler antas å være faste (ikke-stokastiske) verdier.

Mer formelt kjenner man ikke populasjonskarakteristikaene til en vilkårlig variabel. Sistnevnte kan ta *enhver verdi* fra et gitt utvalg. Et eksempel på en vilkårlig variabel er en aksje-

¹³ Se appendix A.1 for korrelasjonstall.

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

kurs, som er en nokså komplisert funksjon av fremtidige kontantstrømmer, diskonteringsfaktorer og tilhørende informasjon om disse. Populasjonskarakteristikaene til variabelen beskriver mulige verdier den kan ta samt sannsynlighetsfordelingen for disse. Vårt utvalg av observasjoner gir oss blant annet gjennomsnittlige verdier, hvilket blir et av våre støttepunkt for å lære noe om populasjonen.

En behøver å *estimere* én eller flere *parametere* for å kunne si noe om utvalget. Målsetningen med parameterestimering er å minimere avstanden mellom modell og virkelighet. Et eksempel på dette er den klassiske lineære regresjonsmodellen (KLRM):

$$(3.2) \quad \begin{array}{l} y_t = \alpha + \beta x_t \\ y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \end{array} \quad (\text{henholdsvis uten og med støyledd})$$

Hvor:

- y_t = avhengig (forklart) variabel ved tidspunkt t
- x_t = uavhengig (forklarende) variabel ved tidspunkt t
- α, β = estimerte regresjonsparametere
- u_t = støyledd ved tidspunkt t

Dette virker kjent. Vi har tidligere nevnt CAPM (ligning 2.3). I dette tilfellet vil CAPM kunne defineres ut ifra $y_t = E(r_i)$, $\alpha = r_f$ og $\beta x_t = \beta \cdot (E(r_m) - r_f)$.

En teoretisk modell vil altså i denne sammenheng bestå av parameterestimerer. Modellen tar sikte på å fange opp hva vi faktisk observerer (virkeligheten) på best mulig måte. Problemet består ganske enkelt av å finne parameteren(e) som passer best de observerte dataene.

Kapittel 3 hva angår økonometri er som helhet basert på kapittel 3 og 4 i Brooks om ikke annet er oppgitt.

3.7.1. Minste kvadraters metode

Minste kvadraters metode (MKM) er den mest brukte metoden for å tilpasse en linje til data-grunnlaget. Som navnet kan antyde minimerer denne metoden feilleddenes *kvadrata*avvik, altså avstanden mellom observerte data og regresjonslinjen opphøyet i annen grad. Kvadreringen av feilleddene sørger for at store avvik blir straffet mer enn mindre avvik, samt at negative avvik omgjøres til positive tall. Summen av kvadrataavvikene er gjenstand for minimering. Summen er gitt ved:

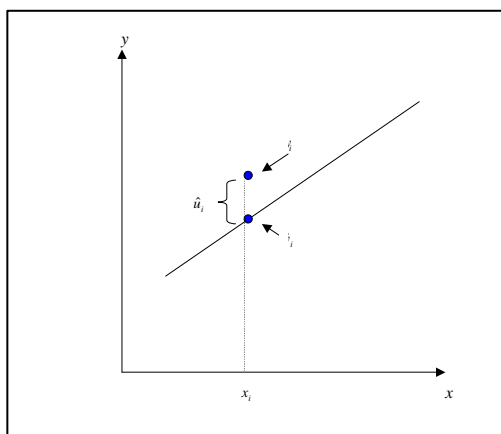
$$(3.3) \quad \sum (y_t - \hat{y}_t)^2 = \sum (y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t)^2 = \sum \hat{u}_t^2$$

Her er $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t$ den tilpassede verdien fra regresjonslinjen. Tilpassede verdier vil i det følgende være angitt ved hatter. Illustrativt kan de predikerte feilleddene \hat{u}_t se ut som følger:

Figur 3.1: MKM-predikerte feilledd

KLRM tilpassede verdier vist på regresjonslinjen. Avviket fra denne verdien gir feilleddet \hat{u}_t .

(Kilde: "Introductory Econometrics for Finance," Chris Brooks (2002))



Minimeringen utføres i praksis ved å differensiere førsteordensbetingelsene med hensyn på $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ og sette de førstederiverte lik null. Slik minimeres "residual sum of squares," eller $\sum \hat{u}_t^2$ for å finne verdier som minimerer residualsommen for å finne linjen som minner mest om datautvalget. Løsningen på førsteordensbetingelsene kalles koeffisientestimatorene, og er gitt ved:

$$(3.4) \quad \hat{\beta} = \frac{\sum x_t y_t - T\bar{x}\bar{y}}{\sum x_t^2 - T\bar{x}^2}$$

$$(3.5) \quad \hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{x}$$

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Hvor: \bar{y} = gjennomsnittlig verdi avhengig variabel
 \bar{x} = gjennomsnittlig verdi uavhengig variabel
T = utvalgsstørrelse

Av ligning (3.5) ser vi at regresjonslinjen vil gå gjennom observasjonenes gjennomsnitt, ensbetydende med at punktet (\bar{x}, \bar{y}) ligger på regresjonslinjen. Av ligning (3.4) og (3.5) ser vi samtidig at man kan alltid finne to parametere, $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$, som passer best gitt vårt datautvalg. Det er denne optimeringsmetoden som er kjent som MKM.

3.7.2. Forutsetninger og egenskaper

Det er imidlertid en rekke antagelser som ligger til grunn for å kunne anvende lineær regresjon hensiktsmessig. Vi vil i de neste avsnittene gå nærmere inn på viktige forutsetninger og egenskaper som ligger forankret i metodologien.

3.2.2.1. Den klassiske lineære regresjonsmodellen

Den klassiske lineære regresjonsmodellen gitt ved ligning (3.2) baseres på visse grunnleggende antagelser. Avhengig variabel kan uttrykkes som en funksjon av et sett uavhengige variable, hvor funksjonen er lineær i ukjente koeffisienter eller parametere, og et feilledd. Koeffisientene er antatt å være konstante, men ukjente. Brudd på denne antagelsen gir følgelig en feilspesifisert modell. Forklaringsvariablene skal være innbyrdes lineært uavhengige. Antall observasjoner skal være større enn antall uavhengige variabler, hvor intet eksakt forhold mellom sistnevnte skal forekomme. Problemer av en slik art kalles multikolaritet.

Videre antagelser er gjort med hensyn til generering av feilleddene u_t , dette ettersom uavhengig variabel x_t er observerbar, men avhengig variabel y_t vil også henge sammen med feilleddet, som ikke er observerbart. Antagelser vedrørende feilleddene og tilhørende fortolkning er gjengitt i tabell 3.1.

Tabell 3.1: Antagelser vedrørende feilledd og fortolkning

	Antagelser	Betydning	Konsekvenser ved brudd
1)	$E(u_t) = 0$	Feilleddene har forventning lik null	Trivielt
2)	$\text{Var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$	Feilleddenes varians er konstant og endelig over alle verdier av x_t	Heteroskedastisitet
3)	$\text{Cov}(u_i, u_j) = 0, i \neq j$	Feilleddene er statistisk uavhengige av hverandre	Seriekorrelasjon
4)	$\text{Cov}(u_t, x_t) = 0$	Det finnes ingen sammenheng mellom feilleddene og forklaringsvariablene	Endogenitet
5)	$u_t \sim N(0, \sigma^2)$	Feilleddene er normalfordelte	Inferensproblematikk

De fem antagelsene er påkrevd for å vise at MKM har de gunstige egenskapene som vi om litt skal beskrive. En parallell trekkes også mot koeffisientestimatenes validitet, som vi kommer tilbake til i avsnittet om hypotesetesting.

3.2.2.2. Gauss-Markov teoremet

Når antagelsene ovenfor holder, forteller Gauss-Markov teoremet oss at estimatorene $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ bestemt av MKM vil ha fordelaktige egenskaper. De fordelaktige egenskapene er godt kjent i økonometrien som BLUE:

B – Best	[Beste]
L – Linear	[Lineære]
U – Unbiased	[Forventningsrette]
E – Estimator	[Estimator]

”Estimator” står for at $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er estimatorer av den sanne verdi av α og β . ”Best” betyr at MKM-estimatoren $\hat{\beta}$ har minst varians blant klassen av alle lineære forventningsrette estimatorene, også kalt referansemengden. ”Linear” viser til at estimatorene $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er lineære kombinasjoner av en vilkårlig variabel, i vårt tilfelle y . ”Unbiased” sier oss at i gjennomsnitt vil de faktiske verdiene av $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ være lik deres sanne verdier. De vil altså være forventningsrette. Vi går i det neste gjennom egenskapene mer i detalj.

Konsistens

MKM-estimatorene vil konvergere til deres sanne verdi når utvalgsstørrelsen (T) går mot uendelig, jamfør loven om store tall, gitt uavhengige trekk. Konsistens er derfor en asymptotisk egenskap. Algebraisk kan man fremstille dette som følger:

$$(3.6) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \Pr \left[\left| \bar{\beta} - \beta \right| > \delta \right] = 0, \quad \forall \delta > 0$$

Uttrykket sier at sannsynligheten for at betaestimatoren er større enn en vilkårlig fast avstand δ fra dens sanne verdi, går mot null. Dette vil innfries når utvalgsstørrelsen går mot uendelig.

Forventningsretthet

Om MKM-estimatorene er forventningsrette vil de gjennomsnittlig være lik deres sanne verdier, vist ved:

$$(3.7) \quad E(\hat{\alpha}) = \alpha \quad \text{og} \quad E(\hat{\beta}) = \beta$$

Slik vil det ikke forekomme noen systematisk over- eller underestimering av de sanne koeffisientene. Forventningsretthet krever i tillegg at feilleddenes forventning er lik null (antagelse 1) ovenfor), og er derfor en strengere betingelse en konsistens siden den holder for både små og store utvalgsstørrelser.

Effisiens

En effisient estimator av en parameter har minst varians enn samtlige andre estimatorer. Den "beste" estimatoren har minst sannsynlighet for å avvike fra sin sanne parameterverdi. Sannsynlighetsfordelingen er slik sett smalt spredt rundt denne.

3.7.3. Konsekvenser og behandling av brudd

I det følgende tar vi for oss konsekvenser av brudd på de omtalte forutsetninger og egenskaper gjort vedrørende den klassiske lineære regresjonsmodellen. Vi vil også kort ta for oss hvilke tiltak som generelt kan gjøres for å behandle eventuelle følger av slike brudd. Viser til kapittel 6.1 for en drøfting av vårt datamateriale i forbindelse med denne problematikken.

Hvert enkelt brudd kan sies å oppstå som enhver kombinasjon av tre problemer:

- Koeffisientestimatene er feil
- Tilhørende standardfeil er feil
- Antatt fordeling er upassende

Vi vil nå ta for oss antagelsene i tabell 3.1, for deretter å diskutere feilspesifikasjon og multikolaritet.

Antagelse 1) $E(u_t) = 0$

Feilleddenes forventning er antatt å være lik null. Dette er nærmest en triviell antagelse i denne sammenheng, siden den aldri vil være brutt så lenge man inkluderer en konstant i regresjonslikningen. Vi har brukt benevnelsen α som konstant i tidligere eksempler. Å utelate et konstantledd bringer ulike problemer inn på banen. Herunder kan vi nevne at forklaringsgraden (R^2) faktisk kan bli negativ i et slikt tilfelle. Dette kommer av at regresjonslinjen blir ”tvunget” gjennom origo. Mest alvorlig er det at estimerer på stigningskoeffisienten ($\hat{\beta}$) blir skjeve.

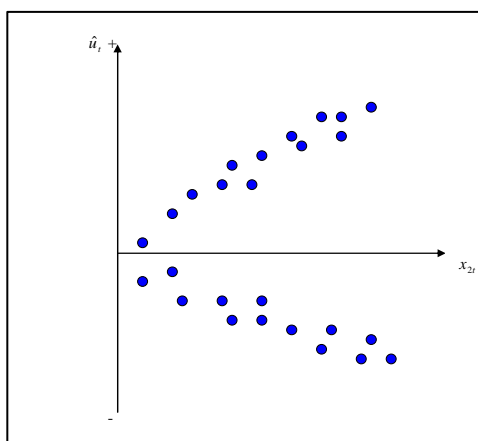
Antagelse 2) $\text{Var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$

Når feilleddenes varians er konstant har man homoskedastisitet. Dersom man ikke har konstant varians kalles dette heteroskedastisitet. Heteroskedastisitet innebærer at MKM fremdeles gir forventningsrette estimerer, men er ikke lenger den mest effektive estimatoren. Det er lettere å forstå heteroskedastisitet ved å se på et plott av residualverdier mot en forklarende variabel:

Figur 3.2: Heteroskedastisitet

Observasjoner ligger spredt rundt gjennomsnittet, men avstanden øker. Variansen øker over tid mens gjennomsnittet likevel er konstant.

(Kilde: "Introductory Econometrics for Finance," Chris Brooks 2002)



Heteroskedastisitet kan altså avdekkes ved å betrakte slike enkle plott, men det vil i de fleste tilfeller være vanskelig eller umulig å på denne måten oppdage fenomenet. Dette kommer av at en sjelden kjenner formen på heteroskedastisiteten og at variansen ikke nødvendigvis øker systematisk. Statistiske tester kan være av relevans, hvor vi kan nevne blant annet "White's general test for heteroscedasticity."

Om man benytter MKM med tilstedeværelsen av heteroskedastisitet er ikke koeffisient-estimatene lenger BLUE. Inferens basert på dette vil da kunne gi spuriøse konklusjoner. Derfor bør man i enkelte tilfeller behandle heteroskedastisitet ved å bruke alternative estimeringsmetoder, eksempelvis "Generalised Least Squares (GLS).

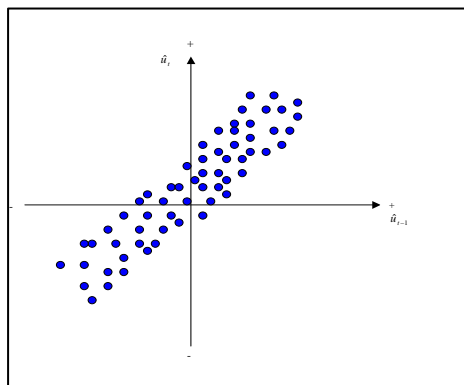
Antagelse 3) $\text{Cov}(u_i, u_j) = 0, \quad i \neq j$

Antagelsen sier at kovariansen mellom feilleddene over tid eller innbyrdes skal være lik null, følgelig vil feilleddene være ukorrelert med hverandre. Skulle det vise seg at dette ikke er tilfellet vil det betegnes som "autokorrelasjon" eller "seriekorrelasjon." Grafisk kan man oppdage autokorrelasjon ved å plote feilleddene over tid og se etter mønster. En annen mulighet er igjen å bruke statistisk programvare. Durbin-Watson (DW) kan være nyttig her, med samme begrunnelse som før at grafiske plott er vanskelig å fortolke. DW tester for førsteordens autokorrelasjon, og er den enkleste testen for emnet. Det behøves en forståelse for forsinkede (laggede) variabler før vi forklarer dette mer inngående.

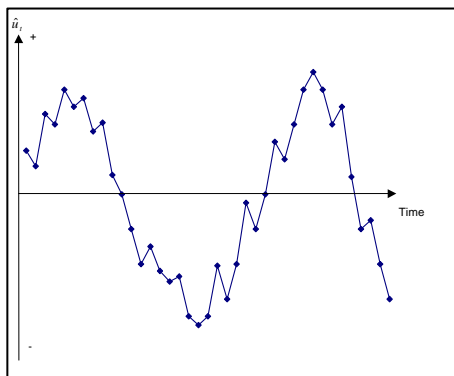
Den laggede verdien av en variabel er den forrige periodes verdi av samme variabel. Også her er det nyttig å studere feilleddene grafisk. Vi gjengir derfor autokorrelasjonskonseptet med stereotypiske illustrasjoner som følger. Figur 3.3-3.5a og b viser henholdsvis feilledd vs. lagget feilledd og feilledd over tid.

Positiv autokorrelasjon

Figur 3.3a: Første laggede feilledd

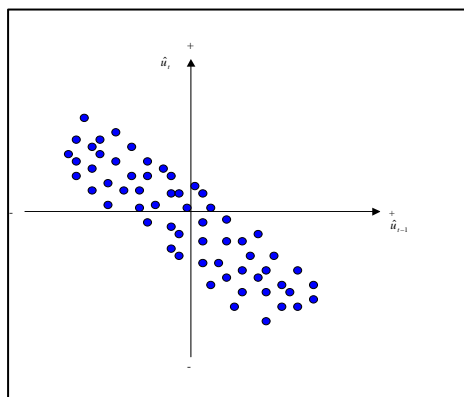


Figur 3.3b: Feilledd over tid

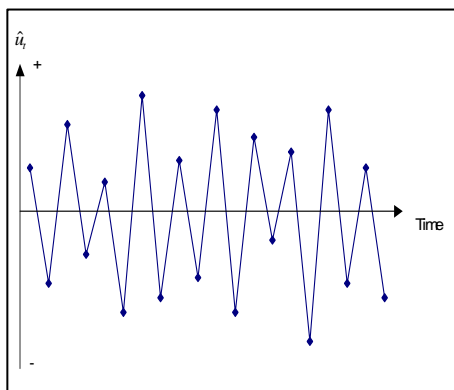


Negativ autokorrelasjon

Figur 3.4a: Første laggede feilledd

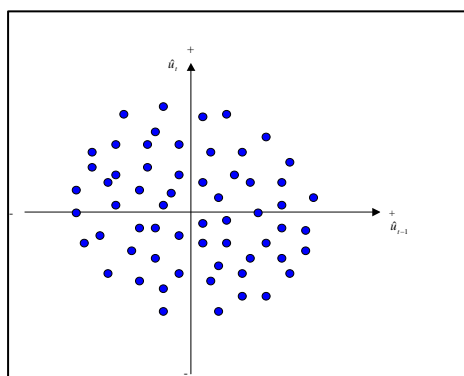


Figur 3.4b: Feilledd over tid (Skifter fortegn)

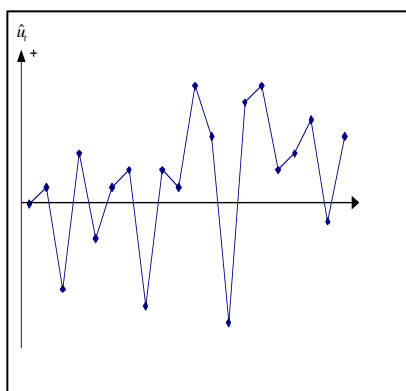


Ingen autokorrelasjon

Figur 3.5a: Første laggede feilledd



Figur 3.5b: Feilledd over tid (Intet mønster)



(Kilde: "Introductory Econometrics for Finance," Chris Brooks (2002))

DW tester sammenhenger mellom feilledd ved regresjon, hvor nullhypotesen er ingen sammenheng mellom feilleddene.

$$(3.8) \quad \boxed{u_t = \rho u_{t-1} + v_t, \quad H_0 : \rho = 0 \text{ og } H_A : \rho \neq 0}$$

Residualen v_t antas å være $\sim N(0, \sigma_v^2)$, jmfør antagelse 5).

