



Handelshøyskolen BI - campus Bergen

BTH 36201

Bacheloroppgave - Økonomi og administrasjon

Bacheloroppgave

En empirisk studie av kapitalverdimodellens gyldighet på Oslo Børs.

Navn: Espen Njøs Jørgensen, Sindre Birkeland,
Mons Bjerch-Andresen

Utlevering: 07.01.2019 09.00

Innlevering: 03.06.2019 12.00

Innholdsfortegnelse

Innledning	1
1. Teori.....	2
<i>Aksjens iboende verdi.....</i>	<i>2</i>
<i>Moderneporteføljeteori.....</i>	<i>3</i>
<i>Markedseffisiensteorien og «random walk».....</i>	<i>12</i>
<i>Tidligere empiriske studier av kapitalverdimodellen.....</i>	<i>12</i>
2. Metode	14
<i>Data</i>	<i>14</i>
<i>Fremgangsmåte.....</i>	<i>14</i>
<i>To-steps regresjon</i>	<i>15</i>
<i>Hypoteser.....</i>	<i>18</i>
<i>Risikofri rente.....</i>	<i>18</i>
<i>Detaljer - porteføljer.....</i>	<i>19</i>
3. Resultater	22
<i>Test av hypotesene – B1-B4 for OSEAX</i>	<i>24</i>
<i>Estimering av VML for OSEAX.....</i>	<i>26</i>
<i>Test av hypotesene B1-B4 for OBX</i>	<i>30</i>
<i>Estimering av VML for OBX</i>	<i>30</i>
4. Diskusjon.....	31
<i>Estimering av Beta.....</i>	<i>32</i>
<i>Beta som et eneste mål på risiko.....</i>	<i>32</i>
<i>Trender</i>	<i>34</i>
<i>Avslutningsvis</i>	<i>35</i>
5. Konklusjon	36
Litteraturliste.....	38

Figur og tabeloversikt

Figur 1 – Diversifisering	4
Figur 2 – Mean-variance analysis (Markowitz, 1952).....	5
Figur 3 – Den effisiente fronten (Markowitz, 1952).	6
Figur 4 – Kapitalmarkedslinjen (Bodie et al., 2011)	8
Figur 5 - Verdipapirmarkedslinjen (VML) (Haugen, 2001).....	10
Figur 6 - 1 måned NIBOR (2005-2019)	19
Figur 7 – Estimert VML 2015-2016.....	26
Figur 8 - Estimert VML 2009	27
Figur 9 - Estimert VML første halvår 2014.....	27
Figur 10 – Estimert VML OBX 2013-2014	30
 Tabell 1 – Periodeoversikt. (1) er første halvår, (2) er andre halvår	21
Tabell 2 – Utvalgte resultater for porteføljer OSEAX.....	23
Tabell 3 – Utvalgte resultater for porteføljer OBX	29

Forord

Denne bacheloroppgaven markerer slutten på det treårige studie vårt ved Handelshøyskolen BI - Bergen. Arbeidet med oppgaven har vært svært tidkrevende og utfordrende, men også utrolig lærerikt og samtidig spennende. Vi har under arbeidet med denne oppgaven fått utvidet vår kunnskap, spesielt innen finanst teori, Oslo Børs og regresjonsanalyser.

Vi ønsker å takke Handelshøyskolen BI – Bergen for tre innholdsrike og flotte år.

Vi ønsker til slutt å takke vår veileder, Tor Olav Nordtømme, for den hjelp vi har mottatt under oppgavens utledning.

Sammendrag

Denne oppgaven ser på forholdet mellom risiko og avkastning for alle aksjer notert på Oslo Børs mellom januar 2005 og desember 2018. Forholdet blir analysert ved bruk av kapitalverdimodellen, utledet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966).

Vi begynner med å forklare hvordan en aksje blir priset. Videre forklarer vi oppbygningen av kapitalverdimodellen. Dette begynner med de sentrale ideene fra Markowitz (1952; 1959), nemlig diversifisering og porteføljeseleksjon. Deretter forklarer vi Markowitz sin teori om risikoeffektive porteføljer og minimumvarians-konseptet, som er antagelsen om at en rasjonell investor vil maksimere avkastning og minimere standardavvik. Videre introduseres de nødvendige forutsetningene for kapitalverdimodellen og Tobin (1958) sitt tilskudd av en risikofri eiendel i porteføljeseleksjon. Modellen blir omgjort til å måle risiko ved β , som er en av de mest vanlige måtene å måle en enkeltaksje eller porteføljes risiko. Den omgjorte modellen blir presentert som verdipapirmarkedslinjen, og betraktes som en grafisk representasjon av kapitalverdimodellen. Videre forklarer vi markedseffisiensteorien til Fama (1970) og konseptet «random walk», som oppsummert sier at en investor ikke kan systematisk slå markedet over tid. Avslutningsvis i teoridelen presenterer vi tidligere studier av kapitalverdimodellen og studienes implikasjoner ettersom det er disse studiene vi legger som grunnlag for våre analyser.

I metodedelen av oppgaven presenterer vi først datasettet som er benyttet i analysen. Videre redegjør vi for de 954 estimeringene av betakoeffisienter, gjort gjennom minste kvadraters metode-tidsserieanalyser. Videre presenteres Fama og Macbeth (1973) sin to-steps regresjon stegvis der vi redegjør for parameterne som inngår i den endelige regresjonsligningen. Til slutt i metodedelen blir hypotesene som testes ved en t-test, presentert.

I resultatdelen presenterer vi kun utvalgte testresultater fra de totalt 96 testene av kapitalverdimodellen, grunnet resultatenes størrelsesomfang. De resterende resultatene er å finne i vedlegg (1). Under arbeidets forløp diskuterte vi muligheten for en korrelasjon mellom kapitalverdimodellens gyldighet og

aksjenes likviditet på Oslo Børs. Det ble derfor fattet en beslutning om å gjøre de samme testene på de mer omsatte selskapene inkludert i «Oslo Stock Exchange Benchmark Index» (OBX).

Resultatene viser at modellen er mer presis for porteføljer enn for enkeltaksjer. Vi ser en sammenheng mellom aksjens likviditet og modellens gyldighet da resultatene for OBX samsvarer bedre med kapitalverdimodellens implikasjoner enn for OSEAX (Oslo Stock Exchange All Share Index). Med andre ord er det vanskeligere å forkaste modellen ved benyttelse av OBX-data. Resultatene viser også en bedret gyldighet for modellen i nyere tid, da 12 av 15 signifikant positive estimeringer av verdipapirmarkedslinjen har forekommet etter 2013. Vi ser og en sammenheng mellom modellens gyldighet og kortsiktige perspektiver. 10 av 15 positivt estimerte forhold mellom risiko og avkastning er ved seksmånedlige estimerings- og testperioder.

Resultatene fra analysene viser at β trolig ikke er et tilfredsstillende mål på relevant risiko alene. Parameteren *SUMSQ* er lagt til i regresjonsmodellen med den hensikt å fange opp den variasjonen β ikke fanger opp. Denne parameteren er oftest signifikant under testene, der 35 av 92 tester konkluderer med at β alene ikke er et tilfredsstillende mål på risiko. Analysens funn utgjør derimot ikke et tilfredsstillende grunnlag for å avkrefte kapitalverdimodellens gyldighet og prediksjonsevne på Oslo Børs. Det er dog sterke antydninger til at modellens gyldighet bør settes under tvil.

Innledning

Oslo Børs har siden sin oppstart i 1819 fungert som Norges eneste regulerte verdipapirmarked. Markedsplassen er relativt liten med sine 175 medlemmer per juni 2019, sett i kontrast til de store amerikanske indeksene som New York Stock Exchange. Siden markedsplassens oppstart har flere investorer prøvd sin lykke på børsen ved å spekulere i fremtidige markedsbevegelser. Det finnes flere modeller og teorier om hvordan en bør gå frem for å lykkes, men det eksisterer ingen teori som kan garantere sin nøyaktighet. På 60-tallet ble kapitalverdimodellen utviklet med hensikt i å beskrive forholdet mellom en aksjes avkastning og risiko, målt ved aksjens variasjon til markedet.

Kapitalverdimodellen er en énfaktormodell, noe som gjør den lett fordøyelig og enkel å anvende. Den er som regel noe av det første en student lærer seg innen tema finans, nettopp på grunn av modellens enkelhet. Likevel er denne ene faktoren kompleks i den forstand at aktiva analysert gjennom modellen blir sammenlignet med hele markedet. I praksis blir kapitalverdimodellen som regel brukt til å beregne avkastningskrav og til å vurdere porteføljeforvaltere opp mot en referanseindeks. En studie gjennomført av Graham og Harvey (2001) fant at amerikanske selskaper bruker som regel flere modeller for å beregne avkastningskrav for prosjekter, men at 74% av selskapene blant annet bruker kapitalverdimodellen.

Tidligere forskning som Fama og Macbeth (1973) og Black, Jensen og Scholes (1974), har funnet bevis for at kapitalverdimodellen er gyldig for beskrivelse av forholdet mellom risiko og avkastning på New York Stock Exchange. Andre, som Fama og French (1992; 1993) kritiserer modellen etter å ha funnet bevis for systematiske faktorer som er med på å beskrive forholdet mellom risiko og avkastning og som kapitalverdimodellen ikke tar hensyn til. Som et prediksjonsverktøy har kapitalverdimodellen mottatt kritikk for sine urealistiske forutsetninger. Likevel kan modellens enkelhet og anvendelighet være attraktiv for en enkelt investor. Av denne grunn er følgende problemstilling blitt utledet:

«Til hvilken grad er kapitalverdimodellen gyldig som et verktøy for å predikere fremtidig avkastning på Oslo Børs?»

For å undersøke denne problemstillingen er det anvendt teorier omhandlende modellens utredelse og tidligere forskning. Videre er det benyttet regresjonsanalyser for å teste kapitalverdimodellens gyldighet.

I den følgende seksjonen, seksjon (1), vil teorigrunnlaget bak kapitalverdimodellen bli presentert. Videre vil de kvantitative metodene anvendt i oppgaven bli redegjort for i seksjon (2). Seksjon (3) består av resultater fra analysene og i seksjon (4) vil resultatene bli drøftet. Seksjon (5) forsøker å konkludere utfra resultatene og drøftelsen.

1. Teori

Aksjens iboende verdi

Den iboende verdien ved en aksje beregnes som regel gjennom dividendemodellen, der en ser på nåverdien av alle forventede kontantstrømmer tilhørende en aksje. Den underliggende antagelsen er at selskapet ønsker å maksimere profitten til aksjonærene, som er ekvivalent til å maksimere markedsverdien av selskapet (Bodie, Kane & Marcus, 2011).

Dersom en tar utgangspunkt i at en aksjes pris er P_t i periode t og en eventuell dividende D_t i periode t – vil prisen i periode $t+1$ være lik P_{t+1} . Videre antas det at det finnes en risikofri rente r_f og en risikopremie for en gjennomsnittlig risikoavers investor ε . En aksjonær vil dermed forvente en avkastning lik:

$$(r_f + \varepsilon) = (P_{t+1} - P_t) + D_t \quad (1)$$

Dersom en løser ligning (1) for P_t sitter vi igjen med et uttrykk for aksjens verdi som en diskontert verdi av forventet utbytte og neste periodes pris:

$$P_t = \frac{D_t + P_{t+1}}{1 + r_f + \varepsilon} \quad (2)$$

Ligning (2) kan anvendes til å finne aksjens pris for hvilken som helst periode $t+n$ ved å diskontere alle fremtidige kontantstrømmer:

$$P_t = \frac{D_t}{1 + r_f + \varepsilon} + \frac{D_{t+1}}{(1 + r_f + \varepsilon)^2} + \dots + \frac{D_{t+n} + P_{t+n}}{(1 + r_f + \varepsilon)^n} \quad (3)$$

Ligning (3) er kjent som den fundamentale aksjeprisen og er som nevnt lik forventet nåverdi av kontantstrømmen, altså dividende og kapitalgevinst eller kapitaltap. For at et selskap skal kunne utbetale dividende er overskudd en forutsetning. Dermed er aksjonærenes profittmaksimering og selskapets profittmaksimering sammenfallende.

Moderneporteføljeteori

Arbeidet lagt frem av Markowitz (1952; 1959) om porteføljeseleksjon la grunnlaget for den moderne finansteorien. Markowitz introduserte en måte å måle aksjenes risiko på og utviklet metoder for å kombinere aksjene i risikoeffektive porteføljer der investorens nytte er hensyntatt.

Markowitz (1952; 1959) sier at de to viktigste verdiene for enhver finansiell eiendel er avkastning og volatiliteten på denne. Det er rimelig å anta at den prosentvise avkastningen for alle aksjer i et marked vil være normalfordelt. (Brealey, Myers & Allen, 2006, s. 181-182). For å beskrive en slik fordeling trenger en kun to forholdstall: gjennomsnitt og standardavvik. Oversatt til finansielle definisjoner er gjennomsnittet den forventede avkastningen og standardavviket er et mål på risiko. Ifølge Markowitz (1952; 1959) er avkastning og risiko de eneste to forholdene en investor bør ta hensyn til.

