



# Kapitaldekning, risiko og avkastningskrav for nordiske forretningsbanker

*Regulatoriske krav og bankenes finansieringskostnad – en empirisk analyse i et Modigliani & Miller-rammeverk.*

**Gunnar Høivik og Morten Tønseth**

**Veileder: Kjell Bjørn Nordal**

Utredning innen masterstudiet i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

## Abstract

The newly agreed Basel III framework will see banks come to use more equity capital to finance their assets. This has triggered warnings about the cost of requiring banks to use more equity. The question is whether the Modigliani-Miller propositions are relevant at all when thinking about bank capital regulation.

The purpose of this dissertation has been mainly to investigate the relationship between change in risk, arising from exposure to general market movements, and loss-absorbing capital, in a sample consistent of Nordic banks. We used a sample of 14 banks, all of which had headquarters in one of the Nordic countries, over the period 1994 – 2012.

We approximated systemic risk with equity beta and we measured loss-absorbing capital by Tier 1 common equity.

We tried to model how shifts in funding affect required rates of return, and we used a Modigliani and Miller (henceforth M&M) based framework similar to Miles, Yang and Marcheggiano (2011). Furthermore, the cost of capital was estimated using the single-factor capital asset pricing model (CAPM), where expected return is a function of risk-free rates and a bank-specific risk premium. The M&M theorem states that if the beta of bank debt is zero, the risk premium on equity should decline linearly with leverage.

We found a positive association between changes in systemic risk and capital, i.e a positive change in leverage would imply a positive change in beta, and thus, indirectly a higher required rate of return and vice versa. The results are in accordance with the theory.

However, our results suggest that the M&M effect is weaker than what the theory predicts, that is, our estimates predict a much smaller change in equity beta due to increased loss-absorbing capital. The finding suggests that the capital structure is not completely irrelevant for our sample of banks. The deviation may be due to violations of the strict assumptions underlying the theory, such as a perfect market, no information asymmetries, no friction or costs related to trading, borrowing and lending or taxes.

# 1. Forord

Denne oppgaven er skrevet som ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole. Temaet for oppgaven er regulering av den nordiske banksektoren, bankenes finansieringskostnader og markedseffisiens.

Temaets aktualitet, kombinert med lite eller manglende eksisterende empiriske studier på nordiske forhold var utslagsgivende for valg av tema.

Vi vil takke alle som har vært involvert i prosessen for matnyttige diskusjoner og korrekturlesing.

Vi vil i tillegg rette en stor takk til vår veileder, Kjell Bjørn Nordal ved Norges Bank, for hans nyttige forslag og tips til utbedringer, samt interessante diskusjoner om innfallsvinkler.

Alle konklusjoner, resultater og kommentarer står for forfatterens egen regning.

Bergen, 19.juni 2014

---

Morten Kvam Tønseth

---

Gunnar Høivik

---

# Innholdsfortegnelse

<b>1.</b>	<b>FORORD</b> .....	<b>3</b>
<b>2.</b>	<b>INNLEDNING</b> .....	<b>9</b>
<b>3.</b>	<b>PROBLEMSTILLING</b> .....	<b>12</b>
<b>4.</b>	<b>OVERSIKT OVER EKSISTERENDE LITTERATUR</b> .....	<b>13</b>
<b>5.</b>	<b>TEORI</b> .....	<b>17</b>
5.1	BANKBALANSER OG LEVERAGE.....	17
5.2	KAPITALVERDIMODELLEN (CAPM).....	20
5.3	MODIGLIANI OG MILLER (M&M).....	22
5.4	MODIGLIANI OG MILLER I ET IMPERFEKT MARKED.....	23
5.5	ESTIMERING AV EGENKAPITALBETA.....	25
5.6	ASSET BETA – HVORDAN BLIR AVKASTNING PÅVIRKET AV LEVERAGE? .....	26
5.7	IDIOSYNKRATISK RISIKO .....	29
<b>6.</b>	<b>DEN NORDISKE BANKSEKTOREN</b> .....	<b>31</b>
6.1	UTVIKLING I LEVERAGE OG AVKASTNINGSKRAVET TIL EGENKAPITALEN .....	35
<b>7.</b>	<b>METODE</b> .....	<b>46</b>
7.1	DATA.....	46
7.2	PRESENTASJON AV ANALYSEVERKTØY.....	48
7.2.1	<i>Pooled Ordinary least squares (OLS)</i> .....	49
7.2.2	<i>First difference (FD)</i> .....	51
7.2.3	<i>Fixed effects (FE)</i> .....	52
7.2.4	<i>Random effects (RE)</i> .....	53
7.2.5	<i>Valg mellom FE eller RE</i> .....	55
7.3	DE AVHENGIGE VARIABLENE.....	56