Konsekvenser av å ikke ta hensyn til autokorrelasjon er tilsvarende som for heteroskedastisitet. Koeffisientestimatene er fremdeles forventningsrette, men ineffisiente selv ved større datautvalg. Positiv autokorrelasjon i feilleddene gjør at MKM vil underdrive sann varians, som kan føre til type 1-feil: Å forkaste en nullhypotese som er korrekt. (Type 2-feil er å ikke forkaste en falsk nullhypotese.) Forklaringsgraden vil også øke i en slik situasjon. En behandlingsmetode for autokorrelasjon er den tidligere nevnte GLS.

Antagelse 4) $\boxed{\text{Cov}(u_t, x_t) = 0}$

Det antas at forklaringsvariablene ikke er korrelert med feilleddene. Dette er en heldig egenskap som gir konsistente og forventningsrette MKM-estimatorer selv i nærvær av stokastiske forklaringsvariable. En alternativ og *strengere* antagelse til denne er at x_t er ikke-stokastisk eller fast i gjentatte utvalg. Resultatet av brudd på antagelse 4) er endogenitet.

Den viktigste kilden til endogenitetsproblemet er mangelen på kontrollerte eksperimenter. Andre kilder er utelatte variabler og målestøy. Det bør imidlertid nevnes at fokus på endogenitet er av mindre betydning i finansiell økonometri. Emnet grenser også mot simultanitetsproblemet. Dette oppstår når flere variabler bestemmes samtidig i et større system, og at variablene påvirker hverandre gjensidig.

Antagelse 5) $\boxed{u_t \sim N(0, \sigma^2)}$

Feilleddene antas å være normalfordelt med forventning null og konstant varians σ^2 . Oppfyllelse av antagelse 5) er den ideelle situasjonen hvor eksakt inferens kan gjøres ved blant annet en t-test, hvilken vi senere anvender og omtaler under hypotesetesting. Normalfordelte feilledd gir grunnlag for den gode egenskapen vi tidligere har benevnt "Best." Egenskapen gir effisiente MKM-estimatorer, hvilke har minst varians blant *alle* forventningsrette estimatorer.

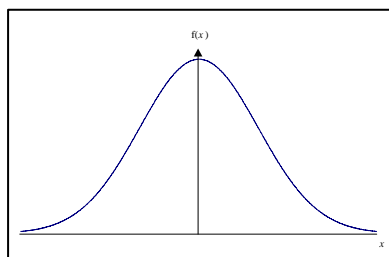
"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

En normalfordeling kjennetegnes av to momenter, hvilke er:

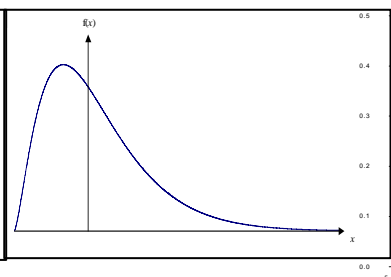
- forventning og
- varians.

Normalitetsantagelsen kan avdekkes ved å plote residualene i et histogram, hvor den tradisjonelle kurven ved normalfordeling vil være symmetrisk rundt gjennomsnittet og karakteriseres som mesokurtisk eller "klokkekurvet." Er den ikke det antyder dette skjevhet. Enda bedre vil det være å vurdere residualene mot deres normalscore. Kurtose angir hvor fete halene på fordelingen er, hvis normale verdi gitt normalfordeling vil være tre. En fordeling med fete haler og spiss topp kalles leptokurtisk, og er sagt å i større grad karakterisere finansielle tidsserier. Alternativet er platykurtisk, hvor halene er tynnere og mer vekt legges rundt gjennomsnittet. Begge har dog samme gjennomsnitt og varians. Viser til figurene 3.6a, b og c for å illustrere det nevnte.

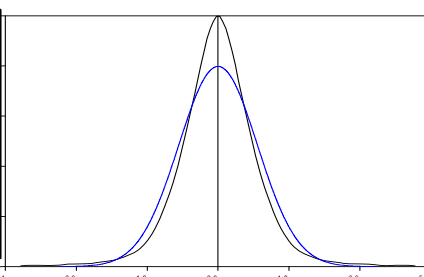
Figur 3.6a:
Normalfordeling



Figur 3.6b:
Skjevfordeling



Figur 3.6c: Leptokurtisk vs. normalfordeling



(Kilde: "Introductory Econometrics for Finance," Chris Brooks 2002)

Formelle tester er også et alternativ for å undersøke normalitetsantagelsen, hvor vi nevner Bera-Jarque sin normalitetstest for hvorvidt skjevhetkoeffisientene og overskytende kurtose er lik null.

Problemene som oppstår om man mistenker ikke-normalitet er omdiskutert. En mulighet er å bruke estimeringsmetoder som ikke antar normalfordeling. Resultatene av en slik metode vil kunne være vanskelig å fortolke, så i praksis skal det mye til før MKM ikke tas i bruk. Data-grunnetlagets størrelse kan ofte kompensere for manglende normalitet. Ifølge sentralgrenseteoremet vil resultater fra tester med utgangspunkt i store utvalg typisk følge tilsvarende resultater som tilfellet hadde vært dersom normalitetsantagelsen var tilfredsstillende.

Økonomiske data inneholder gjerne noen få ekstreme observasjoner som kan forårsake forkastelse av normalitetsantagelsen. Slike ”outliers” finnes i halen i feilleddsfordelingen, og det kan i enkelte tilfeller være hensiktsmessig å oppheve disse. Metoder som da ofte benyttes er winsorizing, trimming og bruk av dummyvariabler. Om man bør ekskludere ”outliers” blir alltid en avveining mellom å tilfredsstille antagelse 5) og å miste forklaringsgrad i modellen.

Feilspesifikasjon

Vi baserer oss i denne utredning på anerkjente modeller (CAPM og Fama & Frenchs trefaktormodell) hva angår spesifisering. Derfor har vi ikke funnet det berettiget å foreta en undersøkelse på hvorvidt modellene er riktig spesifisert eller ikke. Imidlertid vil vi nevne at spesifiseringsfeil kan komme av eksempelvis utelatelse av en relevant eller inkludering av en irrelevant uavhengig variabel. Utelatelse av en viktig variabel medfører at estimerte koeffisienter på alle andre variabler vil være forventningsskjev og inkonsistent om ikke den utelatte variabelen er ukorrelert med alle andre inkluderte variable. Uavhengig om korrelert eller ikke vil estimatet for konstantleddet bli forventningsskjevt, og enhver prognose med utgangspunkt i modellen vil derfor også være forventningsskjev. Inkludering av en irrelevant variabel gjør at koeffisientestimatorene fremdeles er konsistente og forventningsrette, men ikke lenger effisient. Standardfeilene vil altså inflateres relativt til verdier ut ifra en riktig spesifisert modell. Eventuelt vil andre variabler som før var marginalt signifikante ikke lenger være signifikant når en irrelevant variabel legges til.

Et annet problem er ikke-linearitet. Ikke-linearitet i parametrene kan være av høyere orden, hvor Ramsey's (1969) RESET test kan avdekke feilspesifiseringer av slik art. Ikke-konstante parametere i datainnsamlingsperioden gir heller ikke grunnlag for valide resultater. For sistnevnte vil Chow sin test (analyse av varians) og ”predictive failure” tester være nyttig.

Multikolaritet

Når forklaringsvariablene er ukorrelert med hverandre sies de å være ortogonale. I et slikt uvanlig tilfelle vil ekskluderingen/inkludering av en variabel fra/til regresjonsligningen ikke påvirke verdien av koeffisientene til de andre variablene. Korrelasjonsforholdet mellom slike variabler vil i praksis sjelden være lik null. Problemene oppstår først når forholdet er stort, hvilket problem er kjent som *multikolaritet*. Det skilles mellom *perfekt* multikolaritet og *nær* multikolaritet. Ved tilstedeværelsen av perfekt multikolaritet er det ikke mulig å estimere alle koeffisientene i modellen. Perfekt multikolaritet vil som regel kun fore-

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

komme når samme forklaringsvariabel har blitt inkludert to ganger i en regresjon. Nær multikolinearitet er følgelig en større trussel, ettersom denne er vanskeligere å oppdage. Et annet problem er at det ikke er eksakt definert hva nær multikolinearitet er. En enkel måte å undersøke for multikolinearitet er å se på en korrelasjonsmatrise for de ulike variablene. Høy korrelasjon tyder på kovariasjon mellom de aktuelle variablene. Sammenhenger mellom sammensatte variabler er vanskeligere å avdekke enn parvis kovariasjon.

Problemer av å overse nær multikolinearitet dukker opp i form av en høy forklaringsgrad, men samtidig inflaterte standardfeil blant koeffisientene. Regresjonen vil følgelig se god ut sett i ett, men de tilhørende variablene vil ikke være signifikante. Regresjonen vil være ømfintlig for endret spesifisering, men dette er som nevnt ikke et relevant diskusjonsemne for vår oppgave. Likevel advarer vi om at slike problemer gir vide konfidensintervall, og vil derfor lettere kunne gi upålitelige resultater ved signifikanstesting.

Noen argumenterer for at problemet med multikolinearitet ikke ligger hos estimeringsmetoden, men finnes i selve datagrunnlaget. Slik sett kan en mulig løsning være å ignorere nær multikolinearitet, men fortrinnsvis øke kvantiteten av data for å redusere standardfeilene. Dette kan gjøres om modellen ellers er passende. Mer spesifikt er dette når modellen er passende statistisk sett, samt at koeffisientene er av en tilstrekkelig størrelsesorden og har egnet fortegn. Andre mulige løsninger er å fjerne en kolineær variabel eller transformere variablene til eksempelvis et forholdstall av flere variable.

Tilstedeværelsen av nær multikolinearitet trenger ikke nødvendigvis å medføre at t-verdier for variabler (som uten multikolinearitet tilstede ville vært signifikante) reduseres til et ikke signifikant nivå. MKM-estimatoren vil i et slikt tilfelle fremdeles være BLUE. Det vil imidlertid være vanskelig å oppnå lave standardfeil. Dette vil dog ikke ha betydning dersom modellens formål er å gi en prognose, hvor eventuelt multikolinearitet også i fremtiden vil være tilsvarende som ved prognosetidspunktet.

3.3. Hypotesetesting

Vi vil nå forklare tankegangen bak statistisk inferens. Siden man som nevnt i kapittel 3.2 ikke kjenner populasjonskarakteristikaene som beskriver den sanne sammenheng mellom variabler, fokuseres det heller på sannsynlige populasjonsverdier fra de estimerte regresjonsparametrene. Målsetningen i vårt tilfelle er å bestemme hvorvidt koeffisientestimatene og forventninger ut ifra finansiell teori stemmer overens i en statistisk kontekst. For dette formålet bruker vi hypotesetesting. Det finnes alltid to relaterte hypoteser:

- H_0 : nullhypotesen vi faktisk tester, og
- H_A : alternativhypotesen som representerer andre utfall enn nullhypotesen.

Også dette emnet berører antagelsene knyttet til å få valide resultater. Normalitetsantagelsen (antagelse 5)) er mest sentral, som innebærer at kun gjennomsnitt og varians inngår i en ellers komplisert algebraisk utregning. Forklart variabel y_t vil også antas å være normalfordelt siden denne henger sammen med feilleddet som antas normalfordelt. Ytterligere er MKM-estimatorer lineære kombinasjoner av de vilkårlige variablene, derfor kan man også anta:

$$(3.9) \quad \hat{\alpha} \sim N(\alpha, \text{var}(\alpha)) \quad \text{og} \quad \hat{\beta} \sim N(\beta, \text{var}(\beta))$$

Med andre ord vil koeffisientestimatene være normalfordelte. Dette kan faktisk være tilfellet selv om feilleddene ikke følger en normalfordeling dersom datautvalget er forholdsvis stort, samt at resten av antagelsene rundt KLRM holder.

Selve testingen skjer ved å konstruere standard normale variable med utgangspunkt i $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ ved å trekke gjennomsnittet fra disse, for deretter å dividere verdien med roten av de *normale* koeffisientenes varians. Siden man ikke kjenner de sanne koeffisientverdiene brukes standardfeilen til de *estimerte* koeffisientene. Slik presenteres vi opplagt for mer usikkerhet. Vi må også ta hensyn til at testing gjøres med basis i en t-fordeling med $T-2$ frihetsgrader for KLRM, hvor T er utvalgsstørrelsen og 2 er antall forklarende parametere. Vi skriver det som:

$$(3.10) \quad \frac{\hat{\alpha} - \alpha}{\text{SE}(\hat{\alpha})} \sim t_{T-2} \quad \text{og} \quad \frac{\hat{\beta} - \beta}{\text{SE}(\hat{\beta})} \sim t_{T-2}$$

Det finnes en forbindelse mellom t- og normalfordeling, hvor t-fordelingen bruker antall frihetsgrader som parameter. T-fordelingen karakteriseres av å være mer leptokurtisk enn normalfordelingen (se figur 3.6c). I grensetilfellet vil t-fordelingen være normal, det vil si når $t_{\infty} = N(0,1)$. Normalfordeling kan derfor sees på som et særtilfelle av t-fordelingen. Kritiske verdier, som er viktige ved testing av hypoteser, synker når utvalget (og samtidig frihetsgradene) øker. Vi ser da at små utvalg innebærer at man behøver større t-verdier i absolutt forstand for å pålitelig kunne forkaste den aktuelle nullhypotese.

I forbindelse med testing av hypoteser kan man benytte seg av to ulike fremgangsmåter:

- Signifikanstesting
- Konfidensintervall

Disse to metodene er ekvivalente, og vil gi den samme konklusjonen. For å vurdere hypotesene benytter vi oss av fremgangsmåten for signifikanstesting. Et viktig punkt når man skal gjennomføre hypotesetest er om testen er én eller tosidig. Valget må tas ut i fra hva man ønsker å teste, hvor et godt utgangspunkt kan være eksempelvis økonomisk teori. Vi viser igjen et eksempel med utgangspunkt i KLRM.

Eksempel 3.1: Tosidig hypotesetest av beta

Kort oppsummert har man til nå estimert $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$, samt standardfeilene $SE(\hat{\alpha})$ og $SE(\hat{\beta})$ til disse på tidligere nevnt måte. Vi vil teste betaverdien, og den typiske nullhypotesen vil være at den er lik markedsporteføljen som har $\beta = 1$. Følgelig tester vi:

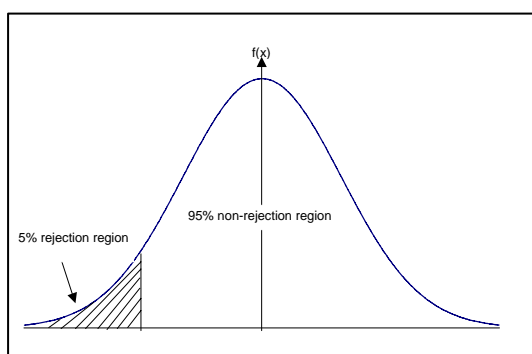
$$(3.11) \quad \text{Teststatistikk: } \frac{\hat{\beta} - 1}{SE(\hat{\beta})}, \quad H_0: \hat{\beta} = 1, \quad H_A: \hat{\beta} \neq 1$$

Alternativhypotesen viser at testen utføres tosidig, siden man ikke har noen preferanser for i hvilken retning beta avviker fra én. T-fordelingen har T-2 frihetsgrader hvor vi drøfter signifikansnivået ut ifra kritiske verdier av teststatistikken vist over. Vanlige nivåer er 5 %, 10 % og gjerne 1 %, som betyr at det er henholdsvis 5 %, 10 % og 1 % sannsynlighet for feilaktig å forkaste en riktig nullhypotese. Forkastelse av nullhypotesen på 1 %-nivå vil følgelig gi mer robuste resultater enn forkastelse på nivåene 5 % og 10 %. En tosidig illustrasjon er gjengitt i figur 3.7b.

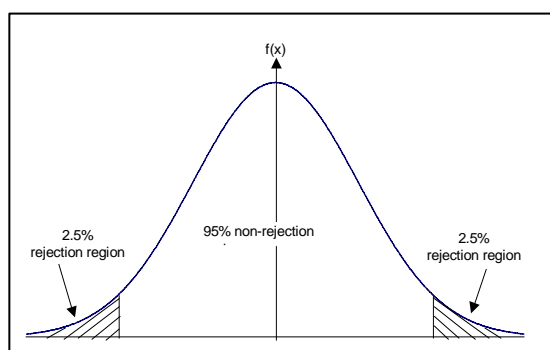
"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Tommelfingerregler angir en t-verdi lik to som signifikant for en tosidig test på 5 %-signifikansnivå, men nøyaktige verdier kan hentes fra t-fordelingstabeller. Eksakt signifikansnivå, eller p-verdiene, kan imidlertid regnes ut, og fremtrer som det skraverete området i figurene nedenfor. Lave p-verdier (eller høye absolute t-verdier), innenfor testens ramme, gir oss *statistisk signifikante* resultater. Skillet mellom én- og tosidig testing illustreres som følger:

Figur 3.7a: Énsidig hypotesetest¹⁴



Figur 3.7b: Tosidig hypotesetest



(Kilde: "Introductory Econometrics for Finance," Chris Brooks (2002))

Vi ser at én- og tosidig hypotesetest avviker fra hverandre ved å legge ulik vekt på halene, gitt samme 95 % signifikansnivå i dette eksempelet. Slik forstår vi at en énsidig test kan betegnes som en test av fortegn, mens en tosidig angir avvik fra nullhypotesen.

¹⁴ Énsidig hypotesetest kan også testes for øvre hale, det vil si alternativhypotese med motsatt fortegn.

4. Datagrunnlag og metode

Vi vil i dette kapittelet beskrive vårt datagrunnlag, og vår metodiske fremgangsmåte med tanke på datainnsamling og risikojusteringer. Bakgrunnen for de valg vi har gjort vil også bli gjennomgått.

4.1. Beskrivelse av datagrunnlag og metode

I forbindelse med innsamling av data har vi benyttet Datastream Advance 4.0, Børsprosjektet og Amadeus ved NHH, samt OSE. Datastream har vi benyttet for å frembringe regnskapstall for perioden 1994-2004, mens Børsprosjektet og Amadeus har blitt benyttet for å generere kursdata. I tillegg ble Børsprosjektet og OSE brukt for å beregne markedsverdier på tidspunktet for porteføljeoppretting 30.juni, samt per 31.desember. For å beregne betaverdier, SMB- og HML-parametere har vi benyttet Microsoft Office Excel.

Vi har benyttet samme fremgangsmåte for valg av utvelgelseskriterier som Jokipii og Vähämaa (2006) benyttet i sin studie på finske data. Utvelgelseskriteriene vi har benyttet er:¹⁵

K1. $\boxed{FCF > NOK 0}$

K2. $\boxed{\frac{MV}{FCF} < 13}$ ¹⁶

K3. $\boxed{\frac{\text{Total Debt}}{FCF} < 10}$

K4. $\boxed{MV_t > \text{Median}_t}$

Tidsperioden vi bestemte oss for å undersøke var 30.06.1995-30.06.2006. Denne perioden har vi valgt fordi vi ønsker å se om offentliggjøringen av forskningsartikler¹⁷ knyttet til FCF-anomalien har påvirket den dokumenterte ekstraordinære avkastningen. Ved nærmere studier

¹⁵ Bakgrunnen for valg av utvelgelseskriteriene er presentert i kapittel 3.1.2.