Videre forklarer Markowitz (1952; 1959) at dersom en investor kan velge mellom to ulike investeringer med lik forventet avkastning, vil en rasjonell investor velge investeringen med det minste standardavviket i forventet avkastning. Dette betyr at en rasjonell investor vil alltid etterstrebe høyest mulig avkastningen til lavest mulig risiko.

De fleste investorer velger å plassere pengene sine i porteføljer fremfor enkeltaksjer. For å måle den prosentvise avkastningen til en portefølje benyttes et vektet gjennomsnitt av porteføljens prosentvise avkastning:

$$E(r_p) = \sum x_i E(r_i) \quad (4)$$

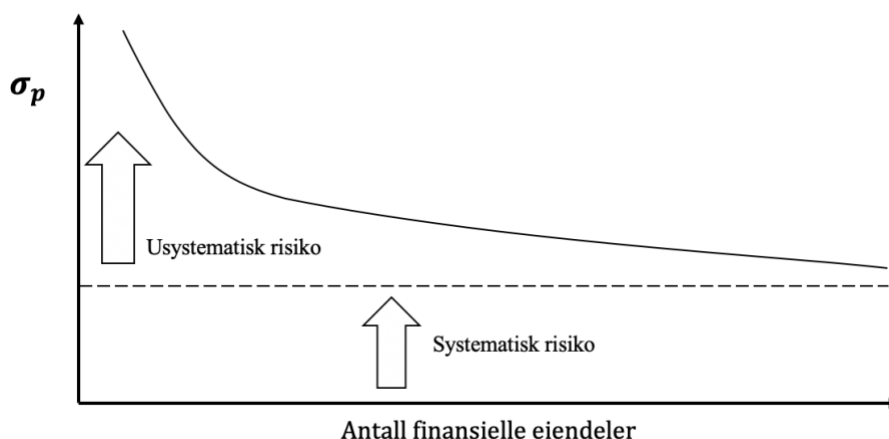
Hvor:

$E(r_p)$ – forventet avkastning for portefølje p

x_i – Vekten til aksje i i portefølje p

$E(r_i)$ – forventet avkastning for aksje i

Det er derimot mer innviklet å kalkulere porteføljens risiko. Markowitz (1952) fant at dersom en kombinerer aksjer i porteføljer kan en redusere risikoen målt ved det totale standardavviket. Konseptet er kjent som diversifisering og lar seg gjøre ettersom finansielle eiendeler korrelerer ulikt med hverandre. I finansteorien skilles det mellom systematisk og usystematisk risiko. Den systematiske risikoen er markedsrisikoen, det vil si usikkerheten markedet står likt ovenfor. Et klassisk eksempel på systematisk risiko er naturkatastrofer som kan inntreffe når som helst. Den systematiske risikoen er derfor ikke mulig å redusere gjennom diversifisering. Motsetningsvis er den usystematiske risikoen bedriftsspesifikk og varierer fra eiendel til eiendel. Det vil si at standardavviket ved avkastningen er forskjellig for hver eiendel, og en kan dermed minimere den totale summen av standardavviket gjennom kombinerer av forskjellige finansielle eiendeler. Logisk kan en tenke seg til at desto flere aksjer en plasserer i en portefølje, desto større diversifiseringseffekt kan en oppnå.



Figur 1 – Diversifisering

En kan se fra Figur (1) at når en porteføljens antall finansielle eiendeler stiger vil den usystematiske eller bedrift-spesifikke risikoen avta. Videre kan en se at diversifiseringseffekten avtar desto flere eiendeler som blir inkludert i porteføljen. Evans og Archer (1968) fant en tilnærmet full diversifiseringseffekt ved

porteføljer bestående av 10 aksjer. Videre sier Evans og Archer (1968) at endringene i det totalt standardavvik utover 10 aksjer er å anse som ubetydelige for en rasjonell investor. Ødegaard (2006) bekrefter disse funnene for Oslo Børs og sier en oppnår det meste av diversifiseringseffekten ved 10 aksjer i en portefølje. Standardavviket for to finansielle eiendeler kalkuleres på følgende måte:

$$\sigma_p = \sqrt{w_a^2 \sigma_a^2 + w_b^2 \sigma_b^2 + 2w_a w_b \sigma_{ab}} \quad (5)$$

Hvor:

σ_p – porteføljens standardavvik

σ_a^2 – varians i aksje a

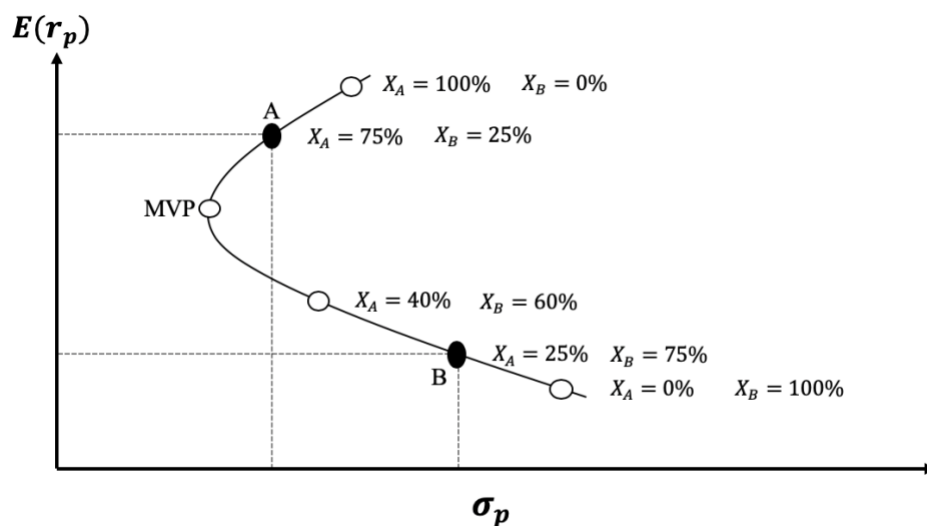
w_a^2 – vektning av aksje a

σ_b^2 – varians i aksje b

w_b^2 – vektning av aksje b

σ_{ab} – kovarians mellom aksje a og b

Markowitz (1952; 1959) utledet en metode for å minimere den usystematiske risikoen, målt ved standardavviket, kalt forventning-varians-analyse. Metoden baserer seg på anvendelse og analyse av ligningene (4) og (5) der forventet avkastning og standardavvik blir kalkulert ved forskjellig vektning av porteføljens eiendeler. Et eksempel på en slik analyse kan sees i *Figur (2)*:



Figur 2 – Mean-variance analysis (Markowitz, 1952)

Punkt A og B i *Figur (2)* representerer to ulike finansielle eiendeler. Ved å anvende ligning (4) og (5) for alle mulige forskjellige vektinger av A og B utledes kombinasjonslinjen. Formen på denne linjen avhenger av korrelasjonen mellom de finansielle eiendelene og vil ved fraværende korrelasjon mellom eiendelene

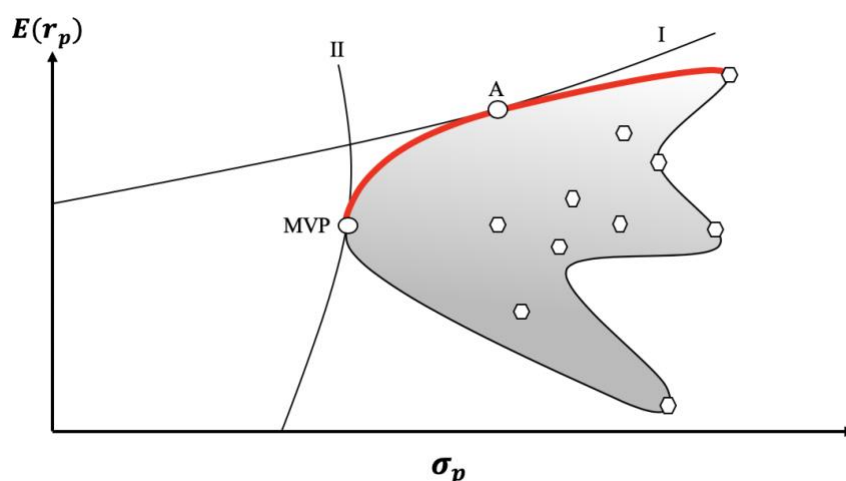
være en gausskurve, bedre kjent som en normalfordeling. En kan tenke seg at alle investorer ville i denne situasjonen valgt kombinasjonen «MVP» som står for minimumvarians-portefølje, men dette avhenger av investorens holdning overfor risiko (Markowitz, 1952; 1959). Bodie et al. (2011, s. 189-190) gjør rede for en nyttefunksjon som passer godt inn i den moderne porteføljeteorien:

$$U_p = E(r_p) - \frac{1}{2}A\sigma_p^2 \quad (6)$$

Hvor:

U_p – Nytteverdi av portefølje p	A – et mål på investorens risikoaversjon
$E(r_p)$ – forventet avkastning til portefølje p	σ_p^2 – varians til portefølje p

Variabelen A representerer investorens risikoaversjon og avhenger av investorens risikopreferanser. En ser av ligning (6) at dersom to investorer har forskjellige størrelser av A , vil investoren med høyest A kreve en høyere avkastning for det samme nyttenivået. Dette er ikke den eksakte nyttefunksjonen Markowitz (1952) benyttet i sin originale artikkel, men funksjonen passer godt inn med moderne porteføljeteori ettersom den baserer nytte på porteføljens forventet avkastning og varians. Som forklart av Markowitz (1952; 1959) vil nyttefunksjonen være stigende, og passer inn i *Figur (2)* på følgende måte:



Figur 3 – Den effisiente fronten (Markowitz, 1952).

Det skraverte området representerer det mulige settet med finansielle eiendeler en investor står overfor. Punktene i det skraverte området representerer forskjellige individuelle aktiva. Med nyttefunksjonene (I og II) grafisk representert er det

mulig å se hvilke porteføljer som vil bli valgt. En investor har i teorien mange nyttefunksjoner som vil tangere kombinasjonslinjen ved forskjellige punkter for ulike kombinasjoner av finansielle eiendeler i porteføljene. Under porteføljevalg vil en rasjonell investor aldri velge en portefølje som befinner seg under minimumvarians-porteføljen (MVP), ettersom en høyere forventet avkastning er mulig til samme risiko. Den delen av det mulige settet som i *Figur (3)* er farget rødt ble betegnet av Markowitz (1952) som den effisiente fronten. Felles for alle porteføljer som befinner seg langs denne fronten er at de er risikoeffektive. Det vil si, en kan ikke oppnå høyere avkastning for det samme risikonivået.

Med innsikt i hvordan en aksjes pris dannes, hvordan diversifisering reduserer usystematisk risiko og hvordan investorer velger porteføljer - er det mulig å utlede en forlengelse av Markowitz (1952; 1959) sin teori; kapitalverdimodellen.

Kapitalverdimodellen

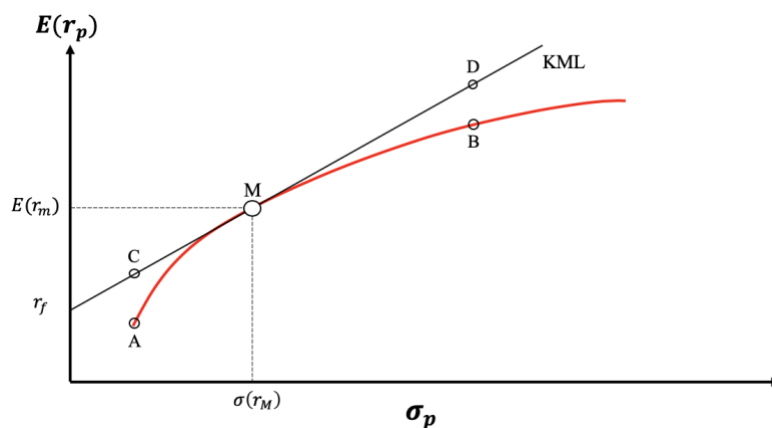
Kapitalverdimodellen (KVM) ble utledet et drøyt tiår etter Markowitz sin revolusjonerende artikkel. Modellen ble utledet tilnærmet samtidig av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966). I essensen handler *KVM* om hvordan en finansiell eiendels pris er relatert til dens risiko. Før selve utledningen er det nødvendig å klargjøre de grunnleggende forutsetningene for modellen, forklart i Bodie et al. (2011):

- I. Investorer er rasjonelle og risikoaverse individer med et ønske om å maksimere sin egen nytte gjennom minimumvarians-effisiente porteføljer.
- II. Det finnes mange investorer som alle er pristakere i markedet og har homogene forventninger til de finansielle eiendelenes avkastning som normalfordelte. At en investor er pristaker betyr at en investor ikke kan påvirke markedet gjennom sine handlinger.
- III. Det foreligger en risikofri rente slik at alle investorer kan låne og plassere ubegrensede mengder til en risikofri rente.
- IV. De finansielle eiendelene er offentlig handlet og er perfekt oppdelbare og likvide. Dette utelukker dermed finansielle eiendeler som humankapital og ikke-noterte selskaper.
- V. Informasjon er kostnadsfritt og tilgjengelig for alle deltakere i markedet.