---

7.3.1	<i>Beregning av egenkapitalbeta</i> .....	56
7.3.2	<i>Aksjeavkastningens volatilitet (Stock return volatility)</i> .....	59
7.3.3	<i>Idiosynkratisk volatilitet (Idiosyncratic volatility)</i> .....	59
7.3.4	<i>Credit default swaps (CDS)</i> .....	60
7.4	DE UAVHENGIGE VARIABLENE .....	60
7.4.1	<i>Tier 1 og Tier 2</i> .....	60
7.4.2	<i>Return on equity (ROE)</i> .....	62
7.4.3	<i>Pris/Bok (PB)</i> .....	62
7.4.4	<i>Innskuddsandel (Deposits)</i> .....	63
7.4.5	<i>Andel likvide midler på balansen (LIQ)</i> .....	63
7.5	DESKRIPTIV STATISTIKK .....	64
<b>8.</b>	<b>ANALYSE</b> .....	<b>68</b>
8.1	REGRESJON MED BETA OG LEVERAGE .....	69
8.2	REGRESJON MED BETA OG LEVERAGE (LOGARITMISK) .....	71
8.3	REGRESJON MED ULIKE TIER-KLASSIFISERINGER (LOGARITMISK).....	73
8.4	ALTERNATIVT AVKASTNINGSKRAV: REGRESJON MED ROE OG LEVERAGE (LOGARITMISK) ...	75
8.5	FORFATTERNES KONTROLLVARIABLER OG BETA.....	77
8.6	HOLDER MODIGLIANI & MILLER ?.....	79
8.7	HVORFOR HOLDER IKKE M&M? .....	83
8.7.1	<i>Skatt</i> .....	83
8.7.3	<i>Konkurskostnader og garantier</i> .....	85
8.7.4	<i>Begrenset eierskap</i> .....	87
8.8	REGRESJON MED CREDIT DEFAULT SWAPS .....	88
8.9	REGRESJON MED ALTERNATIVE RISIKOMÅL .....	91

---

8.10	REGRESJON MED AKSJEAVKASTNING OG KAPITALSTRUKTUR.....	96
8.11	ROBUSTNESS:.....	97
8.11.1	<i>Missing values:</i> .....	97
8.11.2	<i>Outliers:</i> .....	98
8.11.3	<i>Estimeringsfeil</i> .....	100
8.11.4	<i>Beta – Riktig mål for risiko?</i> .....	103
8.11.5	<i>Tier1 &amp; Tier2 – riktig mål på gjeldsgrad? (Leverage)</i> .....	105
8.11.6	<i>Kausalt forhold mellom leverage og beta?</i> .....	106
8.11.7	<i>Tilpasser investor seg endringer?</i> .....	107
8.11.8	<i>Heteroskedastitet:</i> .....	107
8.11.9	<i>Autokorrelasjon:</i> .....	109
8.11.10	<i>Multikollinearitet</i> .....	110
8.11.11	<i>Linearitet i estimatene</i> .....	111
<b>9.</b>	<b>KONKLUSJON</b> .....	<b>113</b>
<b>10.</b>	<b>APPENDIKS</b> .....	<b>114</b>
10.1	APPENDIKS 1 – OVERSIKT OVER BANKENES STØRRELSE OG VIRKSOMHET .....	114
10.2	APPENDIKS 2 – OVERSIKT OVER ESTIMERTE EGENKAPITALKOSTNAD-KOMPONENTER... ..	115
10.3	APPENDIKS 3 – UTVIKLING I LEVERAGE FOR NORDISKE BANKER: 1994 – 2012.....	116
10.4	APPENDIKS 4 – DEN DANSKE BANKSEKTOREN .....	117
10.5	APPENDIKS 5 – DEN SVENSKE BANKSEKTOREN.....	117
10.6	APPENDIKS 6 – DEN NORSKE BANKSEKTOREN .....	118
10.7	APPENDIKS 7 – DEN FINSKE BANKSEKTOREN .....	118
10.8	APPENDIKS 8 – UTVIKLING I AKSJEAVKASTNINGENS VOLATILITET .....	119
10.9	APPENDIKS 9 – BETAESTIMATER MED ULIKE PERIODELINGDER.....	120