¹⁶ Dette er medianverdien for hele tidsperioden for alle selskaper som har $FCF > 0$.

¹⁷ For eksempel Hackel et al. (1994)

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

av Jokipii og Vähämaa (2006) ser man at FCF-strategien presterer spesielt bra når markedet gjør det dårlig. Et aksjekrakk som man opplevde når IT-boblen sprakk er ikke å regne som "dagligdags" i aksjemarkedet. Ved å inkludere flere år etter aksjekrakket vil vi derfor få en bedre oversikt over hvordan FCF-strategien gjør det i mer normale tilstander i aksjemarkedet. Det viser seg også at perioden 6/93-5/94 er viktig for suksessen til investeringsstrategien. Vil ekskludering av denne perioden ha betydning for investeringsstrategiens suksess på våre data?

Norske og finske regnskapsregler er tilnærmet like med tanke på periodiseringer. Begge er innrettet mot å gi et så godt mulig bilde av resultatet som et historisk-kost basert regnskap kan gjøre. At regnskapsreglene i liten grad varierer mellom Norge og Finland trekker i retning av at vi kan få tilsvarende resultater som Jokipii og Vähämaa, men siden selskapene på de ulike børsene er forskjellige kan dette ha en innvirkning på resultatet. Det vil også være interessant å se på om markedet priser inn informasjon gitt i forskningsartikler

FCF-porteføljen ble opprettet 30.juni hvert år i perioden 1995-2005. Bakgrunnen for valg av opprettelsesdato er at vi ønsker at regnskapstallene skal være priset inn før vi oppretter porteføljen. Etter regnskapsloven § 3-1 skal "(å)rsregnskapet og årsberetningen fastsettes senest seks måneder etter regnskapsårets slutt." Børsforskriften angir at foreløpig årsregnskap skal sendes børsen straks, det vil si innen tre måneder etter regnskapsslutt. Dette er imidlertid ikke revidert og dermed mindre pålitelig. Vi ønsket derfor å basere oss på reviderte årsregnskap, og valgte av den grunn 30.juni som dato for porteføljeoppretting. Valget kan sies å være noe konservativt ettersom de fleste selskaper på Oslo Børs presenterer årsregnskapet allerede i perioden mars til mai. For å inkludere flest mulige selskaper med regnskapsinformasjon reflektert i aksjekursen valgte vi likevel 30.juni som dato for porteføljeoppretting.

Motargumentet mot å velge et så sent porteføljeopprettingstidspunkt er at markedsverdiene kan bli mer influert av støy. Vi baserer vår investeringsstrategi på regnskapsstørrelser, og det er derfor viktig at MV i størst mulig grad reflekterer verdirelevant informasjon knyttet til regnskapsstørrelser på tidspunkt for porteføljeoppretting. Mer spesifikt ønsker vi i minst mulig grad at selskapenes MV skal være påvirket av irrelevante faktorer på dette tidspunktet. Dette er viktig siden MV inngår i utvelgelseskriteriene. Hva som er irrelevante faktorer er ikke åpenbart. Markedet priser jo i teorien all relevant informasjon korrekt. Vi har benyttet valgt tidspunkt fordi vi mener at sannsynligheten for at MV er mye influert av støy er relativt liten på dette tidspunktet.

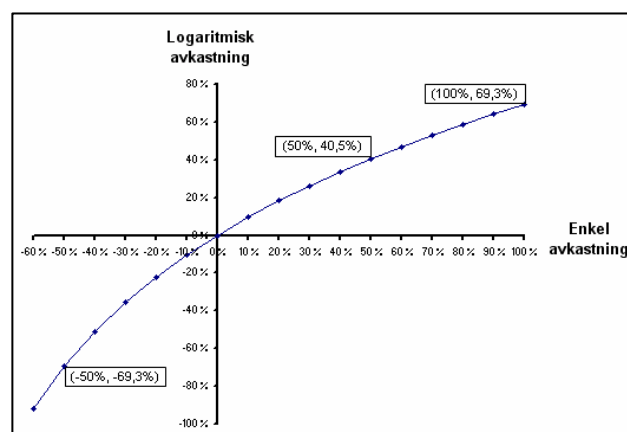
”VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?”

Porteføljen består av selskaper som presenterte regnskapstall og som hadde MV per 30.06.xx, samt at de selvfølgelig måtte tilfredsstillte utvelgelseskriteriene de aktuelle år. Selskaper uten nødvendig regnskapsinformasjon ble derfor fjernet fra utvalget.¹⁸ Selskaper i porteføljen som i holdeperioden ble strøket fra børsen har vi tatt hensyn til ved å reinvestere deres avkastning frem til strykning med lik vekt i gjenværende selskaper (vektet portefølje). Dette ble i første omgang gjort på årlige data. Vi har i tillegg beregnet avkastning for porteføljer uten å ta hensyn til strykninger, herunder sletting av selskaper som forsvinner i perioden (uvektet portefølje). På grunn av liten forskjell i avkastning mellom disse porteføljene har vi ikke beregnet vektete avkastningstall for månedlige observasjoner.

På grunn av at vårt datautvalg er relativt lite har vi lagt mye arbeid i å undersøke eventuelle ”outliers.” Vi har derfor ikke benyttet oss av trimming og lignende for å tilnærme oss normalitetsantagelsen. Ved undersøkelse av ”outliers” avdekket vi vesentlige uregelmessigheter i databasen Amadeus.¹⁹ Dette gjelder antall utestående aksjer, og hadde derfor innvirkning på vår beregning av markedsverdi. Måten vi løste dette på var å sammenligne med markedsverdier hentet fra www.ose.no,²⁰ og korrigere de markedsverdier som ikke samsvarte med markedsverdier fra Amadeus. Tilnærmingen til normalitetsantagelsen har blitt foretatt ved å beregne avkastningstall logaritmisk. Bakgrunnen for dette er at avkastningstall ofte er høyreskjevt fordelt. Ved å benytte logaritmisk avkastning vil man komme nærmere en normalfordeling. Som vi var inne på i kapittel 3.2.2 er dette en viktig antagelse for regresjonsanalyse. Bruk av logaritmisk avkastning vil samtidig gi mer konservative resultater for en porteføljes avkastning enn enkel avkastning. Årsaken er at både positive og negative avkastninger skaleres ned. Med andre ord vil positive avkastningstall bli mindre positive, mens negative avkastninger blir mer negative.

Figur 4.1: Logaritmisk vs. enkel avkastning

Enkel og logaritmisk avkastning angis på henholdsvis x- og y-aksen. Vi ser at både positive og negative avkastninger skaleres ned, men at negativ avkastning ”straffes” mer enn positiv avkastning.



¹⁸ Se appendix A.2 og A.9.

¹⁹ Se appendix A.3.

²⁰ Kursdata levert av Oslo Børs Informasjon AS.

Til sammenligning brukte Jokipii og Vähämaa (2006) ikke logaritmisk avkastning, men utførte i tillegg en ikke-parametrisk test ("bootstrapping"). Deres ikke-parametriske test gir mer like resultater som vi fikk med logaritmisk avkastning.

4.2. Korrigerer for risiko

Som nevnt i kapittel 2.2 må risiko tas hensyn til når man vurderer avkastning. Vi har korrigert for dette ved å undersøke hvordan FCF-porteføljen presterte etter å ha tatt hensyn til:

1. Markedets avkastning

$$AR_1 = r_{FCF} - r_m$$

2. Betajustert avkastning

$$AR_2 = r_{FCF} - r_f - \beta \cdot (r_m - r_f)$$

3. Beta-, størrelses- og Bok/MV-justert avkastning

$$AR_3 = r_{FCF} - r_f - \beta_{FF} \cdot (r_m - r_f) - \varphi \cdot SMB - \gamma \cdot HML$$

Hvor:	AR_(...)	=	ekstraordinær avkastning med gitte forutsetninger
	r_{FCF}	=	logaritmisk avkastning FCF-portefølje
	r_m	=	logaritmisk avkastning markedsportefølje (OSEBX)
	r_f	=	logaritmisk risikofri rente
	β	=	beta ifølge markedsmodellen
	β_{FF}	=	beta ifølge trefaktormodellen til Fama & French
	φ	=	parameter som viser faktorgrunnlaget for SMB
	γ	=	parameter som viser faktorgrunnlaget for HML
	SMB	=	portefølje som er lang i små aksjer og kort i store aksjer
	HML	=	portefølje som er lang i høy Bok/MV aksjer og kort i lav Bok/MV aksjer

Våre betaverdier er beregnet på bakgrunn av 36 måneders historisk avkastning relativt til Oslo Stock Exchange Benchmark Indeks (OSEBX), og følger dermed Jokipii og Vähämaa sin

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

fremgangsmåte. Vi har tillatt betaverdier beregnet på historiske kurser ned til 24 måneder hvor 36 måneder ikke var tilgjengelig. Selskaper med færre historiske observasjoner har ikke inngått i beregningsgrunnlaget for betaverdier. På grunn av at OSEBX ikke ble opprettet før 31.12.1995 har vi brukt forhenværende Oslo Børs Totalindeks (TOTX) som relevant indeks for kalkulering av parameterverdier frem til disse kunne estimeres presist med utgangspunkt i OSEBX, nærmere bestemt etter 36 måneder. Meravkastning har også blitt vurdert relativt til TOTX i samme tidsperiode. Dette vil imidlertid ha svært liten innvirkning på parameterverdier og meravkastning siden korrelasjonen mellom OSEBX og TOTX i overlappende perioder (01.01.1996-01.01.1999) er 0,9933.²¹

Korrigerings for størrelse og Bok/MV har vi foretatt ved å følge metoden angitt av Fama & French.²² Mer presist går dette ut på å dele inn i to størrelsesgrupper, definert som de selskaper med $MV > \text{median}$ og $MV < \text{median}$. Disse to gruppene blir deretter delt inn i tre grupper med hensyn til forholdstallet Bok/MV. Man oppretter følgelig seks ulike undergrupper:²³

Tabell 4.1: Inndeling i hoved- og undergrupper i henhold til Fama og Frenchs trefaktormodell

Hovedgrupper	Undergrupper	Benevnelse
Selskaper med $MV < \text{median}$ (små)	Små og høy Bok/MV	S / H
	Små og middels Bok/MV	S / M
	Små og lav Bok/MV	S / L
Selskaper med $MV > \text{median}$ (stor)	Stor og høy Bok/MV	B / H
	Stor og middels Bok/MV	B / M
	Stor og lav Bok/MV	B / L

Man oppretter så avkastningsdifferanser mellom små og store selskaper (S-B), og mellom selskaper som er høyt og lavt priset med tanke på forholdstallet Bok/MV (H-L). Måten dette gjøres på operasjonelt vises ved ligning (4.1) og (4.2).

²¹ Beregnet for logaritmisk avkastning.

²² Fama et al. (2000).

²³ Se også appendix A.10

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

$$(4.1) \quad \text{SMB (small minus big)} = \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{S}{H} + \frac{S}{M} + \frac{S}{L} \right) - \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{B}{H} + \frac{B}{M} + \frac{B}{L} \right)$$

$$(4.2) \quad \text{HML (high minus low)} = \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{S}{H} + \frac{B}{H} \right) - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{S}{L} + \frac{B}{L} \right)$$

Avkastningstallene for SMB og HML benyttes så til å generere parametere for SMB og HML. Metoden for dette er tilsvarende som for beregning av betaparameteren, altså basert på 36 måneders historisk avkastning.

Siden markedsmodellen benytter avkastning utover risikofri rente måtte vi finne en relevant risikofri rente for vår investeringsstrategi. Ettersom vi har holdeperiode ett år benytter vi den relevante ettårs renten som er tilgjengelig på porteføljeoppsettningstidspunktet. Man må ekskludere risikopremier siden aksjer er realaktiva og dermed ikke spesielt inflasjonsutsatt. Risikopremier synes å være av mindre betydning for en 12 mnd NIBOR rente, og vi har derfor ikke justert denne renten for risikopremier.²⁴ Vi har ikke benyttet flytende månedsrente ved estimering av risikoparametere, men benyttet en aritmetisk gjennomsnittsrente basert på 12 mnd NIBOR på porteføljeoppsettningstidspunktet dividert med 12. Bakgrunnen for dette valget er at vi har en holdeperiode på ett år. Derfor vil 12 mnd NIBOR rente tilgjengelig på tidspunkt for porteføljeoppsettning være mest aktuell.

På bakgrunn av de risikokorrigeringer vi har gjort vil vi senere presentere resultater for AR-verdiene ("abnormal returns") vi har kommet frem til. Positiv/negativ AR gir uttrykk for den mer-/mindreavkastning som vi ikke er i stand til å fange opp ved bruk av våre modeller. Forklaringer til hva som *kan* være grunnen til denne mer- eller mindreavkastningen kommer vi tilbake til i kapittel 6.

Som tidligere nevnt ønsket vi å undersøke hvordan porteføljen gjør det relativt til indeks i opp- og nedgangstider. Vi har derfor undersøkt hvordan porteføljen gjør det i bjørne- og oksemarked, henholdsvis definert som *sammenhengende* perioder med mer enn to års indeksfall eller -oppgang. I tillegg har vi undersøkt hvordan porteføljen har gjort det ved indeksfall generelt.

²⁴ Drøftet i Gjesdal og Johnsen (1999).

5. Resultater

I dette kapittelet vil vi presentere utvalgt deskriptiv statistikk, samt årlige og månedlige resultater for vår investeringsstrategi. Til slutt vil vi vise beregnede verdier for de prestasjonsmål vi presenterte i kapittel 2.3.

5.1. Deskriptiv statistikk

Vi vil her presentere medianverdier for FCF-porteføljen (FCFP), de selskaper som har $FCF > 0$ og for OSEBX/TOTX (heretter bruker vi kun benevnelsen OSEBX for sistnevnte).²⁵ Medianverdiene vi presenterer er for kriteriene (K1-K4), fri kontantstrøm per aksje i prosent av aksjekurs ($FCF / Kurs$), dividende per aksje i prosent av aksjekurs ($Div / Kurs$), markedsverdi over bokført verdi per 30.juni ($MV/Bok\ 30.06$), markedsverdi over operasjonell profitt²⁶ ($MV/Op.profit$) og til slutt betaverdier for FCF-porteføljen estimert ved utgangen av porteføljens holdeperiode.

Tabell 5.1: Deskriptiv statistikk alle år (1994-2004)

År	K1: FCF			K2: MV 30.06/FCF			K3:TD/FCF		
	FCFP	FCF>0	OSEBX	FCFP	FCF>0	OSEBX	FCFP	FCF>0	OSEBX
1994	615881	46500	-16420	3,85	11,58	-1,92	4,90	6,63	-1,13
1995	1077000	112800	-3979	2,88	8,79	-0,48	4,12	5,32	-0,74
1996	857500	65478	-11626	6,44	13,14	-1,84	2,76	3,93	-0,48
1997	872000	48435	-27198	4,54	17,78	-2,65	5,91	3,58	-0,81
1998	670550	62240	-36533	6,22	16,94	-1,95	3,36	4,70	-0,97
1999	1008000	54719	-10431	5,40	12,96	-1,88	4,13	4,15	-0,44
2000	378580	77170	-25326	5,28	9,96	-1,75	3,06	5,22	-0,32
2001	1113035	60798	-15253	3,82	10,68	-1,06	4,82	5,34	-0,28
2002	406264	70372	3882	6,08	9,69	0,23	2,06	5,01	0,00
2003	824698	57762	7102	6,06	13,18	4,39	3,61	4,13	0,00
2004	805977	78060	8407	9,90	15,39	6,19	2,56	3,24	0,00

År	K4: Markedsverdi			FCF / Kurs			Div / Kurs		
	FCFP	FCF>0	OSEBX	FCFP	FCF>0	OSEBX	FCFP	FCF>0	OSEBX
1994	1661139	644981	655144	0,268	0,093	-0,054	0,011	0,010	0,007
1995	3810119	1023374	862435	0,491	0,121	-0,001	0,029	0,017	0,013
1996	4153069	1195042	938890	0,199	0,101	-0,030	0,018	0,011	0,006
1997	2887452	1088845	760279	0,271	0,076	-0,058	0,014	0,011	0,005
1998	2055409	989478	631362	0,164	0,058	-0,088	0,026	0,018	0,000
1999	2697495	996500	771066	0,233	0,091	-0,025	0,027	0,018	0,000
2000	1786000	1105659	573343	0,278	0,112	-0,068	0,023	0,017	0,000
2001	1771800	503500	447000	0,302	0,090	-0,056	0,026	0,018	0,000
2002	1502000	494000	420500	0,164	0,109	0,005	0,048	0,022	0,000
2003	3087000	705000	666000	0,139	0,076	0,013	0,026	0,016	0,003
2004	4955500	1376500	953000	0,103	0,065	0,016	0,028	0,021	0,006

²⁵ I dette tilfellet definert som alle de selskapene vi har tilgjengelig regnskapsinformasjon om.

²⁶ Som oppgitt i Datastream.

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

(Tabell 5.1 forts.)

År	MV/Bok 30.06			P/Op.profit			Beta 30.06 t+2
	FCFP	FCF>0	OSEBX	FCFP	FCF>0	OSEBX	FCFP ²⁷
1994	1,51	1,40	1,31	4,58	6,67	6,47	1,096
1995	0,92	1,31	1,31	2,40	5,76	6,75	0,957
1996	1,81	1,98	2,08	5,57	10,03	9,64	0,962
1997	1,02	1,70	1,69	4,16	9,83	8,16	0,732
1998	1,08	1,50	1,27	5,82	8,86	5,98	0,466
1999	1,06	1,39	1,38	7,15	8,35	7,61	0,609
2000	1,48	1,35	1,32	4,17	6,49	4,47	0,877
2001	1,10	1,14	1,15	4,12	5,44	3,46	0,916
2002	1,52	1,34	1,24	7,52	4,71	2,39	0,800
2003	1,73	1,76	2,00	10,89	11,48	7,93	1,112
2004	2,64	2,73	2,70	11,22	13,49	10,51	0,982

Det er flere tall i tabellene som er interessante, men vil spesielt trekke frem Div / Kurs, MV/Bok og beta, da disse tallene kan gi en begynnende forståelse for FCF-porteføljens risikokarakteristika. Ved å betrakte Div / Kurs finner man at FCF-porteføljen gjennomgående gir høyere verdier enn OSEBX og FCF > 0. MV/Bok er i 8 av 11 av tidsperioder lavere enn for OSEBX og FCF > 0, og beta er i 9 av 11 tidsperioder lavere enn én for FCF-porteføljen. Hva forholdstallet MV/Bok og beta betyr for FCF-porteføljens avkastningstall er noe vi vil komme tilbake til i kapittel 6.2.

²⁷ Dette er beta fra markedsmodellen. I dette tilfellet betaverdien ved utløp av porteføljens holdeperiode.

5.2. Resultater

Vi vil i det følgende presentere resultatene av vår investeringsstrategi både på årlige og månedlige data. I tillegg vil vi vise hvilke resultater strategien gir i bjørne- og oksemarked, samt i tidsperioder hvor OSEBX faller. For årlige data vil vi både presentere avkastningstall for vektet og uvektet portefølje for de år hvor dette var aktuelt, det vil si de år hvor det var strykninger av selskaper i porteføljen. De aktuelle prestasjonsmål som vist i kapittel 2.3 vil også bli presentert for årlige data.