- VI. Det foreligger ingen transaksjonskostnader, ingen skatt eller restriksjoner på shortsalg, det vil si, salg av aksjer en ikke eier, men som kjøpes tilbake senere.
- VII. Investeringshorisonten er én-periodisk og identisk for samtlige deltakere. Denne typen horisont kalles myopisk horisont og er i utgangspunktet suboptimalt for en investor.

Disse forutsetningene er naturligvis i strid med de reelle finansielle markedene, men er nødvendige for å kunne si noe nyttig om likevekten i de finansielle markedene.

En stor endring fra tankegangen til Markowitz var mulighet til å inkludere den risikofrie eiendelen i ens portefølje. Dette ble gjort av Tobin (1958), der den risikofrie renten r_f er definert som den avkastningen med standardavvik lik 0. I praksis blir ofte statlige obligasjoner brukt som risikofrie renter grunnet obligasjonenes lave sannsynlighet for mislighold. Ved å inkludere den risikofrie finansielle eiendelen i *Figur (3)*:



Figur 4 – Kapitalmarkedslinjen (Bodie et al., 2011)

Figur (4) utelater mulighetssettet og viser kun den effisiente fronten. Dersom en antar at den effisiente fronten er utledet av alle mulige finansielle eiendeler inkludert den risikofrie eiendelen, blir den lineær. Denne linjen kalles kapitalmarkedslinjen (*KML*) og stammer fra Sharpe (1964) sitt arbeid. *KML* utledes på følgende måte:

$$E(r) = r_f + \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma(R_M)} \sigma \quad (7)$$

Hvor:

$E(r)$ – forventet avkastning	$\sigma(R_M)$ – risiko ved
$E(R_M)$ – forventet avkastning til	markedsporteføljen
markedsporteføljen	σ – risiko målt ved standardavvik
r_f – risikofri rente	

Fra *Figur (4)* kan en se at *KML* tangerer den effisiente fronten i punktet *M* (markedsporteføljen). En investor vil, ifølge modellen, bevege seg langs *KML* fra r_f mot markedsporteføljen *M* ved å plassere deler av formuen sin i *M* og deler i r_f . Dersom en investor befinner seg til høyre for markedsporteføljen *M*, betyr det at investoren har investert all sin tilgjengelige formue i *M*, i tillegg til å låne penger til r_f , som også plasseres i *M*. Fra forutsetning (I) for *KVM* kan en se at en rasjonell investor vil kun kombinere r_f og *M* i sin portefølje. Vektingen av kombinasjonen avhenger av investorens risikopreferanser. Punkt *A* i *Figur (4)* viser minimumvarians-porteføljen fra tidligere. En kan se at enhver rasjonell investor vil heller foretrekke punkt *C*, bestående av en blanding mellom risikofylte og risikofrie finansielle eiendeler.

Etter introduksjonen av den risikofrie renten, vet en at kombineringen av denne og markedsporteføljen er optimalt for enhver rasjonell investor under porteføljeseleksjonen. Videre vet en fra forutsetning (I) at en investor vil velge porteføljer som er minimumvarians-effisiente. Det er dermed rimelig å anta at investorene vil vurdere en enkelt finansiell eiendels bidrag til porteføljens totale risiko under porteføljeseleksjonen. Dersom modellen benyttes for å måle risikoeffekten av å inkludere en finansiell eiendel i en portefølje, vil modellen ta utgangspunkt i at porteføljen allerede er diversifisert (Sharpe, 1964). Det mest anvendte målet på risikoen en enkelt finansiell eiendel bidrar med til porteføljen er β .

$$\beta_i = \frac{Cov[r_i, r_M]}{Var[r_M]} \quad (8)$$

Hvor:

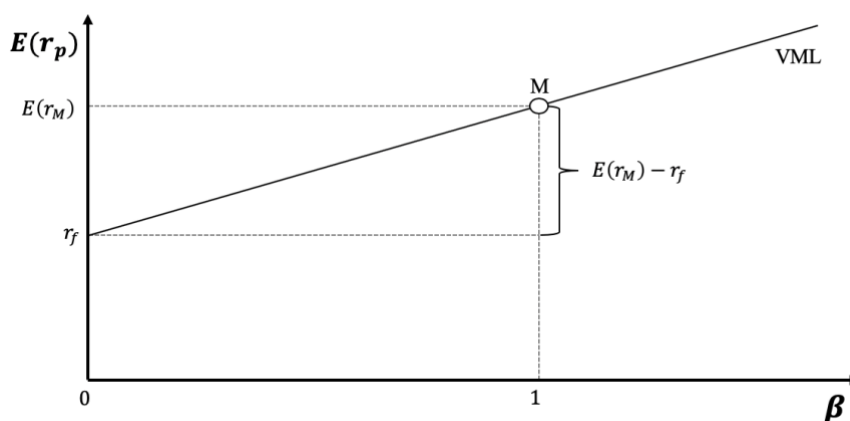
β_i – betaverdi til aksje i

$Cov[r_i, r_M]$ – kovarians mellom markedsporteføljen (M) og aksje i

$Var[r_M]$ – varians til markedsporteføljen (M)

Ligning (8) forklarer β_i som et forhold mellom aksje i og markedsporteføljes variasjon. Per definisjon har markedsporteføljen (M) en $\beta = 1$. Dersom en aksje har en $\beta = 0,5$ vil det si at den typisk varierer i samme retning med halvparten så mye virkning som markedet. Følgelig vil en aksje med $\beta = 2$ typisk variere dobbelt så mye som markedet, i samme retning. Dersom β er negativ vil det si at aksjen korrelerer negativt med markedet, og vil dermed typisk endre seg i motsatt retning. Beta kan også tolkes som hvor sensitiv en enkeltaksje er til markedets bevegelser. Ligning (8) kan oppsummeres som et mål på den systematiske risikoen ved en finansiell eiendel i sett opp mot markedsporteføljen.

Med β som et mål på risiko vil *Figur (4)* bli modifisert til å passe dette endrede risikomålet. Den risikofrie eiendelen vil ikke bli påvirket av endringen ettersom den per definisjon er risikofri. Markedsporteføljen vil som tidligere nevnt ha en $\beta = 1$. Med r_f og β_M kjent, kan *Figur (5)* utledes:



Figur 5 - Verdipapirmarkedslinjen (VML) (Haugen, 2001)

Figur (5) representerer kapitalverdimodellen i sin helhet der σ har blitt byttet ut med β som et mål på risiko. Dette nye rammeverket introduserer linjen som kalles verdipapirmarkedslinjen (VML). Legg merke til at markedsporteføljen (M) er

nøyaktig den samme som i *Figur (4)*. Utfra *Figur (5)* kan ligningen for verdipapirmarkedslinjen utledes:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i[E(r_M) - r_f] \quad (9)$$

Hvor:

$E(r_i)$ – forventet avkastning for aksje i

r_f – risikofri rente

β_i – betaverdi til aksje i eller portefølje i

$E(r_M)$ – forventet avkastning for markedsporteføljen

Ligning (9) kan modifiseres til å uttrykke meravkastningen for både markedsporteføljen og aksjen i :

$$E(z_i) = \beta_i E(z_M) \quad (10)$$

Hvor:

$E(z_i)$ - forventet meravkastning for aksje i

β_i – betaverdi til aksje i

$E(z_M)$ – forventet meravkastning for markedsporteføljen

Denne meravkastningen er også kjent som risikopremien en rasjonell investor vil kreve for å bære den ytterlige risikoen. Ifølge kapitalverdimodellen vil denne risikopremien være proporsjonal med β_i , som vil si at alle aksjer ligger langs verdipapirmarkedslinjen i markedslikevekt (Bodie et al., 2011). Dersom en aksje befinner seg over *VML* vil aksjen gi en bedre avkastning enn hva modellen forutsier, gitt aksjens betaverdi. Jensen (1968) betegnet den vertikale avstanden mellom en aksje og *VML* som aksjens alpha. Investorer vil se denne arbitrasjemuligheten og kjøpe den gunstige aksjen, noe som vil presse prisen på aksjen opp. Aksjen vil bli hyppig kjøpt inntil den befinner seg langs *VML*, altså i likevekt. Dersom aksjen befinner seg under *VML* vil det motsatte skje. Investorer vil selge denne aksjen ettersom den er forventet å underprestere i forhold til prisen, noe som kollektivt driver prisen på aksjen ned (Bodie et al., 2011). Prosessen beskrevet over røtter i en tankegang som ble presentert formelt av Eugene Fama (1970).

Markedseffisiensteorien og «random walk»

Fama (1970) definerer det ideelle effisiente markedet som en handelsplass der markedsprisene reflekterer all tilgjengelig informasjon. Fama (1970) sier videre at informasjon ikke kommer gratis, og at den marginale kostnaden ved å innhente informasjonen og agere på denne er minst like stor som den eventuelle marginalgevinsten. Ettersom all tilgjengelig informasjon reflekteres i markedsprisene, vil dermed de fremtidige kontantstrømmene også være inkludert i prisen. Videre spesifiserer Fama (1970) at ingen kjenner fremtiden og det vil derfor være rom for feilprising og eventuelle tilfeldige gevinster eller tap. Informasjonen følger en «random walk» eller en tilfeldig gange, det vil si at informasjonen er tilfeldig og uavhengig av tidligere hendelser. Ideen om «random walk» ble først formelt introdusert av Kendall (1953), og sier dermed at en investor kan slå markedet flere ganger over tid uten at hypotesen nødvendigvis brytes, men det skyldes da kun tilfeldigheter.

Fama (1970) definerer videre 3 former for effisiens. *Svak form* innebærer at all historisk informasjon er reflektert i markedsprisene. Denne formen utelukker dermed meravkastning gjennom teknisk analyse, eller da tidligere prisbevegelser. *Semi-sterk form* innebærer at all tilgjengelig offentlig informasjon er reflektert i markedsprisen. Denne formen utelukker dermed meravkastning gjennom fundamentale analyser, det vil si markedsanalyser. *Sterk form* innebærer at all informasjon er reflektert i markedsprisen. Denne formen utelukker meravkastning selv ved tilgang til innsideinformasjon. Dette sammenfaller med kapitalverdimodellens forutsetning (V). Markedseffisiensteorien og ideen om at aksjepriser følger en tilfeldig gange uten noe klart mønster vil bli brukt senere i denne artikkelen for å modifisere *KVM*, slik at den kan bli testet med bruk av historisk data.

Tidligere empiriske studier av kapitalverdimodellen

Siden kapitalverdimodellens etablering på 60-tallet har en rekke studier testet dens validitet. Resultatene av studiene er svært forskjellige da noen studier støtter kapitalverdimodellen, mens andre avviser modellen fullstendig. Den første støttende artikkelen for kapitalverdimodellen ble fremlagt av Black, Jensen og Scholes (1972). Deres studie konsentrerte seg om egenskapene til

verdipapirmarkedslinjen ved New York Stock Exchange og var den første studien av *KVM* med bruk av en tverrsnitts-studie. Black et al. (1972) estimerte betaverdier ved å gjennomføre en regresjon mellom månedlig avkastning og markedet i fire år, for så å dele opp aksjene i 10 porteføljer etter rangerte betaverdier. Med markedetsdata fra det femte året ble det gjennomført en ytterligere regresjon mellom markedet og porteføljene. Denne betaverdien ble brukt videre i tverrsnittet med gjennomsnittlig prosentvis avkastning for en estimering av *VML*. Resultatene fra denne studien var svært positive for *KVM*. Forholdet mellom porteføljenes β_p og gjennomsnittlige avkastning var lineært med en signifikant positiv helning. Lignende konklusjoner kan finnes i studien gjennomført av Fama og Macbeth (1973), som denne analysen har basert metodedelen på.