---

**LITTERATURLISTE .....121**
**TABELLOVERSIKT .....**

- Tabell 6.1 *Risikopremier for nordiske land i perioden 1900 – 2010*
- Tabell 6.2 *Avkastningskravet til egenkapitalen, ROE og Earningsyield*
- Tabell 7.1 *Presentasjon av variabler*
- Tabell 7.2 *Korrelasjonsmatrise*
- Tabell 7.3 *Deskriptiv statistikk – Alternative risikomål*
- Tabell 8.1 *Regresjon med beta og leverage*
- Tabell 8.2 *Regresjon med beta og leverage (logaritmisk)*
- Tabell 8.3 *Regresjon med beta og ulike Tier-klassifiseringer (logaritmisk)*
- Tabell 8.4 *Regresjon med ROE og leverage (logaritmisk)*
- Tabell 8.5 *Forfatternes variabler og beta*
- Tabell 8.6 *M&M – beregninger*
- Tabell 8.7 *Regresjon med CDS og leverage (logaritmisk)*
- Tabell 8.8 *Regresjon med egne kontrollvariabler og alt. risikomål*
- Tabell 8.9 *Regresjon med aksjeavkastning og kapitalstruktur.*

**FIGUROVERSIKT .....**

- Figur 5.1 *Finansiering av banker*
- Figur 5.2 *Respons til økte egenkapitalkrav*
- Figur 5.3 *Grafisk fremstilling av CAPM*
- Figur 5.4 *Inndeling av porteføljerisiko.*
- Figur 6.1 *Kreditteksponering og størrelse i forhold til BNP for de største bankene*
- Figur 6.2 *Lån-Innskudd-ratio og kapitalnivå i de nordiske bankene*
- Figur 6.3A *Avkastning på egenkapitalen for nordiske banker*
- Figur 6.3B *Avkastning på egenkapitalen*
- Figur 6.4 *Utvikling i gjeldsgrad for nordiske banker.*
- Figur 6.5 *Utvikling i egenkapitalbeta*

- Figur 6.6 *Avkastningskravet til egenkapitalen for et utvalg nordiske banker*
- Figur 6.7 *Risikopremier for nordiske land, 1900-2010*
- Figur 6.8 *Utvikling i aksjekurs for et utvalg av nordiske banker*
- Figur 7.1 *Grafisk presentasjon av datasettet.*
- Figur 7.2 *Pooled OLS - residualer for ulike betaverdier.*
- Figur 7.3 *MSCI World*
- Figur 8.1 *Utvikling av gjeldsnivå og skattesats (CIT) i Sverige*
- Figur 8.2 *Implisitte garantier i den nordiske banksektoren*
- Figur 8.3 *U-formet relasjon mellom Tier 1 og StockReturnVol.*
- Figur 8.4 *Utvikling i beta for perioden 1994 – 2012*
- Figur 8.5 *Fluktuasjoner i ROE og beta over tid*
- Figur 8.6 *Utvikling i leverage og beta fra 1994 – 2012*
- Figur 8.7 *Scatterplot av residualer for beta koeffisienter*
- Figur 8.8 *Ikke- lineære sammenhenger*



---

## 2. Innledning

En lærdom man kan dra med seg fra den forhenværende finanskrisen er at banker burde holde mer kjernekapital (ren egenkapital) i deres kapitalstruktur. *«(...)Men selv om kapitaldekningen i norske banker har økt, må bankene styrke egenkapitalen ytterligere dersom de skal kunne møte store tap uten alvorlige konsekvenser for norsk økonomi» - Sentralbanksjef Øystein Olsen til db 05.12.2013.*