For å vurdere hvorvidt et resultat er statistisk signifikant benytter man som nevnt i kapittel 3.3 ofte en t-test. Vi vil derfor også presentere avkastningstallenes p-verdier, og gi vår vurdering av disse. Før vi presenterer de ulike verdiene vil vi presentere våre null- (H_0) og alternativhypoteser (H_A) for avkastningstall, AR og betaverdier.

Tabell 5.2: Null- og alternativhypoteser

Testobjekt	H_0	H_A
FCF-porteføljen og OSEBX	Avk.tall = 0	Avk.tall \neq 0
AR	AR = 0	AR > 0
Beta	$\beta = 1$	$\beta \neq 1$

I de tilfeller testene avviker fra dette vil det bli opplyst om avviket. Vår forkastelsesgrense er 5 %, hvilket medfører at tester må vise p-verdier < 5 % før nullhypotesen kan forkastes. Bakgrunnen for valg av én- eller tosidig test er basert på standard finansteori, samt teori knyttet til FCF-anomalien.

Tabell 5.3: Årlige resultater for tidsperioden 30.06.1995-30.06.2006

	FCFP	OSEBX	AR_1	Beta	AR_2	Beta FF	AR_3
Gjennomsnitt	0,1864	0,1246	0,0619	0,8647	0,0620	0,9133	0,0523
Median	0,1611	0,1895	0,0515	0,9164	0,1001	0,9749	0,0820
Standardavvik	0,2607	0,2261	0,1279	0,1987	0,1361	0,1893	0,1276
Minimum	-0,2198	-0,2486	-0,2013	0,4665	-0,1995	0,5289	-0,1830
Maksimum	0,5303	0,4215	0,2043	1,1120	0,2749	1,1103	0,2847
Sum	2,0509	1,3703	0,6806	-	0,6819	-	0,5756
# positive observasjoner	8	7	8	-	6	-	6
# observasjoner	11	11	11	11	11	11	11
t-stat	2,3720	1,8271	1,6043	-2,2583	1,5108	-1,5183	1,3605
p-verdi	0,0370*	0,0949	0,1370	0,0503	0,0826	0,1727	0,1079

* = signifikant på 5 %-nivå

Tabellen viser blant annet at FCF-porteføljen genererer en snittavkastning på 18,64 %. AR_1 viser en positiv risikojustert avkastning. Situasjonen er tilsvarende for AR_2 og AR_3. Man ser også at betaverdiene til FCF-porteføljen er lavere enn én, hvilket indikerer lavere systematisk risiko enn markedet. Dersom man analyserer p-verdiene ser man at det kun er FCF-porteføljens avkastningstall som er signifikant for årlige data.

Tabell 5.4: Årlige resultater for vektet og uvektet portefølje

	AR_1	AR_1 vektet	AR_2	AR_2 vektet	AR_3	AR_3 vektet
1995-1996	-0,0283	N/A	-0,0409	N/A	-0,0424	N/A
1996-1997	-0,0695	N/A	-0,0568	N/A	-0,0509	N/A
1997-1998	-0,2013	N/A	-0,1995	N/A	-0,1830	N/A
1998-1999	0,0515	0,0350	-0,0021	-0,0187	-0,0034	-0,0199
1999-2000	0,1788	N/A	0,2749	N/A	0,2847	N/A
2000-2001	0,1715	0,1464	0,1349	0,1097	0,0820	0,0569
2001-2002	0,0288	0,0599	-0,0105	0,0206	-0,0161	0,0150
2002-2003	0,1454	0,1489	0,1303	0,1337	0,1029	0,1064
2003-2004	0,0224	N/A	0,1001	N/A	0,0926	N/A
2004-2005	0,2043	N/A	0,1702	N/A	0,1557	N/A
2005-2006	0,1769	0,1500	0,1815	0,1545	0,1533	0,1264

Tabellen viser avkastningstall for vektet og uvektet portefølje. N/A angir de år hvor det ikke forekommer strykninger i vår portefølje.

Som vi ser av tabellen har ikke vekting medført store endringer for fortegnene på AR. Maksimal differanse mellom vektet portefølje og portefølje hvor selskaper som strykes er utelatt er 3,11 %, mens minste differanse er -2,7 %. Vekting medfører for øvrig at AR_2 og AR_3 skifter fra negativt til positivt fortegn i tidsperioden 2001-2002. Dette antyder at uvektet portefølje ikke systematisk var bedre eller dårligere enn vektet portefølje.

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Tabell 5.5: Månedlige resultater for tidsperioden 30.06.1995-30.06.2006

	FCFP	OSEBX	AR_1	Beta	AR_2	Beta FF	AR_3
Gjennomsnitt	0,0155	0,0104	0,0052	0,8686	0,0065	0,9079	0,0016
Median	0,0160	0,0212	0,0011	0,8830	0,0081	0,9144	0,0018
Standardavvik	0,0645	0,0636	0,0371	0,2061	0,0344	0,1821	0,0336
Minimum	-0,2372	-0,2895	-0,0897	0,4665	-0,0970	0,5289	-0,1160
Maksimum	0,1415	0,1312	0,0965	1,2501	0,1049	1,2461	0,0890
Sum	2,0509	1,3703	0,6806	-	0,8638	-	0,2159
# positive observasjoner	85	82	68	-	77	-	67
# observasjoner	132	132	132	132	132	132	132
t-stat	2,7610	1,8762	1,6103	-7,3236	2,1830	-5,8085	0,5588
p-verdi	0,0185*	0,0628	0,0678	0,0000*	0,0154*	0,0000*	0,2886

* = signifikant på 5 %-nivå

Tabellen viser at FCF-porteføljen i gjennomsnitt har generert en avkastning på 1,55 % per måned i tidsperioden. Etter risikokorrigeringer for indeks oppnås en månedlig snittavkastning på 0,52 %, mens AR_2 viser en snittavkastning på 0,65 %. AR_3 viser en månedlig snittavkastning på 0,16 %. På månedlige data er flere størrelser signifikante, og man kan for disse forkaste H_0 . Dette gjelder for FCF-porteføljen, begge betaverdiene og AR_2. For AR_1, AR_3 og OSEBX beholdes nullhypotesen.

Som man kan se av tabellene på årlige og månedlige data er ikke gjennomsnittet for månedlige AR_2 og AR_3 verdier lik det årlige gjennomsnittet for AR 2 og 3 verdier delt på 12. Dette kan forklares ved at parametrene for månedlige og årlige data blir beregnet ved utgangen av måneden. Dette medfører at man i løpet av et år har 12 ulike beta-, SMB- og HML-parametere for månedlige data, men kun én beta-, SMB- og HML-parameter for årlige data. Som tabell 5.6 viser er ikke parametrene stabile i holdeperiodene. Månedlige AR_2 og AR_3-gjennomsnitt vil derfor være forskjellige fra tilsvarende årlige gjennomsnitt delt på 12.

Tabell 5.6: Parameterstabilitet

	(Årlig) Beta CAPM	(Månedlig) Beta CAPM	(Årlig) SMB	(Månedlig) SMB	(Årlig) HML	(Månedlig) HML	(Årlig) Beta FF	(Månedlig) Beta FF
1995-1996	1,0959	1,1345	-0,0466	-0,1273	0,0201	0,0451	1,0874	1,1073
1996-1997	0,9572	1,0511	-0,0062	0,0657	0,0831	0,1661	0,9613	1,0748
1997-1998	0,9620	0,9258	0,2484	0,0842	0,1308	0,1238	1,0477	0,9540
1998-1999	0,7323	0,7678	0,2323	0,1312	0,1984	0,1033	0,8438	0,8297
1999-2000	0,4665	0,5085	0,2357	0,3778	0,1014	0,0942	0,5289	0,6037
2000-2001	0,6093	0,5950	-0,0172	0,0036	0,1292	0,1606	0,6472	0,6461
2001-2002	0,8773	0,7388	-0,2639	-0,2082	0,2951	0,3212	0,9749	0,8419
2002-2003	0,9164	0,8725	-0,2583	-0,2166	0,2607	0,1773	1,0070	0,9331
2003-2004	0,8004	0,7995	-0,0008	0,0167	0,0415	0,0495	0,7907	0,7910
2004-2005	1,1120	1,1054	-0,0227	-0,0034	0,0351	0,0684	1,1103	1,1147
2005-2006	0,9825	1,0560	0,4045	0,3148	-0,1473	0,0490	1,0473	1,0908

Tabell 5.7: Månedlige resultater i bjørnemarked (30.06.2000-30.06.2003)

	FCFP	OSEBX	AR_1	Beta	AR_2	Beta FF	AR_3
Gjennomsnitt	-0,0014	-0,0106	0,0091	0,7354	0,0105	0,8070	0,0013
Median	0,0069	-0,0033	0,0089	0,7424	0,0201	0,8322	0,0091
Standardavvik	0,0849	0,0737	0,0399	0,1269	0,0422	0,1311	0,0407
Minimum	-0,2372	-0,1989	-0,0897	0,5553	-0,0970	0,5903	-0,1160
Maksimum	0,1415	0,1224	0,0866	0,9185	0,1049	1,0070	0,0741
Sum	-0,0520	-0,3802	0,3282	-	0,3780	-	0,0482
# positive observasjoner	20	17	23	-	24	-	20
# observasjoner	36	36	36	36	36	36	36
t-verdi	-0,1021	-0,8594	1,3696	-12,5040	1,4916	-8,8309	0,1974
p-verdi	0,9192	0,3958	0,1793	0,0000*	0,1450	0,0000*	0,8448

* = signifikant på 5 %-nivå

Som man ser av tabellen over har FCF-porteføljen en negativ snittavkastning på 0,14 % i den tidsperioden som vi har definert som en bjørneperiode. De risikojusterte målene AR_1, AR_2 og AR_3 er derimot positive. Betaverdiene er lavere enn én, men det er verdt å merke seg at i et bjørnemarked synes disse å være lavere enn for hele tidsperioden sett under ett. Vi har her valgt å kun foreta tosidige tester da vi ikke har noen teori som tilsier retning på FCF-porteføljens prestasjoner.

I et bjørnemarked er det kun betaverdienes p-verdier som leder til forkastelse av H_0 . De andre verdiene er langt unna å være statistisk signifikante. Man kan også se at standardavviket gjennomgående er høyere i bjørneperioden enn perioden sett under ett. Dette gjelder ikke for betaverdiene som har lavere standardavvik. Implikasjonen av dette er at vi kan ha problemer med heteroskedastisitet i vårt datautvalg, jmfør kapittel 6.1.

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Tabell 5.8: Månedlige resultater i oksemarked (30.06.2003-30.06.2006)

	FCFP	OSEBX	AR_1	Beta	AR_2	Beta FF	AR_3
Gjennomsnitt	0,0378	0,0287	0,0092	0,9870	0,0117	0,9988	0,0091
Median	0,0404	0,0384	0,0109	1,0619	0,0185	1,0578	0,0156
Standardavvik	0,0549	0,0529	0,0294	0,1410	0,0283	0,1556	0,0297
Minimum	-0,1120	-0,0826	-0,0550	0,7836	-0,0517	0,7828	-0,0554
Maksimum	0,1223	0,1207	0,0686	1,1557	0,0679	1,2202	0,0794
Sum	1,3619	1,0314	0,3305	-	0,4220	-	0,3262
# positive observasjoner	27	26	25	-	25	-	24
# observasjoner	36	36	36	36	36	36	36
t-stat	4,1381	3,2513	1,8751	-0,5543	2,4894	-0,0454	1,8289
p-verdi	0,0002*	0,0025*	0,0689	0,5828	0,0179*	0,9641	0,0767

* = signifikant på 5 %-nivå

I oksemarkedet har FCF-porteføljen også generert positiv AR. Det som i tillegg er interessant er at betaverdiene i oksemarkedet er nærmere én enn for hele tidsperioden sett under ett, også dersom man ser det i forhold til bjørnemarkedet. Det er også her kun foretatt tosidige tester av samme grunn som nevnt ovenfor. I dette oksemarkedet er p-verdiene lave nok til å forkaste H_0 for FCF-porteføljen, OSEBX og for AR_2, mens i de andre tilfellene beholdes H_0 . Det er også interessant å se at betaverdiene i dette oksemarkedet er nær én, i motsetning til det som var tilfellet i bjørnemarkedet.

Tabell 5.9: Månedlige resultater ved indeksfall (30.06.1998-30.06.1999, og 30.06.2000-30.06.2003)

	FCFP	OSEBX	AR_1	Beta	AR_2	Beta FF	AR_3
Gjennomsnitt	-0,0025	-0,0110	0,0085	0,7435	0,0101	0,8127	0,0018
Median	0,0064	-0,0036	0,0084	0,7557	0,0163	0,8298	0,0111
Standardavvik	0,0836	0,0833	0,0411	0,1121	0,0396	0,1147	0,0377
Minimum	-0,2372	-0,2895	-0,0897	0,5553	-0,0970	0,5903	-0,1160
Maksimum	0,1415	0,1312	0,0866	0,9185	0,1049	1,0070	0,0741
Sum	-0,1205	-0,5264	0,4059	-	0,4836	-	0,0874
# positive observasjoner	26	22	48	-	29	-	48
# observasjoner	48	48	48	48	48	48	48
t-stat	-0,2081	-0,9122	1,4252	-15,8467	1,7631	-11,3096	0,3349
p-verdi	0,8361	0,3662	0,1606	0,0000	0,0845	0,0000	0,7393

Tabellen viser også her at FCF-porteføljen har generert positive gjennomsnittlige og risikojusterte avkastningstall. Som ved bjørnemarked synes FCF-porteføljen å ha en lavere beta-risiko enn tilfellet er gjennom hele tidsperioden, også sett relativt til oksemarked. Det er også her kun foretatt tosidige tester. P-verdiene er som ved bjørnemarked ikke signifikante, med unntak av betaverdiens p-verdier.

5.3. Prestasjonsmål

Følgende tabell gir oss en oversikt over de prestasjonsmål vi nevnte i kapittel 2.3. Vi presenterer målene både for FCF-porteføljen (p) og OSEBX (m). Standardavvikene benyttet i prestasjonsmålene er basert på 12 måneder historisk avkastning. Bakgrunnen for dette er at vi ønsker konsistens i målene ved sammenligning mellom år. I utgangspunktet ville en lengre tidsperiode vært ønskelig for å vurdere standardavviket, men da hadde det ikke vært konsistens i målene mellom tidlige tidsperioder og senere tidsperioder.

Tabell 5.10: Prestasjonsmål

	SR(p)	SR(m)	M ²	TR(p)	TR(m)	TR*	AR	IR	t-verdi IR	Krav til IR ²⁸
1995-1996	0,9094	1,4184	-0,0471	0,0938	0,1312	-0,0373	-0,5494	-0,3779	-0,3779	26,9007
1996-1997	2,0863	2,1906	-0,0141	0,2359	0,2953	-0,0594	-0,8463	-1,0307	-1,0307	3,6159
1997-1998	-0,9059	0,3001	-0,1864	-0,1610	0,0464	-0,2074	-2,3143	-2,3293	-2,3293	0,7080
1998-1999	-0,5168	-0,5207	0,0015	-0,2033	-0,2004	-0,0029	-0,0174	0,3215	0,3215	37,1750
1999-2000	2,3971	1,2342	0,1697	0,7694	0,1801	0,5893	1,3178	0,8032	0,8032	5,9552
2000-2001	0,4514	-0,5030	0,1781	0,1275	-0,0939	0,2214	3,1295	2,0256	2,0256	0,9363
2001-2002	-0,8099	-1,1766	0,1000	-0,3328	-0,3208	-0,0120	-0,0609	0,1635	0,1635	143,7319
2002-2003	-0,1084	-0,5842	0,1475	-0,0389	-0,1811	0,1422	0,9092	0,9987	0,9987	3,8516
2003-2004	2,0811	1,7717	0,0680	0,5147	0,3896	0,1251	0,9598	0,1975	0,1975	98,4889
2004-2005	3,0955	1,8838	0,1956	0,4572	0,3041	0,1531	1,6074	1,9015	1,9015	1,0624
2005-2006	1,9816	1,4622	0,0921	0,4439	0,2592	0,1847	2,0913	2,0377	2,0377	0,9252

Tabellen viser, for alle holdeperioder, SR for FCF-porteføljen (p) og markedet (m), M², TR for FCF-porteføljen og markedet, TR* og IR samt t-verdi for sistnevnte. Vi ønsker i denne utredning kun å undersøke hvordan investeringsstrategien gjør det med tanke på relevante risikofaktorer. Dersom det er av interesse, oppfordres leseren derfor til å sammenligne prestasjonsmålene med andre fond på egen hånd.

²⁸ Dette angir antall år med oppgitt IR verdi som vil gi signifikante resultater på 5 % signifikansnivå. Nullhypotese: IR = 0. Alternativhypotese: IR ulik 0. Følgelig en tosidig test.

6. Analyse

Vi vil i neste avsnitt ta for oss hvorvidt forutsetningene for regresjonsanalysen er innfridd. Senere tar vi for oss mulige forklaringsmomenter på de resultater investeringsstrategien har gitt. Avslutningsvis vil vi foreta en vurdering av hvorvidt det er sannsynlig om investeringsstrategien også i fremtiden kan generere ekstraordinær avkastning.

6.1. Regresjonsforutsetninger

I det følgende foretar vi vurderinger av hvorvidt forutsetningene for regresjon fra kapittel 3.2.2 er tilfredsstillt. Dersom vårt utvalg avviker vesentlig fra disse vil enhver inferens gjort på dette grunnlaget kunne være spuriøs.

Vi husker fra tidligere at under gitte forutsetninger vil MKM gi konsistente, forventningsrette og effisiente estimatorer. Dette vil sjelden fullt ut være tilfellet for finansiell økonometri. Derfor interesserer vi oss for *avviket* fra en ideell situasjon, og konsentrerer oss om mulige brudd på forutsetningene. Bruddene kan som nevnt tidligere gi oss feil koeffisientestimer, standardfeil og skjevfordeling.

Vurdering: Antagelse 1) $E(u_t) = 0$

Antagelse 1) vil som nevnt tidligere aldri være brutt så lenge man inkluderer et konstantledd. Siden våre regresjonsligninger inneholder et konstantledd vil følgelig ikke antagelse 1) være problematisk.

→ *Antagelse 1) er ikke brutt og er derfor ikke problematisk ved våre regresjoner.*

Vurdering: Antagelse 2) $\text{Var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$

Fra tabell 5.7 og 5.8 fant man at standardavviket i bjørnemarkedet var høyere enn i oksemarkedet. Dette tyder på at antagelse 2) ikke uten videre er uproblematisk i forhold til vår analyse. Forskjellene i standardavvik for AR_1, AR_2 og AR_3 er henholdsvis 1,05 %, 1,39 % og 1,10 %.

