

# En grundigere studie av en kvantitativ markedstimingmodell

Er markedstimingmodellen virkelig så god som resultatene antyder?

**Øyvind Norlund Waaler**

**Veileder**

Valeri Zakamouline

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

## **Forord**

Denne oppgaven er skrevet innen masterprofilen finansiell økonomi og markerer slutten på fem år ved Universitetet i Agder. Målet med masteroppgaven er å lære og anvende teori og vitenskapelige metoder på en bestemt problemstilling. Oppgaven utgjør 30 studiepoeng.

Prosessen med å skrive en masteroppgave har for meg vært utfordrende og lærerik. Det har vært interessant å få muligheten til å gå dypere inn i et tema, som det ikke har vært fokusert fullt så mye på i forelesninger.

Jeg vil benytte muligheten til å takke mine medstudenter for fem flotte år ved Universitetet i Agder. Jeg vil også takke forelesere for all hjelp og veiledning jeg har fått i gjennom utdannelsen. En spesiell takk rettes til Valeri Zakamouline for konstruktive tilbakemeldinger og for god veiledning underveis i arbeidet med masteroppgaven min.

Kristiansand, 1. juni 2012

Øyvind Norlund Waaler

## **Sammendrag**

I følge teorien om effisiente markeder og random walk, skal fortiden ikke kunne brukes til å forutsi fremtiden. Om hypotesene er valide, vil dette bety at teknisk analyse er bortkastet. Videre baserer moderne porteføljeteori seg på at det skal være en trade-off ved å investere i aksjer – man blir kompensert for å påta seg risiko. Faber (2009) presenterer en kvantitativ metode som benytter seg av en enkel teknisk indikator kombinert med momentum handlingsregler. Denne metoden forbedrer risikojustert avkastning på tvers av diverse verdiklasser, relativt til kjøp-og-hold strategi. Strategien er testet for perioden 1973 til 2008 og gir imponerende resultater.

Resultatene fra statistiske tester utført i denne oppgaven viser at Fabers markedstimingmodell kan benyttes til å predikere fremtidige aksjekurser. Markedstimingmodellen viser også reliabilitet over en lengre periode, over flere delperioder, samt over porteføljer investert i små selskaper, store selskaper, vekst- og verdiselskaper. Oppgavens resultater bekrefter at markedstimingmodellen er en investeringsteknikk, som øker meravkastning og reduserer volatilitet. Resultatene antyder også at porteføljer investert i små selskaper og verdiselskaper presterer aller best.

# Innholdsfortegnelse

Forord.....	I
Sammendrag .....	II
Innholdsfortegnelse.....	III
Figuroversikt .....	V
Tabelloversikt .....	VI
1. Innledning .....	1
2. Teori.....	4
2.1 Den effisiente markedshypotese (EMH).....	4
2.2 Random walk.....	6
2.3 Teknisk analyse .....	8
2.3.1 Trend og trendanalyse .....	8
2.3.2 Tekniske indikatorer .....	10
2.3.3 Relativ styrke – Momentum .....	11
2.4 Prediktabilitetsstudier relatert til effisiente markeder, random walk og tekniske indikatorer.....	13
2.5 Moderne porteføljeteori .....	15
2.6 Kapitalverdimodellen (CAPM) .....	16
2.6.1 Estimering i kapitalverdimodellen.....	18
2.6.2 Anomalier- empiriske avvik fra kapitalverdimodellen.....	19
2.7 Fama & Frenchs trefaktormodell .....	20
2.8 Fama, French & Carharts firefaktormodell .....	21
3. Data og relaterte beregninger .....	22
3.1 Avkastningsberegning .....	23
3.2 Tekniske indikatorer og handlingsregler .....	23
3.3 Data mining og reliabilitet.....	24
4. Metode .....	26
4.1 Oppgavens implementering av metode .....	26
4.1.1 Hypotesetesting .....	26

4.1.2 Regresjon .....	27
4.1.3 Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon - LPM .....	28
4.2 Hypotesetesting .....	28
4.2.1 To- utvalgs t-test for likt gjennomsnitt med antatt ulik varians- Welch t-test.....	29
4.2.2 To-utvalgs F-test for varians.....	30
4.3 Regresjon.....	31
4.3.1 Regresjonsanalyse .....	31
4.3.2 Minste kvadraters metode (OLS) .....	31
4.3.3 De klassiske forutsetningene .....	33
4.3.4 Forklaringskraften - $R^2$ .....	34
4.4 Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon - LPM.....	35
5. Empiriske resultater .....	37
5.1 Statistiske tester for prediktabilitet .....	37
5.1.1 t-test for likt gjennomsnitt .....	37
5.1.2 F-test for lik varians.....	38
5.1.3 Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær respons - LPM.....	40
5.2 Markedstimingmodellen over en utvidet periode .....	42
5.3 Markedstimingmodellens robusthet .....	43
5.3.1 Robusthet over to delperioder.....	43
5.3.3 Robusthet over tre delperioder .....	45
5.4 Markedstimingmodellen for porteføljer investert i små selskaper, store selskaper, vekst- og verdiselskaper.....	47
5.5 Dagens verdi av en \$1 investering i 1927.....	49
6. Konklusjon.....	51
7. Litteraturliste.....	53

## Figuroversikt

<i>Figur 1: Informasjonsslipp i effisiente markeder.</i> .....	5
<i>Figur 2: Kapitalmarkedslinjen og den effisiente front</i> .....	17
<i>Figur 3: Markedsavkastningslinjen.</i> .....	18
<i>Figur 4: OLS metoden</i> .....	32
<i>Figur 5: Logaritmisk meravkastningen</i> .....	50

## Tabelloversikt

<i>Tabell 5.1: t-test for likt gjennomsnitt .....</i>	38
<i>Tabell 5.2: F-test for lik varians .....</i>	39
<i>Tabell 5.3: Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon .....</i>	41
<i>Tabell 5.4: Moderne porteføljeteori: Markedsavkastning.....</i>	42
<i>Tabell 5.5: Oppsummering av tidsserieregresjoner: Markedsavkastning. ....</i>	43
<i>Tabell 5.6: Moderne porteføljeteori: Robusthet to deler.....</i>	44
<i>Tabell 5.7: Oppsummering av tidsserieregresjoner: Robusthet to deler .....</i>	45
<i>Tabell 5.8: Moderne porteføljeteori: Robusthet tre deler .....</i>	46
<i>Tabell 5.9: Oppsummering av tidsserieregresjoner: Robusthet tre deler .....</i>	47
<i>Tabell 5.10: Moderne porteføljeteori: Små, store, vekst og verdi.....</i>	48
<i>Tabell 5.11: Oppsummering av tidsserieregresjoner: Små, store, vekst og verdi.....</i>	49
<i>Tabell 5.12: Logaritmisk meravkastning .....</i>	50

## 1. Innledning

Blant de mest omdiskuterte teoriene i finansverdenen, finner vi teorien om effisiente markeder og random walk. Den effisiente markedshypotese antyder informasjonseffisiens i markeder. Hypotesen impliserer at når ny informasjon blir kjent, beveger priser seg så hurtig, at ingen kan kjøpe eller selge raskt nok til å gjøre fortjeneste på dette. Dette er nært relatert til teorien om random walk, som sier at en aksjekurs tar tilfeldige og uforutsigbare steg. For at random walk-hypotesen skal være valid, må fremtidige prisbevegelser være uavhengig av prishistorikk. Fortiden skal ikke kunne brukes til å forutsi fremtiden. Random walk beskriver altså prisdannelsen i effisiente markeder.

Hvis hypotesene er valide, indikerer dette at såkalt teknisk analyse er forkastet, ettersom tekniske analysemetoder baserer seg på at tidligere handlingsmønstre i aksjepriser vil gjenta seg. Jensen (1978) konstaterer at det ikke er noen andre tema i økonomien som har mer solid empirisk støtte enn den effisiente markedshypotese. Blant denne empiriske støtten finner vi blant annet studier av Fama & Blume (1966), Levy (1967), Jensen (1967), Jensen & Bennington (1970), og Sweeney (1988). I den etterfølgende tidsperiode har en rekke studier forkastet hypotesene. Disse studiene er i stor grad basert på å motbevise uavhengighetsforutsetningen ved å bevise prediktabilitet i aksjemarkeder.

Innenfor teknisk analyse har en av fremgangsmåtene for å bevise prediktabilitet vært å presentere en aktiv strategi, som konsistent gir en risikojustert meravkastning relativt til en kjøp-og-hold strategi. Brook, Lakonishok & LeBaron (1992) presenterer to mulige forklaringer på nærvær av prediktabilitet i aksjeavkastninger. Den første baserer seg på markedsineffisiens hvor priser svinger bort fra deres fundamentale verdier. Den andre forutsetter at markeder er effisiente, og at prediktabilitetsvariasjonen kan forklares av tidsvarierende likevektsavkastninger. I den andre forklaringen ligger at ettersom en test av prediktabilitet vil bety at man først må definere hva som er en normal eller unormal avkastning, må man i tillegg anta en økonomisk likevektsmodell som sier noe om avkastning relativt til risiko. Ved å bevise prediktabilitet innenfor denne modellen, vet man derfor ikke om prediktabiliteten skyldes ineffisiente markeder eller en utilstrekkelig likevektsmodell. Man tester to hypoteser samtidig, og man kan ikke vite om markedet virkelig er ineffisient eller om likevektsmodellen som er benyttet er utilstrekkelig.



Brook, Lakonishok & LeBaron (1992) presenterer bevis på at enkelte tekniske indikatorer har statistisk signifikant prediktabilitetsevne for Dow Jones-indeksen i perioden 1897-1986. Blant disse indikatorene finner vi en moving average. De hevder at denne er den mest populære tekniske indikatoren. Videre finner Lo Mamaysky & Wang (2000) at flere tekniske indikatorer har prediktabilitetsevne, og at prediktabilitetsevnen spesielt gjelder når en moving average er involvert. Neely, Rapach, Tu & Zhou (2010, 2011) finner så at teknisk analyse har like mye prediktabilitetskraft over markedsrisikopremien som makroøkonomiske variabler. De viser også at ved å nyttiggjøre informasjon fra både tekniske indikatorer og makroøkonomiske variabler i kombinasjon substansielt kan øke avkastning relativt til å benytte en av disse alene.

Faber (2009) presenterer en enkel kvantitativ metode som forbedrer risikojustert avkastning på tvers av diverse verdiklasser, relativt til en kjøp-og-hold strategi i samme verdiklasse. Metoden går ut på å benytte en enkel trendindikator, kalt simple moving average, i kombinasjon med momentum handlingsregler. Ved å benytte denne metoden sørger modellen for å være investert i gjennom bull-markeder, for så å selge og reinvestere i Treasury bills gjennom bear-markeder. Modellen blir kun oppdatert på den siste trading dagen i hver måned. Tung trading, som vil bety høye transaksjonskostnader, er derfor ikke involvert.

Timingmetodens relative styrke er så god, at fra og med 1973 og til og med 2007, har metoden ikke hatt et eneste tapende år. I 2008, da alle indekser raste, endte Fabers timingmetode bare så vidt ned. Det er gjennom å unngå de største tapene i bear-markeder metoden fungerer aller best. Perioden etter 2007 har vært preget av finansiell uro og turbulente markeder, hvilket betyr at Fabers markedstimingmodell skulle prestere som aldri før. Av teorien om effisiente markeder og random walk følger at Fabers metode kun vil være valid om man kan bruke tidligere prisinformasjon til å predikere fremtidige prisbevegelser.

Jeg vil i denne oppgaven benytte en markedstimingmodell lik den benyttet av Faber. I stedet for å benytte en simpel moving average, vil jeg benytte meg av en momentumindikator kombinert med handlingsregler. Denne vil gi tilsvarende handlingssignal som Fabers indikator. Strategien forteller oss månedlig når aktiv portefølje skal være investert i markedet, og når aktiv portefølje skal selge og reinvestere i risikofri Treasury bills. Videre vil jeg replikere samt utvide Fabers studie ved å:

1. Bruke *flere prestasjonsmål*. Faber benytter i artikkelen kun en Sharpe-ratio. Jeg vil i tillegg benytte meg av tidsserieregresjon.

2. *Implementere statistiske tester* for å finne ut av om markedstimingmodellen kan benyttes til å predikere fremtidige prisbevegelser. Jeg vil herunder belyse hvilken lengde på momentumindikatoren som best predikerer prisbevegelser.
3. Teste modellen for en *utvidet periode* som strekker seg fra 1927 til 2010.
4. Teste modellen for *robusthet* ved å dele utvalget inn i to- og tre delperioder.
5. *Utvide utvalget horisontalt* ved å teste timingstrategien over flere porteføljer investert i små selskaper, store selskaper, vekst- og verdiselskaper.
6. *Sammenlikne den totale meravkastningen* av en \$1 investering foretatt i november 1927, med månedlige gjeninvesteringer i samme portefølje frem til desember 2010.

Ved å foreta undersøkelsene nevnt ovenfor vil jeg se om modellen kan predikere fremtidige prisbevegelser, samt undersøke om risikoen for tidsvarierende likevektsavkastninger er gjeldende. Videre tester jeg modellens reliabilitet. Ved å utføre dette vil jeg med denne oppgaven gjennomføre en grundigere studie av Fabers kvantitative markedstimingmodell, samt belyse problemstillingen:

### **Er markedstimingmodellen virkelig så god som resultatene antyder?**

Denne oppgaven består av seks kapitler. Kapittel 1 består av innledning. I Kapittel 2 gir jeg en innføring i de ulike teoretiske begrepene benyttet. Kapittel 3 tar for seg data, samt relaterte beregninger. Herunder vil jeg forklare min tekniske indikator samt mine tekniske handlingsregler. Kapittel 4 tar for seg statistisk metode. Jeg vil her starte med å forklare hvordan statistisk metode er benyttet i oppgaven, for så å forklare den generelle teorien bak metodene. I kapittel 5 legger jeg frem mine empiriske resultater. I kapittel 6 presenterer jeg min konklusjon.

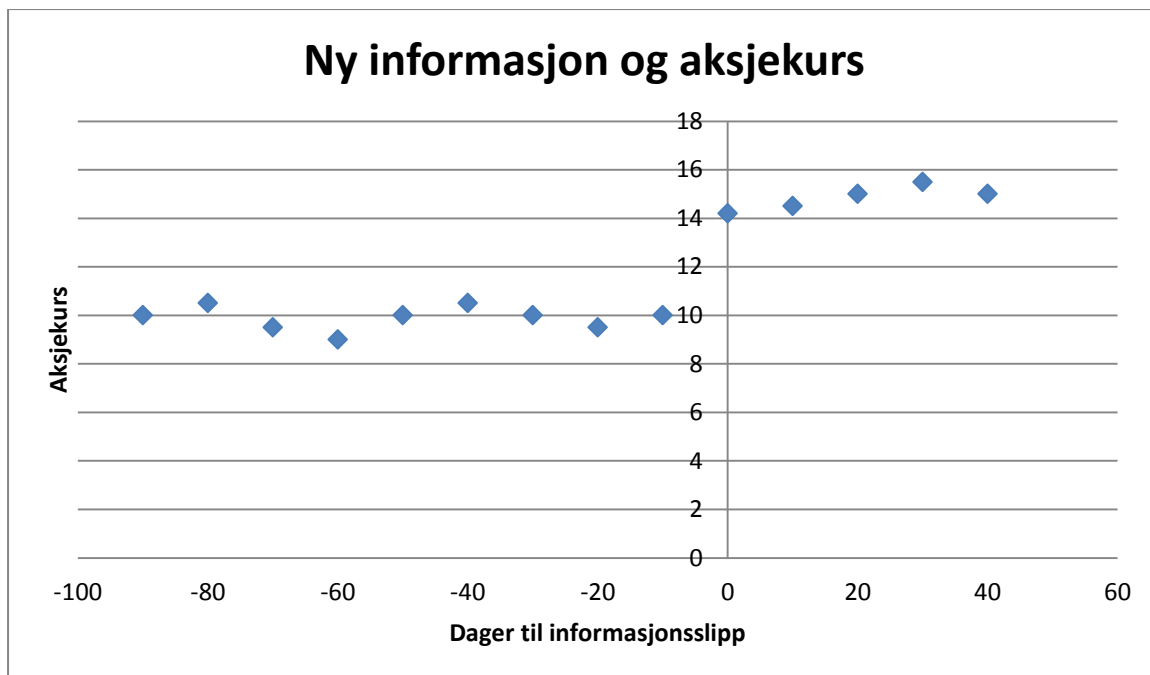
## 2. Teori

### 2.1 Den effisiente markedshypotese (EMH)

Den effisiente markedshypotese hadde sitt utspring i en undersøkelse utført av Maurice Kendall i 1953. Han fant til sin store overraskelse, at han ikke kunne finne noe forutsigbart mønster i aksjepriser. Prisene så ut til å utvikle seg tilfeldig. De kunne like gjerne gå opp som ned, uansett hvordan de hadde gjort det i fortiden. Data ga ingen løsning på hvordan predikere prisbevegelser. På 1960-tallet utviklet Eugene Fama så ideen om den effisiente markedshypotese gjennom flere artikler.