Kapitalverdimodellen har blitt kritisert ved ulike anledninger. Richard Roll skrev flere artikler i løpet av 70-tallet som i senere tid har blitt omdøpt til «Roll's critique». I artiklene kritiserer han kapitalverdimodellens forutsetninger og implikasjoner. I Roll (1977) argumenteres det for at kapitalverdimodellen kun kan benyttes for å teste markedsporteføljens effisiens, men ettersom denne porteføljen ekskluderer enkelte finansielle eiendeler er den ikke testbar. I en senere studie utført av Fama og French (1992) avdekkes enkelte anomalier som ikke kan forklares gjennom kapitalverdimodellen. Fama og French (1992) gikk dypere inn i forklaringen av avkastning ved å se på selskapets størrelse. Artikkelen viser signifikante forskjeller i avkastningsraten mellom store og små selskaper, noe som strider med kapitalverdimodellen. Funnene fra Fama og French (1992; 1993) ledet til en videreutvikling av kapitalverdimodellen, der to ytterligere forklaringsvariabler er inkludert. Andre studier har flere variabler som kan tillegges *KVM* for en bedret prediksjonsevne. Videre er det funnet flere anomalier som *KVM* ikke tar høyde for. Reinganum (1983) fant bevis i sin studie for den nå kjente «januar-effekten», der gjennomsnittlig avkastningen er signifikant høyere i januar enn i de resterende månedene. French (1980) fant bevis for at avkastningen er i gjennomsnitt lavere på mandager enn de andre dagene. Disse anomaliene går imot *KVM* da de foreslår flere variabler for å forklare den gjennomsnittlige prosentvise avkastningen. Likevel er *KVM* et svært nyttig og mye brukt verktøy i finansien.

2. Metode

Data

Datagrunnlaget i denne analysen er månedlig prosentvis avkastning for alle aksjer handlet på Oslo Børs mellom perioden januar 2005 til desember 2018. Den månedlige prosentvise avkastningen er justert for utbytte og eventuelle aksjesplitter. Markedsdata er hentet inn fra Bloomberg L.P. sine databaser, og risikofrie renter er hentet fra Ødegaard (2019).

Fremgangsmåte

Det er i utgangspunktet to versjoner av *KVM* passende for testing av risiko og avkastning. Den mest tradisjonelle fremstillingen av *KVM* er:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i[E(r_M) - r_f] \quad (11)$$

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}[R_i, R_m]}{\text{Var}[R_m]} \quad (12)$$

Den andre versjonen av *KVM* uttrykker avkastning som en funksjon av beta og markedets risikopremie:

$$E(z_i) = \beta_i E[z_M] \quad (13)$$

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}[Z_i, Z_m]}{\text{Var}[Z_m]} \quad (14)$$

Hvor:

$$E(z_i) = E[r_i] - r_f \text{ og } E(z_M) = E[r_M] - r_f$$

Det kan oppstå forskjeller i beta-verdiene utledet fra ligning (12) og (14) ettersom de er kalkulert på forskjellige måter. Usikkerheten ligger i den risikofrie renten og hvilken verdi den vil ha. I denne analysen er den risikofrie renten ikke-stokastisk, det vil si at de risikofrie rentene som blir benyttet er den faktiske risikofrie renten til den tilhørende perioden. Ligning (12) og (14) er dermed like og ligning (13) vil derfor bli benyttet. Denne typen minste kvadraters metode (MKM)-regresjon

velger parametere for en lineær funksjon som minimerer den vertikale avstanden mellom datapunktene og regresjonslinjen (Thrane, 2017, s.31)

Det neste steget for testing av *KVM* er å klargjøre modellen for empirisk testing ved å transformere modellen fra forventningsform (ex-ante) til observert data (ex-post). For å gjøre dette vil modellen kjent som «*fair game*», utledet av Samuelson (1965; 2016) og Mandelbrot (1966), bli benyttet. Modellen ble senere tilpasset markedseffisiensteorien til Fama (1970) og sier at ved observasjoner av store mengder aktiver vil i gjennomsnitt den forventede avkastningen være lik den observerte. Matematisk kan modellen uttrykkes som:

$$\varepsilon_{i,t+1} = r_{i,t+1} - E(r_{i,t+1}) \quad (15)$$

$$E(\varepsilon_{i,t+1}) = E[r_{i,t+1} - E(r_{i,t+1})] = 0 \quad (16)$$

Hvor:

$\varepsilon_{i,t+1}$ – differansen mellom forventet og faktisk avkastning

$r_{i,t+1}$ – faktisk avkastning

$E(r_{i,t+1})$ – forventet avkastning

Ligning (16) sier at forventet differanse mellom faktisk og forventet avkastning er 0. Det antas at sannsynlighetsfordelingen for avkastning ikke endres betydningsfullt over tid. (Haugen, 2001). Ved å fjerne forventninger fra ligning (13) vil *KVM* som testes i denne analysen presenteres:

$$z_i = \beta_i z_m \quad (17)$$

To-steps regresjon

Det første steget i Fama og MacBeth (1973) sin regresjonsmodell er «first-pass regression», en tidsserie MKM-regresjon av månedlig avkastning for samtlige aksjer. Regresjonsligningen ser ut som følger:

$$z_{ti} = \alpha_i + \beta_i z_{Mt} + \varepsilon_{ti} \quad (18)$$

Hvor:

z_{ti} – Aksje i 's meravkastning på tidspunkt t	z_{Mt} – Markedets meravkastning på tidspunkt t
α_i – Regresjonens skjæringspunkt	ε_{ti} – Tilfeldig feilledd
β_i – Estimert betaverdi for aksje i	

Totalt ble det gjennomført 954 stykk av denne MKM-regresjonen for å estimere betaverdier. Ifølge *KVM* vil skjæringspunktet til regresjonen (α_i) være lik 0, i motsetning til β_i der det ikke finnes noen restriksjoner. Estimeringen av betakoeffisientene ble gjort i Excel ved hjelp av MKM-funksjonen «SLOPE». Videre er det neste steget en «*second-pass regression*», en tverrsnitts-studie for å estimere verdipapirmarkedslinjen igjennom ligningen:

$$\bar{z}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \varepsilon_i \quad (19)$$

Hvor:

\bar{z}_i – gjennomsnittlig meravkastning for aksje i over testperioden	γ_1 – regresjonskoeffisient (gj.snitt meravkastning for aksje i)
γ_0 – skjæringspunktet til regresjonen	β_i – estimert betaverdi for aksje i
	ε_i – tilfeldig feilledd

Denne regresjonen vil bli gjennomført for alle enkeltaksjer og porteføljer over samtlige tidsperioder. For den enkelte tidsperioden vil regresjonen fremstille verdipapirmarkedslinjen. Dersom *KVM* holder vil resultatet bli som følger:

$$\gamma_0 = 0$$

Kapitalverdimodellen hevder at det er et positivt forhold mellom risiko og gjennomsnittlig meravkastning. Ut ifra ligning (19) kan en se at dette vil bety en positiv γ_1 koeffisient. Ettersom markedet i teorien har en $\beta = 1$ og en gjennomsnittlig avkastning lik markedets risikopremie, vil dermed porteføljen eller enkeltaksjen ha minst markedets risikopremie i meravkastning per ytterligere enhet β . Dermed vil resultatet bli som følger, gitt at *KVM* holder:

$$\gamma_1 > r_M - r_f$$

Videre er det nødvendig å inkludere en linearitetstest. Som tidligere anført i teoridelen, hevder *KVM* at aksjens avkastning har et lineært forhold til aksjens beta. For å teste dette forholdet behøver vi en ytterligere parameter:

$$\bar{z}_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2\beta_i^2 + \varepsilon_i \quad (20)$$

Termen β_i^2 er simpelthen den estimerte betaen for aksje i opphøyd i annen. Dersom *KVM* holder og forholdet mellom avkastningen og betaen er sterkt lineært, vil ikke variabelen β_i^2 påvirke utfallet fra ligning (20). Gitt at *KVM* holder for Oslo Børs vil:

$$\gamma_2 = 0$$

Til slutt er det nødvendig å inkludere en variabel som fanger opp risiko ikke relatert til β . Som anført i teoridelen sier *KVM* at den eneste risikoen som er relevant for enhver investor er den systematiske risikoen representert ved β_i . For å teste om den eneste relevante risikoen faktisk er β_i , tillegges det en ytterligere parameter med formål om å fange opp den eventuelt resterende variansen. Dermed blir regresjonsligningen for testing:

$$\bar{z}_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2\beta_i^2 + \gamma_3SUMSQ_i + \varepsilon_i \quad (21)$$

Termen *SUMSQ* står for variansen i restleddet for aksje i . Denne verdien finnes ved tidsserieregresjonen (10), brukt til å estimere $\hat{\beta}_i$. Residualvariens vil i denne analysen bli brukt som et totalmål på risiko β_i ikke fanger opp. Gitt at *KVM* holder vil:

$$\gamma_3 = 0$$

Hypoteser

For å summere informasjonen over vil denne analysen, gitt de forutsetninger og implikasjoner som resulterte i den stokastisk generaliserte ligning (21), teste fire hypoteser:

B1 (linearitet)	$H_0: \gamma_2 = 0$	$H_A: \gamma_2 \neq 0$
B2 (risiko urelatert til β)	$H_0: \gamma_3 = 0$	$H_A: \gamma_3 \neq 0$
B3 (markedseffisiens)	$H_0: \gamma_0 = 0$	$H_A: \gamma_0 \neq 0$
B4 (riskopremie)	$H_0: \gamma_1 > R_M - r_f$	$H_A: \gamma_1 \leq R_M - r_f$

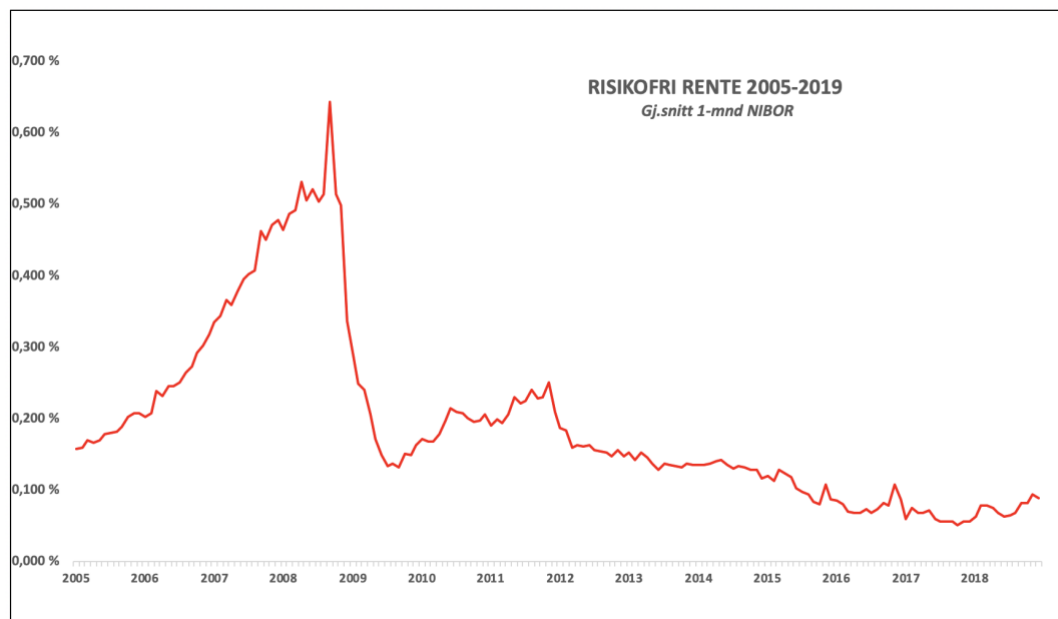
De stokastiske koeffisientene $\gamma_0, \gamma_2, \gamma_3$ og feiltermen ε er «fair games».

Dersom γ_2 og γ_3 er «fair games» vil det si at forventet verdi for begge koeffisienter er 0. På denne måten er B1 og B2 innbakt i markedseffisiensteorien. Det er dog hensiktsmessig å holde testene separert, og ikke skape en samlet «effisiens-koeffisient», ettersom separeringen vil gi et bedre bilde av hva de økonomiske implikasjonene av koeffisientene er. Det vil bli benyttet en t-test for å avgjøre parameterens signifikans.

Risikofri rente

Risikofri rente er det begrep som brukes om posisjoner der avkastningen er tilnærmet uten risiko. Tidligere ble som regel statlige obligasjoner benyttet som et mål på risikofri rente grunnet statens lave sannsynlighet for mislighold av sine forpliktelser. I senere tid har det blitt mer vanlig å benytte seg av NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate) som et anslag for risikofrie renter (Norske Finansielle Referanser AS, 2019). I denne analysen er det derfor benyttet månedlige NIBOR-renter. NIBOR er renten bankene opererer med ved lån seg imellom og er et estimat på antatt markedsrente basert på historisk data. Grunnen til at det er benyttet NIBOR-renter kontra statlige obligasjoner, er den relativt korte tidshorisonten på analysens tester.

Som nevnt innledningsvis benytter denne analysen seg av observerte risikofrie renter. En fremstilling av periodens månedlige risikofrie NIBOR-renter er å finne i *Figur (6)*.