→ *Heteroskedastisitet kan være et problem i vårt datagrunnlag. Vi foretar imidlertid ingen videre undersøkelse eller behandling av heteroskedastisitet ettersom dette ligger utenfor utredningens tidsramme.*

Vurdering: Antagelse 3) $\text{Cov}(u_i, u_j) = 0, \quad i \neq j$

Vi har testet for førsteordens autokorrelasjon ved å undersøke korrelasjon mellom lagget verdi og dagens verdi av feilleddene. Forholdet, som også DW tester, antas å være:

$$(6.1) \quad u_t = \rho u_{t-1} + v_t, \quad H_0 : \rho = 0 \text{ og } H_A : \rho \neq 0$$

Videre har vi ikke utført selve DW-testen, men testet for førsteordens autokorrelasjon for månedlige data ($mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-1}$), kvartalsvise data ($mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-3}$) og årlige data ($mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-12}$). Dette er utført både for feilledd generert ved CAPM- og Fama og Frenchs trefaktormodell, hvor tilhørende autokorrelasjonskoeffisienter er gjengitt i henholdsvis appendix A.4 og A.5. Ved beregning av autokorrelasjon har vi ikke tatt hensyn til overlappende perioder hvor porteføljen endres, men testet hele perioden som én lang periode. Tabellene A.4.1-A.4.3 og A.5.1-A.5.3 i appendix A.4 og A.5 gjengir disse autokorrelasjonskoeffisientene.

For CAPM er ingen autokorrelasjonskoeffisienter signifikant på 5 %-nivå i for månedlige eller kvartalsvise data, mens kun én autokorrelasjonskoeffisient er signifikant på 5 %-nivå for årlige data (tabell A.4.3: januar 2005). Følgelig ser feilleddene ut til å statistisk være uavhengige av hverandre.

For Fama og Frenchs trefaktormodell er kun én autokorrelasjonskoeffisient signifikant på 5 %-nivå for kvartalsvise data (tabell A.5.2: mai 1996), mens fire autokorrelasjonskoeffisienter er signifikante på 5 %-nivå for årlige data (tabell A.5.3: desember 1997, januar 2005, februar 2005, mars 2005). Følgelig konkluderer vi med at også her ser feilleddene ut til å være tilstrekkelig statistisk uavhengige av hverandre.

→ *Testing av førsteordens autokorrelasjon viser liten antydning til autokorrelasjon verken på månedlige, kvartalsvise eller årlige observasjoner.*

Vurdering: Antagelse 4) $\text{Cov}(u_t, x_t) = 0$

En diskusjon av endogenitetsproblematikk og/eller simultanitetsproblemer vil ikke være emne for denne oppgaven. Som nevnt i kapittel 3.2.3 vil ikke stokastiske forklaringsvariabler nødvendigvis medføre problemer så lenge forklaringsvariablene ikke er korrelert med feilleddet. Markedsmodellen og Fama og Frenchs trefaktormodell har begge empirisk vist seg å ha forklaringsgrad på aksjeavkastning. Av denne grunn vil en undersøkelse for hvorvidt andre faktorer i tillegg til de nevnte bør tas hensyn til være utenfor utredningens problemstilling.

→ *Antagelse 4) antas å ikke medføre problemer i forhold til vår problemstilling.*

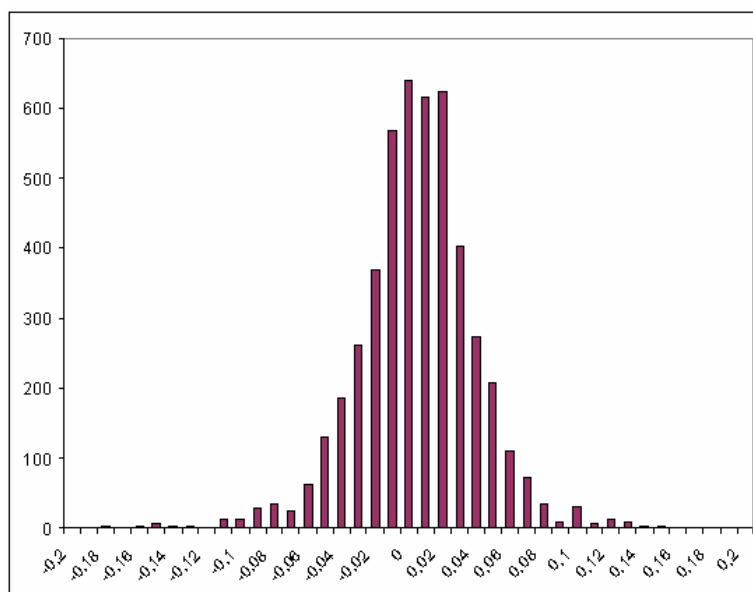
Vurdering: Antagelse 5) $u_t \sim N(0, \sigma^2)$

Datagrunnlaget vi opererer med er, i likhet med Jokipii og Vähämaa (2006) sitt datagrunnlag, relativt snevert sammenlignet med eksempelvis det amerikanske aksjemarkedet. Validitetsvurderinger ved hypotesetesting avhenger kritisk av normalitetsantagelsen. Et normalfordelt datagrunnlag vil gi effisiente estimatorer ved bruk av MKM. Dette er svært sjeldent tilfelle for finansielle tidsserier. Vi er derfor mer opptatt av avstanden fra en slik fordeling. Som nevnt vil det alltid være en avveining mellom normalitetsantagelsen og redusert forklaringsgrad som følge av tiltak for å forbedre situasjonen. Vi har i denne utredningen, som nevnt i kapittel 4.1, transformert avkastningstallene for å tilnærme oss antagelsen heller enn bruk av eksempelvis trimming. Dette ettersom vi i ikke ønsker å miste forklaringsgrad, samt at vårt utvalg er relativt lite.

Vi husker at normalfordelingen karakteriseres av forventning og varians. For å vurdere normalitet har vi sjekket hvorvidt feilleddene generert fra markedsmodellregresjonen og Fama og Frenchs trefaktormodell ligger jevnt fordelt rundt gjennomsnittet. Dette har vi gjort ved plassere samtlige feilledd for de to modellene i to histogram som vist i figur 6.1 og 6.2.

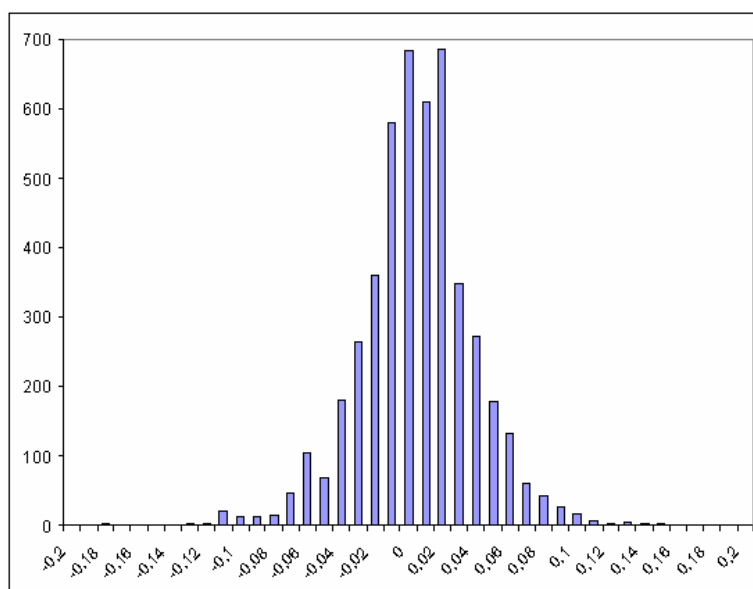
Figur 6.1: Frekvens feilledd CAPM

Feilleddene ser ut til å være symmetrisk fordelt rundt gjennomsnittet og har den karakteristiske "klokkekurven." Den ser imidlertid ut til å være noe høyreskjev og leptokurtisk. Viser til appendix A.11 for deskriptiv statistikk.



Figur 6.2: Frekvens feilledd F&F

Feilleddene ser også her ut til å være symmetrisk fordelt rundt gjennomsnittet og har den karakteristiske "klokkekurven." Den ser også her ut til å være noe høyreskjev og leptokurtisk. Den ser imidlertid ut til å være mer konsentrert rundt gjennomsnittet enn tilsvarende hos CAPM. Viser også her til appendix A.11 for deskriptiv statistikk.



→ *Feilleddene avviker tilsynelatende ikke vesentlig fra antagelse 5) og vi konkluderer med at normalitetsegenskapene ved vårt datautvalg synes tilstrekkelig.*

Datagrunnlaget omfatter 1796 observasjoner av ulike selskaper i ulike år. Dette er ikke et høyt tall sammenlignet med eksempelvis amerikanske data. Vi har som nevnt et mulig problem med heteroskedastisitet i vårt datagrunnlag, med de nevnte implikasjoner dette fører med seg. En del av våre resultater er i tillegg ikke-signifikante. Likevel vil vi fremme mulige forklaringer til den ekstraordinære avkastningen som investeringsstrategien ser ut til å generere.

6.2. *Psykologiske faktorer*

Investeringsstrategiens ekstraordinære resultater kan skyldes psykologiske faktorer. Selskaper som inkluderes i FCF-porteføljen kan være selskaper som har blitt lavt priset relativt til FCF på grunn av negative resultatoverraskelser. Denne prisingen antas å være irrasjonell fordi man ikke gjennomskuer at selskapet genererer positive kontantstrømmer. Det regnskapsmessige resultatet kan som tidligere nevnt være kunstig høyt/lavt grunnet periodiseringsmulighetene et historisk-kost basert regnskap gir. Kontantstrømmene er derimot vanskeligere å manipulere. I løpet av holdeperioden for porteføljen antas investorene å innse sin feilprising av disse selskapene. Dette kan medføre en prisstigning på de aksjer i FCF-porteføljen dette gjelder. Hackel et al. (2001) bruker dette argumentet som en mulig forklaring på FCF-porteføljens ekstraordinære avkastning gjennom å vise at selskaper med negative resultatoverraskelser er i flertall i FCF-porteføljen, samt at gjennomsnittsselskapet i porteføljen har negative resultatoverraskelser. Antall selskaper med positive resultatoverraskelser er i gjennomsnitt om lag 30 %. Disse resultatene er signifikante. Det er viktig å merke seg at det er *gjennomsnittsinvestorens* tolking av resultatet som kan være en mulig forklaring på investeringsstrategiens ekstraordinære avkastning.

Investorenes manglende dyktighet til å fokusere på selskapers evne til å generere positive kontantstrømmer som forklaringsmoment på den ekstraordinære avkastningen er tvilsom. Kontantstrømmene brukt i Hackel et al. sine artikler er relativt enkle, og det er lite trolig at gjennomsnittsinvestoren ikke er i stand til å beregne og tolke slik informasjon. At gjennomsnittsinvestoren kan feiltolke resultatet er derimot mindre omstridt. Dette bringer oss videre til neste mulige forklaring på FCF-porteføljens ekstraordinære avkastning.

Lakonishok (1994) argumenterer for at mange mennesker baserer sine prediksjoner for fremtiden basert på historiske hendelser. Fenomenet med å fremskrive tidligere prestasjoner blir ofte referert til som "extrapolating." Flere studier har vist at ulike regnskapsmessige mål på avkastning på sikt vil bevege seg mot et bransjesnitt.²⁹ Intuisjonen bak dette er nevnt i kapittel 3.1.2. Penman viser i en artikkel at egenkapitalrentabilitet (RoE) er persistent, men at den på sikt vil gå mot et bransjesnitt.³⁰ Artikkelforfatteren viser også at det er sammenheng mellom RoE og forholdstallet MV/Bok. Dette vises ved at selskaper som har $MV/Bok > median$

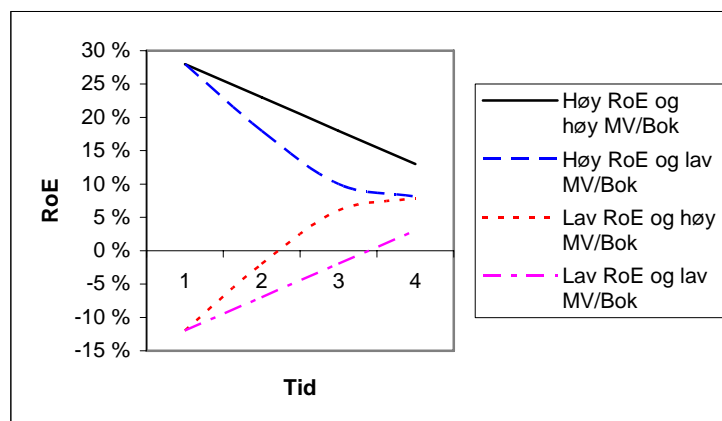
²⁹ Bl.a. Penman (1991).

³⁰ Penman (1991).

MV/Bok og høy RoE tregere enn selskaper hvor MV/Bok > median MV/Bok og lav RoE beveger seg mot bransjesnitt for RoE. Dette angir at det er en sammenheng mellom hvordan RoE beveger seg mot et bransjesnitt i fremtiden, og hvordan selskapet er priset i forhold til bokførte verdier. Investorenes prising er altså korrekt sett i forhold til utvikling i fremtidige RoE verdier. Figur 6.3 illustrerer sammenhengen mellom RoE på et gitt tidspunkt og fremtidig RoE for ulike verdier av MV/Bok.

Figur 6.3: Utvikling i RoE over tid

Figuren viser forholdet mellom MV/Bok og utvikling i RoE. Bransjegjennomsnittet er her satt til 8 %.



Dersom investorene ikke gjennomskuer at regnskapsmessige mål over tid vil bevege seg mot et bransjegjennomsnitt vil dette kunne medføre at selskaper som presenterer svært gode resultater blir overvurdert, mens selskaper som presenterer svært dårlige resultater blir undervurdert. Forutsetningen for dette er selvfølgelig at regnskapsstørrelser har påvirkning på aksjekurs. Flere studier har vist at dette er tilfelle.³¹

Periodiseringer har som formål å bedre informasjonsverdien til et regnskapsmessig resultat. Dette bør medføre at dagens resultat blir en bedre prediktor for fremtidige resultater enn det dagens kontantstrømmer alene er. Som vi har vært inne på tidligere medfører selskapenes mulighet til å periodisere også en mulighet til å påvirke resultatet i ønsket retning. Dechow (1994) undersøkte hvorvidt periodisering økte resultatets evne til å predikere et selskaps prestasjoner, målt ved aksjekurs, eller om det svekket resultatets prediksjonsevne. Dechow konkluderte med at periodiseringer økte resultatets prediksjonsevne på fremtidig aksjekurs, men blant annet også at viktigheten av periodiseringer var inverst relatert med tid. Kontantstrømmenes prediksjonsevne økte derimot med tid. Bakgrunnen for det kan sammenfattes i de empiriske funn Penman (1991) presenterte, nemlig at RoE var tilbakevendende mot et

³¹ For eksempel Collins et al. (1997).

bransjegjennomsnitt. Siden endringer i kontantstrømmer er mindre flyktige enn resultatendringer kan kontantstrøm være et bedre anslag på fremtidig RoE enn hva resultat alene er.

Vår investeringsstrategi benytter seg nettopp av kontantstrømmer. Argumentasjonen til Penman, Lakonishok et al. og Dechow virker å kunne være en mulig forklaring på hvorfor vår investeringsstrategi genererer ekstraordinær avkastning. Forutsetningen for at dette kan ha forklaringsgrad er at investorene i løpet av holdeperioden innser at eget estimat på aktuell aksjes fundamentalverdi er gal. Om den holdeperioden vi har benyttet er tilstrekkelig for å fange opp at regnskapsmessige mål som RoE på sikt beveger seg mot et bransjesnitt er vanskelig å si. Poenget er kun å vise at Penmans, Hackel et al. og Lakonishok et al. argumentasjon kan ha vært en medvirkende forklaring til investeringsstrategiens resultater.

Vi har i gjeldende kapittel presentert mulige psykologiske forklaringer knyttet til investeringsstrategiens resultater. Et viktig moment ved vurdering av en investeringsstrategi er muligheten for at investeringsstrategien også i fremtiden vil generere ekstraordinær avkastning. Vi vil i kapittel 6.7 diskutere hvorvidt investeringsstrategien kan fungere i fremtiden.

6.3. Utelatte risikoforhold

Vi har i vår undersøkelse korrigert for betarisiko i tillegg til Bok/MV og størrelse. Det at vi har oppnådd meravkastning etter slike risikokorrigeringer betyr ikke at det nødvendigvis reelt sett er ekstraordinær avkastning. Den tilsynelatende ekstraordinære avkastningen kan simpelthen være et resultat av at vi har utelatt ett eller flere relevante risikoelementer i våre modeller.

Dersom det er mange udiversifiserte investorer vil porteføljens standardavvik ha betydning for investeringsstrategiens resultater. Grunnen til dette er, gitt risikoaversjon, at investorer har preferanser for et høyt bytteforhold mellom avkastning og risiko. Ut i fra våre resultater ser man at FCF-porteføljen gjennomgående har høyere standardavvik enn indeks dersom vi analyserer tidsperioden under ett. Dette gjelder også for perioder med bjørne- og oksemarked, samt indeksfall (se tabeller kapittel 5.2 og appendix A.6). Standardavviket for hvert enkelt år er ikke like konsistent. En investor bør imidlertid fokusere mer på et langsiktig estimat for en

porteføljes standardavvik ved valg mellom investeringer. Vi mener derfor at noe av FCF-porteføljens ekstraordinære avkastning kan forklares av at standardavviket er høyere når man analyserer tidsperioden sammenhengende. Dette gjelder også for periodene med indeksfall, bjørne- og oksemarked. Implikasjonen er at udiversifiserte investorer har preferanser for å holde indeksen OSEBX heller enn FCF-porteføljen. Dette kan være et medvirkende forklaringsselement for investeringsstrategiens resultater.

Lakonishok (1994) argumenterte for at nytten av en ekstra krone er større i nedgangstider enn i oppgangstider. Gjennomsnittsinvestoren vil derfor, alt annet likt, ha preferanser for den portefølje som presterer best i en nedgangsperiode. Ut i fra våre resultater er det lite som tyder på at FCF-porteføljen presterer dårligere enn indeks i nedgangsperioder. Vår portefølje burde av den grunn ikke være mindre populær. En kritikk i forhold til vår undersøkelse er at vi har analysert *årlige* tidsperioder hvor indeks faller og stiger. Innenfor et år kan porteføljen gjøre det dårligere/bedre i enkelte måneder. Disse månedene kan ha mye å si for den årlige avkastningen. Dette kan medføre at år som virker å være bjørne-/oksemarked mer kan sies å være det på måneds- eller halvårlig basis. Dersom gjennomsnittsinvestoren har en kortere investeringshorisont enn ett år, vil dette kunne medføre at han/hun fokuserer mer på porteføljens månedlige prestasjoner.

Vi minner om at FCF-porteføljen har et høyere standardavvik enn indeks, hvilket tyder på at FCF-porteføljen har større avvikere enn indeksen. Implikasjonen av dette kan være at kortsiktige investorer likevel vil ha preferanser for å holde indeks til tross for at FCF-porteføljen i vår utredning presterer bedre i nedgangskonjunkturer. Vårt datagrunnlag med tanke på bjørne- og oksemarked, samt indeksfall er relativt lite. Man behøver et større datagrunnlag for å med sikkerhet hevde at investeringsstrategien presterer dårligere i nedgangsperioder. I vår tidsperiode synes likevel investeringsstrategien å ha vært mindre risikabel i nedgangskonjunkturer.