Fama (1965) definerer et effisient marked som et marked hvor det er et stort antall rasjonelle, profittmaksimerende deltagere som konkurrerer med hverandre. Alle prøver å finne verdien til individuelle verdipapirer. Viktig aktuell informasjon er nesten fritt tilgjengelig for alle deltagere. Han nevner også at i et effisient marked, vil konkurranse forårsake at den fulle effekten av ny informasjon øyeblikkelig blir reflektert i markedsprisen. I Fama (1969) blir det definert at et effisient marked er et marked som tilpasser seg hurtig til ny informasjon. Videre defineres det i Fama (1970) at et marked hvor priser alltid fullt ut reflekterer tilgjengelig informasjon, er kalt effisient.

Den effisiente markedshypotese sier altså at markedet er informasjonseffisient. Priser beveger seg så hurtig når informasjon kommer frem, at ingen kan kjøpe eller selge raskt nok til å få fortjeneste på dette. Tankegodset bak hypotesen er at en aksjekurs kun reagerer på informasjon. Den informasjonen som ligger i markedet reflekterer markedsprisen. Om det slippes ny informasjon i markedet, vil aksjekursen gjøre et umiddelbart byks opp til en ny pris som speiler den totale markedsinformasjonen. Forklaringen på dette er, at så snart informasjon blir sluppet, vil konkurrerende markedsdeltagere kjøpe eller selge aksjene det blir sluppet informasjon om i håp om å gjøre fortjeneste. Dermed byes prisene umiddelbart opp til et rettferdig nivå. Dette illustreres i figur 1.



**Figur 1:** X-aksen betegner her dager til informasjonsslipp, og y-aksen betegner aksjekursen. Figuren skal illustrere hvordan aksjekursen gjør et sprang ved informasjonsslipp, i henhold til teorien om effektive markeder.

Fama (1970) skiller mellom tre former for EMH: Svak, semisterk og sterk.

- Den svake formen for EMH hevder at aksjepriser allerede reflekterer all informasjon som kan bli avledet av å undersøke historiske markedsdata, som forhenværende priser, salgsvolum eller kortsiktige renter. I følge denne versjonen av hypotesen er teknisk analyse ute av stand til å generere konsistent fortjeneste, i og med at historisk data er allmenn tilgjengelig til minimal kostnad. Alle historiske data er allerede reflektert i prisen. Etersom investorer konkurrerer i å utnytte denne dataen, drives prisene opp til et rettferdig nivå. Fundamental analyse kan derimot bli brukt for å finne aksjer som er over- eller underpriset.
- Den semisterke formen for EMH spesifiserer at all offentlig tilgjengelig informasjon om mulighetene til en bedrift, allerede må være reflektert i aksjeprisene. Denne informasjonen inkluderer da tidligere priser, fundamentale data på firmaets produktlinje og kvaliteten på ledelsen. Den semisterke formen impliserer at all informasjon er tilgjengelig med unntak av innsideinformasjon. I og med at all tilgjengelig informasjon er reflektert i markedsprisen, kan verken teknisk eller fundamental analyse bli brukt til å skape en høyere avkastning.

- Den sterke formen for EMH hevder at aksjepriser reflekterer all relevant informasjon. Innsideinformasjon er da også inkludert. Denne graden av EMH impliserer at profitt som overgår normalt nivå ikke er mulig å oppnå, uavhengig av hvor mye analysearbeid og informasjon bedriften sitter på.

Den effisiente markedshypotese impliserer dermed at det meste analysearbeid er nærmest bortkastet. Hvis analysen avhenger av allerede kjent informasjon, så er ikke en analytikers forutsigelser trolig å være signifikant forskjellig fra en annen. Mange argumenterer derimot for at man kan oppnå profitt ved å sanke og analysere informasjon før resten av markedet. Mulighetene kan være større for å oppnå profitt på fremadstormende markeder, fremfor for eksempel det amerikanske markedet. Dette fordi mindre markeder er antatt å være mindre effisiente. Med mindre effisiente menes da at det er mindre konkurranse på å hente inn og analysere informasjon.

Grossman og Stiglitz (1980) er blant talsmennene for nettopp dette. De argumenterer for at investorer kun vil ha et insentiv til å bruke tid og resurser på å analysere og avdekke ny informasjon, om det er sannsynlig at dette ville generere høyere investeringsavkastninger. Spesielt gjelder dette når informasjonen er kostelig og vanskelig å analysere. Dersom prisene allerede inneholder all informasjon, forsvinner insentivet til å lete etter ny informasjon. Av dette følger at markedene vil bli ineffisiente dersom alle tror at markedene er effisiente. Dette blir i litteraturen omtalt som effisiensparadokset.

## **2.2 Random walk**

Jeg vil introdusere dette temaet ved å illustrere det hele med et enkelt eksperiment Malkiel (2011) fikk studentene sine til å bli med på. Studentene skulle gjøre en grafisk fremstilling av en aksje til en verdi av \$50. For hver dag skulle den avsluttende markedsprisen avgjøres ved å kaste en mynt. Hvis mynten landet med siden opp, skulle aksjekursen gå opp et halvt poeng. Om mynten landet med siden ned, skulle aksjekursen gå ned et halvt poeng. Som en følge av dette eksperimentet, endte den grafiske fremstillingen svært lik fremstillingen til en vanlig aksje - prisen så til og med ut til å gå i sykliske trender. Malkiel argumenterte da at sykliske trender i aksjemarkedet ikke er mer sanne enn sykliske trender av hell og uhell for en vanlig gambler.

Konseptet random walk ble introdusert av Pearson (1905), og er et matematisk konsept som er benyttet innenfor en rekke ulike felt. I finansverdenen tilsier dette at en aksjekurs tar tilfeldige og uforutsigbare steg. Om hypotesen er valid, indikerer dette at såkalt teknisk analyse er borkastet, ettersom den baserer seg på at tidligere handlingsmønstre i aksjepriser vil gjenta seg. Fundamental analyse vil bare være av betydning ved analysering av ny informasjon, som enda ikke er reflektert i markedsprisen.

Fama (1965) gir oss to forutsetninger for hypotesen. For det første må påfølgende prisendringer være uavhengige. For det andre må prisendringene tilpasse seg en sannsynlighetsfordeling. Ideen er sterkt knyttet til teorien om effisiente markeder. Som jeg var inne på, skriver Fama (1965) at i et effisient marked, vil konkurranse føre til at den fulle effekten av ny informasjon på virkelige verdier øyeblikkelig blir reflektert i virkelige priser. Implisitt betyr dette at prisendringer i uavhengige verdipapirer er uavhengige. Per definisjon følger at et slikt marked er et random walk marked. Når informasjon er tilfeldig og uforutsigbar, så må en aksjekurs også være tilfeldig og uforutsigbar. I et effisient marked er derfor uavhengighetsforutsetningen oppfylt. Random walk beskriver altså prisdannelsen i effisiente markeder.

I følge uavhengighetsforutsetningen, skal forventet avkastning betinget på historisk prisinformasjon, være lik ubetinget forventet avkastning.

$$E[r_t | Info(t-1, t-k)] = E[r_t] \quad (2.1)$$

Vi kan konstatere at uavhengighetsforutsetningen er valid, hvis kunnskap om tidligere serier av prisendringer ikke kan brukes til å øke forventet avkastning. Betinget forventning skal være lik ubetinget forventning. Om vi kan benytte den nåværende informasjonen i markedet til å lage handlingsregler som gir meravkastning i forhold til en kjøp-og-hold strategi, kan vi forkaste hypotesen på bakgrunn av denne forutsetningen. Ved å bruke prisinformasjon til å implementere handlingsregler for når man skal kjøpe og selge aksjer, skal betinget forventning gitt kjøp være lik betinget forventning gitt salg, som vist i formel 2.2. Om dette ikke er tilfellet, vil forventet betinget avkastning være ulik forventet ubetinget avkastning, som vist i formel 2.3. Dette vil bety at vi kan predikere fremtidige avkastninger ved å benytte prishistorikk, og dermed brudd på uavhengighetsforutsetningen. Jeg vil komme tilbake til hvordan jeg har testet for random walk i kapittel 4.

$$H_0: E[r_t | kjøp] = E[r_t | salg] \quad (2.2)$$

$$H_A: E[r_t | kjøp] \neq E[r_t | salg] \quad (2.3)$$

Når det gjelder forutsetningen om at prisendringer følger en sannsynlighetsfordeling, så er ikke denne fullt så viktig som uavhengighetsforutsetningen. Prisendringer trenger kun å følge en fordeling, og den trenger ikke å være spesifisert (Fama 1965). Fama påpeker på den annen side, at sett fra en akademikers synspunkt, gir sannsynlighetsfordelingen viktige kjennetegn på prisendringsprosessen. Den er dermed et viktig hjelpemiddel for investoren.

Bachelier (1900) og Osborne (1959) argumenterer for at prisendringer tilnærmet følger en normalfordeling. Mandelbrot (1963) og Mandelbrot & Taylor (1967) viser så at finansielle avkastninger ikke følger en normalfordeling, men har fete haler (excess kurtosis). Den normale nåværende oppfatningen er at aksjepriser tenderer mot å følge en log-normalfordeling, forklart av Clark (1973). Han begrunner dette med at aksjehandel går sakte på dager hvor lite informasjon er tilgjengelig. Når ny informasjon blir sluppet, forandrer prisene seg mye raskere.

## 2.3 Teknisk analyse

Teknisk analyse er essensielt søket etter tilbakevendende og predikerbare mønstre i aksjepriser (Bodie, Kane & Marcus, 2009). Det finnes en rekke ulike teknikker, metoder og regler for å gjennomføre slik analyse. Det er vanlig å skille mellom teknisk analyse basert på charting og mekaniske regler. Jeg vil i det følgende konsentrere meg om trendanalyse, trendindikatorer og momentum, noe som hører inn under gruppen mekaniske regler.

### 2.3.1 Trend og trendanalyse

Charles Dow blir av mange ansett for å være grunnleggeren bak teknisk analyse. En viktig del av Dow-teorien dreier seg om å skjelle markedets samlede bevegelse, eller trend. Edwards, Magee & Basetti (2007) definerer en trend som prisbevegelser i samme generelle retning, eller tendensen til å bevege seg i en rett linje. Ettersom trender har en tendens til å vedvare, er et vanlig grunnprinsipp å handle med trenden.

Dow-teorien skiller mellom primærtrend, sekundærtrend og tertiærtrend. Rhea (1932) tar for seg denne teorien. Han forklarer at det er tre bevegelser i aksjekurser som foregår samtidig.

Disse kan illustreres som serier av tidevann med bølger og dønninger. Det er i litteraturen noe uenighet om varigheten på de ulike trendene. Edwards, Magee & Basetti (2007) definerer primærtrender som langsiktige bevegelser i priser som varer minst ett år, og som fører til en prisvekst eller prisreduksjon på minst 20 prosent. Sekundærtrender defineres som kortsiktige prisavvikelser fra den underliggende trendlinjen, og varer typisk mellom tre uker og tre måneder. Denne kan følge tidligere endringsmønster med en- til to tredjedeler, og kan bli sett på som korreksjoner av primærtrenden. Tertiærtrender defineres som korte prisfluktuasjoner på vanligvis under seks dager, og sjeldent over tre uker. Pring (2002) beskriver i tillegg to mer ekstreme former for trend ved intraday trend og syklisk trend. Intraday trend er prisfluktuasjoner innenfor en dag. En syklisk trend går over flere primærtrender, og strekker seg gjerne over en periode på minst 10 år.

I teknisk analyse er primærtrenden ansett for å være viktigst. Det er vanlig å skille mellom primær-bear-marked og primær-bull-marked. Det er ikke konsensus om en definisjon på slike markeder.<sup>1</sup> En vanlig akseptert beskrivelse er at bear-marked er marked med prisnedgang på 20 prosent eller mer over minimum en to måneders periode. Et bull-marked kan defineres som det motsatte av et bear-marked, nemlig en prisoppgang på 20 prosent eller mer over minimum en to måneders periode.

Pring (2002) forklarer at trend er antatt å være bestemt av investorers forandrende holdninger til en variasjon av økonomiske, pengerelaterte, politiske og psykologiske krefter. Dette antyder at trend, i stor grad, er avhengig av massepsykologi. I oppadgående markeder (bull-markeder), er det flere som ønsker å kjøpe enn å selge. I nedadgående markeder (bear-markeder) gjelder det motsatte. Dette driver kursene opp eller ned.

Mange mener at trend er forårsaket av markedets underreaksjon på ny informasjon. Investorer har en tendens til å holde på investeringer selv om ny informasjon, som antyder at noe er forandret, kommer frem. Trendanalyse støtter seg på den antagelsen at investorer reagerer på informasjon sakte, noe som er i kontrast med den effisiente markedshypotese. Dette fører til at trend fort heller i den ene eller andre retningen.

En vanlig metode for å indikere trendretning er gjennom trendlinjer. En oppadgående trendlinje er en linje som heller oppover konstruert gjennom kursutviklingens etterfølgende bunnpunkt. Dette impliserer en kursutvikling som gir bunnpunkt på stadig høyere og høyere

---

<sup>1</sup><https://retirementplans.vanguard.com/VGApp/pe/PubVgiNews?ArticleName=Stayingcalmbearmkt>



nivå. En nedadgående trendlinje er en linje som heller nedover gjennom kursutviklingens etterfølgende toppunkt. Dette utgjør den kursutviklingen som gir toppunkt på stadig lavere og lavere nivå. For at en trend skal regnes som stigende, må både bunner og topper ligge på stadig høyere nivå. Og motsatt, for en fallende trend må både bunner og topper ligge på stadig lavere nivå. I tillegg kan en trendlinje gå horisontalt. Denne kan for eksempel indikere vendepunkt i nåværende trend. En trend sies å være brutt når prisen faller under den oppadgående trendlinje, eller over den nedadgående trendlinje. Trendlinjene fungerer som støtte- og motstandsnivå for kursen. Det antas at aksjekurser har vanskelig for å bryte ned gjennom et støttenivå, og opp gjennom et motstandsnivå. Om dette skjer, antas det for å være signal på videre kursnedgang eller kursoppgang.

Trendanalyse og prediktabilitet er nært forankret ved at trendanalyse bruker historisk prisinformasjon til å predikere fremtidige prisbevegelser. Dette impliserer at denne form for teknisk analyse vil være bortkastet, hvis det skulle vise seg at vi ikke kan predikere fremtidige prisbevegelser ved å se på fortiden. Teknisk analyse har av mange profesjonelle blitt møtt med mistenksomhet og forakt, noe som kan være rimelig, ettersom det i fortiden ikke ble gjort seriøse forsøk på å teste prediktabilitet til de tekniske metoder tatt i bruk (Neely, Weller, Ditmar, 1997). Dette vil jeg komme tilbake til i avsnitt 2.4.

### **2.3.2 Tekniske indikatorer**

Indikatorer blir i teknisk analyse brukt for å gi et sekundært mål på faktiske prisbevegelser og for å tillegge analyse informasjon.<sup>2</sup> Indikatorer blir brukt på to forskjellige måter; til å bekrefte prisbevegelser og til å utforme kjøps- og salgssignaler. Litt forenklet kan vi si at tekniske indikatorer indikerer trendretningen.

Det finnes i utgangspunktet to typer indikatorer, ledende indikatorer og laggende indikatorer. Ledende indikatorer blir brukt til å finne inngangspunkt før en ny trend starter. Laggende indikatorer finner først inngangspunkt etter at en trend har startet. En teknisk indikator genererer vanligvis kjøps eller salgssignaler basert på enten krysninger eller avvikelser. En krysning kan være når en aksjekurs krysser indikatoren benyttet. Avvikelser på den andre siden kan være når aksjekursen og indikatoren beveger seg i forskjellige retninger.

Trender i aksjekurser er kjent for å være volatile (Pring, 2002). En gruppe laggende indikatorer kalt moving average (MA) justerer for støy forbundet med dette. Denne gruppen

---

<sup>2</sup> <http://www.investopedia.com/university/technical/techanalysis10.asp#axzz1uvgWamoo>

indikatorer finner en utjevnet trend ved å tone ned fluktuasjoner i prisserier. Det er mange forskjellige slike indikatorer. Den vanligste forskjellen mellom MA-indikatorerne er måten de er beregnet på. Felles for alle slike indikatorer er at når en måned blir lagt til i indikatoren, droppes automatisk den siste måneden i beregningen. Dette forklarer navnet moving average - et flyttende gjennomsnitt.

Det er også vanlig å skille mellom slike indikatorer på hvor lang tid indikatoren strekker seg over. Når det gjelder lengden, så benytter den mest populære MA-indikatoren seg av prishistorikk for 200 trading dager (Siegel, 1998). Denne indikerer en langsiktig trend. En 200 dagers MA kan sies å være det samme som en 10 måneders MA, ettersom det er om lag 200 trading dager i 10 måneder. Det er vanlig å kombinere MA med handlingsregler, som presiserer når man skal være investert i markedet. Forutsatt at aksjekurser beveger seg i trender, gir dette investorer muligheten til å være in-stock i de viktige bull-markedene, og out-of-stock i de store bear-markedene.

Matematisk er en enkel moving average beskrevet i formel 2.4. Forrige måneds enkle moving average er formulert i formel 2.5. Jeg kommer tilbake til disse i neste delkapittel.

$$MA_t^n = \frac{1}{n+1} \sum_{i=0}^n P_{t-i} \quad (2.4)$$

$$MA_{t-1}^n = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^{n+1} P_{t-i} \quad (2.5)$$

$P_t$  indikerer her månedens lukkepris (closing price), og  $n$  indikerer lengden på MA.