Figur 6 - 1 måned NIBOR (2005-2019)

Detaljer - porteføljer

Blume (1970) fant at dersom feilledet i de estimerte $\hat{\beta}_i$ er betydelig mindre enn perfekt positivt korrelerte, kan det øke presisjonen til $\hat{\beta}$ ved å strukturere aksjene i porteføljer. Blume (1970) viser at for hvilken som helst portefølje p med vektene $x_{ip}, i = 1, 2, \dots, N$:

$$\hat{\beta}_p \equiv \frac{\widehat{Cov}[R_p, R_m]}{\widehat{Var}[R_m]} = \sum_{i=1}^n x_{ip} \frac{\widehat{Cov}[R_i, R_m]}{\widehat{Var}[R_m]} = \sum_{i=1}^n x_{ip} \hat{\beta}_i \quad (22)$$

I denne analysen er porteføljene i likevekt, det vil si hver aksje har fått lik vekt i estimeringen av $\hat{\beta}_p$. Porteføljene er generert på bakgrunn av rangerte β_i fra høyest til lavest verdi. En slik prosedyre utført uten videre hensyn kan lede til et alvorlig «feil-i-variablene» regresjonsfenomen diskutert i Blume (1970). Dette fenomenet kan skje i regresjonsanalyser der en regresjon bruker estimerte regressorer under standard forventninger om at regressene er oppbygd av observert data og ikke fra et estimat. I et tverrsnitt av $\hat{\beta}_i$, er ofte høye $\hat{\beta}_i$ høyere enn β_i , og lave $\hat{\beta}_i$ lavere enn β_i . På denne måten kan porteføljeformering lede til både positive og negative utvalgsfeil. Blume (1970) fant en måte å unngå dette fenomenet ved å generere porteføljer basert på rangerte β_i fra tid t for deretter å benytte fersk markedsdata

for estimering av $\hat{\beta}_i$ fra tid $t+1$. På denne måten vil forhåpentligvis utvalgsfeilene bli fordelt jevnt mellom porteføljene og dermed unngått plassert i ytterpunktene.

Basert på fremgangsmåten til Blume (1970) har porteføljer blitt generert basert på rangerte β_i fra de foregående periodene. Periodene for estimering og testing i analysen er like. Dette betyr at for testperioden på 2 år er estimeringen av de uavhengige variablene også over 2 år. Følgelig gjelder det samme for testperiodene 1 år og 6 måneder. Valget om å teste over flere 2 års-, 1 års- og 6 måneders perioder har sin bakgrunn i et ønske om å reformere porteføljer ofte og den statistiske gjennomslagskraften ved et større datagrunnlag. Samtidig var det et ønske om å teste *KVM* over hva som er å anse som en kortsiktig horisont. Valget om toårige porteføljeformeringer ligger i et ønske om å balansere tidskostnader ved kalkulering og potensielle problemer med en diskontinuitet i β_i . I tillegg til dette ønsket, ville det være gunstig å strukturere testperiodene fra tilgjengelig markeddata (2005-2019) slik at data fra periodene rundt finanskrisen kan observeres isolert fra de resterende årene. Dette på grunn av de unormalt volatile finansielle markedene rundt denne krisepregede perioden. Valg av testperioder er dermed kun delvis i tråd med funnene til Gonedes (1973), og vil muligens bli ansett som problematisk korte. Videre har Gonedes (1973) sine funn ledet til et krav i denne analysen om at enhver aksje som inngår i porteføljeformering, estimering og test for en periode må ha vært notert på Oslo Børs under hele perioden. I praksis betyr det at under den toårige testen er et selskap nødt til å ha markeddata for 6 år. Testoppsettet og antall aksjer testet er tilgjengelig i *Tabell (1)*.

2-årige tester					
Periode	1	2	3	4	5
Periode for porteføljegenerering	2005-06	2007-08	2009-10	2011-12	2013-14
Estimeringsperiode	2007-08	2009-10	2011-12	2013-14	2015-16
Testperiode	2009-10	2011-12	2013-14	2015-16	2017-18
Antall akjser tilgjengelig	187	213	184	176	164
Antall akjser som møter datakrav	110	137	125	132	129

1-årige tester										
Periode	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Periode for porteføljegenerering	2005-06	2005-06	2007-08	2007-08	2009-10	2009-10	2011-12	2011-12	2013-14	2013-14
Estimeringsperiode	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Testperiode	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Antall akjser tilgjengelig	187	187	213	213	184	184	176	176	164	164
Antall akjser som møter datakrav	126	109	156	137	152	126	134	133	143	130

6-måneders tester											
Periode	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Periode for porteføljegenerering	2005-06	2005-06	2007-08	2007-08	2009-10	2009-10	2011-12	2011-12	2013-14	2013-14	2015-16
Estimeringsperiode	2007 (1)	2007 (2)	2009 (1)	2009 (2)	2011 (1)	2011 (2)	2013 (1)	2013 (2)	2015 (1)	2015 (2)	2017 (1)
Testperiode	2007 (2)	2008 (1)	2009 (2)	2010 (1)	2011 (2)	2012 (1)	2013 (2)	2014 (1)	2015 (2)	2016 (1)	2017 (2)
Antall akjser tilgjengelig	187	187	213	213	184	184	176	176	164	164	152
Antall akjser som møter datakrav	126	126	155	156	152	152	134	134	143	143	152

Tabell 1 – Periodeoversikt. (1) er første halvår, (2) er andre halvår

For hver av testperiodene ble det konstruert 10 porteføljer med forsøkt likt antall aksjer i hver portefølje. Ettersom det ikke er tilstrekkelig med selskaper på Oslo Børs til å generere 20 diversifiserte porteføljer, som gjort i Fama og Macbeth (1973), er det i denne analysen benyttet 10 porteføljer med minimum 10 aksjer i hver portefølje. I henhold til Evans og Archer (1968) og Ødegaard (2006) vil porteføljene være ansett som diversifiserte. Dersom det forekom et oddetall antall testverdige aksjer har porteføljene med høyest $\hat{\beta}_p$ fått en aksje ytterligere. Den følgende perioden ble brukt til å estimere nye $\hat{\beta}_i$ for samtlige aksjer, og snittet innad i porteføljene for å skape 10 $\hat{\beta}_{pt}$. Den senkede t -en er lagt til for å vise at i periodene etter tidspunkt t , uavhengig av horisonten på testen, blir $\hat{\beta}_{pt}$ oppdatert for avregistreringer og noteringer som enkle gjennomsnitt av $\hat{\beta}_i$. De estimerte $\hat{\beta}_i$ blir oppdatert årlig gjennom månedlig avkastning.

3. Resultater

Resultatene fra testene av to-parametermodellen er tilgjengelig i *Tabell (2)*. På grunn av testenenes omfang og størrelse er resultatene for kun noen porteføljer i teksten. De resterende resultatene er å finne i vedlegg (1). Totalt er det gjort 10 toårige tester, 22 ettårige tester og 24 seksmånedlige tester for OSEAX (Oslo Stock Exchnage All Share Index). Videre vil utdrag av resultatene fra de ytterlige 36 testene av OBX (Oslo Stock Exchange Benchmark Index), altså indeksen, bli presentert på lignende vis. Med bakgrunn i lite tilfredsstillende resultater fra testene gjort for OSEAX, og en antagelse om en sammenheng mellom kapitalverdimodellens gyldighet og aksjenes likviditet på Oslo Børs, ble OBX testet med samme oppsett som de primære testene. OBX-testene begynner estimering av betakoeffisienter fra 2011 grunnet avgrensninger i arbeidsomfanget.

Porteføljer - 2 år										
	parameter	koeffisient	s ²	t-verdi	p-verdi	R ²	R ² -justert	RMSD	n	
2013-2014	γ_0	-0,8851544	1,823018	-0,49	0,645	0,5816	0,3723	0,86449	10	
	γ_1	2,153833	4,313775	0,5	0,635					
	γ_2	-1,672801	2,381969	-0,7	0,509					
	γ_3	0,0036145	0,0013711	2,64	0,039					
2015-2016	γ_0	-0,3202372	1,113063	-0,29	0,783	0,8594	0,7891	0,75464	10	
	γ_1	5,412938	3,236247	1,67	0,145					
	γ_2	-5,998029	2,124055	-2,82	0,03					
	γ_3	0,0021064	0,0012861	1,64	0,153					
Porteføljer - 1 år										
	parameter	koeffisient	s ²	t-verdi	p-verdi	R ²	R ² -justert	RMSD	n	
2014	γ_0	1,20926	1,652996	0,73	0,492	0,1756	-0,2366	2,1529	10	
	γ_1	-2,972893	4,031916	-0,74	0,489					
	γ_2	1,130508	2,659305	0,43	0,686					
	γ_3	-0,002941	0,0033386	-0,09	0,933					
2016	γ_0	0,622048	1,112602	0,56	0,596	0,7984	0,6976	1,7547	10	
	γ_1	-2,455851	0,5808284	-4,23	0,006					
	γ_2	-1,368164	0,782481	-1,75	0,131					
	γ_3	0,0039251	0,0033403	1,18	0,284					
Porteføljer - 6. mnd										
	parameter	koeffisient	s ²	t-verdi	p-verdi	R ²	R ² -justert	RMSD	n	
2014	γ_0	0,415999	0,7500649	0,55	0,599	0,6746	0,5119	1,5144	10	
	γ_1	-0,0717423	1,167158	-0,06	0,953					
	γ_2	-0,2821428	0,7092282	-0,4	0,705					
	γ_3	0,0028401	0,0008651	3,28	0,017					
2016	γ_0	1,175799	0,6310921	1,86	0,112	0,5964	0,3946	1,1587	10	
	γ_1	0,251736	0,6543528	0,38	0,714					
	γ_2	-0,4015337	0,3536576	-1,14	0,3					
	γ_3	0,0016722	0,0007674	2,18	0,072					

Tabell 2 – Utvalgte resultater for porteføljer OSEAX

I enkelte perioder fanger modellen opp store deler av variasjonen. For eksempel ser en at i testperioden 2011-2012 for porteføljene (vedlegg 1), at modellen fanger opp 87,6% ($R^2 = 0,876$) av variasjonen. Samtidig kan en her med rimelig sikkerhet si at β ikke er et tilstrekkelig mål på risiko alene ($\gamma_3 \neq 0$), og at det fantes en systematisk meravkastning i markedet under perioden ($\gamma_0 \neq 0$). Andre perioder, som for eksempel 2012 for enkeltaksjer, viser at modellen fanger opp kun 17,37% ($R^2 = 0,1737$) av variasjonen. Videre kan en også under denne perioden si med rimelig sikkerhet at β ikke er et tilstrekkelig mål på risikoen alene ($\gamma_3 \neq 0$). Samtidig viser testen at det ikke foreligger et lineært forhold mellom β og avkastning ($\gamma_2 \neq 0$). Generelt er resultatene mer sikre for porteføljene enn for enkeltaksjene, noe som bekrefter funnene til Blume (1970). Modellen har høyere forklaringskraft for porteføljene, standardfeilene er mindre og t-verdiene høyere. Videre er det flest perioder med positive γ_0 koeffisienter, noe som er reflektert i børsindeksens verdiøkning fra 2005 til 2018. γ_3 er koeffisienten som oftest er signifikant, noe som indikerer at β ikke er et tilstrekkelig mål på risiko alene.

Test av hypotesene – B1-B4 for OSEAX

Hypotesene utledet for å teste kapitalverdimodellen er som følger:

B1 (linearitet)	H0: $\gamma_2 = 0$	HA: $\gamma_2 \neq 0$
B2 (risiko urelatert til β)	H0: $\gamma_3 = 0$	HA: $\gamma_3 \neq 0$
B3 (markedseffisiens)	H0: $\gamma_0 = 0$	HA: $\gamma_0 \neq 0$
B4 (risk return)	H0: $\gamma_1 > R_M - r_f$	HA: $\gamma_1 \leq R_M - r_f$

Som nevnt er de stokastiske koeffisientene $\gamma_0, \gamma_2, \gamma_3$ og feiltermen ε «fair games». Det vil si at forventningsverdien på disse koeffisientene og feiltermen er 0. Betrakt først hypotese B2 som sier at ingen andre mål på risiko enn β vil beskrive den gjennomsnittlige meravkastningen. I 28 av de 56 testperiodene er γ_3 signifikant forskjellig fra 0, noe som vil si at nullhypotesen blir forkastet i nøyaktig halvparten av testene gjort for OSEAX. Dette vil da si at i halvparten av testperiodene er det en eller flere variabler i tillegg til β som forklarer den gjennomsnittlige meravkastningen.