6.4. *Institusjonelle investorers preferanser*

Finansbransjen fokuserer i stor grad på kortsiktige prestasjoner. Det er kontinuerlig fokus på hvordan man gjør det i forhold til andre forvaltere, referanseindekser og andre aktuelle ”benchmarks.” Konkurransenintensiteten i bransjen har drevet frem dette. Kampen om

kundene er stor og godtgjørelsen til forvalterne i bransjen er sterkt knyttet opp mot disse kortsiktige resultatene. En motstrømsstrategi kan medføre at man på kort sikt underpresterer i forhold til indeks. Dette kan for kunden være vanskelig å akseptere. Implikasjonene av dette blir at vår investeringsstrategi *kan* gi god avkastning ettersom den kan karakteriseres som en motstrømsstrategi, og sistnevnte gjerne er mindre populære blant institusjonelle investorer. Ved å undersøke AR_1 finner man at investeringsstrategien kun har gjort det dårligere enn indeks i tre av elleve år. Dette tyder på at argumentasjonen over i liten grad kan forklare FCF-porteføljens ekstraordinære avkastning.

6.5. Risikofaktorer knyttet til manglende data

Vi har som nevnt tidligere måttet utelate selskaper fra datautvalget som følge av at disse manglet tilstrekkelig regnskapsdata til at vi kunne benytte utvelgelseskriteriene, samt at enkelte selskaper ikke var tilgjengelig i begge databaser (Datastream og Børsprosjektet). Vi manglet derfor enten regnskapsdata, avkastningsdata eller begge typer data. Om disse selskapene kunne vært inkludert i vår portefølje blir vanskelig å vurdere ettersom vi nettopp mangler regnskapsinformasjon for disse. Potensielt kunne disse selskapene, dersom inkludert, gitt andre resultater enn presentert i denne utredning. Forutsetningen for dette er at utelatte selskaper ville blitt inkludert i vår portefølje, og at disse hadde skilt seg ut i forhold til allerede inkluderte selskaper med tanke på avkastningsdata og risiko.

Hvor mange av de utelatte selskapene som eventuelt ville blitt inkludert og konsekvenser av dette for våre resultater blir kun spekulasjoner. Dette er et viktig poeng for en vurdering av investeringsstrategiens egnethet i fremtiden. Hvis slike selskaper i fremtiden ville blitt inkludert i porteføljen kunne det medført at investeringsstrategien enten ble uendret, bedre eller dårligere. Innvirkningen er vanskelig å predikere ex ante. Forutsetningen er som nevnt at disse måtte skilt seg ut fra selskaper som allerede var inkludert i porteføljen med tanke på avkastning og risiko for at avkastningen skulle blitt påvirket. Antall selskaper som eventuelt ville blitt inkludert kunne også hatt en effekt på investeringsstrategiens resultater. Bakgrunnen for dette er vektforholdet i porteføljen selvfølgelig har innvirkning på avkastning.

6.6. Andre relevante risikofaktorer

Selv om en investeringsstrategi gir gode resultater etter at man har korrigert for alle risikofaktorer som finnes, behøver ikke nødvendigvis investeringsstrategien å være lønnsom. Årsaken er transaksjonskostnadene man pådrar seg ved kjøp og salg av verdipapirer. I vårt tilfelle gjelder dette kostnader i form av kurtasje knyttet til aksje- og lånetransaksjoner. Vi har benyttet nominell rente i vår analyse, og man må derfor ta hensyn til avviket mellom nominell og effektiv rente når man vurderer nivået på porteføljens avkastningstall. I vår tidsperiode er årlig avvik i gjennomsnitt på 0,07 %.³² Vedrørende kurtasjeutgifter knyttet til aksjer baserer vi oss på prisliste gitt av Nordnet.³³ For tiden er denne oppgitt å være 0,05 % med en minimumkurtasje på kr. 95,-. Følgelig må man handle for minst kr. 190.000,- for å kunne handle med denne prosentsatsen. Kurtasjesatsene har åpenbart ikke vært konstant over vår tidsperiode. Vi vil i denne utredning kun poengtere at transaksjonskostnader er viktige å ta hensyn til ved lønnsomhetsvurdering av investeringsstrategiens avkastningstall. Som følge av at denne utredningen tar sikte på å avdekke om FCF-anomalien eksisterer også i det norske markedet vil korrigering for transaksjonskostnader være en mindre relevant tilnærming i så henseende.

6.7. Vil investeringsstrategien være attraktiv i fremtiden?

Cochrane (1999) argumenterer for at det i hovedsak er to momenter som avgjør om en investeringsstrategi kan gi ekstraordinær avkastning også i fremtiden. De to momentene er:

- Irrasjonelle investeringsvalg
- Reelle faktorer

Hvilken av disse faktorene som forklarer investeringsstrategien kan være avgjørende for om investeringsstrategien er egnet også i fremtiden.

³² Appendix A.7

³³ Appendix A.8

6.7.1. Irrasjonelle investeringsvalg

Vi har tidligere argumentert for at en mulig feiltolking kan ha forklaringskraft på investeringsstrategiens resultater. En slik feiltolking er ikke forventet å fortsette i fremtiden. Bakgrunnen er effisiens. Dersom en investeringsstrategi gir ekstraordinær avkastning kun på grunn av feiltolkninger, i vårt tilfelle resultatstørrelser, vil denne ekstraordinære avkastningen forsvinne i fremtiden siden investorer vil korrigere sine investeringsvalg når feiltolkingen blir kjent. I vår utredning har vi at gjennomsnittsinvestoren innser sin overfokusering på resultat som predikator på fremtidig aksjeavkastning. Det er publisert artikler som argumenterer for at overfokusering på resultatet som predikator for aksjeavkastning kan eksistere.³⁴ Sloan (1996) benytter en investeringsstrategi hvor porteføljen konstrueres basert på periodiseringer. Denne investeringsstrategien gir ekstraordinær avkastning selv etter å ha korrigert for kjente risikofaktorer. Hackel et al. (2000) antyder at dette kan skyldes en potensiell markedsfiksering på rapportert resultat fordi investorer ikke er i stand til å tolke implikasjonene av resultatets inndeling i periodiseringer og kontantstrømmer.

På grunn av at det eksisterer flere artikler som viser at investorer kan overfokusere på resultatet som predikator for fremtidig aksjeavkastning antas ikke investeringsstrategiens ekstraordinære avkastning å fortsette i fremtiden. Forutsetningen for dette er at gjennomsnittsinvestoren tror på disse argumentene, at investor benytter seg av en investeringsstrategi basert på disse argumentene og at det ikke er mye større transaksjonskostnader forbundet med en slik investeringsstrategi enn ved å holde markedsindeksen.

Nyere forskning innen atferdsfinans argumenterer for at irrasjonell prising som følge av psykologiske årsaker kan fortsette også i fremtiden. Dersom en finansiell anomali, eksempelvis FCF-anomalien, skyldes irrasjonelle psykologiske oppfatninger nedfelt i menneskets natur, kan gjennomsnittsinvestoren til tross for at investeringsstrategien ikke er mer risikabel enn markedsindeksen likevel foretrekke sistnevnte. Dette vil medføre at investeringsstrategien til tross for et bedre bytteforhold mellom avkastning og risiko ikke blir valgt av gjennomsnittsinvestoren. Altså vil investeringsstrategien også i fremtiden være attraktiv. Modifikasjonen av dette er at det vil være et tidsetterslep før investeringsstrategiens ekstraordinære avkastning forsvinner. Et eksempel på en irrasjonell oppfatning hos de fleste

³⁴ For eksempel Hackel et al. (2000)

mennesker er at mange mener at å benytte seg av fly er farligere enn å kjøre bil. Dette til tross for at statistikk viser det motsatte. Flesteparten av disse menneskene innser det irrasjonale i deres oppfatning, men opptrer likevel på samme måte, altså de benytter seg av fly.

Avhengig av bakgrunnen for gjennomsnittsinvestorens eventuelle feiltolkning av resultatet vil enten investeringsstrategiens resultater i fremtiden opprettholdes, reduseres over tid eller forsvinne umiddelbart. Dette er også avhengig av gjennomsnittsinvestorens tro på publiserte artikler som argumenterer for overfokusering av resultat som predikator for fremtidig aksjeavkastning.

6.7.2. Reelle risikofaktorer

Dersom investeringsstrategien skyldes risikofaktorer som gjennomsnittsinvestoren ikke er villig til å påta seg, antas investeringsstrategiens ekstraordinære avkastning å fortsette også i fremtiden. Investorene er klar over den ekstraordinære avkastningen de kan få ved å påta seg denne risikoen, men de velger likevel å ikke påta seg den. Dette er et *rasjonelt* valg som investoren tar fordi ønsket er å *ikke* påta seg denne risikoen. Vi har i denne utredningen oppnådd ekstraordinær avkastning etter å ha kontrollert for kjente risikofaktorer. Reelle risikofaktorer synes derfor ikke å være av betydning for investeringsstrategiens resultater, men som påpekt tidligere kan eventuelle utelatte risikofaktorer ha påvirket FCF-porteføljens resultater.

6.7.3. Smalt holdt risiko

En alternativ forklaring er at den ekstraordinære avkastningen er et resultat av smalt holdt risiko. Smalt holdt risiko holdes ikke av gjennomsnittsinvestoren fordi han/hun ikke er i stand til å oppnå ønsket diversifisering i forhold til denne risikoen. Som følge av dette kan investorer som påtar seg denne risikoen få en risikopremie. Et eksempel på dette er investeringer i katastrofeaktiva. Slike aktiva vil gi en god normal avkastning, men dersom katastrofen faktisk inntreffer vil avkastningen bli svært dårlig. I utgangspunktet kan risikoen knyttet til katastrofer diversifiseres, gitt at katastrofene *ikke* er perfekt korrelerte. Men som nevnt kan gjennomsnittsinvestoren ha problemer med å oppnå ønsket diversifisering på grunn av eksempelvis høye transaksjonskostnader knyttet til investeringene. Dersom dette forventes

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

å fortsette i fremtiden vil risikopremien opprettholdes. Blir det derimot lettere for gjennomsnittsinvestoren å oppnå ønsket diversifiseringseffekt vil risikopremien reduseres, eventuelt forsvinne helt.

MV/FCF < langsiktig median kan i utgangspunktet være attraktiv sett i forhold til argumentet om smalt holdt risiko. Bakgrunnen er at lav MV/FCF kan antyde større konkurssannsynlighet. Vi ser imidlertid ikke at det eksisterer store vanskeligheter med å diversifisere seg mot denne risikoen i vårt tilfelle. Smalt holdt risiko kan ha hatt en viss betydning i starten av tidsperioden siden transaksjonskostnader da var høyere enn i slutten av tidsperioden. Ved å undersøke investeringsstrategien på årlige data ser vi at kumulativ AR i perioden etter 30.06.2000, i forhold til hele perioden, forklarer 110,10 %, 103,59 % og 99,13 % av henholdsvis AR_1, AR_2 og AR_3. Vi har derfor liten grunn til å tro at smalt holdt risiko er av stor betydning for vår investeringsstrategis oppnådde resultater.

7. Konklusjon

Vi har i denne utredningen undersøkt hvordan en handlestrategi basert på fri kontantstrøm har prestert i tidsperioden 30.06.1995-30.06.2006. Resultatene vi har fått tyder på at aktuell handlestrategi genererer meravkastning selv etter å ha korrigert for kjente risikofaktorer som beta, størrelse og Bok/MV. Investeringsstrategiens resultater i nedgangsperioder synes heller ikke å kunne forklare investeringsstrategiens ekstraordinære avkastning.

Investeringsstrategiens resultater er imidlertid ikke signifikante i alle tilfeller. I tillegg kan det synes som om datautvalget vårt har innslag av heteroskedastisitet. Vi kan derfor ikke konkludere med at investeringsstrategiens resultater i alle tilfeller er valide.

Hvorvidt investeringsstrategien i fremtiden vil generere ekstraordinær avkastning er vanskelig å forutse. Dette kommer an på bakgrunnen for hvorfor investeringsstrategien i vår tidsperiode har gitt ekstraordinær avkastning, og om dette vil fortsette også i fremtiden. Om grunnen til at investeringsstrategien i tidsperioden har generert ekstraordinær avkastning er risikoforhold som gjennomsnittsinvestoren ikke ønsker å påta seg, vil sannsynligvis investeringsstrategien også i fremtiden generere ekstraordinær avkastning. Dersom bakgrunnen for sistnevnte stammer fra psykologiske faktorer antas investeringsstrategiens ekstraordinære avkastning i utgangspunktet å forsvinne i fremtiden. Vi har i vår undersøkelse argumentert for at det er lite sannsynlig at det er risikoforhold som forklarer investeringsstrategiens resultater. Dette fordi vi har korrigert for kjente risikoforhold. Som nevnt antas ekstraordinær avkastning å forsvinne i fremtiden dersom denne skyldes psykologiske faktorer.

Det er imidlertid interessant å merke seg at tidsperioden vi har undersøkt kommer etter Hackel et al. sin artikkel fra 1994. Gjennomsnittsinvestoren synes derfor ikke å ha tatt hensyn til denne artikkelen ved valg mellom investeringer. Dersom gjennomsnittsinvestoren, til tross for at investeringsstrategien synes å ha et gunstigere bytteforhold mellom avkastning og risiko, velger å holde markedsindeksen, vil dette kunne medføre at investeringsstrategien også i fremtiden vil generere ekstraordinær avkastning. Forutsetningen er at gjennomsnittsinvestoren ikke har tro på de argumenter som Hackel et al. (1994), (2000) fremmer vedrørende investorers overfokusering på resultat som predikator for fremtidig aksjeavkastning. Dersom gjennomsnittsinvestoren imidlertid velger å ha tiltro til argumentene og

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

handler ut i fra disse, vil investeringsstrategiens ekstraordinære avkastning i fremtiden mest sannsynlig forsvinne.

Avslutningsvis vil vi, med bakgrunn i at en del av våre resultater ikke er signifikante, nevne at det hadde vært ønskelig å analysere en lengre tidsperiode i vår utredning. Det kan samtidig, som nevnt, synes som om heteroskedastisitet er tilstede i vårt datautvalg. Vi oppfordrer derfor interesserte til å undersøke investeringsstrategien over en lengre tidsperiode, samt korrigere for de problemer heteroskedastisitet kan gi for på denne måten å eventuelt oppnå mer valide resultater. En ytterligere modifikasjon av utvelgelseskriterier kan også være aktuelt, samt at tidspunkt for porteføljeoppbygging også kan endres om gyldige argumenter tilsier dette.

Figuroversikt

Figur 2.1:	Effisiensparadokset.....	s.9
Figur 2.2:	Diversifisering.....	s.14
Figur 2.3:	Sharpe ratio.....	s.21
Figur 2.4:	M^2	s.21
Figur 2.5:	Treynor indeks.....	s.22
Figur 3.1:	MKM-predikerte feilledd.....	s.31
Figur 3.2:	Heteroskedastisitet.....	s.36
Figur 3.3a-3-5b:	Autokorrelasjon.....	s.37
Figur 3.6a:	Normalfordeling.....	s.39
Figur 3.6b:	Skjevfordeling.....	s.39
Figur 3.6c:	Leptokurtisk vs. normalfordeling.....	s.39
Figur 3.7a:	Énsidig hypotesetest.....	s.44
Figur 3.7b:	Tosidig hypotesetest.....	s.44
Figur 4.1:	Logaritmisk vs. enkel avkastning.....	s.47
Figur 6.3:	Utvikling i RoE over tid.....	s.64

Tabelloversikt

Tabell 2.1:	Forventet avkastning og tilhørende kostnad.....	s.9
Tabell 3.1:	Antagelser vedrørende feilledd og fortolkning.....	s.33
Tabell 4.1:	Inndeling i hoved- og undergrupper i henhold til Fama og Frenchs trefaktormodell.....	s.49
Tabell 5.1:	Deskriptiv statistikk alle år (1994-2004).....	s.51
Tabell 5.2:	Null- og alternativhypoteser.....	s.53
Tabell 5.3:	Årlige resultater for tidsperioden 30.06.1995-30.06.2006.....	s.54
Tabell 5.4:	Årlige resultater for vektet og uvektet portefølje.....	s.54
Tabell 5.5:	Månedlige resultater for tidsperioden 30.06.1995-30.06.2006.....	s.55
Tabell 5.6:	Parameterstabilitet.....	s.55
Tabell 5.7:	Månedlige resultater i bjørnemarked (30.06.2000-30.06.2003).....	s.56
Tabell 5.8:	Månedlige resultater i oksemarked (30.06.2003-30.06.2006).....	s.57
Tabell 5.9:	Månedlige resultater ved indeksfall (30.06.1998-30.06.1999, og 30.06.2000-30.06.2003).....	s.57
Tabell 5.10:	Prestasjonsmål.....	s.58
Tabell A.4.1:	Månedlige autokorrelasjonskoeffisienter.....	s.78
Tabell A.4.2:	Kvartalsvise autokorrelasjonskoeffisienter.....	s.79
Tabell A.4.3:	Årlige autokorrelasjonskoeffisienter.....	s.79
Tabell A.5.1:	Månedlige autokorrelasjonskoeffisienter.....	s.80
Tabell A.5.2:	Kvartalsvise autokorrelasjonskoeffisienter.....	s.80
Tabell A.5.3:	Årlige autokorrelasjonskoeffisienter.....	s.81
Tabell A.9.1:	Slettede selskaper i vårt datagrunnlag.....	s.83

Kilder

- Ali A. (Spring 1994): "The Incremental Information Content of Earnings, Working Capital from Operations, and Cash Flows." *Journal of Accounting Research*: p. 61-76.
- Banz, R. (1981): "The Relationship Between Return and Market Values of Common Stock," *Journal of Financial Economics* 9 (March): 3-18.
- Bodie, Zvi et al. (2005): *Investments*. 6th ed. McGraw-Hill International Edition.
- Borchert et al. (2003): "Understanding Risk and Return, the CAPM, and the Fama-French Three-Factor Model." Tuck School of Business at Dartmouth. No. 03-111.
- Brealey, Richard A. et al. (2006): "Corporate Finance." 8th ed. McGraw-Hill/Irwin
- Brooks, Chris (2002): "Introductory Econometrics for Finance." Cambridge University Press.
- Cochrane, John H. (1999): "Portfolio Advice for a Multifactor World," *Economic Perspectives*, 23(3), 59-78.
- Collins, Daniel W. et al. (1997): "Changes in the value- relevance of earnings and book values over the past forty years.", *Journal of Accounting and Economics* 24: p. 39-67.
- Culbertson J.M. (1957): "The Term Structure of Interest Rates.", *Quarterly Journal of Economics*, No 71, p. 485-517.
- Dechow, Patricia M. (1994): "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance. The role of accounting accruals", *Journal of Accounting and Economics* 18: p. 3-42.
- Fama, Eugene (May 1970): "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work." *Journal of Finance* 25, p. 383-417.
- Fama, Eugene & French, Kenneth (2004): "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18 No. 3 Summer 2004 , p. 25-46.
- Fama et al. (2000): "Characteristics, Covariances and Average Returns, 1929 to 1997", *Journal of Finance* 55, no 1, p.389-406.
- Fisher, I. (1896): "Appreciation and Interest." (New York: Macmillan for the American Economic Association), as reprinted in Fisher (1997), Vol. 1.
- Gjesdal, Frøystein og Johnsen, Thore (1999): "Kravsetting, lønnsomhetsmåling og verdivurdering." 2.opplag, Cappelen Akademisk Forlag.
- Hackel, Kenneth S. et al. (Sep./Oct. 1994): "The Free Cash Flow/Small-Cap Anomaly." *Financial Analysts Journal*;50; 5; ABI/INFORM Global pg. 38.