### 2.3.3 Relativ styrke – Momentum

Momentum kan defineres som akselerasjonen til en aksjes pris eller volum, eller den relative styrken. Begrepet forteller oss altså om en synkende eller stigende trend akselererer. I en momentumstrategi dreier det seg om å kjøpe aksjer som nylig har prestert godt, og selge aksjer som nylig har prestert dårlig, relativt til markedet. Premisset er at aksjer som har vist signifikant, positiv, relativ styrke vil fortsette å gjøre det. Relativ styrke er en generell betegnelse på hvor godt et mål gjør det relativt til et annet.

Definisjonen på begrepet «momentum indikatorer» er i litteraturen svært delt. Jeg vil i denne oppgaven benytte meg av Pring (2002) sin definisjon av begrepet. Pring definerer momentumindikatorer som en gruppe indikatorer som forsøker å måle hastigheten på en pristrend. Disse indikatorene er ledende, og oscillerer som regel rundt en null-linje. Med ledende menes da at den forsøker å forutsi hva prisen vil gjøre i fremtiden. Med oscillasjon menes at indikatorene har egenskapene til pendel som beveger seg fra det ene ekstrempunktet til det andre. Disse ekstrempunktene er i teknisk analyse kjent som overkjøpt og oversolgt nivå. I overkjøpt nivå har etterspørselen etter aksjen presset prisen for høyt til å kunne speile det fundamentale. Det kan da forventes at prisen vender nedover igjen. I oversolgt nivå har prisen på en aksje sunket så lavt at den ikke speiler den virkelige underliggende verdien. Prisen kan da ventes å vende oppover igjen. Omfanget av hvor mye en oscillator svinger er avhengig av hvilken indikator som er valgt, volatilitet og lengden på indikatoren. Med økt volatilitet fører økt oscillasjon. En oscillator med kort lengde er også antatt å svinge raskere enn en oscillator med lang lengde, men størrelsen av oscillasjonen vil da ikke være fullt så omfangsrik.

I denne oppgaven har jeg benyttet en form for indikator, som i litteraturen kun er omtalt som momentumindikatoren. Momentumindikatoren gir oss forholdet mellom prisendringer. Denne er regnet ut ved å ta denne måneds lukkepris,  $P_t$  subtrahert med lukkeprisen t-n måneder siden,  $P_{t-n}$ . Dette er presentert i formel 2.6. Når momentumindikatoren er større enn null regnes prisen for å ha positivt momentum. Når indikatoren er mindre enn null, regnes prisen for å ha negativt momentum. Momentumindikatoren oscillerer altså rundt null. Når indikatoren krysser null-linjen antas derfor prisen å være på vei enten opp eller ned. Handlingsreglene blir derfor å kjøpe når momentumindikatoren er positiv og selge hvis ikke. Dette er presentert i formel 2.7 og 2.8.

$$MOM_t = P_t - P_{t-n} \quad (2.6)$$

$$Kjøp \text{ når: } MOM_t > 0 \quad (2.7)$$

$$Selg \text{ når: } MOM_t \leq 0 \quad (2.8)$$

Av utledningen i formel 2.9 til 2.11 følger at handlingsreglene basert på momentumindikatoren gir tilsvarende handlingssignal som en enkel moving average med samme lengde. Begge indikatorer er konstruert for å finne en utjevnet trend ved å tone ned fluktasjoner i prisserier. En momentum indikator kan derfor sies å være veldig lik en enkel moving average. Handlingsreglene basert på MA er presentert i formel 2.12 og 2.13.

$$P_t - P_{t-n} > 0 \quad (2.9)$$

$$\left(\frac{1}{n+1}\right)(P_t - P_{t-n}) > 0 \quad (2.10)$$

$$MA_t^n - MA_{t-1}^n > 0 \quad (2.11)$$

$$\text{Kjøp når: } MA_t^n - MA_{t-1}^n > 0 \quad (2.12)$$

$$\text{Selg når: } MA_t^n - MA_{t-1}^n \leq 0 \quad (2.13)$$

## 2.4 Prediktabilitetsstudier relatert til effisiente markeder, random walk og tekniske indikatorer

Som jeg har vært inne på, er prediktabilitet en viktig forutsetning for mye av teorien bak teknisk analyse. Om det viser seg at vi kan predikere fremtidige prisbevegelser ved å se på prishistorikk, vil dette også implisere avvik fra effisiente markeder og random walk. Det er presentert mangfoldige slike anomalier.

Tidlige prediktabilitetstester konkluderer i stor grad med at det finnes prediktabilitetsevne ved å benytte fortidens prisinformasjon. Spesielt konkluderes det med dette når det tas i bruk enkle forutsetninger. Blant annet viser Treynor & Ferguson (1985) at tidligere prisinformasjon kombinert med annen verdifull informasjon kan være hjelpfullt i å oppnå en meravkastning i fremtiden. De presiserer dog at det ikke er prisinformasjonen som skaper muligheten. Prisinformasjonen tillater bare at muligheten effektivt utnyttes. Videre tester Brown & Jennings (1989) en dynamisk modell av likevekt over to perioder. De finner at teknisk analyse, eller bruken av tidligere prisinformasjon, har en verdi i en modell hvor

virkelige priser ikke er reflektert fullt ut, og hvor aktører ikke besitter rette antagelser over relasjoner mellom priser og signaler. Lo & MacKinley (1988, 1997) viser så at prishistorikk til en viss grad kan bli brukt til å predikere fremtidig aksjeavkastning. Her presiseres det at denne prediktabiliteten ikke nødvendigvis er et symptom på markedsineffektivitet, ettersom de ikke har justert for risiko eller seleksjons forutinntatthet (selection biases).

I nyere tester er ikke lenger disse forutsetningene til stede. Chan, Jagadeesh & Lakonishok (1996) undersøker om prediktabilitet av fremtidig avkastninger, fra tidligere avkastninger, er grunnet markedets underreaksjon til informasjon i forhold til tidligere inntektsnyheter. De finner her at tidligere avkastning og inntektsoverraskelser begge predikerer store avvik i fremtidig avkastning etter å ha kontrollert for hverandre. De spesifiserer også at faktorer som markedsrisiko, størrelse og book-to-marked verdi ikke ser ut til å kunne forklare avvikene. Det konkluderes i artikkelen med at deres resultater er konsistente med at markedet kun gradvis reagerer på ny informasjon. Videre undersøker Blume, Easley & O'Hara (1994) hvordan teknisk analyse kan være verdifull for aktører i en økonomi hvor den eneste usikkerheten kommer fra den underliggende informasjonsstrukturen. De finner da at teknisk analyse er verdifull, grunnet at nåværende markedsstatistikker kan være tilstrekkelig for å avsløre ny informasjon. Lo, Mamaysky & Wang (2000) dokumenterer så at teknisk analyse gjennom charting kan tilføre investeringsprosessen verdi. De konkluderer også med at tekniske indikatorer har prediktabilitetsevne og at dette spesielt gjelder når en moving average er involvert. Videre finner Neely, Rapach, Tu & Zhou (2011) at tekniske indikatorer har statistisk og økonomisk signifikant «out of sample» prediksjonskraft, og at de ofte presterer bedre enn makroøkonomiske variabler gjennom å skjelve det typiske droppet i risikopremie nær sykliske topper.

Som nevnt innledningsvis, undersøker Brook, Lakonishok & LeBaron (1992) de enkleste tekniske handlingsreglene. De finner her blant annet, at ved å benytte en moving average med en variabel holdeperiode, øker markedsavkastningen med en årlig rate på tolv prosent etter et kjøpssignal og synker med syv prosent etter et salgssignal. Det konkluderes også at deres resultater er konsistente med at tekniske handlingsregler har prediktabilitetskraft. Som nevnt innledningsvis, diskuteres to mulige forklaringer på nærvær av prediktabilitet i aksjeavkastninger: (1) Markedsineffisiens hvor priser svinger bort fra deres fundamentale verdier, og (2) markeder er effisiente, og prediktabilitetsvariasjonen kan forklares av tidsvarierende likevektsavkastninger.

Den andre mulige forklaringen på prediktabilitet, impliserer at risikojusteringen vi må gjøre når vi tolker investeringsavkastninger, er årsak til at mange av prediktabilitetsstudiene kan være vanskelig å tyde. Bodie, Kane & Marcus (2009) skriver at tester for risikojustert avkastning bør bli sett på som felles tester for EMH og risikojusteringsprosedyren benyttet. Dette blir gjerne kalt for «joint hypothesis problem». I dette ligger at man ved å teste for prediktabilitet i aksjeavkastninger, må anta en økonomisk likevektsmodell som definerer en aksjes normalavkastning. For å teste EMH må man altså kunne definere hva som er normal, og hva som er unormal avkastning. Ved å anta en økonomisk likevektsmodell, tester man derfor to hypoteser på en gang. Om man forkaster EMH vet man derfor ikke om markedet virkelig er ineffisient, eller om likevektsmodellen ikke er tilstrekkelig (Campbell, Lo, MacKinlay, 1997). Om likevektsmodellen ikke er tilstrekkelig henvises det ofte til tidsvarierende risikopremie, eller tidsvarierende likevektsavkastninger.

Av joint hypothesis problemet følger derfor, at om jeg i denne oppgaven kan påvise unormal avkastning innenfor en økonomisk likevektsmodell, ikke kan bevise at dette skyldes tidsvarierende likevektsavkastninger eller at markedet er ineffisient. I kapittel fire vil jeg komme inn på hvordan jeg implementerer statistiske tester utenfor økonomiske likevektsmodeller. Dette er for å redusere for risikoen forbundet med dette.

## **2.5 Moderne porteføljeteori**

Utgangspunktet for moderne porteføljeteori er Harry Markowitz' artikkel «Portfolio Selection» fra 1952. Markowitz viser her hvordan en investor kan sette sammen optimale porteføljer – porteføljer som for et gitt standardavvik maksimerer forventet avkastning, eller som for en gitt forventet avkastning minimerer standardavviket. De førstnevnte porteføljene vil utgjøre en effisient front, og Markowitz slår fast at rasjonelle investorer ville investere i disse. Markowitz viser også at man kan dekomponere den totale risikoen i en portefølje i henholdsvis en systematisk- og en usystematisk komponent. Ved å inkludere et stort antall aksjer i porteføljen kan man eliminere den usystematiske risikoen. Dette er utgangspunktet for Kapitalverdimodellen: Siden en investor kan eliminere den usystematiske risikoen gjennom diversifikasjon, skal han kun kompenseres for systematisk risiko.

I artikkelen «Liquidity Preference as Behavior Toward Risk» fra 1958 utvider James Tobin teorien til Markowitz ved å la investorer kombinere risikable aktiva med et risikofritt

aktivum. Ved å kombinere porteføljen med høyest Sharpe-ratio, definert i formel 2.14, sammen med det risikofrie aktivum, vil en investor oppnå den høyeste mulige forventede avkastningen for et hvert nivå av risiko.

$$S_p = \frac{E[r_p] - r_f}{\sigma_p} \quad (2.14)$$

Det må her spesifiseres at en høyere Sharpe-ratio regnes for å gi en bedre avkastning, relativt til risiko, sammenlignet med en lavere Sharpe-ratio.

## 2.6 Kapitalverdimodellen (CAPM)

Kapitalverdimodellen ble utviklet av Sharpe (1964), Lintner (1965), og Mossin (1966), som en utvidelse av Harry Markowitz porteføljet teori. Modellen gir oss en teoretisk forutsigelse av forholdet mellom risiko og avkastning.

Modellen bygger på en rekke forenklede forutsetninger (Bodie, Kane & Marcus, 2009). Det skal være mange investorer som alle fungerer som pristagere i markedet. Alle investorer har identisk holdeperiode. Investeringer skal være begrenset til offentlig handel av verdipapirer og risikofrie lån og utlåns-arrangement. Investorer betaler ingen skatt på fortjeneste, og det finnes ingen transaksjonskostnad. Alle investorer er rasjonelle, i den betydning at de optimaliserer gjennomsnittlig varians i henhold til Harry Markowitz porteføljet teori. Og alle investorer analyserer verdipapirer på samme måte, og de har samme forventninger (homogenitets forutsetning). Modellen kan illustreres med formel 2.15.

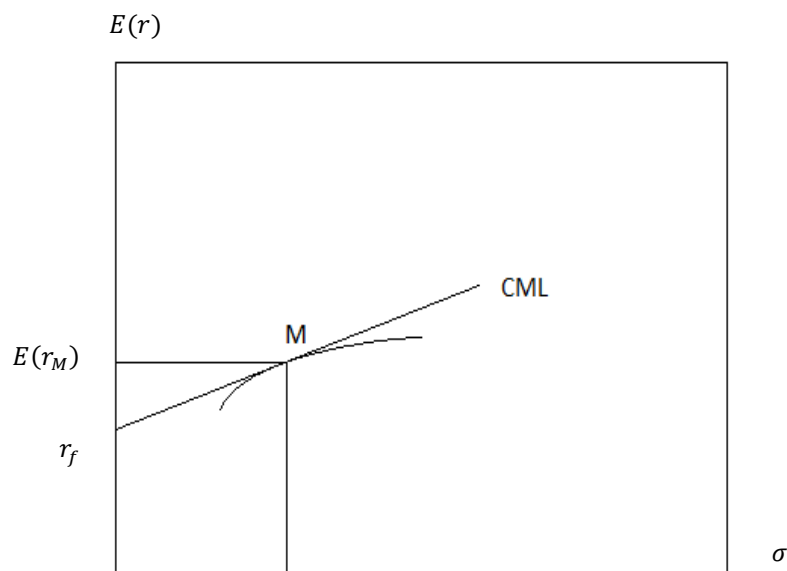
$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_m) - r_f) \quad (2.15)$$

Forklart med ord så er aksjens avkastning,  $E(r_i)$ , lik den risikofrie avkastningen ( $r_f$ ), addert med systematisk risiko ( $\beta_i$ ) multiplisert med risikopremien,  $(E(r_m) - r_f)$ . Risikopremien er den meravkastningen investoren vil kreve som kompensasjon for ekstra risiko. I følge CAPM kan usystematisk risiko elimineres via diversifikasjon, og systematisk risiko er derfor det eneste som er relevant. Mer risikable aktiva tjener en premie over risikofri avkastning, og

denne er gitt av beta multiplisert med risikopremien. Om et aktivums risiko beveger seg akkurat i tråd med markedet, vil beta være lik 1. Verdier over eller under representerer mer eller mindre risikable aktiva. Beta kan regnes ut med formel 2.16. En aksjes beta er altså lik kovariansen mellom en aksjes avkastning og markedet,  $Cov(r_i, r_m)$ , delt på markedsvariansen,  $(\sigma_m^2)$ .

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{\sigma_m^2} \quad (2.16)$$

Når vi summerer alle porteføljene til de ulike aktørene i markedet finner vi markedsporteføljen, M, hvilket inkluderer alle handlede aksjer. Om forutsetningene er sanne, vil alle investorer ende opp med den samme optimale risikable porteføljen, gitt av tangeringspunktet mellom den effisiente front og kapitalmarkedslinjen. Dette tangeringspunktet finner vi ved å trekke en linje ut fra den risikofrie avkastningen slik at den tangerer den buede kurven som symboliserer den effisiente front. På samme måte kan vi si at den optimale risikable porteføljen er en del av markedsporteføljen.

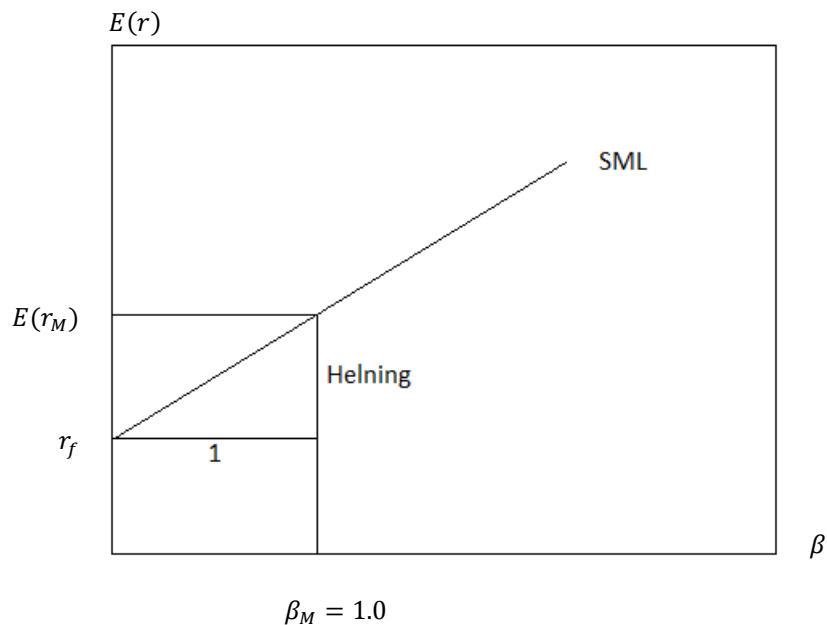


**Figur 2:** Figuren viser kapitalmarkedslinjen, CML, og den effisiente front. Kapitalmarkedslinjen viser risikopremien for effisiente porteføljer som en funksjon av porteføljens standardavvik,  $\sigma$ .