Dette var også blant finanskriseutvalgets hovedkonklusjoner om hvordan man kunne bli bedre rustet mot finanskriser (Finansdepartementet, NOU 2011). Ren kjernekapital er den første kategorien av bankkapital som er tilgjengelig til å absorbere tap, jo større buffer, jo mer tap kan banken tåle før den får finansieringsproblemer. På grunn av andre finansieringskilders før-prioritet, er egenkapitalfinansiering en antatt dyrere form for bankkapital. Investorer forventer å bli kompensert for denne risikoen gjennom dividende og aksjeavkastning (Berk & Demarzo, 2011). Hvis banker er forventet å holde mer ren kjernekapital i deres kapitalstruktur, vil dette påvirke bankenes totale finansieringskostnader? I lys av den senere tids lovforslag om gjennomføring av Basel III og CRD IV-reglene i Norge, har det vært en pågående diskusjon i media mellom academia, sentrale politikere og næringslivet om hvilke konsekvenser økte kapitalkrav til bankene vil få. Finansnæringen og bankene hevder at økt kapitalisering vil medføre store ekstrakostnader, som igjen vil gi en konkurranseulempen i forhold til utenlandske filialer som ikke er omfattet av det samme regelverket. Nordea, SEB, Swedbank og Handelsbanken er alle aktører med betydelig markedsandeler i Norge, men som følger svenske regler (Norges bank, 2013). Isolert sett kan strengere kapitalkrav være konkurransevridende. Bankenes argumentasjon er todelt, dels bygger den på kostnader ved å binde opp og bruke mer av den relativt sett dyre egenkapitalen og dels bygger den på kostnader ved å hente ny kapital. Det første argumentet er sterkt relatert til at egenkapitalholdere er mer eksponerte for risiko enn gjeldsholdere, fordi gjeld har før-prioritet ved en eventuell konkurs. Egenkapitalholdere er altså de første som må ta tap, dersom selskapets finanser starter å vakle. Av den grunn så er avkastningskravet til egenkapitalen høyere enn avkastningskravet til gjelden. Forskjellen blir forsterket ved at skattesystemet favoriserer gjeldsfinansiering, da gjeldsrenter er fradragsberettigede. Følgelig blir det argumentert for at en økt andel av en relativt sett dyrere finansieringskilde, vil gi økte finansieringskostnader totalt sett.

Administrerende direktør, Idar Kreutzer i FNO uttalte til Finansavisen den 22. Oktober 2013;

*«Vi er enige om at det er behov for å ha større kapitalbuffer for å kunne stå imot fremtidige kriser. Vi mener samtidig at vi har en forpliktelse til å gjøre oppmerksom på at dette har en kostnad og vil få konsekvenser for pris i markedet. Vår bekymring er at norske myndigheter ønsker strengere krav enn resten av Europa, og at de ønsker å innføre disse kravene tidligere enn i andre land. Dermed får norske banker en konkurranseulempe. Norske bankers egenkapitaldekning ligger nå i gjennomsnitt på omkring 10 prosent. Bankene legger til grunn, og forbereder seg på, at kravet vil øke til minst 12 prosent i tiden som kommer. Dette kan ikke gjøres kun gjennom å holde tilbake overskudd, uten at en samtidig risikerer å begrense utlånskapasiteten.»*

Kreutzer advarer i sitt innlegg om økte kostnader forbundet med økte kapitalkrav. Videre problematiserer han at bankenes utlånsmengde kan krympe med høyere egenkapitalkrav. Økt kapitalbinding på boliglån vil bidra til å redusere bankenes insentiver til å yte boliglån. Det har vært hevdet at bankene i stedet vil redusere utlån med høyere risikovekter, for eksempel næringslån, for å opprettholde kapitaldekningen uten kapitaltilførsel. Videre kan et økt krav til kapital bak hvert boliglån medføre økte marginer på boliglån og dermed høyere boliglånsrenter (Batta, 2013). Mangel på finansering kan gi uheldige konsekvenser for økonomien, da selskaper og privatpersoner kan ha problemer med å finansiere lønnsomme investeringer og utjevning av konsum over tid (jamfør consumption smoothing).