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

- Hackel, Kenneth S. et al. (2000): "A Free Cash Flow Investment Anomaly." Journal of Accounting, Auditing & Finance: p. 1-24.
- Hicks, J.R. (1946): "Value and Capital." 2nd edition. Oxford: Oxford Univ. Press
- Jokipii, Annukka og Vähämaa, Sami (2006): "The Free Cash Flow Anomaly Revisited: Finnish Evidence." Journal of Business Finance & Accounting, 00, p. 1-18.
- Kendall, Maurice (1953): "The Analytics of Economic Time Series, Part 1: Prices." Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General), Vol. 116, No. 1, p. 11-34.
- Lakonishok, Josef et al.(1994): "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk." The Journal of Finance. Vol. XLIX, NO. 5: p. 1541- 1578.
- Markowitz, Harry M. (Apr. 1952): "The Utility of Wealth.", Journal of Political Economy, Vol. 60, No. 2. p. 151-158.
- Markowitz, Harry M. (1959): "Portfolio selection: efficient diversification of investments.", New York: Wiley.
- Modigliani, Franco and Sutch, Richard. (1966): "Innovations in Interest Rate Policy." A.E.R. Papers and Proc. 56 178-97
- Grossman, Sanford J. & Stiglitz, Joseph E. (1980): "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets." American Economic Review Vol. 70, No. 3, p. 393-408.
- Penman, Stephen H. (1991): "An evaluation of Accounting Rate- of- return", Journal of Accounting, Auditing & Finance, 6(2): 233-255.
- Sloan, R. (1996): "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?", The Accounting Review, Vol. 71, No. 3, p. 289-315.

BUS 424 Strategisk regnskapsanalyse (Høst 2006), forelesningsmateriell

FIE 400N Finansmarkeder (Høst 2005), kompendium

FIE 401 Metoder for finansiell analyse (Vår 2007), forelesningsmateriell

FIE 426 Kapitalforvaltning (Vår 2006), forelesningsmateriell

www.ose.no

Børsforskriften §§ 6-3, 6-4, 6-5

Regnskapsloven §§ 3-1, 5-3

Appendix

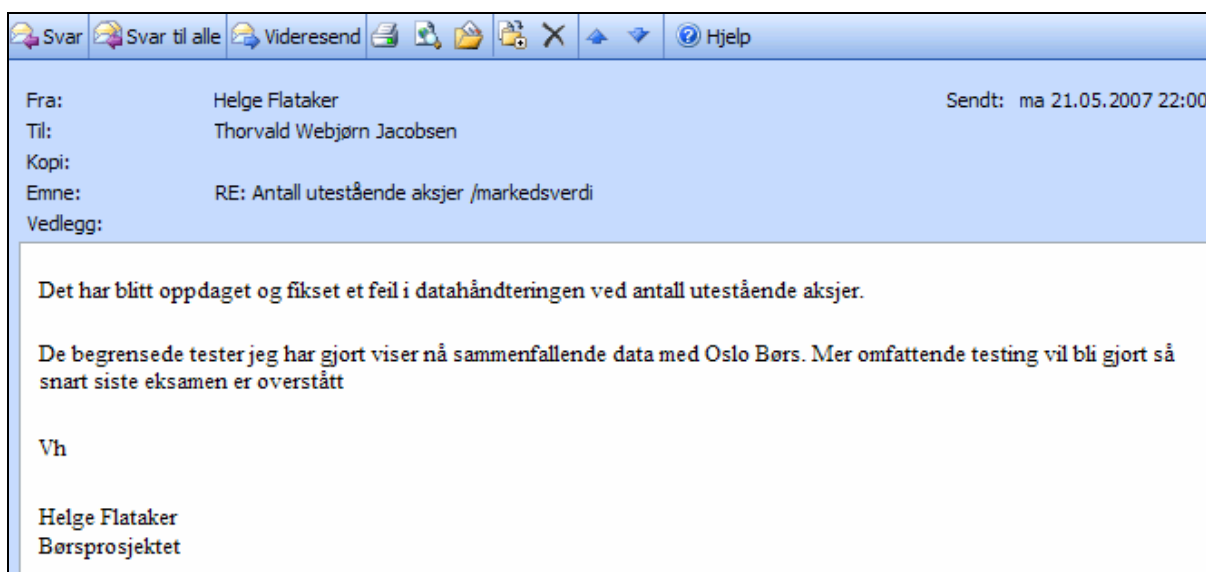
A.1) Korrelasjon MV og omsetning

År	Korrelasjon
1998	0,74
1999	0,90
2000	0,75
2001	0,75
2002	0,82
2003	0,84
2004	0,94
2005	0,96
Total korrelasjon	0,90

A.2) Selskaper uten regnskapsinformasjon i Datastream, men som fantes på OSE i løpet av 11-årsperioden

- ARK
- Bilspedition.
- Nortrans Offshore Ltd.
- Tanker Navigation
- Nordström og Thulin B
- Transocean Offshore
- Northern Offshore Ltd.
- Zenitel, tidl. Sait Stento.
- Media Holding
- Amersham
- RCCL
- Crew Gold Corporation
- Guinor Gold Exploration
- Active 24
- Diagenic
- Enwa Holding
- Oceanor Holding
- PA Resources
- SAS AB
- Scribona
- Skipskredittforeningen
- Tecmar Technologies Int. Inc.
- Mercur Tankers
- Infocus
- Nomadic Shipping
- Scandinavia Online, SOL
- Safe Offshore
- Santech Microgroup, tidl. Micro Technology Group og Santech.
- Fredrik Lindegaard, nå Linde-group.
- Larvik Scandi Line
- Stolt Partner
- Vital Forsikring
- Seateam Tech
- Norgeskreditt Holding.
- Eiendomsselskapet Aker Brygge.
- Troms Fylkes Dampskipsselskap
- Eeg Hensriksen.
- Canargo Energy Corporation.
- IBAS Holding

A.3) Korrespondanse med Børsprosjektet



A.4) CAPM autokorrelasjonskoeffisienter (ρ) for månedlige, kvartalsvise og årlige observasjoner ³⁵

Tabell A.4.1: Månedlige autokorrelasjonskoeffisienter

$$(mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-1})$$

	År											
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Januar	-	-0,08	-0,10	-0,02	0,22	0,14	0,08	-0,14	0,00	-0,26	-0,14	0,00
Februar	-	-0,08	0,03	-0,10	0,19	0,13	0,09	-0,13	-0,02	-0,21	-0,15	-0,03
Mars	-	-0,07	-0,08	-0,05	0,08	0,09	0,04	-0,12	-0,05	-0,24	-0,17	-0,04
April	-	-0,06	-0,08	-0,04	0,07	0,13	0,01	-0,13	-0,05	-0,24	-0,16	0,12
Mai	-	0,01	-0,12	-0,03	0,08	0,13	0,02	-0,15	-0,09	-0,25	-0,15	0,17
Juni	-	0,14	-0,11	0,01	0,12	0,12	0,02	-0,17	-0,13	-0,21	-0,15	0,17
Juli	-	0,08	-0,20	0,03	0,05	-0,09	0,16	-0,08	-0,06	-0,30	0,19	-
August	-0,02	-0,06	-0,23	0,20	0,23	0,24	-0,09	-0,21	-0,27	-0,27	-0,08	-
September	-0,08	-0,10	-0,24	0,32*	0,16	0,19	-0,11	-0,21	-0,30*	-0,26	-0,06	-
Oktober	-0,09	-0,10	-0,12	0,27	0,20	0,13	-0,14	-0,16	-0,28*	-0,27	-0,08	-
November	-0,08	-0,07	-0,11	0,23	0,15	0,13	-0,12	-0,17	-0,29*	-0,24	-0,12	-
Desember	-0,09	-0,02	-0,10	0,22	0,15	0,09	-0,17	-0,06	-0,27	-0,19	0,00	-

* = signifikant på 10 %-nivå

³⁵ Basert på 36-måneders observasjoner for selskaper inkludert i FCF-porteføljen hvert enkelt år.

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Tabell A.4.2: Kvartalsvis autokorrelasjonskoeffisienter

$$(mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-3})$$

	År											
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Januar	-	0,30*	-0,03	0,21	0,05	0,12	0,02	-0,18	-0,18	-0,14	0,22	-0,02
Februar	-	0,30*	-0,10	0,19	-0,04	0,15	0,08	-0,17	-0,17	-0,14	0,22	-0,10
Mars	-	0,28*	-0,05	0,21	-0,03	0,15	0,09	-0,16	-0,22	-0,13	0,22	-0,06
April	-	0,29*	-0,10	0,22	-0,02	0,18	0,10	-0,16	-0,20	-0,09	0,21	0,01
Mai	-	0,29*	-0,09	0,23	0,13	0,14	0,11	-0,15	-0,20	-0,08	0,17	0,02
Juni	-	-0,31*	-0,01	0,27	0,09	0,12	0,12	-0,10	-0,20	-0,07	0,17	0,03
Juli	-	0,11*	0,03	0,17	0,08	-0,10	0,15	-0,07	0,13	-0,11	0,04	-
August	-	0,10	0,07	0,21	-0,17	-0,08	0,19	-0,07	0,07	-0,17	0,04	-
September	-	-0,11	0,17	0,13	-0,11	-0,06	0,17	0,09	0,06	-0,12	0,03	-
Oktober	0,22	-0,07	0,34*	0,03	0,08	0,00	-0,01	-0,08	-0,12	0,22	0,01	-
November	0,28*	-0,07	0,35*	0,01	0,10	0,03	-0,06	-0,07	-0,12	0,22	-0,05	-
Desember	0,28*	-0,01	0,31*	0,04	0,10	0,03	-0,17	-0,17	-0,17	0,17	-0,03	-

* = signifikant på 10 %-nivå

Tabell A.4.3: Årlige autokorrelasjonskoeffisienter

$$(mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-12})$$

	År											
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Januar	-	-	0,10	0,13	-0,05	0,44	-0,11	-0,03	0,00	-0,13	-0,48**	-0,11
Februar	-	-	0,09	0,18	-0,04	0,42	-0,15	-0,03	-0,01	-0,12	-0,44*	-0,21*
Mars	-	-	0,09	0,16	-0,03	0,33	-0,17	-0,05	-0,01	-0,12	-0,43*	-0,21
April	-	-	0,07	0,13	-0,03	0,34	-0,14	-0,06	-0,04	0,00	-0,41*	-0,21
Mai	-	-	0,12	0,17	-0,03	0,33	-0,13	-0,05	-0,06	0,01	-0,16	-
Juni	-	-	-0,05	0,25	-0,09	0,27	-0,12	0,00	-0,10	-0,20	-0,15	-
Juli	-	0,15	0,31*	0,12	0,27	-0,11	-0,04	-0,21	0,05	-0,17	-0,19	-
August	-	0,11	0,31*	0,13	0,20	-0,12	-0,03	-0,17	0,06	-0,24	-0,21	-
September	-	0,10	0,29	0,04	0,34	-0,12	0,06	-0,06	-0,06	-0,27	-0,08	-
Oktober	-	0,10	0,36	0,00	0,40	-0,10	0,13	-0,05	-0,05	-0,29	-0,01	-
November	-	0,12	0,35	0,00	0,45	-0,11	0,09	-0,03	-0,07	-0,35	-0,02	-
Desember	-	0,13	0,41*	0,00	0,46	-0,11	-0,03	-0,01	-0,15	-0,39*	-0,09	-

* = signifikant på 10 %-nivå

** = signifikant på 5 %-nivå

A.5) Fama & French autokorrelasjonskoeffisienter (ρ) for månedlige, kvartalsvise og årlige observasjoner³⁶

Tabell A.5.1: Månedlige autokorrelasjonskoeffisienter

$$(mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-1})$$

	År											
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Januar	-	-0,13	-0,13	-0,02	0,21	0,16	-0,10	-0,14	0,02	-0,25	-0,11	-0,05
Februar	-	-0,12	0,02	-0,09	0,18	0,19	-0,11	-0,14	-0,01	-0,18	-0,11	-0,10
Mars	-	-0,12	-0,08	-0,05	0,02	0,17	-0,12	-0,11	-0,07	-0,18	-0,15	-0,09
April	-	-0,13	-0,08	-0,04	0,02	0,18	-0,17	-0,12	-0,03	-0,20	-0,14	-0,01
Mai	-	-0,07	-0,11	-0,02	0,01	0,17	-0,18	-0,16	-0,07	-0,20	-0,14	0,05
Juni	-	0,10	-0,08	0,04	0,04	0,15	-0,14	-0,24	-0,13	-0,17	-0,13	0,04
Juli	-	0,04	-0,21	0,00	0,07	-0,07	-0,25	-0,05	0,00	-0,25	0,19	-
August	-0,02	-0,11	-0,23	0,19	0,23	-0,03	-0,09	-0,07	-0,27	-0,22	-0,03	-
September	-0,10	-0,12	-0,27	0,29*	0,16	-0,05	-0,13	-0,09	-0,27*	-0,22	-0,01	-
Oktober	-0,11	-0,11	-0,13	0,26	0,20	-0,09	-0,13	-0,07	-0,29*	-0,24	-0,04	-
November	-0,14	-0,09	-0,11	0,22	0,16	-0,12	-0,15	-0,09	-0,29	-0,23	-0,14	-
Desember	-0,15	-0,04	-0,09	0,21	0,18	-0,13	-0,18	-0,03	-0,28	-0,16	-0,05	-

* = signifikant på 10 %-nivå

Tabell A.5.2: Kvartalsvise autokorrelasjonskoeffisienter

$$(mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-3})$$

	År											
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Januar	-	0,29*	0,06	0,16	0,04	0,09	0,03	-0,23	-0,19	-0,11	0,23	0,01
Februar	-	0,29*	0,03	0,15	0,01	0,14	0,07	-0,23	-0,18	-0,11	0,23	-0,04
Mars	-	0,28*	0,07	0,16	0,06	0,13	0,10	-0,25	-0,14	-0,11	0,23	-0,05
April	-	0,30*	0,08	0,15	0,12	0,13	0,12	-0,27*	-0,10	-0,11	0,22	0,09
Mai	-	0,33**	0,11	0,15	0,18	0,12	0,09	-0,26	-0,02	-0,11	0,19	0,08
Juni	-	-0,25	0,13	0,17	0,11	0,11	0,14	-0,19	-0,02	-0,09	0,18	0,06
Juli	-	0,03	0,05	0,06	-0,01	-0,12	0,17	-0,23	0,15	-0,17	0,09	-
August	-	0,04	0,08	0,09	-0,19	-0,11	0,19	-0,21	0,09	-0,20	0,11	-
September	-	-0,12	0,21	0,03	-0,15	-0,09	0,19	-0,02	0,07	-0,15	0,09	-
Oktober	0,20	0,08	0,30	0,01	0,08	0,05	-0,11	-0,17	-0,08	0,25	0,08	-
November	0,26	0,09	0,30	-0,02	0,11	0,04	-0,07	-0,16	-0,08	0,26	0,01	-
Desember	0,27	0,11	0,27	0,05	0,11	0,03	-0,23	-0,17	-0,12	0,19	-0,01	-

* = signifikant på 10 %-nivå

** = signifikant på 5 %-nivå

³⁶ Basert på 36-måneders observasjoner for selskaper inkludert i FCF-porteføljen hvert enkelt år.

Tabell A.5.3: Årlige autokorrelasjonskoeffisienter

$$(mnd_t = \rho \cdot mnd_{t-12})$$

	År											
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Januar	-	-	0,11	0,17	-0,05	0,37	-0,06	0,03	-0,14	-0,17	-0,54**	-0,07
Februar	-	-	0,10	0,22	-0,06	0,44	-0,10	0,00	-0,16	-0,13	-0,49**	-0,18
Mars	-	-	0,10	0,21	-0,07	0,42	-0,12	0,02	-0,09	-0,14	-0,46**	-0,18
April	-	-	0,10	0,20	-0,07	0,42	-0,10	-0,03	-0,11	0,01	-0,43*	-0,18
Mai	-	-	0,14	0,22	-0,07	0,42	-0,10	-0,03	-0,12	0,04	-0,16	-
Juni	-	-	-0,06	0,28	-0,12	0,39	-0,09	0,08	-0,13	-0,21	-0,15	-
Juli	-	0,13	0,30	0,12	0,16	-0,08	0,18	-0,24	0,01	-0,18	-0,20	-
August	-	0,12	0,31	0,13	0,14	-0,07	0,17	-0,21	0,02	-0,26	-0,21	-
September	-	0,11	0,34*	0,07	0,23	-0,06	0,24	-0,09	-0,07	-0,28	-0,08	-
Oktober	-	0,13	0,40*	0,01	0,26	-0,06	0,23	-0,09	-0,07	-0,31	0,01	-
November	-	0,15	0,39*	0,00	0,31	-0,07	0,22	-0,06	-0,09	-0,37	0,00	-
Desember	-	0,14	0,45**	-0,01	0,32	-0,06	0,01	-0,15	-0,15	-0,42*	-0,07	-

* = signifikant på 10 %-nivå

** = signifikant på 5 %-nivå

A.6) Standardavvik FCF-portefølje beregnet på bakgrunn av 12 måneders historisk avkastning 30.juni år t til 30.juni år $t+1$

	OSEBX	FCFP
1995-1996	0,0925	0,1130
1996-1997	0,1348	0,1082
1997-1998	0,1546	0,1710
1998-1999	0,3848	0,2880
1999-2000	0,1459	0,1497
2000-2001	0,1866	0,1721
2001-2002	0,2726	0,3605
2002-2003	0,3100	0,3289
2003-2004	0,2199	0,1979
2004-2005	0,1614	0,1642
2005-2006	0,1773	0,2201

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

A.7) Nominell vs. effektiv NIBOR 12 mnd. (Logaritmiske data)

	NIBOR nom	NIBOR eff	eff - nom
30.06.1995	5,77 %	5,84 %	0,08 %
30.06.1996	5,06 %	5,13 %	0,07 %
30.06.1997	3,83 %	3,88 %	0,05 %
30.06.1998	5,04 %	5,11 %	0,07 %
30.06.1999	5,80 %	5,87 %	0,08 %
30.06.2000	6,94 %	7,04 %	0,09 %
30.06.2001	7,32 %	7,42 %	0,10 %
30.06.2002	7,23 %	7,32 %	0,10 %
30.06.2003	3,51 %	3,55 %	0,05 %
30.06.2004	2,35 %	2,38 %	0,03 %
30.06.2005	2,45 %	2,49 %	0,03 %
Gjennomsnitt	5,03 %	5,09 %	0,07 %