Forholdet mellom systematisk risiko og avkastning kan fremstilles grafisk i markedsavkastningslinjen (SML). Gitt forutsetningene nevnt, vil alle aksjer ligge på SML i



markedslikevekt. Alle aksjer til høyre for  $\beta_M$ ,  $\beta > 1$ , er mer risikable enn markedsporteføljen og gir dermed en høyere avkastning. Aksjer til venstre for  $\beta_M$ ,  $\beta < 1$ , er mindre risikable og gir dermed en lavere avkastning.



**Figur 3:** Markedsavkastningslinjen, SML, viser risikopremien til et enkelt aktivum som en funksjon av aktivumets risiko.

### 2.6.1 Estimering i kapitalverdimodellen

For å gjøre om forventet avkastning til realisert avkastning, i kapitalverdimodellen, kan vi benytte oss av indeksmodellen. Denne modellen benytter seg av en veldiversifisert verdivektet markedsindeks (M) (som for eksempel S&P500). Den estimerte kapitalverdimodellen ser i indeksmodellen slik ut:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + u_t \quad (2.17)$$

Den avhengige variabelen,  $R_{it} = r_{it} - r_{ft}$ , er her meravkastningen til aktivum  $i$  og uavhengig variabel,  $R_{Mt} = r_{Mt} - r_{ft}$ , er markedets meravkastning. Observasjonene på avhengig og uavhengig variabel hentes inn parvis og  $t$  angir her datoen for hvert par av observasjoner.

Regresjonens skjæringspunkt,  $\alpha_{it}$ , angir aktivumets avvik fra kapitalverdimodellen. Om denne er positivt signifikant forskjellig fra null, indikerer dette at aktivumet slår markedet. Betakoeffisienten  $\beta_i$  angir aktivumets sensitivitet ovenfor markedsindeksen. Residualleddet,  $u_t$ , tilsvarer differansen mellom den observerte meravkastningen til aktivumet på tidspunkt  $t$  og den meravkastningen regresjonslinjen predikerer.

### **2.6.2 Anomalier- empiriske avvik fra kapitalverdimodellen**

Sammenhenger mellom selskapers gjennomsnittlige avkastning og karakteristiske egenskaper som ikke kan forklares ut i fra kapitalverdimodellen, kalles anomalier.

Basu (1977) finner at aksjer med lav P/E verdi genererer høyere avkastning enn aksjer med høy P/E-verdi. Banz (1981) går videre med Basu sine funn, og dokumenterer at det er en størrelseseffekt. Banz deler aksjene fra New York Stock Exchange (NYSE) inn i ti persentiler basert på størrelse. Han ser på perioden 1936-1975, og finner at små firmaer har signifikant bedre risikostjustert avkastning enn store firmaer. Han spesifiserer dog at det ikke er noe teoretisk grunnlag for en slik effekt, og at effekten er ustabil over tid. Senere studier av Keim (1983), Reinganum (1983), og Blume & Stambaugh (1983) viser at denne «små firma effekten» nesten utelukkende tar sted i januar. Arbel & Strebel (1983, 1985) konkluderer med at «små firma effekten» er forårsaket fordi små firmaer blir ignorert av store institusjonelle aktører. Dette gjør at informasjon om små firmaer er mindre tilgjengelig, noe som fører til at små firmaer blir mer risikable å investere i. Januar-effekten utgjør dermed risikopremie.

Videre konstaterer DeBondt & Thaler (1985) og Chopra, Lakonishok & Ritter (1992) at tidligere tapere og vinnere har en tendens til å gjøre helomvending i etterfølgende perioder. Dette indikerer at aksjer overreagerer på informasjon. Jagadeesh & Titman (1993) finner en momentumeffekt hvor en individuell aksjes gode eller dårlige prestasjoner fortsetter over tid. De konkluderer med at det på kort sikt gir bedre avkastning å satse på en aksje som nylig har prestert godt, og at det på lang sikt gir bedre avkastning å satse på en aksje som nylig har prestert dårlig. De presenterer to mulige forklaringer på dette. Den ene er at investorer som kjøper nylige vinnere og selger nylige tapere, flytter prisene bort fra sine langsiktige verdier, noe som fører til at prisene overreagerer. Alternativt er det mulig at markedet på kort sikt under-reagerer på informasjon om selskapers kortsiktige utsikter, for så å over reagere på informasjon om selskapers langsiktige utsikter. De kunne ikke gjøre noen konklusjoner om hvilke av disse hypotesene som var signifikante, men på kort sikt tyder funnene på at det er prismomentum i aksjemarkedet. Stattman (1980) og Rosenberg, Reid & Lanstein (1985)

finner at gjennomsnittlig avkastning på amerikanske aksjer er positivt korrelert til en firmas bokførte verdi relativt til markedsverdi (B/M).

Det er i finans vanlig å skille mellom verdi- og vekstaksjer. Verdiaksjer er aksjer med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (høy B/M). Vekstaksjer er aksjer med lav bokført verdi relativt til markedsverdi (lav B/M). Fama & French (1992) viser oss at etter å ha korrigert for størrelse og book-to-marked effekten ser ikke beta ut til å kunne forklare den gjennomsnittlig aksje-avkastningen.

## 2.7 Fama & Frenchs trefaktormodell

Som jeg var inne på viser Fama og French (1992) hvordan verdiaksjer presterer bedre enn vekstaksjer, og hvordan en faktor som systematisk risiko, beta, ikke ser ut til å kunne forklare den gjennomsnittlige aksjeavkastningen. Fama & French (1993) presenterer en flerfaktormodell, som ser ut til å forklare den gjennomsnittlige avkastningen bedre enn hva tidligere modeller som CAPM klarer å forklare. Denne modellen inneholder den vanlige risikofaktoren fra CAPM,  $(E(r_m) - r_f)$ . Det blir lagt til en SMB faktor, regnet ut ved å ta differansen av avkastningen mellom den største tredjedelen av firmaer og den minste tredjedelen av firmaer, sortert etter størrelse. Og det blir lagt til en HML faktor, regnet ut ved ta differansen mellom den største tredjedelen av firmaer og den minste tredjedelen av firmaer, sortert etter B/M. SMB faktoren skal dermed fange opp størrelseseffekten, og HML skal fange opp verdieffekten. Modellen er formulert i formel 2.18.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + u_t \quad (2.18)$$

Skjæringspunktet til ligningen betegnes av  $\alpha$ . Om avkastningen fullt ut skal forklares av risikopremiene multiplisert med hver respektive  $\beta$ , så skal skjæringspunktet, alfa, være null (noe som følger av arbitrasjeprikingsteorien).

For å teste modellen utførte Fama og French tidsserieregresjoner. De kommer her frem til at alfa-verdiene til de testede porteføljene var tilnærmet lik null, noe som er en indikator på at de overnevnte faktorene forklarer avkastningen godt.

Fama & French (1996) konkluderer med at trefaktormodellen forklarer sterke mønstre i avkastningen på porteføljer basert på earnings/price, cash flow/price og salgsvekst. Modellen forklarer også at aksjer har en tendens til å gjøre helomvending, dokumentert av DeBondt & Thaler (1985). Derimot så kan modellen ikke forklare momentumeffekten dokumentert av Jagadeesh & Titman (1993).

## 2.8 Fama, French & Carharts firefaktormodell

Carhart (1997) finner ved å estimere prisfeil i 27 aksjeporteføljer, at trefaktormodellen ser ut til å være sterkt negativ for forrige års tapende porteføljer og sterkt positiv for forrige års vinnende porteføljer. Carhart løser dette ved å legge til en ekstra variabel til trefaktormodellen. Variabelen presenterer ett års momentum i aksjeavkastninger. Carharts firefaktormodell kan formuleres med formelen:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{it} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + \beta_{pt} PR1YR_t + u_t \quad (2.19)$$

Hvor  $PR1YR_t$  indikerer momentumeffekten. Ved betydelig testing konkluderer han med at modellen kan forklare betydelig variasjon i avkastninger. Variablene har høy varians, og lav korrelasjon med hverandre og markedsproxyen. Dette impliserer at firefaktormodellen kan forklare store tidsserievariasjoner. Variablene  $SMB, HML$  og  $PR1YR_t$  har høye gjennomsnittlige avkastninger, noe som indikerer at disse tre variablene kan ta seg av betydelig krysseksjonsvariasjon i gjennomsnittlig avkastning for aksjeporteføljer. Lav krysskorrelasjon impliserer at multikolaritet ikke har noe betydelig påvirkning på modellen. For sammenlikning trekker han også frem at gjennomsnittlige absoluttfeil i CAPM, trefaktormodellen og firefaktormodellen er henholdsvis 0,35 prosent, 0,31 prosent og 0,14 prosent. Modellen reduserer altså betydelig prisfeil relativt til både CAPM og trefaktormodellen.

### 3. Data og relaterte beregninger

I denne oppgaven har jeg benyttet månedlig data for perioden 1927-2010. Dette utgjør et antall på 84 år, eller 1008 månedlige observasjoner. All data er hentet direkte fra Kenneth French sine hjemmesider.<sup>3</sup> Kenneth French opplyser om følgende:

- Markedets meravkastning,  $R_m - R_f$ , er den verdivektede avkastningen til alle aksjer på NYSE, AMEX og NASDAQ (hentet fra CRSP) subtrahert med 1-månedts Treasury bills (Fra Ibbotson Associates).

Fama- og French-faktorene er konstruert ved å bruke 6 verdivektede porteføljer formet på størrelse (ME) og bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M). SMB og HML for juli år  $t$  til juni år  $t+1$  inkluderer alle NYSE, AMEX og NASDAQ aksjer, der de besitter data for størrelse for desember år  $t-1$  og juni år  $t$ , samt positiv bokført størrelsesdata (ME) for år  $t-1$ .

- SMB (Small Minus Big) er den gjennomsnittlige avkastningen på de tre små porteføljene subtrahert med gjennomsnittlig avkastning på de tre store porteføljene.
- HML (High Minus Low) er gjennomsnittlig avkastning på de to verdiporteføljene subtrahert med gjennomsnittlig avkastning på de to vekstporteføljene.

For å lage momentumfaktoren (MOM), benyttes seks verdivektede porteføljer og tidligere 2-12 måneders avkastning. Porteføljene, som er formet månedlig, er skjæringspunktene for to porteføljer formet etter størrelse (ME) og tre porteføljer formet etter tidligere 2-12 måneders avkastning. Månedlig gjennombruddspunkt (breakpoints) er medianen av NYSE markeds størrelse. Tidligere månedlig (2-12) avkastnings gjennombrudds-punkt er 30end eller 70ende NYSE-persentil.

- MOM er gjennomsnittlig avkastning på de to tidligere høyavkastningsporteføljene subtrahert med de to tidligere lavavkastningsporteføljene.

---

<sup>3</sup> [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html)

### 3.1 Avkastningsberegning

To hovedtyper for å beregne avkastning, er aritmetisk og logaritmisk avkastningsberegning. I empirisk finans er det vanlig å benytte logaritmisk avkastningsberegning. Den største fordel med dette er at det er enkelt å se relative endringer i variabelen, samt sammenlikne direkte med andre variabler som kan ha andre baseverdier. Logaritmisk avkastning er også tidsadditiv, i.e. at avkastningen i en periode ikke avhenger av avkastningen i andre perioder. Videre nevner Pring (2002) at siden markedspriser er avhengig av massepsykologi, hvilket har en tendens til å bevege seg proporsjonalt, så er ikke aritmetisk rangering et godt valg for måling av langsiktige prisbevegelser, siden en aritmetisk prisøkning ikke er representativt for forholdsmessig prisøkning. Det vil si, en økning fra 2 til 4 representerer en dobling av prisen, mens en økning fra 20 til 22 kun representerer en økning på 10 prosent. Langsiktige kursbevegelser bør derfor bli plottet med en logaritmisk rangering. Den aritmetiske avkastningen er vist i formel 3.1. Logaritmisk avkastning er presentert i formel 3.2 og 3.3.

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \quad (3.1)$$

$$r_t = \ln(R_t + 1) \quad (3.2)$$

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (3.3)$$

### 3.2 Tekniske indikatorer og handlingsregler

Som nevnt i kapittel 2, har jeg i denne oppgaven benyttet en momentumindikator. Selv om indikatoren ikke er den samme som benyttet av Faber (2009), gir denne tilsvarende handlingssignal. Momentumindikatoren indikerer når det er momentum i pristrenden. Denne er oppgitt i formel 3.4. Ved å benytte den logaritmiske avkastningen, kan vi regne ut en  $t-n$  måneders momentum indikator med formel 3.5. Indikatoren er altså regnet ut som summen av en periodes logaritmiske avkastninger. Om nåværende aksjekurs er høyere enn aksjekursen  $t-n$  måneder tilbake i tid indikerer dette positivt momentum, og det genereres et kjøpssignal. Hvis ikke genereres det et salgssignal. Ved å følge handlingsreglene, er modellen investert i markedet når det er positivt momentum i pristrenden. Når det er negativt

momentum i pristrenden trer salgsregelen inn, og det reinvesteres i risikofri Treasury bills. Handlingsreglene er oppgitt i formel 3.6 og 3.7.

$$MOM_t = P_t - P_{t-n} \quad (3.4)$$

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-n}}\right) = \ln P_t - \ln P_{t-n} = \sum_t^{t-n} r_t \quad (3.5)$$

$$\text{Kjøp når: } MOM_t > 0 \Rightarrow MA_t^n - MA_{t-1}^n > 0 \quad (3.6)$$

$$\text{Selg når: } MOM_t \leq 0 \Rightarrow MA_t^n - MA_{t-1}^n \leq 0 \quad (3.7)$$

Av enkel matematikk følger at handlingsreglene oppgitt i formel 3.6 og 3.7 er det samme som presentert i formel 3.8 og 3.9. Avkastningen ved å følge handlingsreglene er oppgitt i formel 3.10

$$\text{Kjøp når: } P_t > P_{t-n} \Rightarrow MA_t^n > MA_{t-1}^n \quad (3.8)$$

$$\text{Selg når: } P_t \leq P_{t-n} \Rightarrow MA_t^n \leq MA_{t-1}^n \quad (3.9)$$

$$A = \begin{cases} r_t & v/kjøp \\ rf_t & v/salg \end{cases} \quad (3.10)$$

### 3.3 Data mining og reliabilitet

Data mining, eller data snooping, er prosessen i å analysere data fra forskjellige perspektiv for så å summere dette til brukbar informasjon. Slik virksomhet kan være kritikkverdig. Hvis man undersøker store nok datasett, vil det være statistisk sannsynlig at man kommer over sammenhenger som oppstår kun ved ren tilfeldighet, og som viser seg å være falske (spurious).

For å teste for data mining, undersøker vi i vitenskapelige metoder for reliabilitet. Reliabilitet kan sies å være omfanget av hvorvidt resultater er konsistente over tid, og om hvorvidt utvalget undersøkt er representativt for totalutvalget. Kirk & Miller (1986) identifiserer tre typer reliabilitet. (1) Graden av hvorvidt en måling gjennomført gjentatte ganger forblir den samme, (2) Stabiliteten til en måling over tid, og (3) Likheten av målinger innenfor samme tidsperiode.

Som nevnt innledningsvis tester Faber (2009) markedstimingmodellen over flere indekser for perioden 1973-2008.

I denne oppgaven tester jeg markedstimingmodellen for reliabilitet ved å:

- **Teste for en utvidet periode** som strekker seg fra 1927-2010.
- **Teste for robusthet.** Dette går ut på å dele utvalget inn i delperioder, for så å undersøke delperiodene for å se om tester gir samme resultat også her. Jeg har valgt å dele utvalget inn i to- og tre delperioder. Delperiodene jeg tester er:
  - (1) 1927-1969 og 1970-2010
  - (2) 1927-1954, 1955-1982 og 1983-2010
- **Utvide utvalget horisontalt.** Jeg tester om markedstimingmodellen vil gi annerledes resultater i porteføljer investert i små selskaper, store selskaper, vekst- og verdiselskaper. Som nevnt i kapittel 3, dokumenterer Banz (1981) en størrelseseffekt hvor små selskaper viser seg å prestere relativt godt i forhold til store selskaper. Stattman (1980) og Rosenberg, Reid & Lanstein (1985) finner at såkalte verdiaksjer presterer bedre enn vekstaksjer. På bakgrunn av dette, vil det derfor være naturlig å anta at aktive porteføljer investert i små selskaper og verdiselskaper vil prestere relativt godt i forhold til de resterende porteføljene.



## 4. Metode

Jeg vil i denne oppgaven benytte tre statistiske tester. Fellesnevneren for disse testene er at de sier noe om prediksjon av fremtidige aksjepriser. Dette er et ledd på veien til å motbevise uavhengighetsforutsetningen i random walk-hypotesen. Uavhengighetsforutsetningen konstaterer, som nevnt, at forventet avkastning betinget på historisk prisinformasjon skal være lik ubetinget forventet avkastning. Dette er vist i formel 4.1.

$$E[r_t | Info(t-1, t-k)] = E[r_t] \quad (4.1)$$

Dette kapitlet er delt inn i fire deler. I første del vil jeg ta for meg hvordan statistiske tester er benyttet i oppgaven. I de påfølgende delkapitlene vil jeg ta for meg den mer generelle teorien bak hver statistiske metode benyttet.

### 4.1 Oppgavens implementering av metode

#### 4.1.1 Hypotesetesting

Jeg implementerer i oppgaven en to-utvalgs t-test for likt gjennomsnitt.