Det andre argumentet er knyttet til det å hente ny kapital. På grunn av adverse selection (pecking order theory) og informasjonsasymmetri vil markedet ofte reagere negativt på at selskaper velger å benytte egenkapitalfinansiering (Berk & Demarzo, 2011). Selskapets ledelse vil foretrekke egenkapital sist i rekken over alternative finansieringskilder, slik at emisjoner kan tyde på at selskapet sliter, er overpriset i markedet eller rett og slett ikke har noen andre alternativ. Videre så vil det være større kostnader forbundet ved å gjennomføre en emisjon kontra utstede en obligasjon (utstede gjeld). Dette fordi underskrivere (underwriters) krever en større provisjon for å garantere for fulltegning, samt at de ofte har forhandlet frem en lav tegningspris ut mot investor (Berk & DeMarzo, 2011). Emisjoner er imidlertid ikke den eneste måten bankene kan øke egenkapitaldekningen. De kan også holde tilbake overskudd, øke inntekter og/eller redusere kostnader.

Politikerne viser i sin argumentasjon til teorien, hvor Modigliani & Millers teorem predikerer at bankers kapitalkostnad er uavhengig av valg av finansiering. Modigliani–Miller har lenge vært det ledende rammeverket om hvordan man tenker på selskapers kapitalstruktur. Teorien sier at under visse antakelser; som at markedspris dannes ved random walk, fravær av skatt, konkurskostnader, agent/byråkostnader, asymmetrisk informasjon og i et effisient marked, så vil verdien av et selskap være uavhengig av hvordan det er finansiert (Cohen, 2004). Dette fordi en investor kan, gjennom kapitalmarkedet, reversere selskapets endring i gjeldsgrad ved å gjøre endringer i sin egen portefølje. I og med at en investor kostnadsfritt kan reversere bankenes endring i kapitalstruktur, så vil endringen følgelig hverken tilføre eller forringe noen verdi. For eksempel kan en investor respondere på bankenes nedgang i leverage, ved å øke belåningsgraden i sin egen portefølje. Teorien predikerer at en investor kan låne til samme betingelser som et selskap (risikofri rente). I henhold til teorien, så spiller det følgelig ingen rolle om selskapets kapital er hentet ved å utstede aksjer eller ved å selge gjeld, eller hvordan selskapets utbyttepolitikk er. M&M blir derfor ofte omtalt som «capital structure irrelevance principle» (Cohen, 2004). Videre så vil teorien predikere at mer robuste banker vil redusere kapitalmarkedets avkastningskrav, fordi risikoen synker. Bankene vil følgelig bli stilt overfor en lavere egenkapitalkostnad fordi de blir mer robuste, slik at totalkostnaden forblir uendret.

Vår oppgave prøver å forklare sammenhengen mellom leverage og egenkapitalkostnad. Vi vil benytte et metode-rammeverk tilsvarende det man finner i Miles et. al, (2011), for å teste om en reduksjon (økning) i bankers leverage vil redusere (øke) bankers risiko og indirekte egenkapitalkostnad, slik standard finansteori predikerer. Vi vil senere utvide rammeverket for å se hvordan kapitaldekning påvirker bankenes finansielle risiko. Vi vil gi en utfyllende presentasjon av data og metode i egne avsnitt.

### **3. Problemstilling**

Nye regulatoriske krav impliserer en forventning om at banker må holde mer ren kjernekapital i deres kapitalstruktur, vil dette påvirke bankenes totale finansieringskostnader og finansielle risiko?

*Oppgaven er strukturert på følgende måte:*

Vi starter oppgaven med en kort oversikt over relevant litteratur og teori i kapittel 4 og 5. Etterpå vil vi gi en kort beskrivelse av den nordiske banksektoren i kapittel 6. I kapittel 7 presenteres metoden og valg av variabler for vår analyse. Analysen og medfølgende drøfting er presentert i kapittel 8, før vi konkluderer i kapittel 9.