A.8) Prislister hentet fra www.nordnet.no

Norske verdipapirer				
	Normal	Bonuskunde ¹	VIP-kunde ²	Mini-Kurtasje
Aksjer Oslo Børs	0,05% / min 95 NOK	0,05% / min 95 NOK	0,05% / min 95 NOK	0,15%/min 39 NOK (1 ordre/sluttseddel)
Aksjer Oslo Axxess	0,05% / min 95 NOK	0,05% / min 95 NOK	0,05% / min 95 NOK	0,15%/min 39 NOK (1 ordre/sluttseddel)
Warrants Oslo Børs	0,12% / min 95 NOK	0,12% / min 95 NOK	0,07% / min 95 NOK	0,15%/min 39 NOK (1 ordre/sluttseddel)
Grunnfondsbevis Oslo Børs	0,05% / min 95 NOK	0,05% / min 95 NOK	0,05% / min 95 NOK	0,15%/min 39 NOK (1 ordre/sluttseddel)
Tegningsretter Oslo Børs	Følger moderaksjen	Følger moderaksjen	Følger moderaksjen	Følger moderaksjen
Unoterte aksjer Norge	0,35% / min 390 NOK	0,30% / min 390 NOK	0,30% / min 390 NOK	0,35% / min 390 NOK
Opsjoner	0,8% min 95 NOK For premie over 100.000 er kurtasjen 0,6% for denne del	0,6% min 95 NOK For premie over 100.000 er kurtasjen 0,4% for denne del	0,4% min 59 NOK For premie over 100.000 er kurtasjen 0,3% for denne del	0,8% min 95 NOK
OBX-Futures	20 NOK min 99 NOK	15 NOK min 99 NOK	10 NOK min 99 NOK	20 NOK min 99 NOK
Shorthandel aksjer Oslo Børs	Vanlig kurtasje + 400 NOK + 4,5% rente på markedsverdi (Intradag shorthandel belastes ikke avgift og rente)			
Telefonhandel Aksjer	0,15% / min 199 NOK	0,12% / min 199 NOK	0,10% / min 199 NOK	0,20% / min 199 NOK
Telefonhandel Warrants	0,15%, min 199 NOK	0,15%, min 199 NOK	0,15%, min 199 NOK	0,20% / min 199 NOK
Telefonhandel Unoterte	0,75%, min 490 kr	0,75%, min 490 kr	0,75% / min 490 kr	0,75% / min 590 kr
Telefonhandel Opsjoner	1,20% / min 199 NOK	1,00% / min 199 NOK	0,90% / min 199 NOK	1,20% / min 199 kr
Øvrige instrument	Kontakt Nordnet	Kontakt Nordnet	Kontakt Nordnet	Kontakt Nordnet
Fond (PDF fil)				

A.9) Selskaper uten nødvendig regnskapsinformasjon tilgjengelig i Datastream samt grunnfondsbevis og dobbelnoteringer av selskaper i databasen

Utvalg før sletting: 2309
 Utvalg etter sletting: 1796
 Antall slettet: 513

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

Tabell A.9.1: Slettede selskaper i vårt datagrunnlag

1994	1995	1996	1997
AWILCO SHIPPING BERGENSBANKEN BOLIG- OG NÆRINGSBANKEN CHR BK. OG KREDITKASSE DET SONDEFJELDSKE DNB NOR GJENSIDIGE NOR KLIPPEN INVEST KRISTIANSAND DYREPARK NAMSOS TRAFIKKSELSKAP NYDALENS B SANDSVAER SPAREBANK SAS NORGE SELMER SMEDVIG 'B' SPAREBANKEN MIDT-NORGE SPAREBANKEN MORE SPAREBANKEN OEST STATOIL TANDBERG ULSTEIN HOLDING ASA VARD B VESTENFJELDSKE BYK.	AWILCO SHIPPING DET SONDEFJELDSKE GJENSIDIGE NOR HYDRALIFT B KLIPPEN INVEST KRISTIANSAND DYREPARK NAMSOS TRAFIKKSELSKAP NYCOMED 'A' NYCOMED 'B' NYDALENS B ORKLA ORKLA 'B' SANDNES SPAREBANK SANDSVAER SPAREBANK SAS NORGE SMEDVIG 'B' SpareBank 1 Nord Norge SPAREBANKEN MIDT-NORGE SPAREBANKEN MORE SPAREBANKEN OEST SPAREBANKEN RANA SPAREBANKEN VEST STATOIL SYDVARANGER TANDBERG TELEVISION TTS MARINE ULSTEIN HOLDING ASA VARD B	ACERGY AF GRUPPEN 'A' AF GRUPPEN 'B' AKTIV KAPITAL A-PRESSEN AWILCO SHIPPING CRI-GRUPPEN DET SONDEFJELDSKE DOF EITZEN MARITIME SERVICES ELTEK EVERCOM NETWORK FRONTLINE GJENSIDIGE NOR HJELLEGJERDE HYDRALIFT B IPLAST ASA KLIPPEN INVEST LUXO MELHUS SPAREBANK NATURAL NORCOOL HOLDING ASA NORDIC WATER SUPPLY NORMAN NORSK KJOKKENINVEST NORSK LOTTERIDRIFT NYDALENS B OCEAN RIG ORKLA ORKLA 'B' OTRUM PAN FISH PROSAFE RINGERIKE SPAREBANK SANDNES SPAREBANK SANDSVAER SPAREBANK SAS NORGE SEATEAM TECHNOLOGY ASA SOFTWARE INNOVATION SOLSTAD OFFSHORE SOLVANG SpareBank 1 Nord Norge SPAREBANKEN MIDT-NORGE SPAREBANKEN MORE SPAREBANKEN OEST SPAREBANKEN RANA SPAREBANKEN ROGALAND SPAREBANKEN VEST STATOIL STAVDAL SUPEROFFICE SYNNOEVE FINDEN TANDBERG TELEVISION TECHNOR TGS NOPEC GEOPHS. TORDENSKJOLD SHIP. UGLAND NORDIC TANKERS ULSTEIN HOLDING ASA VARD B VMETRO VOSS VEKSEL	ACERGY A-PRESSEN AURSKOG SPAREBANK AWILCO SHIPPING DET SONDEFJELDSKE ELTEK GC RIEBER SHIPPING GJENSIDIGE NOR HOL SPAREBANK INDRI.FIN.BOLIGEIENDOM INFOSTREAM INTERNATIONAL GOLD EXP. ITERA CONSULTING GROUP MELHUS SPAREBANK NES PRESTEGJELD SPARBK. NYDALENS B OTRUM PAN FISH PROFDOC RINGERIKE SPAREBANK SANDNES SPAREBANK SANDSVAER SPAREBANK SAS NORGE SOFTWARE INNOVATION SpareBank 1 Nord Norge SPAREBANKEN MIDT-NORGE SPAREBANKEN MORE SPAREBANKEN OEST SPAREBANKEN PLUSS SPAREBANKEN RANA SPAREBANKEN ROGALAND SPAREBANKEN VEST STATOIL STEPSTONE SYNNOEVE FINDEN VARD B VOSS VEKSEL

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

1998	1999	2000	2001
ACERGY	ACERGY	ACERGY	ACERGY
ACTA HOLDINGS	ACTA HOLDINGS	ACTA HOLDINGS	AF GRUPPEN 'B'
AF GRUPPEN 'B'	AF GRUPPEN 'B'	AF GRUPPEN 'B'	AKER
ARCADE SHIPPING	ARCADE SHIPPING	AKTIV KAPITAL	AKER KVAERNER
AURSKOG SPAREBANK	AURSKOG SPAREBANK	AMERSHAM	AKER YARDS
AWILCO SHIPPING	AWILCO SHIPPING	APPTIX	AMERSHAM
DATA RESPONS	AXIS-SHIELD	ARCADE SHIPPING	ARCADE SHIPPING
DET SONDENFJELDSKE	BIRDSTEP TECHNOLOGY	AURSKOG SPAREBANK	AURSKOG SPAREBANK
ENITEL	DET SONDENFJELDSKE	AWILCO SHIPPING	AWILCO SHIPPING
EXPERT	EXENSE	AXIS-SHIELD	AXIS-SHIELD
FAST SEARCH AND TRANSFER	FAST SEARCH AND TRANSFER	AXXESSIT	AXXESSIT
FOKUS BANK	FJORD SEAFOOD	BIRDSTEP TECHNOLOGY	BJORGE
GJENSIDIGE NOR	GJENSIDIGE NOR	DET SONDENFJELDSKE	CAMILLO EITZEN & CO
HOL SPAREBANK	GLOBAL GEO SERVICES	GC RIEBER SHIPPING	CATCH COMMUNICATIONS
HUNSFOS	HANDS	GJENSIDIGE NOR	DET SONDENFJELDSKE
IGROUP	HOL SPAREBANK	GOLAR LNG	FINDEXA
INDRE SOGN SPAREBANK	INDRE SOGN SPAREBANK	HOL SPAREBANK	GC RIEBER SHIPPING
INFOSTREAM	INTELLINET	INDRE SOGN SPAREBANK	GJENSIDIGE NOR
INVESTRA	JINHUI SHIP.& TRSP.	JINHUI SHIP.& TRSP.	GLOBAL GEO SERVICES
JINHUI SHIP.& TRSP.	KOMPLETT	KVAERNER B	HOL SPAREBANK
MEFJORDEN	LERØY SEAFOOD GROUP	LERØY SEAFOOD GROUP	HURTIGRUTEN GROUP
MELHUS SPAREBANK	MELHUS SPAREBANK	MELHUS SPAREBANK	HYDRALIFT B
NAMSOS TRAFIKKSLSKAP	NES PRESTEGJELD SPARBK.	NES PRESTEGJELD SPARBK.	INDRE SOGN SPAREBANK
NES PRESTEGJELD SPARBK.	NORSK VEKST FORVALTNING	NEXTGENTEL	KVAERNER B
NORAL	OFFICE LINE	NORSKE SKOG B	MAMUT
NORWAY SEAFOODS ASA	OFFICE SYSTEMS	NORWEGIAN AIR SHUTTLE	MEDI-STIM
NYDALENS B	OHI	OHI	MELHUS SPAREBANK
OHI	ORKLA 'B'	OPERA SOFTWARE	MOELVEN INDUSTRIER
PAN FISH	PETROBANK ENERGY & RES.	ORKLA 'B'	NES PRESTEGJELD SPARBK.
PETROBANK ENERGY & RES.	Q-FREE	PETROBANK ENERGY & RES.	NEXTGENTEL
PHOTOCURE	RINGERIKE SPAREBANK	Q-FREE	NORSKE SKOG B
PROFDOC	ROCKSOURCE	RIEBER & SON B	NORWEGIAN AIR SHUTTLE
RINGERIKE SPAREBANK	ROYAL CRBN. CRUISES	RINGERIKE SPAREBANK	ODFJELL 'A'
SAGA PETROLEUM 'B'	SANDNES SPAREBANK	ROCKSOURCE	ODFJELL 'B'
SANDNES SPAREBANK	SANDSVAER SPAREBANK	ROYAL CRBN. CRUISES	ODIM HITEC
SANDSVAER SPAREBANK	SAS NORGE	SANDNES SPAREBANK	Officeshop Holding?
SAS NORGE	SENSE COMM.INTL.	SANDSVAER SPAREBANK	OPERA SOFTWARE
SpareBank 1 Nord Norge	SpareBank 1 Nord Norge	SAS NORGE	ORKLA 'B'
SPAREBANKEN MIDT-NORGE	SPAREBANKEN MIDT-NORGE	SpareBank 1 Nord Norge	PETROBANK ENERGY & RES.
SPAREBANKEN MORE	SPAREBANKEN MORE	SPAREBANKEN MIDT-NORGE	PSI GROUP
SPAREBANKEN OEST	SPAREBANKEN OEST	SPAREBANKEN MORE	RIEBER & SON B
SPAREBANKEN PLUSS	SPAREBANKEN PLUSS	SPAREBANKEN OEST	RINGERIKE SPAREBANK
SPAREBANKEN RANA	SPAREBANKEN RANA	SPAREBANKEN PLUSS	ROCKSOURCE
SPAREBANKEN ROGALAND	SPAREBANKEN ROGALAND	SPAREBANKEN RANA	ROYAL CRBN. CRUISES
SPAREBANKEN VEST	SPAREBANKEN VEST	SPAREBANKEN ROGALAND	SANDNES SPAREBANK
SPAREBANKEN VESTFOLD	SPAREBANKEN VESTFOLD	SPAREBANKEN VEST	SANDSVAER SPAREBANK
STATOIL	STAR REEFER	SPAREBANKEN VESTFOLD	SpareBank 1 Nord Norge
STEPSTONE	STATOIL	STAR REEFER	SPAREBANKEN MIDT-NORGE
TECO MARITIME	TECO MARITIME	SUBSEA 7	SPAREBANKEN MORE
TELENOR	TELENOR	TECO COATING SERVICES	SPAREBANKEN OEST
TOTENS SPAREBANK	TGS NOPEC GEOPHS.	TECO MARITIME	SPAREBANKEN PLUSS
TSAKOS ENERGY NAV.LTD	TOTENS SPAREBANK	TOTENS SPAREBANK	SPAREBANKEN RANA
TTS MARINE	TSAKOS ENERGY NAV.LTD	TTS MARINE	SPAREBANKEN ROGALAND
ULSTEIN HOLDING ASA	TTS MARINE		SPAREBANKEN VEST
VARD B	VARD B		SPAREBANKEN VESTFOLD
VOSS VEKSEL	WATERFRONT SHIPPING		SUBSEA 7
			TECO COATING SERVICES
			TECO MARITIME
			TOTENS SPAREBANK
			TTS MARINE
			UKJENT?
			WEBCENTER UNIQUE
			YARA INTERNATIONAL

"VIL EN HANDLESTRATEGI BASERT PÅ FRI KONTANTSTRØM
KUNNE GENERERE EKSTRAORDINÆR AVKASTNING?"

2002	2003	2004
ACERGY	ACERGY	ACERGY
AF GRUPPEN 'B'	AF GRUPPEN 'B'	AF GRUPPEN 'B'
AKER	AKER	AKER AMERICAN SHIPPING
AKER KVAERNER	AKER SEAFOODS	AKER SEAFOODS
AKER SEAFOODS	APL	AURSKOG SPAREBANK
AKER YARDS	AURSKOG SPAREBANK	BERGESEN WWD.GAS ASA
APL	BERGESEN WWD.GAS ASA	BORGESTAD B
ARCADE SHIPPING	BJORGE	CERMAQ ASA
AURSKOG SPAREBANK	BORGESTAD B	EASTERN DRILLING
AXXESSIT	CERMAQ ASA	ELKEM
BERGESEN WWD.GAS ASA	FINDEXA	GC RIEBER SHIPPING
BJORGE	GC RIEBER SHIPPING	GOLDEN OCEAN GROUP
BORGESTAD B	GRENLAND GROUP ASA	GRENLAND GROUP ASA
CAMILLO EITZEN & CO	HOL SPAREBANK	HOL SPAREBANK
CATCH COMMUNICATIONS	HURTIGRUTEN GROUP	HURTIGRUTEN GROUP
CERMAQ ASA	INDRE SOGN SPAREBANK	INDRE SOGN SPAREBANK
CONSEPTOR	KONGSBERG AUTV.HOLDING	KONGSBERG AUTV.HOLDING
CRYSTAL PRODUCTION	KVAERNER B	KVAERNER B
FINDEXA	MEDI-STIM	MELHUS SPAREBANK
GC RIEBER SHIPPING	MELHUS SPAREBANK	NES PRESTEGJELD SPARBK.
HOL SPAREBANK	MOELVEN INDUSTRIER	NORSKE SKOG B
HURTIGRUTEN GROUP	NES PRESTEGJELD SPARBK.	ORKLA 'B'
INDRE SOGN SPAREBANK	NORSKE SKOG B	PETROBANK ENERGY & RES.
INDRI.FIN.BOLIGEIENDOM	ORKLA 'B'	RENEWABLE ENERGY
KONGSBERG AUTV.HOLDING	PETROBANK ENERGY & RES.	REVUS ENERGY
KVAERNER B	RENEWABLE ENERGY	RIEBER & SON B
LEIF HOEGH	REVUS ENERGY	RINGERIKE SPAREBANK
MAMUT	RIEBER & SON B	SANDNES SPAREBANK
MEDIABIN (OSL)	RINGERIKE SPAREBANK	SANDSVAER SPAREBANK
MEDI-STIM	SANDNES SPAREBANK	SPAREBANKEN MIDT-NORGE
MELHUS SPAREBANK	SANDSVAER SPAREBANK	SPAREBANKEN MORE
MOELVEN INDUSTRIER	SEVAN MARINE	SPAREBANKEN OEST
NES PRESTEGJELD SPARBK.	SPAREBANKEN MIDT-NORGE	SPAREBANKEN PLUSS
NEXTGENTEL	SPAREBANKEN MORE	SPAREBANKEN RANA
NORSKE SKOG B	SPAREBANKEN OEST	SPAREBANKEN ROGALAND
NORWEGIAN AIR SHUTTLE	SPAREBANKEN PLUSS	SPAREBANKEN VEST
OPERA SOFTWARE	SPAREBANKEN RANA	SPAREBANKEN VESTFOLD
ORKLA 'B'	SPAREBANKEN ROGALAND	TOTENS SPAREBANK
PETROBANK ENERGY & RES.	SPAREBANKEN VEST	
RIEBER & SON B	SPAREBANKEN VESTFOLD	
RINGERIKE SPAREBANK	TOTENS SPAREBANK	
SANDNES SPAREBANK	WILSON	
SANDSVAER SPAREBANK		
SEVAN MARINE		
SPAREBANKEN MIDT-NORGE		
SPAREBANKEN MORE		
SPAREBANKEN OEST		
SPAREBANKEN PLUSS		
SPAREBANKEN RANA		
SPAREBANKEN ROGALAND		
SPAREBANKEN VEST		
SPAREBANKEN VESTFOLD		
TECO COATING SERVICES		
TOTENS SPAREBANK		
WILSON		
YARA INTERNATIONAL		

A.10) Sletting av selskaper med negativ Bok/MV ved betaberegning

Ved beregning av HML ble selskaper med negativ Bok/MV utelatt fra regresjonsmodellen. Vi følger dermed Fama & French (1992) sin fremgangsmåte for behandling av slike selskaper. Bakgrunnen for å gjøre det på denne måten er at en negativ Bok/MV blir vanskelig å tolke. Slettingen medførte en reduksjon i utvalget som oversikten under viser:

1994: 0 selskap
1995: 1 selskap
1996: 1 selskap
1997: 1 selskap
1998: 3 selskaper
1999: 4 selskaper
2000: 5 selskaper
2001: 4 selskaper
2002: 5 selskaper
2003: 3 selskaper
2004: 2 selskaper

A.11) Feilledd ut ifra CAPM og Fama og Frenchs trefaktormodell (hele utvalget)

<u>Feilledd CAPM</u>		<u>Feilledd Fama og French</u>	
Gjennomsnitt	5,96494E-19	Gjennomsnitt	3,32379E-18
Standardfeil	0,000508762	Standardfeil	0,00048701
Median	0,000775693	Median	0,000283439
Standardavvik	0,035071383	Standardavvik	0,033571906
Utvalgsvarians	0,001230002	Utvalgsvarians	0,001127073
Kurstosis	2,221021784	Kurstosis	1,826472983
Skjevhet	-0,231081533	Skjevhet	-0,204147528
Minimum	-0,182267933	Minimum	-0,187784757
Maksimum	0,145116081	Maksimum	0,142695098
Sum	2,83454E-15	Sum	1,57947E-14
Antall	4752	Antall	4752