Jeg gjennomfører denne testen, for å finne frem til hvilken lengde på momentumindikatoren som kombinert med mine handlingsregler, best indikerer en trend som kan predikere fremtidige prisbevegelser. Jeg vil her teste momentumlengder innenfor tidsspennet 6-14 måneder. Hvilken momentumlengde som best predikerer fremtidige prisbevegelser vil komme frem i t-testen som den lengden  $N$ , der forskjellen mellom  $E[(r_t) | kjøp]$  og  $E[r_t | salg]$  er størst. Om nullhypotesen forkastes, vil dette også bety at forventet avkastning for markedstimingmodellen er bedre enn forventet avkastning for en kjøp-og-hold strategi.

Nullhypotesen er i dette tilfellet at forventet avkastning gitt kjøp, er lik forventet avkastning gitt salg, som vist i formel 4.2. Siden dette er en øvre ensidig test, er alternativ hypotesen at forventet avkastning gitt kjøp er større enn forventet avkastning gitt salg. Dette er vist i formel 4.3.

$$H_0: E[(r_t) | kjøp] = E[r_t | salg] \quad (4.2)$$

$$H_A: E[(r_t) | kjøp] > E[r_t | salg] \quad (4.3)$$

En av forutsetningene for å bruke t-testen for likt gjennomsnitt, er at utvalgene testet opp mot hverandre skal ha antatt ulik varians. Jeg implementerer derfor en F-test for varians for å se om det er statistisk grunnlag for å tro dette. Denne testen vil også fortelle oss om volatiliteten er forskjellig mellom utvalgene. Dette er en nedre ensidig test. Om det viser seg at vi kan forkaste nullhypotesen, vil det bety at variansen for forventet avkastning gitt kjøp er mindre enn variansen for forventet avkastning gitt salg. Hypotesene testet er oppgitt i formel 4.4 og 4.5.

$$H_0: \text{Var}[r_t | \text{kjøp}] = \text{Var}[r_t | \text{salg}] \quad (4.4)$$

$$H_A: \text{Var}[r_t | \text{kjøp}] < \text{Var}[r_t | \text{salg}] \quad (4.5)$$

#### 4.1.2 Regresjon

Jeg vil i oppgaven gjennomføre tidsserieregresjoner med utgangspunkt i tre forskjellige økonomiske likevektsmodeller. Likevektsmodellene benyttet er:

- Kapitalverdimodellen (CAPM)
- Fama & Frenchs trefaktormodell (FF3)
- Fama, French & Carharts firefaktormodell (FFC4)

Ved å benytte tidsserieregresjon ønsker jeg å se om aktive porteføljer gir bedre forventet risikojustert avkastning relativt til kjøp-og-hold porteføljer. Dette kan jeg se ut fra alfa-verdiene i regresjonsanalyser. Positive signifikante alfa-verdier vil indikere at risikojustert, aktiv porteføljeavkastning er bedre enn passiv porteføljeavkastning. Dette vil også være et tegn på at timingmodellen kan predikere prisbevegelser.

De estimerte regresjonslikningene er presentert i formel 4.6, 4.7 og 4.8.

- CAPM:  $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + u_t$  (4.6)

- FF3:  $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + u_t$  (4.7)

- FFC4:  $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + \beta_{pt} PR1YR_t + u_t$  (4.8)

Den avhengige variabelen,  $R_{it} = r_{it} - r_{ft}$ , er her meravkastningen til aktivum  $i$ . Uavhengige variabler:  $R_{Mt}$  er markedets meravkastning. SMB er størrelseseffekten. HML verdieffekten og  $PR1YR_t$  er momentumeffekten. Observasjonene på avhengige og uavhengige variabler

hentes inn parvis, og  $t$  angir her datoen for hvert par av observasjoner. Regresjonens skjæringspunkt,  $\alpha_{it}$ , angir aktivumets avvik fra likevektsmodellen. Om denne er positivt signifikant, indikerer dette at aktivumet slår markedet. De ulike betakoeffisientene betegner her aktivumets sensitivitet ovenfor de uavhengige variablene. Residualleddet,  $u_t$ , tilsvarer differansen mellom den observerte meravkastningen til aktivumet på tidspunkt  $t$  og den meravkastningen regresjonslinjen predikerer.

### 4.1.3 Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon - LPM

Jeg implementerer den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon, LPM, for å finne reaksjonssannsynligheten for avkastninger. Det vil si den sannsynligheten som indikerer om avkastningen i en gitt periode er positiv eller negativ, gitt fortegnet på porteføljens trendvariabel. Den estimerte regresjonslikningen er vist i formel 4.9.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t,t-k} + u_t \quad (4.9)$$

Dersom  $\beta_1$  viser seg å være signifikant, kan avhengig variabel,  $X_{(t,t-k)}$ , predikere fremtidig avkastning på signifikansnivået oppgitt. I LPM-testen vil jeg derfor se etter høyest mulig  $\beta_1$  - verdier. Om høyeste verdi er signifikant, er dette den lengden på momentumindikatoren som best predikerer prisbevegelser.  $\beta_0$  kan tolkes som sannsynligheten for å få positiv avkastning gitt at avkastningen i løpet av forrige  $k$  måneder var negativ. Koeffisientsummen,  $\beta_0 + \beta_1$ , er sannsynligheten for å få positiv avkastning gitt at avkastningen i løpet av forrige  $k$  måneder er positiv.

## 4.2 Hypotesetesting

Med hypotesetesting ønsker vi å teste en nullhypotese  $H_0$  opp mot en alternativ hypotese  $H_A$ . I regresjon kan dette for eksempel svare til å teste om uavhengig variabel har en statistisk signifikant effekt på avhengig variabel.

Det er to måter å gjennomføre en hypotesetest på; gjennom signifikansmetoden og gjennom konfidensintervallmetoden. Begge metoder baserer seg på en statistisk sammenlikning av den estimerte koeffisientverdien opp mot verdien spesifisert i nullhypotesen (Brooks 2008). Ved bruk av signifikansmetoden må det settes et signifikansnivå,  $\alpha$ , som forteller oss hvor mye av distribusjonen som skal være innenfor forkastningsområdet. Ved bruk av konfidensintervallmetoden blir det satt et konfidensintervall, som forteller oss hvor mange prosent av gangene

den virkelige verdien av testobjektet skal ligge innenfor det satte intervallet. Et signifikansnivå på  $\alpha$  tilsvarer et konfidensintervall på  $1 - \alpha$ . Begge metoder ender alltid opp med samme konklusjon. Videre er det to metoder å forkaste eller beholde nullhypotesen; gjennom å se på handlingsreglene spesifisert i den individuelle hypotesetesten, eller gjennom å sammenlikne p-verdien med signifikansnivået. Generelt kan vi si at p-verdien oppgir det laveste signifikansnivået man kan forkaste hypotesen på. Dersom vi ender opp med å forkaste nullhypotesen, betyr det at vi har statistisk grunnlag for å påstå at det vi ønsket å teste er sant.

#### 4.2.1 To- utvalgs t-test for likt gjennomsnitt med antatt ulik varians- Welch t-test

En students t-test er enhver statistisk test der testobservatoren følger en students t-fordeling om nullhypotesen gjelder. En t-test for lik gjennomsnitt, også kalt Welch t-test, påviser om to utvalg har likt eller ulikt gjennomsnitt. Denne testen forutsetter følgende: (1) Hver av de to utvalgene sammenliknet skal følge en normalfordeling. (2) Testen er ufølsom ved like variansverdier. Utvalgene skal derfor ha ulik varians. (3) Data som blir brukt i å utføre testen skal være hentet uavhengig fra de to utvalgene som blir sammenliknet.

Welch testens nullhypotese er oppgitt i formel 4.9. Alternativhypotesen vil avhenge av om testen blir utført som en øvre-, nedre- eller tosidig test. En eventuell forkastning av nullhypotesen er basert på handlingsregler. Disse vil avhenge av testens t-statistikk relativt til kritisk verdi. Den kritiske verdien,  $t_{crit}$ , finner vi i en tabell ved å bruke testens frihetsgrader. Teststatistikk og frihetsgrader kan regnes ut med formel 4.10 og 4.11. Handlingsreglene er oppgitt i formel 4.12.  $\bar{X}_i$ ,  $s_i^2$ ,  $N_i$  og  $\nu$  betegner her utvalgets gjennomsnitt, varians, størrelse og frihetsgrader. Ved utførelse i statistiske dataprogram oppgis både t-verdi, kritisk verdi og p-verdi.

$$H_0: \text{Utvalgene har likt gjennomsnitt} \quad (4.9)$$

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)}{\sqrt{\left(\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}\right)}} \quad (4.10)$$

$$v = \frac{\left(\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}\right)^2}{\frac{s_1^4}{N_1^2 * v_1} + \frac{s_2^4}{N_2^2 * v_2}} \quad (4.11)$$

$$\begin{array}{ll} t > t_{crit}, \text{ eller } p \text{ verdi} < \alpha & \text{Avvis nullhypotesen} \\ t < t_{crit}, \text{ eller } p \text{ verdi} > \alpha & \text{Aksepter nullhypotesen} \end{array} \quad (4.12)$$

#### 4.2.2 To-utvalgs F-test for varians

F-fordelingen er formet etter raten av to uavhengige kjikvadratvariabler delt på hver respektive frihetsgrad. F-testen får derfor mange av de samme egenskapene som kjikvadratfordelingen. Disse egenskapene er: (1) F-verdiene er ikke negative. (2) Distribusjonen er usymmetrisk. (3) Middelerdien er omtrent 1. (4) Det er en frihetsgrad for telleren og en for nevneren. (5) Det er en F-fordeling for hver frihetsgrad.

Denne F-testen er designet for å teste om to utvalg har lik varians. Nullhypotesen er oppgitt i formel 4.13. Alternativhypotesen vil avhenge av om testen blir gjennomført som en øvre-, nedre- eller tosidig test. F-verdien er oppgitt i formel 4.14. En eventuell forkastning av nullhypotesen støtter seg til handlingsreglene oppgitt i formel 4.15. Vi kan finne kritisk verdi i F-tabellen for det signifikansnivået vi ønsker å teste. Denne finnes ved n-1 og m-1 grader av frihet. Dersom jeg kan forkaste nullhypotesen, indikerer dette at det er statistisk grunnlag for å tro at utvalgene testet har ulik varians.

$$H_0: \text{Utvalgene har lik varians, } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \quad (4.13)$$

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \quad (4.14)$$

$$\begin{array}{ll} F > F_{crit}, \text{ eller } -\text{verdi} < \alpha & \text{Avvis nullhypotesen} \\ F < F_{crit}, \text{ eller } -\text{verdi} > \alpha & \text{Aksepter nullhypotesen} \end{array} \quad (4.15)$$

Siden F-fordelingen er usymmetrisk, er det viktig å utføre en høyresidetest, ettersom en test av venstre side av distribusjonen er langt mer innviklet å gjennomføre. Dette betyr at vi tar den største variansen i telleren og den minste i nevneren.

## 4.3 Regresjon

### 4.3.1 Regresjonsanalyse

Regresjon er en statistisk teknikk som forsøker å forklare endringene i en variabel, den avhengige variabelen, ved å se på endringer i et sett av andre variabler, kalt uavhengige variabler (Studenmund 2005).

Med regresjon forsøker vi å bevise hvor mye endringen i en avhengig variabel,  $Y$ , er som følge av endringen i en eller flere uavhengige variabler,  $x_i$ . I regresjon brukes data i en teoretisk modell til å finne frem til en estimert modell. Det er antatt at avhengig variabel er stokastisk (tilfeldig), og dermed har en sannsynlighetsfordeling. Uavhengige variabler er derimot ikke stokastiske. En generell lineær likning kan formuleres som vist i formel 4.16.

$$Y = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (4.16)$$

Alfa og beta betegner her koeffisienter som bestemmer koordinatene til den rette linjen. Alfa er konstantleddet. Denne bestemmer skjæringspunktet med x-aksen, eller den verdien  $Y$  har når  $x$  er lik null. Beta er stigningstallet. Denne bestemmer hvor mye  $Y$  vil endre seg når  $x$  endres med en enhet.  $u_t$  er feilleddet i likningen, og fanger opp tilfeldig støy. Feilleddet forklarer den endringen som skjer i avhengig variabel som ikke kan forklares av en endring i uavhengige variabler. Den estimerte modellen vi kommer frem til ved å bruke data i den gitte teoretiske modellen kan formuleres som i formel 4.17.

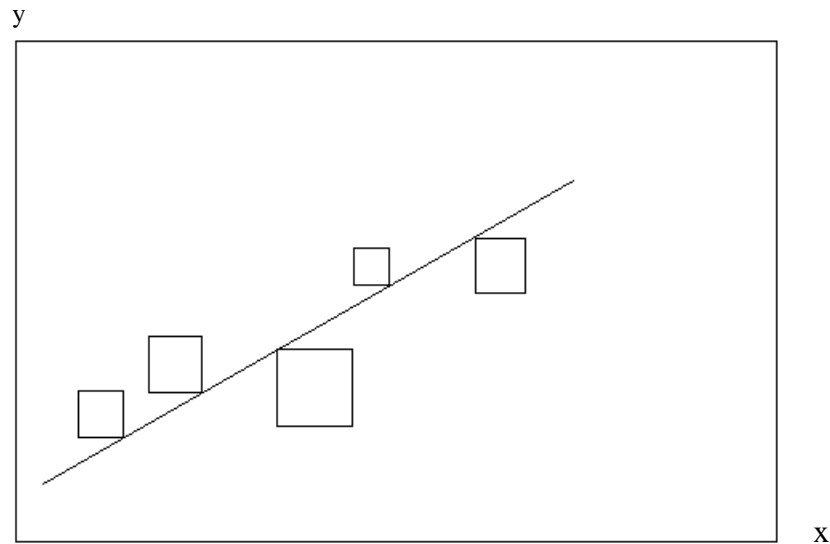
$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t + \hat{u}_t \quad (4.17)$$

Dette må ikke forveksles med korrelasjon, som kun spesifiserer graden av lineær avhengighet mellom  $y$  og  $x$ .

### 4.3.2 Minste kvadraters metode (OLS)

I regresjon er det viktig å finne verdien på koeffisientene for å finne den linjen som best passer våre data. Det vil si, det empiriske motstykket til formel 4.16, oppgitt i formel 4.17. Størrelsen på koeffisientene er bestemt slik at den vertikale avstanden mellom datapunktene blir minimert i forhold til den passende linjen. Den mest vanlige måten å gjøre dette på er

gjennom metoden Ordinary Least Squares (OLS). Metoden innebærer å ta hver vertikale avstand fra punktet til linjen, kvadrere den for så å minimere summen av områder kvadrert.



**Figur 4:** OLS-metoden som tilpasser seg en linje ved å minimere kvadratsummen til residualene.

Summen av kvadrerte residualer (RSS) kan skrives  $\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2$ . Det estimerte feilleddet  $\hat{u}_t$  er differansen mellom den virkelige verdien av avhengig variabel og den estimerte verdien,  $(y_t - \hat{y}_t)$ . Kvadratsummen av residualene kan skrives slik:

$$RSS = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t)^2 \quad (4.18)$$

Ved å bruke uttrykket i formel 4.18 kan vi regne ut koeffisientestimatorene:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum x_t y_t - T \bar{x} \bar{y}}{\sum x_t^2 - T \bar{x}^2} \quad (4.19)$$

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x} \quad (4.20)$$

### 4.3.3 De klassiske forutsetningene

For at OLS skal være Beste Lineære Uforutinntatte Estimator (BLUE), må følgende forutsetninger være oppfylt (Studenmund 2005, Brooks 2008).

1.  $Y_i = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$

Regresjonsmodellen er lineær i koeffisientene. Det vil si at  $\alpha$  og  $\beta$  har en lineær sammenheng i den betydning at de ikke er multiplisert, dividert, kvadrert, osv.

Regresjonen må også være korrekt spesifisert, og det må være tillagt et stokastisk feilledd.

2.  $E(u_i) = 0$

Den gjennomsnittlige verdien i feilleddet er lik null. Denne forutsetningen kan ikke brytes dersom regresjonsmodellen har et konstantledd ( $\alpha$ ).

3.  $\text{Cov}(u_i, x_i) = 0$

Alle forklarende variabler skal være ukorrelert med feilleddet. Det vil si at verdien på forklarende variabler skal være bestemt uavhengig av verdien på feilleddet. Hvis feilleddet,  $u_i$ , var korrelert med forklarende variabler,  $x_i$ , ville det bety at noe av endringen i Y som skyldtes  $u_i$  ville bli tilskrevet  $x_i$ .

4.  $\text{Cov}(u_i, u_j) = 0$  for  $i \neq j$

Forutsetningen sier at kovariansen mellom feilleddene over tid skal være lik null. Dette betyr at en verdi på feilleddet ikke påvirker en annen verdi på feilleddet på noen måte. Feilleddene er altså ukorrelert med hverandre. Om feilleddene ikke er ukorrelert med hverandre, kan vi se at de er autokorrelert.

5.  $\text{Var}(u_i) = \sigma^2 < \infty$

Variansen til fordelingen hvor feilleddet er trukket fra, er konstant (homoskedastisitet). Observasjonene av feilleddet er altså trukket kontinuerlig fra samme fordeling. Hvis denne forutsetningen blir brutt, og observasjonene blir trukket fra fordelinger med forskjellig varians, kan OLS generere upresise estimater for koeffisientene til de uavhengige variablene. Vi sier da at vi har heteroskedastisitet. Ved bruk av OLS i nærvær av heteroskedastisitet kan feilleddene være ukorrekt, og konklusjoner tatt være misledende.