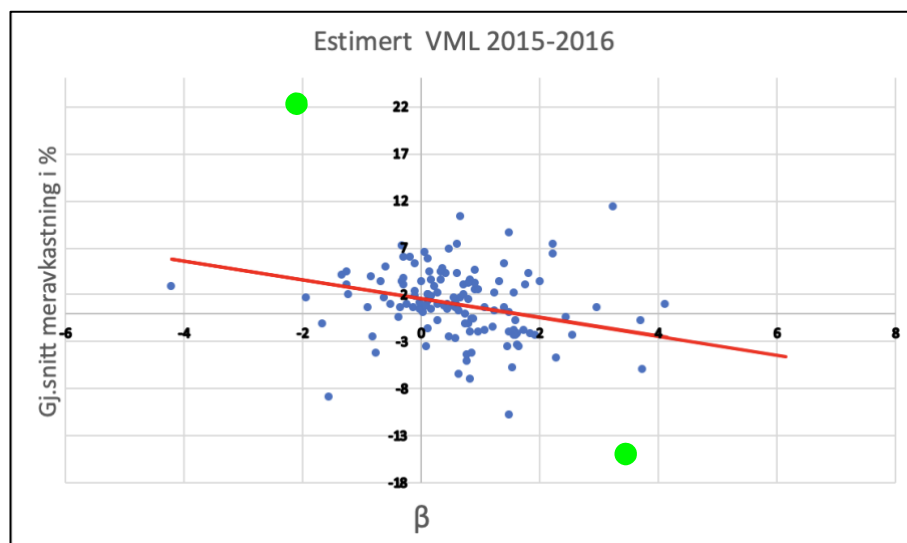
Betrakt nå hypotese B1 som sier at det er et lineært forhold mellom β og gjennomsnittlig meravkastning. T-verdiene for γ_2 -koeffisienten er som regel små i testperiodene, og det er dermed ikke mulig å forkaste hypotesen på en generell basis. I 5 av 56 tester er koeffisienten signifikant forskjellig fra 0. Dette vil si at det kun er omtrent 9% av porteføljene som med rimelig sikkerhet har et ikke-lineært forhold mellom β og gjennomsnittlig meravkastning.

Hypotese B3 sier at det ikke foreligger en systematisk meravkastning i markedet. Denne hypotesen vil ligne en delsjekk av markedseffisiensen ved Oslo Børs, ettersom γ_0 i henhold til Fama (1970) vil i gjennomsnitt være 0. Kombinert med kapitalverdimodellen vil verdien på $\gamma_0 = r_f$, men ettersom testene er foretatt på meravkastning vil verdien på γ_0 være 0 dersom KVM holder. Hvis markedseffisiensteorien stemmer vil det ikke være mulig for en investor å systematisk slå markedet over tid, men som en «fair game»-variabel kan den variere tilfeldig. T-verdiene er også her generelt små, og det er dermed vanskelig å si noe meningsfullt om effisiensen i markedet ut ifra resultatene. Ved tre testperioder var det signifikant negative meravkastninger på børsen. Alle disse periodene inneholder data fra 2008 eller 2009, og var dermed forventet negative. Det er totalt 12 testperioder der den gjennomsnittlige meravkastningen er signifikant større enn 0.

Hittil er det vanskelig å si noe konkluderende om modellens gyldighet for OSEAX. Det muligens viktigste momentet i testen av kapitalverdimodellen, er å sjekke om det foreligger et positivt forhold mellom risiko og gjennomsnittlig meravkastning. Hypotese B4 sier at γ_1 skal være større enn markedets risikopremie. Det ser ut til at det er et negativt forhold mellom risiko og gjennomsnittlig meravkastning. Dette er også indikert i estimeringen av verdipapirmarkedslinjene for de forskjellige testperiodene. I kun 1 av 56 testperioder er det et signifikant positivt forhold mellom risiko og gjennomsnittlig meravkastning. Det er 9 testperioder med et signifikant negativt forhold mellom risiko og meravkastning, det vil si der nullhypotese B4 blir forkastet. Vi kan dermed ikke forkaste nullhypotesene B1-B4 på en generell basis. Det er dog tydelige indikasjoner på at modellens gyldighet for OSEAX er dårlig.

Estimering av VML for OSEAX

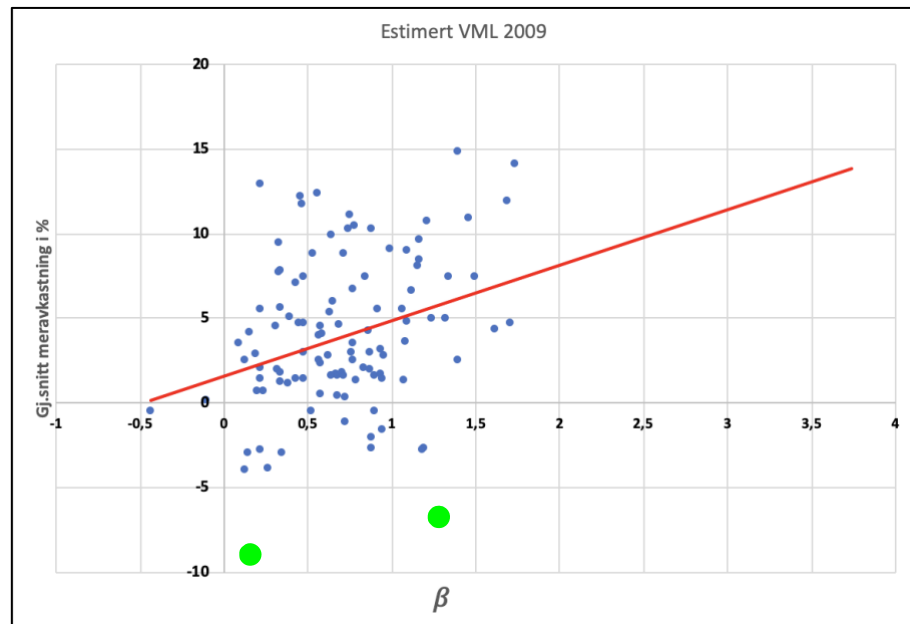
For samtlige av testperiodene er det blitt estimert verdipapirmarkedslinjer. Disse estimeringene er å betrakte som en grafisk representasjon av kapitalverdimodellen for den gitte perioden. De estimerte verdipapirmarkedslinjene er for alle aksjer, noe som vil si at porteføljeestimeringene er utelatt. Dette er for å sikre mer presise estimeringer fra et større utvalg. Under finnes enkelte utvalg av de estimerte verdipapirmarkedslinjene for OSEAX. De resterende estimeringene er å finne i vedlegg (1).



Figur 7 – Estimert VML 2015-2016

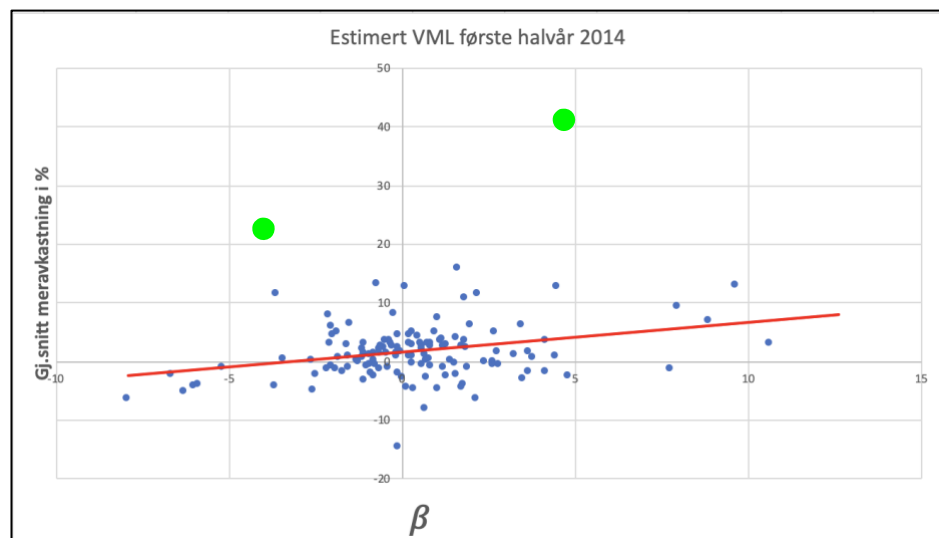
Som *Figur (7)* viser, var det i perioden 2015-2016 et estimert negativt forhold mellom β og gjennomsnittlig meravkastning for aksjer på OSEAX. Videre kan en også se at den estimerte VML har et krysningspunkt > 0 . Koeffisienten γ_0 fra regresjonsligningen kan tolkes som skjæringspunktet mellom verdipapirmarkedslinjen og gjennomsnittlig meravkastning (y-aksen). Begge disse observasjonene er i strid med kapitalverdimodellens implikasjoner. Den negative helningen på VML er gjentakende for samtlige toårige tester av modellen for OSEAX.

De estimerte verdipapirmarkedslinjene på årlig basis viser noenlunde samme resultater. Det er kun to perioder der det er et estimert positivt forhold mellom risiko og meravkastning. Dette er periodene 2009 og 2010. I *Figur (8)* er den estimerte verdipapirmarkedslinjen for 2009.



Figur 8 - Estimert VML 2009

For de seksmånedlige testene er det estimert 6 verdipapirmarkedslinjer som viser et positivt forhold mellom risiko og avkastning. Krysningspunktet mellom *VML* og y-aksen er også her sjeldent nært null, og det forekommer i likhet med *Figur* (7-8) flere ekstremobservasjoner. Eksempler på disse observasjonene er markert med en stor grønn prikk. Under er den estimerte *VML* for første halvår av 2014.



Figur 9 - Estimert VML første halvår 2014

En utligger er definert av Hawkins (1980) som et datapunkt som skiller seg betraktelig fra resten av punktene. Disse typene utliggere kan være forårsaket av ren tilfeldighet, men indikerer ofte enten målefeil eller en tykkhalet fordeling

(Hawkins, 1980). Det er flere utliggere i *Figur (7-9)*, spesielt legges det merke til det grønne punktet i *Figur (7)* der $\beta \approx -2,03$ og gjennomsnittlig meravkastning lik 21,922%. Dette er selskapet American Shipping Company ASA (AMSC), et relativt lite handlet selskap som derfor ikke er inkludert i OBX-indeksen. Det andre grønne punktet i *Figur (7)* med $\beta \approx 3,47$ og gjennomsnittlig meravkastning lik -14,99%, er selskapet Norwegian Energy Company ASA. Selskapet har blitt et relativt lite handlet selskap etter finanskrisen, og er i likhet med AMSC ikke inkludert i OBX-indeksen. Utliggerne observert i de estimerte verdipapirmarkedslinjene er som regel selskaper ekskludert fra OBX-indeksen.

Med markedseffisiensteorien til Fama (1970) tatt til betraktning og observasjonene av disse uteliggerne, vil en naturlig antagelse være at det foreligger en sammenheng mellom kapitalverdimodellens gyldighet og aksjens likviditet. Denne antagelsen ble testet ved gjøre de nøyaktig samme stegene for indeksen. OBX består av et representativt utvalg av de mest omsatte selskapene på Oslo Børs. I *Tabell (3)* er enkelte resultater for OBX-medlemmene i porteføljer. De resterende resultatene er å finne i vedlegg (1).

Vi ser i utgangpunktet en forbedring i presisjon av modellen for OBX-aksjene. I gjennomsnitt er t-verdiene større, standardfeilene mindre og forklaringskraften bedre. Det er dog perioder der modellens gyldighet er svakere for OBX. Eksempelvis kan en se på den ettårige testen i perioden 2012 der modellen estimerer en gjennomsnittlig meravkastning på 32,98%, og en gjennomsnittlig marginal meravkastning på -58,98% for hver enhet β investor påtar seg. Periodens resultater er derimot ikke signifikante da både γ_0 og γ_1 har lave t-verdier, og svært høye standardfeil (s^2). Videre har modellen en negativ justert R^2 som vil si at modellen passer svært dårlig til datasettet (Gujarati, 2011). Modellen har generelt høyere forklaringskraft, større t-verdier og mindre standardfeil for porteføljene enn for enkeltaksjene. Resultatene viser at også her er det koeffisienten γ_3 som oftest er signifikant. Dette indikerer at β ikke er et tilfredsstillende mål på risiko alene.