6. Ingen forklarende variabler er en perfekt lineær funksjon av noen andre forklarende variabler (ingen perfekt kolinearitet). Ved perfekt kolinearitet matcher en bevegelse i en variabel perfekt med en bevegelse i en annen variabel, noe som gjør at OLS vil



være ute av stand til å skille den ene variabelen fra den andre. Hvis mer en to variabler er involvert, kalles dette multikolinearitet.

7.  $u_i \sim N(0, \sigma^2)$

Feilleddet følger en normalfordeling. Denne forutsetningen gjør seg først gjeldende ved en rekke hypotesetester og er ikke forpliktet.

Av Gaus-Markov teoremet følger at dersom forutsetning en til seks holder, så vil OLS estimatoren av  $\beta_k$  være minimum-varians-estimatoren blant et sett av alle lineære uforutinntatte estimatorene av  $\beta_k$ , for  $k=0,1,2,\dots,K$  (Studenmund 2005). I dette ligger at den estimerte fordelingen har lavest varians av alle estimatorene. Om den syvende forutsetningen blir lagt til, vil resultatet av Gaus-Markov teoremet bli videre styrket. En estimator regnes for å være uforutinntatt om den forventede estimerte verdien av koeffisienten er lik den virkelige verdien. Om det viser seg at en eller flere av forutsetningene ikke holder mål, dvs. at OLS estimatoren ikke er BLUE (best linear unbiased estimator), så vil ikke det si at OLS ikke kan gi bedre resultat enn andre estimeringsmetoder.

#### 4.3.4 Forklaringskraften - $R^2$

Forklaringskraften,  $R^2$ , gir oss en enkel metode for å se om regresjonslinjen passer våre data. Forklaringskraften er regnet ut ved å kvadrere modellens korrelasjonskoeffisient. Korrelasjonskoeffisienten er et tall i mellom -1 og 1, som gir oss graden av korrelasjon, eller lineær avhengighet i mellom variabler. Av dette følger at verdien på  $R^2$  må ligge i mellom 0 og 1. En verdi nær 1 indikerer at endringer i uavhengige variabler forklarer en endring i avhengig variabel godt, mens det motsatte gjelder ved en verdi nær 0. Videre er den totale variasjonen, av alle observasjoner, rundt gjennomsnittlig verdi av avhengig variabel, gitt ved den totale kvadratsummen, TSS. Denne kan defineres som summen som blir forklart av modellen, ESS, addert med summen som ikke blir forklart, RSS (Brooks 2008). Dette kan formuleres gjennom formelen:

$$TSS = ESS + RSS \quad (4.21)$$

$$\sum_t (y_t - \bar{y})^2 = \sum_t (\hat{y}_t - \bar{y})^2 + \sum_t (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (4.22)$$

Hvor  $y$  representerer avhengig variabel,  $\bar{y}$  gjennomsnittsverdien, og  $\hat{y}$  den estimerte verdien. Forklaringskraften kan formuleres som en funksjon av variablene nevnt gjennom formelen:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} \quad (4.23)$$

Ved en tilføyelse av flere variabler vil forklaringskraften nesten uten unntak øke. Dette vil gjøre den ute av stand til å avgjøre om en variabel skal være med i modellen eller ikke. Vi kan ta hensyn til dette problemet ved å benytte justert forklaringskraft,  $R_{adj}^2$ , som er oppgitt i formel 4.24.

$$R_{adj}^2 = 1 - \left(\frac{T-1}{T-k}\right)(1-R^2) \quad (4.24)$$

Om en ekstra variabel blir lagt til i modellen vil  $k$  øke. Dette vil føre til at  $R_{adj}^2$  faktisk kan falle om ikke verdien økes med en tilstrekkelig størrelse.

En svakhet ved å benytte forklaringskraften, er at den kan gi høye verdier ved tidsserieregresjoner, noe som gjør det vanskelig å diskriminere mellom modeller (Brooks 2008).

#### 4.4 Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon - LPM

Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon, LPM, kjennetegnes ved at avhengig variabel,  $y$ , er en tilfeldig variabel med utfall 0 eller 1. Verdien 1 indikerer da suksess og verdien 0 det motsatte. Det interessante med denne modellen er å finne reaksjonssannsynligheten. Det vil si hvor stor sjansen er for at hypotesen rundt avhengig variabel ender i suksess. Dette kan formuleres som presentert i formel 4.25. LPM kan formuleres som i formel 4.26.  $\beta_j$  måler her effekten av forklarende variabler  $x_j$  på den særskilte sannsynligheten. For at denne modellen skal kunne gi en mest mulig korrekt tilbakemelding, er det viktig at antall forklarende variabler begrenses.

$$p(x) \equiv p(y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_k) \quad (4.25)$$

$$P(y = 1 | x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u_t \quad (4.26)$$

For å estimere likning 4.26, er det viktig å ta hensyn til det betingete gjennomsnittet og variansen til  $y$ . Siden  $y$  følger en Bernoulli-fordeling, så kan dette presenteres som i formel 4.27 og 4.28.

$$E(y | x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u_t \quad (4.27)$$

$$Var(y | x) = x\beta(1 - x\beta) \quad (4.28)$$

Likning 4.27 impliserer, at gitt det tilfeldige utvalget, så produserer OLS regresjonen av  $y$  på  $1, x_1, x_2, \dots, x_k$  konsistente og uforutinntatte estimatorer av  $\beta_j$  (Wooldridge 2001). Likning 4.28 impliserer at heteroskedastisitet, hvilket er et brudd på OLS-forutsetningene, er til stede om ikke alle helningskoeffisientene  $\beta_1, \dots, \beta_k$  er null. I prinsippet kan vi derfor ikke bruke OLS til å estimere LPM, men OLS kan gi ganske presise estimater. For å teste for dette kan vi bruke en felles signifikans test ved å benytte F-statistikk, eller eventuelt se på p-verdien. Ved LPM regresjon i Microsoft Excel vil begge signifikansverdier bli oppgitt i anova-tabellen.

## 5. Empiriske resultater

### 5.1 Statistiske tester for prediktabilitet

I denne delen av oppgaven fremlegger jeg resultatene for statistiske tester som viser om markedstimingmodellen kan predikere fremtidige prisbevegelser foruten å anta en økonomisk likevektsmodell. Ved å forkaste uavhengighetsforutsetningen med disse testene, vil dermed forklaringen om tidsvarierende likevekts avkastninger (Joint hypothesis problem) ikke være gjeldende. Jeg tester her modellen på momentumindikatorer med lengder innenfor tidsspennet 6 til 14 måneder. Dette gjør jeg for å se hvilken momentumlengde i markedstimingmodellen som best predikerer prisbevegelser. Jeg vil heretter betegne momentumindikatoren som MI.

#### 5.1.1 t-test for likt gjennomsnitt

I tabell 5.1 har jeg presentert resultatene for en øvre ensidig t-test. Hypotesene testet er som nevnt:

$$H_0: E[(r_t) | kjøp] = E[r_t | salg] \quad (5.1)$$

$$H_A: E[(r_t) | kjøp] > E[r_t | salg] \quad (5.2)$$

Av tabellen kan vi se at for aktiv portefølje basert på markedet og for store selskaper, gir MI-lengder innenfor tidsspennet 8-11 måneder signifikans på fem prosent nivå. En 10-måneders MI kan forkaste nullhypotesen på lavest signifikansnivå av samtlige porteføljer. I resultatene for små selskaper, vekst- og verdiselskaper kan vi se at lengden på 10 måneder er den eneste som kan forkaste nullhypotesen om likt gjennomsnitt på 5 %-nivå.

Jeg vil konkludere med at t-testen antyder at en MI med 10 måneders lengde best indikerer en trendvariabel som kan benyttes til å skape en meravkastning i markedstiming modellen. Ved denne MI-lengden, antyder testen at forventet avkastning for timingmodellen er bedre enn forventet avkastning for en kjøp-og-hold strategi.

*t-test for likt gjennomsnitt med antatt ulik varians*

*Markedsavkastningen*

<b>t-n</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>11</b>	<b>12</b>	<b>13</b>	<b>14</b>
t-stat	0.9674	1.3479	1.7184	1.7398	2.2851	1.7662	1.5457	0.9584	0.5428
t-crit	1.6487	1.6489	1.6491	1.6491	1.6492	1.6492	1.6494	1.6494	1.6496
P(T≤t)	0.1670	0.0893	0.0433	0.0414	0.0115	0.0391	0.0616	0.1693	0.2938
Konklusj $H_0$	Behold	Behold	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	Behold	Behold	Behold

*Størrelse: Små selskaper (low 20)*

t-stat	0.3650	1.1081	1.3115	1.3641	1.7862	1.2704	1.2191	0.4407	0.5628
t-crit	1.6485	1.6487	1.6489	1.6489	1.6491	1.6490	1.6492	1.6492	1.6493
P(T≤t)	0.3577	0.1342	0.0952	0.0867	0.0374	0.1024	0.1118	0.3299	0.2870
Konklusj $H_0$	Behold	Behold	Behold	Behold	<b>Forkast</b>	Behold	Behold	Behold	Behold

*Størrelse: Store selskaper (high 20)*

t-stat	1.0543	1.3680	1.8011	1.7819	2.3732	1.8762	1.6245	1.0480	0.6332
t-crit	1.6487	1.6489	1.6491	1.6491	1.6492	1.6492	1.6494	1.6494	1.6496
P(T≤t)	0.1462	0.0861	0.0363	0.0378	0.0091	0.0307	0.0526	0.1477	0.2635
Konklusj $H_0$	Behold	Behold	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	Behold	Behold	Behold

*Vekst selskaper (lav (B/M))*

t-stat	0.8138	0.9455	1.2841	1.4184	2.0031	1.6315	1.4068	0.8313	0.5011
t-crit	1.6486	1.6488	1.6490	1.6490	1.6491	1.6491	1.6492	1.6493	1.6495
P(T≤t)	0.2081	0.1725	0.1000	0.0785	0.0230	0.0518	0.0802	0.2032	0.3083
Konklusj $H_0$	Behold	Behold	Behold	Behold	<b>Forkast</b>	Behold	Behold	Behold	Behold

*Verdi selskaper (høy (B/M))*

t-stat	0.0759	0.9595	1.3801	1.3377	1.7125	1.1212	0.8742	0.3737	0.2425
t-crit	1.6488	1.6489	1.6491	1.6491	1.6493	1.6493	1.6495	1.6495	1.6496
P(T≤t)	0.4698	0.1690	0.0842	0.0909	0.0438	0.1315	0.1913	0.3544	0.4043
Konklusj $H_0$	Behold	Behold	Behold	Behold	<b>Forkast</b>	Behold	Behold	Behold	Behold

**Tabell 5.1:** Tabellen viser resultatene for t-testen for likt gjennomsnitt. Nullhypotesen kan her forkastes om  $t_{stat} > t_{crit}$ , eller om  $p - verdi < 0,05$ . Forkastninger er uthevet.

### 5.1.2 F-test for lik varians

I tabell 5.2 har jeg presentert resultatene av en nedre, ensidig F-test for lik varians.

Hypotesene testet er her:

$$H_0: Var[(r_t) | kjøp] = Var[r_t | salg] \quad (5.3)$$

$$H_A: Var[(r_t) | kjøp] < Var[r_t | salg] \quad (5.4)$$

Av tabellen kan vi se, at samtlige p-verdier er tilnærmet null. F-verdiene er også høyere enn kritisk verdi. Dette betyr at vi kan forkaste nullhypotesen om lik varians for samtlige porteføljer og for samtlige MI-lengder.

I følge F-testen er variansen for forventet avkastning gitt kjøp, mindre enn variansen for forventet avkastning gitt salg. Testen indikerer altså at volatiliteten i markedstimingmodellen er mindre enn volatiliteten i kjøp-og-hold modellen.

*F-test for lik varians*

*Markedsavkastningen*

t-n	6	7	8	9	10	11	12	13	14
F	2.9249	3.2110	2.5916	2.4717	2.7110	2.5739	3.0350	3.0397	3.0071
Fcrit one-t	1.1707	1.1717	1.1749	1.1753	1.1759	1.1764	1.1764	1.1768	1.1792
P(F≤f) one-t	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Konklusj $H_0$	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>

*Størrelse: Små selskaper (low 20)*

F	2.3636	2.4322	2.5916	2.1427	2.3596	2.2161	2.4996	2.5012	2.0817
Fcrit one-t	1.1707	1.1717	1.1749	1.1753	1.1759	1.1764	1.1764	1.1768	1.1792
P(F≤f) one-t	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Konklusj $H_0$	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>

*Størrelse: Store selskaper (High 20)*

F	2.9236	3.1963	2.6201	2.4971	2.7100	2.6179	3.0277	3.0453	3.0070
Fcrit one-t	1.1707	1.1717	1.1749	1.1753	1.1759	1.1764	1.1764	1.1768	1.1792
P(F≤f) one-t	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Konklusj $H_0$	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>

*Vekst selskaper (lav (B/M))*

F	2.6453	2.8218	2.4372	2.3072	2.4441	2.3822	2.6051	2.6796	2.6530
Fcrit one-t	1.1707	1.1717	1.1749	1.1753	1.1759	1.1764	1.1764	1.1768	1.1792
P(F≤f) one-t	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Konklusj $H_0$	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>

*Verdi selskaper (høy (B/M))*

F	3.0594	3.2876	2.6199	2.5805	3.0014	2.7169	3.4642	3.2785	2.8708
Fcrit one-t	1.1707	1.1717	1.1749	1.1753	1.1759	1.1764	1.1764	1.1768	1.1792
P(F≤f) one-t	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Konklusj $H_0$	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>	<b>Forkast</b>

**Tabell 5.2:** Resultater fra F-testen for lik varians. Nullhypotesen kan forkastes om  $F > F_{crit}$ , eller  $p - verdi < 0,5$ . Forkastninger er uthevet.

### 5.1.3 Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær respons - LPM

Tabell 5.3 viser resultatene fra den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon.  $\beta_1$ -koeffisienten indikerer her forskjellen mellom prosent sannsynlighet for positiv avkastning gitt at MI var positiv, relativt til positiv avkastning gitt at MI var negativ.

Nesten samtlige  $\beta_1$ -verdier er her positivt signifikante. LPM-testen indikerer derfor at modellen kan predikere prisbevegelser ved flere MI-lengder.  $\beta_1$ -verdiene er for markedsavkastningen, store selskaper, vekst- og verdiselskaper størst for en MI med lengden 10 måneder. Disse beta verdiene er signifikante på 1 %-nivå. For små selskaper er  $\beta_1$ -verdien størst for lengden 9 måneder. Verdien for en 10 måneders lengde er for denne porteføljen marginalt lavere.

Med dette vil jeg konkludere med at LPM-testen bekrefter resultatene fra t-testen. En 10 måneders MI-lengde predikerer prisbevegelser best i markedstimingmodellen. Etersom at  $\beta_1$ -verdien for en 10 måneders MI-lengde er på over 10 prosent for samtlige aktive porteføljer, tyder dette på at det er over 10 prosent større sannsynlighet for at neste måneds avkastning er positiv gitt at MI var positiv, relativt til at forrige måneds MI var negativ.

Den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon – LPM,  $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t,t-k} + u_t$ .

Markedsavkastningen

t-n	6		7		8		9		10		11		12		13		14	
	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi
$\beta_0$	<b>0.536</b>	2E-70	<b>0.541</b>	4E-70	<b>0.525</b>	2E-63	<b>0.533</b>	2E-64	<b>0.527</b>	6E-63	<b>0.542</b>	2E-65	<b>0.535</b>	6E-64	<b>0.550</b>	2E-66	<b>0.570</b>	8E-68
$\beta_1$	<b>0.114</b>	7E-04	<b>0.106</b>	2E-03	<b>0.124</b>	3E-04	<b>0.113</b>	1E-03	<b>0.121</b>	5E-04	<b>0.099</b>	4E-03	<b>0.109</b>	2E-03	<b>0.089</b>	1E-02	<b>0.062</b>	8E-02
$\beta_0 + \beta_1$	0.650		0.647		0.650		0.646		0.648		0.642		0.644		0.639		0.632	

Størrelse: Små selskaper (low 20)

$\beta_0$	<b>0.520</b>	9E-66	<b>0.514</b>	2E-63	<b>0.504</b>	3E-58	<b>0.496</b>	2E-56	<b>0.502</b>	5E-57	<b>0.498</b>	6E-56	<b>0.498</b>	6E-56	<b>0.517</b>	7E-59	<b>0.523</b>	6E-58
$\beta_1$	<b>0.106</b>	2E-03	<b>0.113</b>	8E-04	<b>0.125</b>	3E-04	<b>0.134</b>	1E-04	<b>0.127</b>	3E-04	<b>0.131</b>	2E-04	<b>0.131</b>	2E-04	<b>0.104</b>	3E-03	<b>0.095</b>	8E-03
$\beta_0 + \beta_1$	0.626		0.627		0.629		0.631		0.629		0.629		0.629		0.621		0.618	

Størrelse: Store selskaper (high 20)

$\beta_0$	<b>0.523</b>	1E-67	<b>0.530</b>	7E-68	<b>0.514</b>	3E-61	<b>0.514</b>	7E-61	<b>0.513</b>	5E-60	<b>0.531</b>	5E-63	<b>0.524</b>	1E-61	<b>0.539</b>	4E-64	<b>0.558</b>	2E-65
$\beta_1$	<b>0.128</b>	1E-04	<b>0.116</b>	5E-04	<b>0.135</b>	8E-05	<b>0.134</b>	1E-04	<b>0.137</b>	7E-05	<b>0.111</b>	1E-03	<b>0.120</b>	5E-04	<b>0.100</b>	4E-03	<b>0.074</b>	4E-02
$\beta_0 + \beta_1$	0.651		0.647		0.650		0.649		0.650		0.642		0.644		0.639		0.632	

Vekst selskaper (lav (B/M))

$\beta_0$	<b>0.517</b>	7E-65	<b>0.534</b>	4E-67	<b>0.522</b>	3E-61	<b>0.518</b>	3E-60	<b>0.516</b>	2E-59	<b>0.528</b>	4E-61	<b>0.520</b>	1E-59	<b>0.535</b>	4E-62	<b>0.554</b>	2E-63
$\beta_1$	<b>0.105</b>	2E-03	<b>0.079</b>	2E-02	<b>0.093</b>	7E-03	<b>0.097</b>	5E-03	<b>0.100</b>	4E-03	<b>0.084</b>	2E-02	<b>0.093</b>	8E-03	<b>0.073</b>	4E-02	0.048	2E-01
$\beta_0 + \beta_1$	0.621		0.613		0.615		0.615		0.617		0.612		0.614		0.609		0.602	

Verdi selskaper (høy (B/M))

$\beta_0$	<b>0.570</b>	4E-78	<b>0.541</b>	8E-71	<b>0.529</b>	6E-65	<b>0.551</b>	1E-68	<b>0.538</b>	9E-66	<b>0.550</b>	2E-67	<b>0.546</b>	1E-66	<b>0.554</b>	8E-68	<b>0.566</b>	9E-68
$\beta_1$	<b>0.079</b>	2E-02	<b>0.119</b>	4E-04	<b>0.133</b>	9E-05	<b>0.102</b>	3E-03	<b>0.119</b>	5E-04	<b>0.103</b>	3E-03	<b>0.108</b>	2E-03	<b>0.098</b>	5E-03	<b>0.081</b>	2E-02
$\beta_0 + \beta_1$	0.649		0.660		0.662		0.653		0.658		0.653		0.654		0.652		0.647	

**Tabell 5.3:** Resultater fra den lineære sannsynlighetsmodellen for binær reaksjon. For hver måned er det gitt en koeffisientverdi og en p-verdi. P-verdien angir signifikansnivået for koeffisienten. Signifikante koeffisientverdier er uthevet.



## 5.2 Markedstimingmodellen over en utvidet periode

I denne delen tester jeg markedstimingmodellen for en utvidet periode som strekker seg fra november 1927 til desember 2010. Modellen er investert i Kenneth French sitt markedsmål, som baserer seg på alle aksjer fra NYSE, AMEX og NASDAQ.

Tabell 5.4 viser resultatene for beregninger av meravkastning, volatilitet og Sharpe-ratio. Vi ser her at timingmodellen øker meravkastning og reduserer volatilitet betraktelig. Dette fører til en markant høyere Sharpe-ratio. Timingstrategien gir betydelig bedre risikojustert avkastning relativt til kjøp-og-hold strategi.

### *Moderne porteføljeteori*

---

<i>1927-2010</i>		
	<i>Passiv</i>	<i>Aktiv</i>
<i>Meravkastning</i>	0.6090	0.6530
<i>Volatilitet</i>	5.4925	3.8798
<i>Sharpe-ratio</i>	0.1109	0.1683

---

**Tabell 5.4:** Tabellen viser meravkastningen,  $E(R) - r_f$ , volatilitet,  $\sigma$ , samt Sharpe-ratio over aktive og passive porteføljer. Sistnevnte gir oss et mål på risikojustert avkastning. Med passiv portefølje menes her kjøp-og-hold strategi.

I tabell 5.5 presenterer jeg de estimerte koeffisientverdiene for markedstimingmodellen utført med utgangspunkt i CAPM, trefaktormodellen og firefaktormodellen. Vi kan her se sterkt signifikante og positive alfa-verdier over samtlige likevektsmodeller. Forklaringskraften er omtrent lik for CAPM og trefaktormodellen. Dette betyr at variablene som betegner størrelseseffekten (SMB) og verdieffekten (HML) i dette tilfellet ikke er med å betegne forholdet mellom avkastning og risiko. Firefaktormodellen gir lavere alfa-verdier enn de to andre modellene. Denne modellen gir også klart best justert forklaringskraft,  $adj R^2$ . Dette indikerer at momentum variabelen for aktive porteføljer, i betydelig grad, er med på å forklare forholdet mellom avkastning og risiko.

Verdier fra tidsserieregresjoner perioden 1927-2010

---

*Kapitalverdimodellen:  $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + u_t$*

	Koeffisient	p-verdi
$\alpha$	<b>0.6482</b>	0.0000
$\beta_i$	<b>0.4969</b>	0.0000
$R^2 adj$	0.4973	

*Fama & Frenchs 3f:  $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + u_t$*

$\alpha$	<b>0.6713</b>	0.0000
$\beta_i$	<b>0.5021</b>	0.0000
$\beta_{st}$	0.0443	0.1056
$\beta_{Ht}$	<b>(0.0950)</b>	0.0001
$R^2 adj$	0.5049	

*Fama, French & Carharts 4f:  $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + \beta_{pt} PR1YR_t + u_t$*

$\alpha$	<b>0.3306</b>	0.0000
$\beta_i$	<b>0.5760</b>	0.0000
$\beta_{st}$	<b>0.0654</b>	0.0052
$\beta_{Ht}$	<b>0.0566</b>	0.0119
$\beta_{pt}$	<b>0.3339</b>	0.0000
$R^2 adj$	0.6394	

**Tabell 5.5:** Resultater fra tidsserieregresjoner utført med utgangspunkt i Kapitalverdimodellen, Fama & Frenchs trefaktormodell og Fama, French & Carharts firefaktormodell. Vi kan her se koeffisientverdier med påfølgende p-verdier. Modellens forklaringskraft er under koeffisientene. Signifikante koeffisientverdier er uthevet.

### 5.3 Markedstimingsmodellens robusthet

I denne delen tester jeg markedstimingsmodellen for robusthet. Modellen er investert i Kenneth Frenchs sitt markedsmål som baserer seg på alle aksjer fra NYSE, AMEX og NASDAQ.

#### 5.3.1 Robusthet over to delperioder

Denne robusthetstesten er delt inn i to delperioder. Første delperiode strekker seg fra november 1927 til desember 1969. Andre delperiode omfatter perioden 1970 til 2010.

Tabell 5.6 viser verdier for meravkastning, volatilitet og Sharpe-ratio. Av tabellen kan vi se at markedsporteføljens meravkastning er forbedret og volatiliteten er markant lavere relativt til

passive porteføljer. Dette gjelder for begge delperioder. Resultatet av dette er en markant høyere Sharpe-ratio.

*Moderne porteføljeteori*

	<i>1927-1969</i>		<i>1970-2010</i>	
	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv
Meravk.	0.7576	0.7831	0.4562	0.5192
Volatilitet	6.1665	4.1689	4.7012	3.5574
Sharpe	0.1229	0.1879	0.0970	0.1459

**Tabell 5.6:** Tabellen viser meravkastningen,  $E(R) - r_f$ , volatilitet,  $\sigma$ , samt Sharpe-ratio over aktive og passive porteføljer for to delperioder. Sistnevnte gir oss et mål på risikojustert avkastning. Denne er uthevet i tabellen.

Tabell 5.7 viser regresjonsresultater for to delperioder, utført med utgangspunkt i CAPM, trefaktormodellen og firefaktormodellen. Med unntak av alfa-verdien for andre delperiode, estimert i firefaktormodellen, er alle alfa-verdier her positive og signifikante. Vi kan se en sterk forbedring i justert forklaringskraft i andre delperiode, relativt til første delperiode. Firefaktormodellen forklarer også her mest med en forklaringskraft på over 60 prosent. Dette indikerer at momentumvariabelen i betydelig grad er med å forklare forholdet mellom avkastning og risiko. Fra CAPM til trefaktormodellen er forskjellen svært liten. For disse delperiodene indikerer dette at størrelse- og verdieffekten (SMB og HML) i liten, eller ingen grad, er med på å forklare avkastningen. Vi kan også her se at markedsbetaen,  $\beta_i$ , er positivt signifikant over begge delperioder for samtlige porteføljer.

$$\text{Kapitalverdimodellen: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + u_t$$

	Periode 1, 1927-1969		Periode 2, 1970-2010	
	Koeffisienter	P-verdi	Koeffisienter	P-verdi
$\alpha$	<b>0.5853</b>	0.0000	<b>0.7111</b>	0.0000
$\beta_i$	<b>0.4562</b>	0.0000	<b>0.5702</b>	0.0000
$R^2 \text{ adj}$	0.4557		0.5747	

$$\text{Fama \& Frenchs 3f: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + u_t$$

$\alpha$	<b>0.5806</b>	0.0000	<b>0.7314</b>	0.0000
$\beta_i$	<b>0.4755</b>	0.0000	<b>0.5609</b>	0.0000
$\beta_{st}$	<b>0.0915</b>	0.0330	0.0048	0.8902
$\beta_{Ht}$	<b>(0.1080)</b>	0.0080	<b>(0.0397)</b>	0.2784
$R^2 \text{ adj}$	0.4641		0.5706	

$$\text{Fama, French \& Carharts 4f: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + \beta_{pt} PR1YR_t + u_t$$

$\alpha$	0.1354	0.2430	<b>0.4938</b>	0.0000
$\beta_i$	<b>0.5570</b>	0.0000	<b>0.6130</b>	0.0000
$\beta_{st}$	<b>0.1124</b>	0.0015	0.0155	0.6091
$\beta_{Ht}$	<b>0.1224</b>	0.0008	0.0461	0.1614
$\beta_{pt}$	<b>0.4259</b>	0.0000	<b>0.2532</b>	0.0000
$R^2 \text{ adj}$	0.6368		0.6693	

**Tabell 5.7:** Resultater fra tidsserieregresjoner utført med utgangspunkt i Kapitalverdimodellen, Fama & Frenchs trefaktormodell og Fama, French & Carharts firefaktormodell. Vi kan her se koeffisientverdier med påfølgende p-verdi. Modellens forklaringskraft er oppgitt under koeffisientene. Signifikante koeffisientverdier er uthevet.

### 5.3.3 Robusthet over tre delperioder

Denne robusthetstesten er delt inn i tre delperioder. Første delperiode er fra november 1927 til desember 1954. Andre delperiode omfatter perioden 1955 til 1982. Tredje delperiode strekker seg fra 1983 til 2010.

Tabell 5.8 viser verdier for meravkastning, volatilitet og Sharpe-ratio. Av tabellen kan vi se at første og tredje periodes meravkastning er sterkt forbedret relativt til passive porteføljer i samme delperiode. For delperiode 2 er meravkastningen marginalt lavere enn passiv portefølje. Felles for alle delperioder er at aktiv strategi gir markant lavere volatilitet. Dette fører til en betraktelig høyere Sharpe-ratio.

	<i>1927-1954</i>		<i>1955-1982</i>		<i>1983-2010</i>	
	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv
Meravk.	0.8386	0.9532	0.4060	0.3793	0.5892	0.6355
Volatilitet	7.2309	4.7235	4.2560	3.1649	4.5662	3.6020
Sharpe	0.1160	0.2018	0.0954	0.1199	0.1290	0.1764

Tabell 5.8: Tabellen viser meravkastningen,  $E(R) - r_f$ , volatilitet,  $\sigma$ , samt Sharpe-ratio over aktive og passive porteføljer for tre delperioder. Sistnevnte gir oss et mål på risikojustert avkastning.

Tabell 5.9 viser regresjonsresultater for tre delperioder, utført med utgangspunkt i CAPM, trefaktormodellen og firefaktormodellen.

Resultatene av tabellen er noe mer varierte for de ulike delperiodene. I periode 1 ser vi positivt signifikante alfa-verdier for CAPM og trefaktormodellen. For periode 2 får vi kun signifikant alfa-verdi for firefaktormodellen. Denne er dog negativ. For periode 3 får vi så positive og signifikante alfa-verdier for CAPM og trefaktormodellen igjen. Firefaktormodellen gir usignifikante alfa-verdier for første- og tredje delperiode. Forklaringskraften er ganske lik for CAPM og trefaktormodellen. Firefaktormodellen forklarer klart mest med en forklaringskraft på over 60 prosent. Vi kan også her se at forklaringskraften er stigende for senere delperioder. Markedsbetaen er positivt signifikant for alle delperioder over alle likevektsmodeller.

Verdier fra tidsserieregresjoner, tre delperioder

$$\text{Kapitalverdimodellen: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + u_t$$

	Periode 1, 1927-1954		Periode 2, 1955-1982		Periode 3, 1983-2010	
	Koeff	P-verdi	Koeff	P-verdi	Koeff	P-verdi
$\alpha$	<b>0.5936</b>	0.0031	0.1550	0.1834	<b>0.2680</b>	0.0281
$\beta_i$	<b>0.4288</b>	0.0000	<b>0.5524</b>	0.0000	<b>0.6237</b>	0.0000
	0.4292		0.5505		0.6240	

$$\text{Fama \& Frenchs 3f: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + u_t$$

$\alpha$	<b>0.5807</b>	0.0035	0.1204	0.3103	<b>0.3163</b>	0.0103
$\beta_i$	<b>0.4388</b>	0.0000	<b>0.5769</b>	0.0000	<b>0.6045</b>	0.0000
$\beta_{st}$	<b>0.1418</b>	0.0100	(0.0415)	0.3573	(0.0149)	0.7102
$\beta_{Ht}$	(0.0977)	0.0609	0.0964	0.0563	<b>(0.1005)</b>	0.0170
	0.4405		0.5536		0.6283	

$$\text{Fama, French \& Carharts 4f: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + \beta_{pt} PR1YR_t + u_t$$

$\alpha$	0.1454	0.3766	<b>(0.2387)</b>	0.0310	0.1139	0.2887
$\beta_i$	<b>0.5368</b>	0.0000	<b>0.5895</b>	0.0000	<b>0.6691</b>	0.0000
$\beta_{st}$	<b>0.1724</b>	0.0001	0.0121	0.7624	(0.0254)	0.4610
$\beta_{Ht}$	<b>0.1206</b>	0.0086	<b>0.2000</b>	0.0000	(0.0192)	0.6017
$\beta_{pt}$	<b>0.4332</b>	0.0000	<b>0.3168</b>	0.0000	<b>0.2432</b>	0.0000
	0.6287		0.6566		0.7243	

**Tabell 5.9:** Resultater fra tidsserieregresjoner utført med utgangspunkt i Kapitalverdimodellen, Fama & Frenchs tre faktormodell og Fama, French & Carharts firefaktormodell. Vi kan her se koeffisientverdier med påfølgende p-verdi. Modellens forklaringskraft er oppgitt under koeffisientene. Signifikante koeffisientverdier er uthevet.

#### 5.4 Markedstimingmodellen for porteføljer investert i små selskaper, store selskaper, vekst- og verdiselskaper.

I denne delen presenterer jeg resultatene for hvordan markedstimingmodellen presterer ved investeringer i små selskaper, store selskaper, vekst- og verdiselskaper for perioden 1927-2010. Utvalget inkluderer aksjer på NYSE, AMEX og NASDAQ. Små selskaper er selskaper i laveste desil formet etter størrelse (lav ME). Store selskaper er selskaper i høyeste desil formet etter størrelse (høy ME). Vekstselskaper er selskaper i laveste desil formet etter bokført verdi relativ til markedsverdi (lav B/M). Verdiselskaper omfatter selskaper i høyeste desil, formet etter bokført verdi relativ til markedsverdi (høy B/M).

Tabell 5.10 viser resultatene for beregninger av meravkastning, volatilitet og Sharpe-ratio. Porteføljer investert i markedet, store selskaper og vekstselskaper gir forbedret

meravkastning. Porteføljer investert i små selskaper og verdiselskaper gir marginalt lavere meravkastning. Felles for samtlige, aktive porteføljer er at volatilitet reduseres betraktelig. Dette fører til markant høyere Sharpe-ratio. Timingstrategien gir alle disse porteføljene bedre risikojustert avkastning relativt til kjøp-og-hold strategi. Høyest Sharpe-ratio gis for porteføljer investert i markedet, store selskaper og verdiselskaper.

*Moderne porteføljeteori*

1927-2010

	Små		Store		Vekst		Verdi	
	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv
Meravk.	1.039	1.028	0.574	0.626	0.559	0.591	1.004	0.965
Volatilitet	9.288	6.785	5.258	3.713	5.620	4.068	8.028	5.532
Sharpe	0.112	0.152	0.109	0.169	0.099	0.145	0.125	0.174

**Tabell 5.10:** Tabellen viser meravkastningen,  $E(R) - r_f$ , volatilitet,  $\sigma$ , samt Sharpe-ratio over aktive og passive porteføljer. Sistnevnte gir oss et mål på risikojustert avkastning.