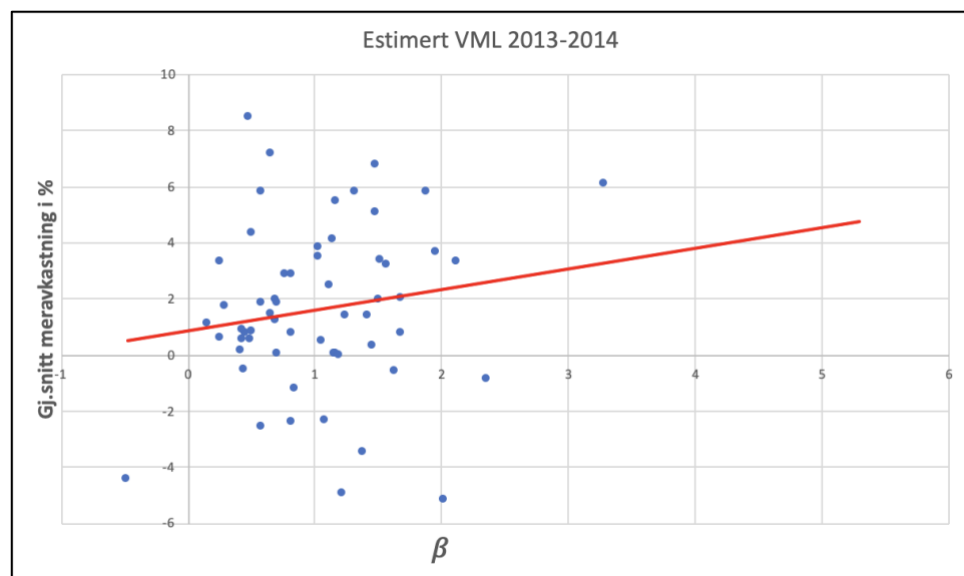
<i>Porteføljer - 2 år</i>	<i>parameter</i>	<i>koeffisient</i>	<i>s²</i>	<i>t-verdi</i>	<i>p-verdi</i>	<i>R²</i>	<i>R²-justert</i>	<i>RMSD</i>	<i>n</i>
2013-2014	γ_0	-0,16823	0,4706811	-0,36	0,781	0,9967	0,987	0,11556	5
	γ_1	-3,786201	0,8211443	-4,61	0,136				
	γ_2	0,5107238	0,0397435	12,85	0,049				
	γ_3	0,0108032	0,0019645	5,5	0,115				
2015-2016	γ_0	2,336755	2,239015	1,64	0,348	0,936	0,6472	0,25437	5
	γ_1	9,562039	4,414161	1,37	0,402				
	γ_2	-3,794525	2,52025	-0,94	0,521				
	γ_3	-0,0174499	0,0033755	-2,65	0,229				
<i>Porteføljer - 1 år</i>	<i>parameter</i>	<i>koeffisient</i>	<i>s²</i>	<i>t-verdi</i>	<i>p-verdi</i>	<i>R²</i>	<i>R²-justert</i>	<i>RMSD</i>	<i>n</i>
2014	γ_0	6,733458	2,239015	3,01	0,204	0,9118	0,6472	0,36013	5
	γ_1	-13,65093	4,414161	-3,09	0,199				
	γ_2	7,542576	2,52025	2,99	0,205				
	γ_3	-0,0073658	0,0033755	-2,18	0,274				
2016	γ_0	8,340565	5,823324	1,43	0,388	0,97	0,88	1,0271	5
	γ_1	-7,27534	4,133242	-1,76	0,329				
	γ_2	3,573587	4,234712	0,84	0,554				
	γ_3	-0,0242793	0,024192	-1	0,499				
<i>Porteføljer - 6. mnd</i>	<i>parameter</i>	<i>koeffisient</i>	<i>s²</i>	<i>t-verdi</i>	<i>p-verdi</i>	<i>R²</i>	<i>R²-justert</i>	<i>RMSD</i>	<i>n</i>
2014 1. halvår	γ_0	0,1835212	0,682217	0,27	0,833	0,9204	0,6815	0,40483	5
	γ_1	4,010522	1,862066	2,15	0,277				
	γ_2	-1,335557	0,7823126	-1,71	0,376				
	γ_3	-0,0064745	0,0043458	-1,49	0,376				
2016 1. halvår	γ_0	1,501199	0,4766098	3,15	0,196	0,9975	0,99	0,05959	5
	γ_1	-0,5637325	0,4036266	-1,4	0,396				
	γ_2	0,0343279	0,1904034	0,18	0,886				
	γ_3	0,0015169	0,002771	0,55	0,681				

Tabell 3 – Utvalgte resultater for porteføljer OBX

Test av hypotesene B1-B4 for OBX

For testene gjort for OBX-aksjene er resultatene generelt mer holdbare. Betrakt først hypotese B2 som sier at β skal være det eneste målet på risiko dersom *KVM* holder. Her er nullhypotesen forkastet i 10 av 36 testperioder som betyr at i 10 av testperiodene kan en si med rimelig sikkerhet at β ikke er et godt nok mål på risiko alene. Hypotese B1 snakker til det lineære forholdet mellom avkastning og risiko. I 5 av 36 testperioder kan det med rimelig sikkerhet sies at det ikke foreligger et slikt lineært forhold. Videre finner en hypotese B3 som sier at dersom *KVM* holder, er det ingen systematisk meravkastning i markedet. Resultatene fra testene gjort på OBX-aksjene viser at det er 9 signifikante funn der $\gamma_0 > 0$. Til slutt betraktes hypotese B4 som sier at det er et positivt forhold mellom risiko målt ved β og meravkastning. Det var totalt 2 signifikante funn der γ_1 var større enn markedets risikopremie, og ett signifikant funn der γ_1 var mindre enn risikopremien.

Estimering av VML for OBX



Figur 10 – Estimert VML OBX 2013-2014

Figur (10) viser en estimert positiv sammenheng mellom risiko og avkastning over perioden 2013-2014 for OBX-indeksen. Antall utliggere har blitt redusert og estimeringen er mer sammenfallende med *KVM* for OBX-medlemmene under perioden. I vedlegg (1) finnes estimeringene for OSEAX-aksjene for samme periode, som indikerer et estimert negativt forhold mellom risiko målt ved β og meravkastning. Videre indikerer 67% av de toårige porteføljeperiodene et estimert

positivt forhold mellom risiko og meravkastning gjennom *VML*. For de ettårige estimeringene er det i likhet med OSEAX kun 2 estimeringer av *VML* som indikerer et positivt forhold mellom risiko og meravkastning. For de halvårslige testene er det 5 av 8 estimeringer som viser et positivt forhold mellom risiko og avkastning. En ser dermed også en bedring i estimeringen av verdipapirmarkedslinjen for OBX kontra OSEAX.

4. Diskusjon

De relativt små *t-verdiene* for testperiodene indikerer store månedlige variasjoner i parameterne av regresjonene. For eksempel ser vi under perioden 2015-2016, for OSEAX-porteføljene, at $\gamma_1 \approx 5,41$. Denne verdien betyr at den marginale meravkastningen ved å påta seg en ekstra enhet β var i gjennomsnitt 5,41%. Med andre ord var det under denne perioden en betydelig risikopremie for påtatt risiko. Grunnet variasjonen i koeffisienten γ_1 , med en standardfeil (S^2) på 3,24 og et standardavvik (σ) på omtrent 32% er *t-verdien* på testen lav. Mer spesifikt er *t-verdien* 1,67 som betyr at funnet ikke er signifikant. Det krever den statistiske gjennomslagskraften av et stort utvalg for at de lovende γ_1 -verdiene skal medbringe store *t-verdier* (Gujarati, 2011). I testene for porteføljene, både for OSEAX og OBX er utvalget svært lite. I de originale testene for alle aksjer på Oslo Børs, er antall observasjoner lik 10. For de supplerende testene av medlemmene av OBX-indeksen er antall observasjoner kun 5. Cochran (1977) hevder at en av faktorene en må ta til betraktning når en skal determinere utvalgsstørrelse, er studiens natur. Dersom datasettet som blir testet består av all tilgjengelig data, det vil si at utvalget er populasjonen, er det ikke annet en kan gjøre enn å være oppmerksom på eventuelle ekstremverdier i utvalgets data. Denne analysen har som hensikt å predikere fremtidig avkastning gjennom estimerte betaverdier satt sammen i porteføljer og for enkeltaksjer. Utvalget er her hele populasjonen, men for å teste *KVM* for porteføljer er det nødvendig med en viss manipulasjon av datasettet. Grunnet et begrenset antall aksjer på Oslo Børs og forutsetningen om at en diversifisert portefølje må bestå av minimum 10 aksjer, vil nødvendigvis antall porteføljer som blir testet være mindre enn ønsket. Harrell (2015) sier at som en tommelfingerregel bør en ha 10-20 observasjoner per parameter for at en skal oppnå en rimelig effekt eller da forklaringskraft. Det

relativt beskjedne antallet av porteføljer må derfor tas til betraktning i vurderingen av modellens validitet basert på testresultatene for porteføljer.

Estimering av Beta

β -koeffisienten har blitt presentert tidligere i denne analysen og defineres som regel gjennom ligning (8). En annen måte å tolke β på er som stigningstallet på regresjonslinjen mellom en enkeltaksjes og markedets avkastning. Den sistnevnte tolkningen er anvendbar i Excel ved å benytte MKM-funksjonen «SLOPE». Ved å benytte denne Excel-funksjonen for estimeringen av β foreligger det derimot ingen regresjonsinformasjon som det ville gjort dersom betaverdiene var estimert i et statistikkprogram. Med andre ord foreligger det ingen informasjon på hvor treffsikker disse estimeringene er. I utgangspunktet er periodene for estimeringen av β -koeffisientene korte sett opp mot tidligere forskning som for eksempel Fama og Macbeth (1973) og Black et al. (1972). Begge disse artiklene foretar estimeringer av $\hat{\beta}$ over 5 år. Denne analysen estimerer $\hat{\beta}$ -koeffisienter på toårig, ettårig og seksmånedlig basis. Shanken (1992) finner at estimeringen av $\hat{\beta}$ -koeffisientene får mindre målefeil desto lenger estimeringsperioden er. Videre mener Shanken (1992) at Fama og Macbeth (1973) hadde en svak modell på grunn av store målefeil i første steg av regresjonen og «feil-i-variablene»-problemer. Shanken (1992) mener metoden for å unngå «feil-i-variablene»-problemet benyttet i Fama og Macbeth (1973), og denne analysen, ikke virker. Denne analysens betaestimerer og regresjonsresultater er dermed å betrakte som mindre holdbare grunnet muligheten for tilstedeværelse av problemene diskutert ovenfor.

Beta som et eneste mål på risiko

Kapitalverdimodellen hevder at β er det eneste målet på systematisk eller relevant risiko. Parameteren $SUMSQ$ ble generert med det formål å teste denne påstanden. Som tidligere nevnt er det γ_3 -koeffisienten som oftest er signifikant og dermed er nullhypotesen B2 forkastet oftest. Totalt var det 35 av 92 B2 nullhypoteser som ble forkastet. Fama og French (1992; 1993) fant at selskaper med mindre markedsverdi og selskaper med høyere total kapital til prisrate, hadde i gjennomsnitt høyere avkastning enn markedet. Ved å inkludere disse to faktorene

kunne Fama og French beskrive avkastningen bedre. Senere har Carhart (1997) funnet bevis for at aksjens moment kan hjelpe å predikere fremtidig avkastning mer presist. Med moment menes det at dersom aksjen hadde en positiv avkastning i periode t , vil aksjens avkastning i gjennomsnitt oftere være positiv enn negativ i periode $t+1$. Det finnes mange utvidelser av *KVM* som inkluderer enkelte parametere for bedret prediksjonsevne. Noe av det som gjør *KVM* attraktiv er at modellen kun anvender én variabel, men en kan enkelt resonere seg frem til at en modell som inkluderer flere variabler og som tar hensyn til andre systematiske faktorer som moment og størrelse, vil være bedre egnet for prediksjon av fremtidig avkastning. Ettersom B2 nullhypotesen forkastes såpass ofte, foreligger det indikasjoner på at det er også andre faktorer enn β som utgjør relevant risiko på Oslo Børs.

Ved å sammenligne resultatene fra OSEAX og OBX observeres en generell bedring i modellens gyldighet. Blant annet ser en enkelt gjennom verdipapirmarkedslinje-diagrammene at estimeringene fra OBX-aksjene sammenfaller bedre med kapitalverdimodellens implikasjoner om et positivt forhold mellom risiko og avkastning. Estimeringene av *VML* for OSEAX viser totalt 7 positive forhold og 21 negative. Ser en på OBX estimeringene finner en 8 positive og 7 negative sammenhenger. Videre kan en se fra testperioden 2013 under den ettårige testen for enkeltaksjer at γ_1 og γ_3 går fra å være signifikant forskjellig fra 0, til at en ikke kan forkaste nullhypotesene. Dette betyr at ved å ekskludere de minst likvide aksjene fra testene, blir kapitalverdimodellen vanskeligere å motbevise for denne perioden. Lignende resultater finnes for samtlige ettårige tester for porteføljene. Ved å ekskludere de minst likvide aksjene fra testene beholdes nullhypotesene for periodene. En mulig forklaring på hvorfor dette er slik ligger i generell mikroøkonomisk teori. I henhold til Riis og Moen (2016) er markedslukevekten der tilbud møter etterspørsel. Prisen der tilbud og etterspørsel møtes kalles likevektsprisen, og vil overført til Oslo Børs være aksjeprisen. Dersom en forestiller seg et aksjemarked med kun én selger av en aksje og mange som etterspør denne aksjen, vil prisen kunne settes høyt av tilbyder. I et omvendt marked med mange selgere og kun én kjøper, vil tilbyderne bli nødt til å sette prisen ned for å få solgt aksjen. I likevekten finner en markedet med mange kjøpere og selgere. I dette markedet vil prisen ved markedslukevekt være korrekt markedspris (Riis & Moen, 2016). En kan ut ifra denne logikken

tenke seg at de mindre likvide aksjene som ekskluderes fra OBX, ikke er like effisiente til enhver tid slik som de mest likvide aksjene. Den eventuelle feilprisingen vil føre til dårlige prediksjoner under *KVM* modellen.

Trender

Fra estimeringen av verdipapirmarkedslinjer for både OSEAX og OBX, observeres hovedsakelig to trender. For det første er 10 av 15 estimeringer med et positivt forhold mellom risiko og avkastning gjort på seksmånedlig basis. Denne analysen har inkludert kortsiktige horisonter med hensikt i å vurdere kapitalverdimodellens gyldighet for en kortere tidsperiode. Tidligere store studier som Fama og Macbeth (1973) og Black et al. (1972) har valgt lengre tidsperioder på 5 år for estimering og testing. Ettersom 67% av de positive sammenhengene mellom risiko og avkastning finnes under seksmånedlige estimeringer, og kun 6,7% under de toårige estimeringene, er indikasjonene tydelige. Det ser ut til at kapitalverdimodellens gyldighet på Oslo Børs blir bedre under kortsiktige perspektiver. Dette er i tråd med funnene til Raza, Jawaid, Arif og Qazi (2011) og Nyangara, Nyangara, Ndlovu og Tyavambiza (2016). Raza et al. (2011) antyder bedret gyldighet for modellen på kort sikt ved Karachi Stock Exchange (KSE). Nyangara et al. (2016) finner støttende resultater for kapitalverdimodellens gyldighet under 3 og 6 måneders perioder på Zimbabwe Stock Exchange (ZSE).

Den andre trenden vi ser fra estimeringene av verdipapirmarkedslinjene er at 12 av 15 positive sammenhenger mellom risiko og avkastning har skjedd fra 2013, i løpet av analysens siste 5 år. Dette indikerer en bedring i kapitalverdimodellens gyldighet for Oslo Børs over tid. Officer (1973) fant bevis for at variasjoner i aksjepriser er grunnet handelsfluktueringer reflektert igjennom industriell produksjon. Mer spesifikt så Officer (1973) økt varians i aksjepriser under andre verdenskrig, og knyttet dette til unormale nivåer av industriell produksjon. Han argumenterer videre at variasjonen i aksjepriser returnerte til normalen i etterkrigstiden. Dersom en tar Officer (1973) sine funn for variasjoner i aksjepriser til betraktning, kan en videre forsøke å sammenligne hans funn med det norske markedet. I juni 2014 sank prisen på olje drastisk. Dette førte til en stor omstilling i bransjen over de påfølgende årene der investeringene i oljenæringen ble redusert med flere titalls milliarder og antall sysselsatte knyttet til

oljenæringen redusert med nesten 50.000 mellom 2013-2016 (SSB, 2019). I utgangspunktet er olje den muligens viktigste sektoren i Norge. Av alle selskaper notert på Oslo Børs per mai 2019, er 26% av selskapene innen energibransjen. I juni 2014 var 32% av noterte selskaper innen energisektoren (Bloomberg, 2019). Dersom en antar at oljenæringen hadde et unormalt høyt produksjonsnivå i perioden opp mot andre halvår 2014, kan Officer (1973) og denne analysen sammenlignes. I henhold til Officer (1973) sine funn kan denne industrielle produksjonsnedgangen for Norges mest handlede sektor muligens være en forklaring til hvorfor kapitalverdimodellen holder bedre for det norske markedet etter 2013. Med mindre varians i aksjepriser er det lettere å forutsi fremtidig avkastning ettersom marginen for feil vil bli mindre ved redusert varians. Modellens anvendelighet øker tilsynelatende med nyere data, og kan derfor også indikere en økt anvendelighet for fremtiden.

Avslutningsvis

Blume (1970) og Fama (1965) antyder at distribusjonen av månedlig avkastning er tykkhalet, det vil si skjevfordelt. Videre antydes det fra Blume (1970) at det muligens er bedre å gå vekk fra normalfordelings-antagelsen og heller benytte seg av en ikke-normalfordelt-symmetrisk fordeling. Den skjeve fordelingen vil motstride forutsetningene for kapitalverdimodellen, og det vil være vanskeligere å predikere fremtidig avkastning. Videre finner Fama og Babiak (1968) at når en betrakter store t-verdier med antagelsen om at de underliggende variablene er normalfordelte, vil muligens signifikansnivåene bli overvurdert (Fama & Macbeth, 1973). En vil med andre ord muligens forkaste nullhypotesene oftere enn hva som er riktig. Med unntak av hypotese B4 vil overvurderinger av signifikansnivå lede til partiskhet mot å avvise nullhypotesene ved to-parametermodellen. Derfor, hvis disse hypotesene ikke kan bli avvist når t-verdiene er vurdert under antagelsen om normalfordeling, står hypotesene enda sterkere dersom en tar de tykke halene ved distribusjonen til betraktning.

5. Konklusjon

I denne analysen har vi forsøkt å belyse problemstillingen: «*Til hvilken grad er kapitalverdimodellen gyldig som et verktøy for å predikere fremtidig avkastning på Oslo Børs?*». For å undersøke dette har kapitalverdimodellen blitt benyttet med markedsdata fra Oslo Børs og risikofrie NIBOR-renter mellom periodene januar 2005 til desember 2018. Det har blitt utført flere regresjonsanalyser for å beskrive forholdet mellom risiko og avkastning for de ulike tidsperiodene, med utgangspunkt i estimerte betakoeffisienter og gjennomsnittlig meravkastning for både porteføljer og enkeltaksjer. Regresjonsanalysene er basert på Fama og Macbeth (1973) sin to-parametermodell. Første steg var tidsserieanalysen som estimerte β -koeffisientene gjennom minste kvadraters metode. Det andre steget var tverrsnittsanalysen av de estimerte β -koeffisientene og gjennomsnittlig meravkastning på Oslo Børs.

Analysen viser bedre resultater i modellens presisjon for OBX-medlemmene, noe som indikerer en sammenheng mellom kapitalverdimodellens gyldighet og aksjens likviditet. Generelt er det vanskeligere å forkaste nullhypotesene for OBX-medlemmene. Videre indikerer analysen at kapitalverdimodellen stemmer bedre for kortsiktige tidshorisonter. De estimerte verdipapirmarkedslinjene viser at 10 av de 15 positive estimeringene av *VML* er under de halvårlige estimeringene. Det var estimert utelukkende negative forhold mellom risiko og meravkastning for de toårige estimeringene. Dette indikerer at kapitalverdimodellen holder bedre på kortere sikt på Oslo Børs. Analysene viser også at 12 av 15 estimerte positive forhold mellom risiko og avkastning har forekommet etter 2013. Det er med andre ord en tilsynelatende bedret gyldighet for kapitalverdimodellen i nyere tid.

Ettersom distribusjonen av meravkastning trolig er tykkhalet som diskutert i Fama og Macbeth (1973), vil t-verdiene på parameterne antagelig bli overvurdert. Dette fordi kapitalverdimodellen antar en normalfordelt distribusjon, som viser seg å være skjevt fordelt. Dersom kapitalverdimodellen ikke kan helhetlig forkastes på bakgrunn av analysene, vil modellen stå enda sterkere for Oslo Børs dersom en tar de skjeve fordelingene til betraktning.

De store variasjonene gjør det vanskelig å konkludere rundt gyldigheten av kapitalverdimodellen, men analysen støtter teorien til Blume (1970) i det at porteføljetestene er mer presise enn for enkeltaksjene.

De sterkeste bevisene mot kapitalverdimodellens gyldighet for Oslo Børs under analyseperioden, ligger i parameteren *SUMSQ*. Denne parameteren er ment å fange opp variasjonen som β ikke fanger opp, og er oftest signifikant ulik 0. En kan dermed si med rimelig sikkerhet at β ikke er et tilstrekkelig mål på systematisk risiko alene. Funnet er sammenfallende med tidligere studier av kapitalverdimodellen, der en finner enkelte anomalier som inngår i relevant risiko, og som ikke beskrives av β .

Analysen er dessverre svekket som følge av ingen sikkerhet rundt betaestimatene. Videre har Shanken (1992) vist at grepene gjort for å unngå «feil-i-variablene»-problemer ved å generere porteføljer basert på tidligere perioder, for deretter å estimere betakoeffisienter på nytt, ikke virker.

Analysen finner ingen konkluderende bevis mot kapitalverdimodellens gyldighet, og det foreligger dermed ingen grunnlag for å helhetlig avkrefte modellen for Oslo Børs under perioden 2005 til 2019. Det er derimot sterke antydninger til at modellen passer dårlig til prediksjon av fremtidig avkastning på Oslo Børs.

Litteraturliste

- Black, F., Jensen, M. C. & Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*, (Praeger Publishers Inc.). Hentet fra https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=908569
- Bloomberg L.P. (2019). Financial data for Oslo Stock Exchange All Share Index 1/1/2005 to 12/31/2018. Hentet fra Bloomberg databasen
- Bloomberg L.P. (2019). Financial data for Oslo Stock Exchange Benchmark Index 1/1/2005 to 12/31/2018. Hentet fra Bloomberg databasen
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. J. (2011). *Investments and Portfolio Management* (9. utg.). New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Boye, K. & Koekebakker, S. (2006). Finansielle emner (14. utg.). *Oslo: Cappelen akademisk*.
- Brealey, R. A., Myers, S. C. & Allen, F. (2006). *Corporate Finance: International Edition* McGraw-Hill/Irwin.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Cochran, W. G. (1977). Sampling techniques-3.
- Evans, J. L. & Archer, S. H. (1968). Diversification and the reduction of dispersion: an empirical analysis. *The Journal of Finance*, 23(5), 761-767.
- Fama, E. F. & Babiak, H. (1968). Dividend policy: An empirical analysis. *Journal of the American statistical Association*, 63(324), 1132-1161.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, XLVII, NO.2.

- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1972). Risk, Return, and Equilibrium, (University of Chicago). Hentet fra
<http://efinance.org.cn/cn/fm/Risk,%20Return,%20and%20Equilibrium%20Empirical%20Test.pdf>
- Gonedes, N. J. (1973). Evidence on the information content of accounting numbers: Accounting-based and market-based estimates of systematic risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(3), 407-443.
- Graham, J. R. & Harvey, C. R. (2001). The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. *Journal of financial economics*, 60(2-3), 187-243.
- Gujarati, D. N. (2011). *Econometrics by example/Damodar Gujarati*.
- Harrell Jr, F. E. (2015). *Regression modeling strategies: with applications to linear models, logistic and ordinal regression, and survival analysis* Springer.
- Haugen, R. A. & Haugen, R. A. (2001). *Modern investment theory* Prentice Hall Upper Saddle River, NJ.
- Hawkins, D. M. (1980). *Identification of outliers* Springer.
- Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389-416.
- Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615.
- Malkiel, B. G. & Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.

- Mandelbrot, B. (1966). Forecasts of future prices, unbiased markets, and "martingale" models. *The Journal of Business*, 39(1), 242-255.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Markowitz, H. (1959). Portfolio selection. *Investment under Uncertainty*.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 768-783.
- Norske Referanserenter AS. (2019). NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate). Hentet fra www.referanserenter.no/nibor/
- Nyangara, M., Nyangara, D., Ndlovu, G. & Tyavambiza, T. (2016). An Empirical Test of the Validity of the Capital Asset Pricing Model on the Zimbabwe Stock Exchange. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(2). Hentet fra <https://dergipark.org.tr/download/article-file/363350>
- Officer, R. R. (1973). The variability of the market factor of the New York Stock Exchange. *The Journal of Business*, 46(3), 434-453.
- Raza, S. A., Jawaid, S. T., Arif, I. & Qazi, F. (2011). Validity of capital asset pricing model in Pakistan: Evidence from Karachi Stock Exchange. *African Journal of Business Management*, 5(32), 12598-12605.
- 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.
- Riis, C. & Moen, E. R. (2016). *Moderne mikroøkonomi* Gyldendal akademisk.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. *Journal of financial economics*, 4(2), 129-176.
- Samuelson, P. A. (2016). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. I *The World Scientific Handbook of Futures Markets* (s. 25-38). World Scientific.

- Shanken, J. (1992). On the estimation of beta-pricing models. *The review of financial studies*, 5(1), 1-33.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Statistisk sentralbyrå. (2019, 29.mai). Historisk statistikk for olje- og gassvirksomheten. Hentet fra <https://www.ssb.no/energi-og-industri/artikler-og-publikasjoner/historisk-statistikk-for-olje-og-gassvirksomheten>
- Thrane, C. (2017). *Regresjonsanalyse: en praktisk tilnærming* Cappelen Damm akademisk.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The review of economic studies*, 25(2), 65-86.
- Ødegaard, B. A. (2006). Hvor mange aksjer skal til for å ha en veldiversifisert portefølje på Oslo Børs. *Praktisk Økonomi og Finans*, 22(1), 85-89.
- Ødegaard, B. A. (2018). Emprics of the Oslo Stock Exchange: Asset pricing results. 1980-2017, (University of Stavanger). Hentet fra http://finance.bi.no/~bernt/wps/empirics_ose_asset_pricing/empirics_ose_asset_pricing_2018_02.pdf
- Ødegaard, B. A. (2019). Asset Pricing Data at OSE. Hentet fra http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html