I tabell 5.11 presenterer jeg de estimerte koeffisientverdiene for aktive porteføljer med utgangspunkt i CAPM, trefaktormodellen og firefaktormodellen. Samtlige aktive porteføljer har estimerte alfa-verdier som er sterkt signifikante og positive over alle tre likevektsmodeller. Dette er kun med unntak av estimert alfa-verdi for små selskaper i firefaktormodellen. Markedsbetaen,  $\beta_i$ , er positivt signifikant for alle porteføljer. Firefaktormodellen gir lavere alfa-verdier enn de to andre modellene. Denne modellen gir også klart best justert forklaringskraft,  $adj R^2$ . Dette indikerer, at momentumvariabelen for aktive porteføljer er med på å forklare forholdet mellom avkastning og risiko i betydelig grad. For små porteføljer og verdiporteføljer ser vi at forklaringskraften øker fra CAPM til trefaktormodellen. For disse porteføljene indikerer dette at variabelen for størrelseeffekten og verdieffekten (SMB og HML) er med på å bestemme forholdet mellom avkastning og risiko.

$$\text{Kapitalverdimodellen: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + u_t$$

	Små		Store		Vekst		Verdi	
	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi	Koeff	p-verdi
$\alpha$	<b>0.9050</b>	0.0000	<b>0.6375</b>	0.0000	<b>0.5832</b>	0.0000	<b>0.8869</b>	0.0000
$\beta_i$	<b>0.6916</b>	0.0000	<b>0.4701</b>	0.0000	<b>0.5017</b>	0.0000	<b>0.6180</b>	0.0000
$R^2_{adj}$	0.3146		0.4856		0.4606		0.3775	

$$\text{Fama \& Frenchs 3f: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + u_t$$

$\alpha$	<b>0.7280</b>	0.0000	<b>0.6777</b>	0.0000	<b>0.6591</b>	0.0000	<b>0.7403</b>	0.0000
$\beta_i$	<b>0.4701</b>	0.0000	<b>0.5001</b>	0.0000	<b>0.5385</b>	0.0000	<b>0.5109</b>	0.0000
$\beta_{st}$	<b>1.0083</b>	0.0000	<b>(0.0781)</b>	0.0031	(0.0015)	0.9582	<b>0.2698</b>	0.0000
$\beta_{Ht}$	<b>0.1170</b>	0.0050	<b>(0.0951)</b>	0.0001	<b>(0.2456)</b>	0.0000	<b>0.3535</b>	0.0000
$R^2_{adj}$	0.5400		0.4974		0.5046		0.4521	

$$\text{Fama, French \& Carharts 4f: } R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i R_{MT} + \beta_{st} SMB + \beta_{Ht} HML + \beta_{pt} PR1YR_t + u_t$$

$\alpha$	0.1839	0.1616	<b>0.3682</b>	0.0000	<b>0.3427</b>	0.0000	<b>0.2634</b>	0.0251
$\beta_i$	<b>0.5882</b>	0.0000	<b>0.5673</b>	0.0000	<b>0.6072</b>	0.0000	<b>0.6144</b>	0.0000
$\beta_{st}$	<b>1.0421</b>	0.0000	<b>(0.0589)</b>	0.0106	0.0181	0.4766	<b>0.2994</b>	0.0000
$\beta_{Ht}$	<b>0.3591</b>	0.0000	0.0427	0.0540	<b>(0.1048)</b>	0.0000	<b>0.5658</b>	0.0000
$\beta_{pt}$	<b>0.5332</b>	0.0000	<b>0.3033</b>	0.0000	<b>0.3100</b>	0.0000	<b>0.4673</b>	0.0000
$R^2_{adj}$	0.6535		0.6185		0.6099		0.5815	

**Tabell 5.11:** Resultater fra tidsserieregresjoner utført med utgangspunkt i Kapitalverdimodellen, Fama & Frenchs trefaktormodell og Fama, French & Carharts firefaktormodell. Vi kan her se koeffisientverdier med påfølgende p-verdi. Modellens forklaringskraft er under koeffisientene. Signifikante koeffisientverdier er uthevet.

## 5.5 Dagens verdi av en \$1 investering i 1927

Tabell 5.12 viser logaritmisk meravkastning i 2010 for passiv markedsportefølje samt aktive porteføljer ved en investering på 1 dollar, med månedlige gjeninvesteringer, foretatt i 1927.

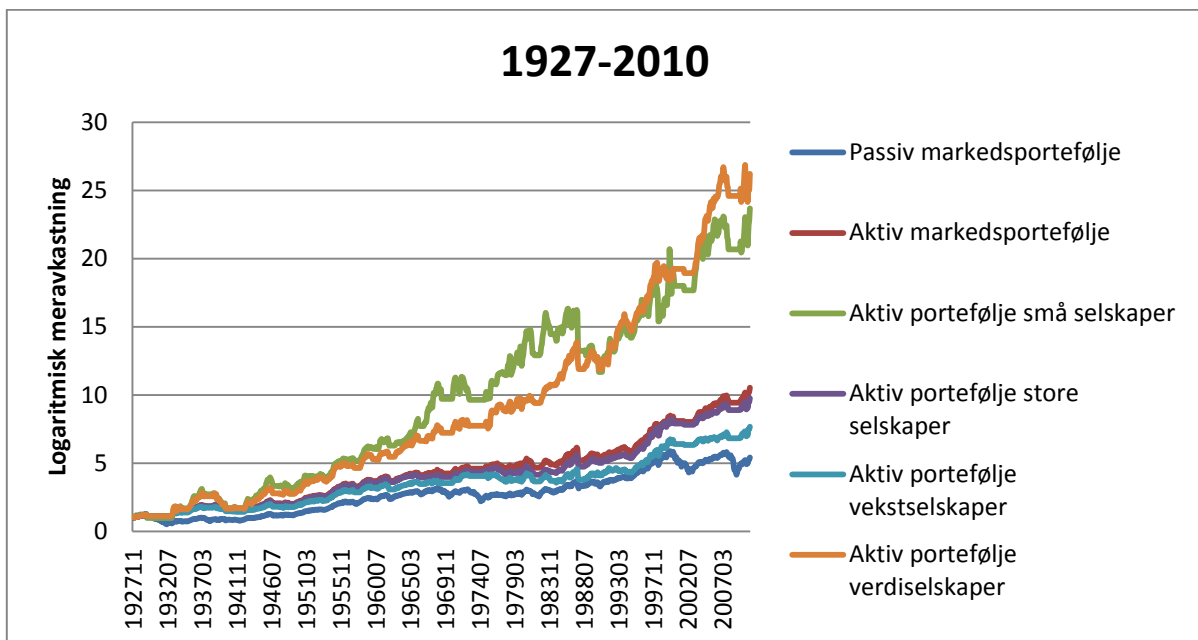
Vi kan her se, at samtlige aktive porteføljer forbedret meravkastningen relativt til en kjøp-og-hold strategi. Endelig verdi på aktiv markedsportefølje er nesten dobbelt så høy som verdien på passiv markedsportefølje. Resultatene viser en betydelig størrelses- og verdieffekt. Aktiv verdiportefølje presterer aller best med en meravkastning som er mer enn fem ganger så høy som passiv markedsavkastning. Aktiv portefølje i små selskaper genererer en meravkastning som er rett under fem ganger så høy som meravkastningen på passiv markedsportefølje. Jeg vil også påpeke at denne har en lav Sharpe-ratio relativt til de andre porteføljene. Forholdet er illustrert i figur 5.



Porteføljenes verdi i 2010 av en \$1 investering i 1927, med månedlig reinvestering

	Marked		Små		Store		Vekst		Verdi	
	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv	Passiv	Aktiv
Meravk:	\$5.43	\$10.55	\$8.19	\$23.68	\$5.05	\$9.78	\$4.16	\$7.68	\$11.40	\$26.22

**Tabell 5.12:** Ved en \$1 investering i november 1927 der hver enkelt avkastning blir gjeninvestert månedlig i samme portefølje, ville porteføljene hatt denne utgangsverdien i 2010.



**Figur 5:** Figuren viser total logaritmisk meravkastningen ved en \$1 investering i november 1927. Meravkastningen blir her gjeninvestert månedlig i hver respektive portefølje.

## 6. Konklusjon

Første del av oppgavens empiriske resultater viser, at markedstimingmodellen best predikerer fremtidige prisbevegelser når den blir benyttet sammen med en momentum indikator (MI) med lengden 10 måneder. Dette fordi en 10 måneders MI-lengde forkaster uavhengighetsforutsetningen i random walk-hypotesen på laveste signifikansnivå av samtlige.

Videre testes markedstimingmodellen på en markedsportefølje over perioden 1927 til 2010. Jeg finner her at timingmodellen øker meravkastning og reduserer volatilitet betraktelig. Størst er reduksjonen i volatilitet, hvilket fører til en markant høyere Sharpe-ratio. Modellens estimerte alfa-verdier er også sterkt signifikante og positive over tre forskjellige økonomiske likevektsmodeller (CAPM, FF3 og FFC4). Modellen viser robusthet over to delperioder. Dette gjelder både for Sharpe-ratio mål og for estimerte alfa-verdier. Over tre delperioder viser modellen mindre robusthet. Reduksjonen i volatilitet er her robust. Det er dog ikke robustheten over de estimerte koeffisient verdiene. Mindre robusthet over tre delperioder finner jeg ganske naturlig, ettersom at det er vanskeligere å få konsistente resultater over kortere perioder.

Ved å teste modellen på porteføljer investert i små selskaper, store selskaper, vekst- og verdiselskaper får vi tilsvarende resultat som for markedsporteføljen. Over samtlige aktive porteføljer reduseres volatilitet betraktelig. Dette gir en markant høyere Sharpe-ratio i aktive porteføljer. Størst er Sharpe-ratioen i store selskaper og verdiselskaper. Over porteføljene er estimerte alfa-verdier også nesten utelukkende positive og signifikante over alle tre likevektsmodeller.

Etter en sammenlikning av den totale meravkastning av en \$1 investering i 1927, kan markedstimingmodellen ikke sies å være annet enn imponerende. Samtlige timingbaserte porteføljer presterer bedre enn kjøp-og-hold porteføljer i samme verdiklasse. Vi kan her se at porteføljer investert i små selskaper og verdiselskaper presterer spesielt godt. Disse porteføljene har en meravkastning som er omtrent fem ganger så høy som meravkastningen for passiv markedsportefølje. Det kan også påpekes at porteføljen investert i små selskaper har en lavere Sharpe-ratio enn markedsporteføljen, store selskaper og verdiselskaper. Om man kun så på Sharpe-ratioen skulle man derfor ikke tro at denne porteføljen skulle prestere så godt.

Jeg vil konkludere med, at statistiske tester utført i denne oppgaven viser at markedstimingmodellen kan predikere fremtidige prisbevegelser. Både tester i og utenfor økonomiske likevektsmodeller gir konsistente resultater. Dette indikerer at markeder ikke er fullt så effektive som antydnet av teorien om effisiente markeder og random walk. Modellen viser også reliabilitet over testene jeg har utført. Oppgavens resultater antyder derfor at markedstimingmodellen virkelig er så god som Faber viser i artikkelen: «*A quantitative approach to tactical asset allocation*».

Oppgavens resultater er konsistent med at markedstimingmodellen er en investeringsteknikk som forbedrer meravkastning og reduserer risiko på tvers av diverse verdiklasser. Dette strider imot teorien om effisiente markeder, random walk samt trade-off forutsetningen i moderne porteføljeteori.

## 7. Litteraturliste

Arbel, A., Strebel, P. J., 1983. Pay Attention to Neglected Firms. *Journal of Portfolio Management*, 9(2), 37-42.

Bachelier, L. 1900. Trans. James Boness. Theory of Speculation. *Cootner*. 1964, 17-78.

Banz, R. W. 1981. The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.

Basu, S. 1977. The Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price to Earnings Ratio: A Test of the Efficient Markets Hypothesis. *Journal of Finance*. 32, 663-682.

Blume, L., Easley, D., O'Hara, M. 1994. Market Statistics and Technical Analysis: The Role of Volume. *Journal of Finance*, 49 (1), 153-181.

Blume, M. E., Staumbaugh, R. F. 1983. Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect. *Journal of Financial Economics*, 12, 387-404.

Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. 2008. *Investments 8th edition*. New York: McGraw-Hill

Brock, W., Lakonishok, J., LeBaron, B. 1992. Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(5), 1731-1764

Brooks, C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance 2th edition*. Cambridge: Cambridge University Press.

Brown, D. P., Jennings, R. H. 1989. On technical analysis. *Review of Financial studies*, 2 (4), 527-551.

Campbell, J. Y., Lo, A.W., MacKinley, A.C. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton: Princeton University Press.

Carhart, M. M. 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.

Chan, L. K., Jegadeesh, N., Lakonishok, J. 1996. Momentum Strategies. *The Journal of Finance*, 51 (5).

Chopra, N., Lakonishok, J. 1992. Measuring Abnormal Performance: Do stocks overreact? *Journal of Financial Economics*, 31, 235-268.

- Clark, P. C. 1973. A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. *Econometrica*, 41(1), 135-155.
- De Bondt, W. F. M., Thaler, R. 1985. Does the Stock Market Overreact? *Journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- Edwards, R. D., Magee, J., Basetti, W. H. C. 2007. *Technical Analysis of Stock Trends 9th edition*. Boca Raton: CRC Press, Taylor & Francis Group
- Faber, M. T. 2009. A Quantitative Approach to Tactical Asset Allocation. *The Journal of Wealth Management*, Februar.
- Fama, E. F. 1965. Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analyst Journal*, 21(5), 55-59.
- Fama, E. F. 1965. The Behaviour of Stock-Market Prices. *Journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Fama, E. F. 1969. The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10(1), 1-21.
- Fama, E. F. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F., French, K. R. 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465
- Fama, E. F., French, K. R. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F., French, K. R. 1996. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51, 55-84.
- Fama, Eugene F. and Marshall Blume. 1966. Filter Rules and Stock Market Trading. *Journal of Business*, 39, 226-241.
- Grossman, S. J., Stiglitz, J. E. 1980 On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Jegadeesh, N., Titman, S. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

- Jensen, M. C., Bennington, G. A. 1970. Random Walks and Technical Theories: Some Additional Evidence. *Journal of Finance*, 25 (2), 469-482.
- Jensen, M.C. 1967. Random Walks: Reality Or Myth. *Financial Analyst Journal*, November/December
- Keim, D. B. 1983. Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.
- Kendall, M. G. 1953. The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A (General), 116 (1), 11-34.
- Kirk, J., & Miller, M. L. (1986). *Reliability and validity in qualitative research*. Beverly Hills: Sage publications.
- Levy, R. A. 1967. Relative Strength as a Criterion for Investment Selection. *Journal of Finance*, 22 (4), 595-610.
- Lintner, J. 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Lo, A. D., Mamaysky, H., Wang, J. 2000. Foundations of Technical Analysis: Computational Algorithms, Statistical Inference, and Empirical Implementation. *The Journal of Finance*, 55 (4).
- Lo, A.W., MacKinley, A.C. 1988. Stock market prices do not follow a random walk: evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, 1,41-66.
- Malkiel, B. G. 2011. *A Random Walk Down Wall Street*. New York: W. W. Norton & Company, Inc.
- Mandelbrot, B., 1963. New methods of statistical economics. *The Journal of Political Economy*, 71, 421-440.
- Mandelbrot, B., 1963b. The variation of certain speculative prices. *The Journal of Business*, 36, 394-419.
- Mandelbrot, B., Taylor, H., 1967. On the distribution of stock price differences. *Operations Research*, 15, 1057-1062.

- Markowitz, H. M. 1952. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Mossin, J. 1966. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Neely, C. J., Weller, P., Ditmar, R. 1997. Is Technical Analysis Profitable in Foreign Exchange Market Profitable? A Genetic Programming Approach. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32, 405-426.
- Nelly, C. J., Rapach, D. E., Tu, J., Zhou, G. 2010. Out-of-Sample Equity Premium Prediction: Fundamental vs Technical Analysis. Unpublished working paper, Washington University in St. Louis.
- Nelly, C. J., Rapach, D. E., Tu, J., Zhou, G. 2011. Forecasting the Equity Risk Premium: The Role of Technical Indicators, Unpublished working paper, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Osborne, M. F. M. 1959. Brownian Motion in the Stock Market. *Operations Research*, 7, 145-173
- Pearson, K. 1905. The problem of the Random Walk. *Nature*, 72, 294
- Pring, M. J. 2002. *Technical Analysis Explained*. New York: McGraw-Hill
- Reinganum, M. R. 1983. The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89-104
- Rhea, R. 1932. The Dow Theory.
- Rosenberg, Reid & Lanstein (1985) Persuasive Evidence of Market Inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 9, 9-17.
- Sharpe, W. F. 1964. Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Siegel, J. J. 1998. *Stocks For The Long Run: The Definitive Guide to Financial Market Returns and Long-Term Investment Strategies. Second edition*. New York: McGraw-Hill.
- Stattman, D. 1980 Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 237-268.
- Studenmund, A.H. 2005. *Using Econometrics 5th edition*: Addison Wesley

Sweeney, R., 1988. Some New Filter Rule Tests: Methods and Results. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, 285-300.

Tobin, J. 1958. Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk. *Review of Economic studies*, 25.

Treynor, J. L., Ferguson, R. 1985. In defense of Technical Analysis. *The Journal of Finance*, 40 (3), 757-773.

Wooldridge, J.M. 2001. *Econometric Analysis of cross section and panel data*: Cambridge: The MIT Press.