---

## 4. Oversikt over eksisterende litteratur.

Selv om banker må holde egenkapital for regulatoriske formål, er det relativt få publiserte studier som estimerer egenkapitalkostnaden for finansinstitusjoner, spesielt for banker utenfor USA. De fleste corporate finance studier ekskluderer banker, og hevder at faktorer som gearing (leverage), skatter og andre hensyn er annerledes i denne svært regulerte sektoren. Zimmer & McCauley (1991) estimerer kostnaden for egenkapital for 34 internasjonale banker fra seks land i perioden 1984-1990. De approksimerer kostnaden for egenkapital ved bruk av rapportert avkastning på egenkapitalen (ROE) på banknivå. Artikkelen ser på forholdet mellom bankenes rapporterte inntjening og markedsverdi, hvor rapportert inntjening er justert for inflasjon og regnskapsforvregninger. Videre justerer de ROE, ved å beregne gjennomsnittlig ROE over perioden og på tvers av banker fra hvert land. Vi benytter et tilsvarende rammeverk for å teste robustheten av våre funn. Artikkelforfatterne erkjenner at det er en del problemer med å benytte historiske regnskapstall som en approksimasjon for avkastningstall, men argumenterer at fordelene, som gjør at det likevel er meningsfylt, er at de er observerbare. De estimerer også kostnaden for egenkapital ved hjelp av en flerfaktor Fama - French modell (Fama & French, 1996), resultatene var omtrent like. Amihud, Christensen & Mendelson (1992), Jagannathan & Wang (1996), og Levy (1997) finner at Fama & Frenchs resultat ikke holder når man benytter andre økonometriske metoder. De finner alle at beta er det mest forventningsrette estimatet på risiko i aktivaprisering.

Maccario et. al, (2002) estimerer egenkapitalkostnaden for ikke-amerikanske banker ved hjelp av en dividendsdiskonterings-modell (DDM), justert for inflasjon. De studerer banker i 12 land i perioden 1993-2001, og måler avkastningskrav ved hjelp av earningsyield. Earningsyield er det inverse forholdet av en fremtidsrettet pris/inntjening (price/earnings) multiplisert. For å kunne bruke DDM på denne måten, må forfatterne benytte en rekke forenklede antakelser. De antar at analytikerprognoser er det beste estimatet for neste års inntjening, at inntjeningen vokser i samme takt som økonomien, og at dividenderaten holdes fast i hele perioden. En direkte konsekvens av denne tilnærmingen er at mer lønnsomme banker står overfor en høyere egenkapitalkostnad. Forfatterne konkluderer med at bankene som ligger i Canada, Sverige og Nederland har høyeste kapitalkostnad, mens tyske og japanske banker har den laveste. Selv om bruken av inntjeningsprognoser har sine fordeler, har en rekke regnskapsstudier vist store svakheter ved denne tilnærmingen. Analysens

resultat er særs avhengig av hvilke forutsetninger man tar, og hvilke input man bruker. (Easton, 2009). I likhet med analysen til Zimmer & McCauley, vil vi også benytte Maccario et. als rammeverk til å teste robustheten av våre analyser. Både ROE og earningsyield er alternative måter for å approksimere egenkapitalkostnaden. Vi vil imidlertid benytte data på banknivå, og ikke aggregert på landsnivå.

Vi har i vår metodologi valgt å benytte egenkapitalbeta som et mål på risiko. Beta, som gis av Capital asset pricing model (CAPM) viser samvariasjon mellom en aksje og en bred aksjeindeks. Betaverdier under 1, vil indikere at aksjen har en lavere volatilitet enn indeks og vice versa for betaverdier over 1. Modellen som ble utviklet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossing (1966) har vært en av de mest brukte modellene i finans over de siste 30 årene. Modellen er likevel noe kontroversiell. Tidlige tester av modellens validitet ble gjort på indekser innad i ett enkelt land. Fama og French (1992) brukte nær 50 års avkastningstall for amerikanske aksjemarkeder og konkluderte med at det var et flatt forhold mellom avkastning og beta, ikke lineært som CAPM predikerer. Strong og Xu (1997) finner også at det ikke er noe signifikant forhold mellom beta og avkastning i det britiske aksjemarkedet.

Det finnes imidlertid en rekke studier som finner støtte for CAPM. Ferson & Harvey (1994) finner en signifikant sammenheng mellom beta og avkastning, ved å benytte en bred aksjeindeks, bestående av 21 land. Heston et. al, (1999) tester forholdet mellom avkastning, beta og størrelse på en europeisk aksjeindeks. De finner et signifikant, positivt forhold mellom avkastning og beta.

Michael R. King benytter singel index CAPM til å estimere avkastningskravet i sin analyse: “The cost of equity for global banks: A CAPM perspective from 1990 to 2009». King uttrykker forventet aksjeavkastning som en funksjon av risikofri rente og en bankspesifikk risikopremie. Oppgaven benytter aggregerte data for 6 land og 89 banker over 20 år. Han finner at avkastningskravet til egenkapitalen har sunket på tvers av alle land (unntatt Japan) i perioden 1990 – 2005, men har steget fra 2006 til 2009. Fallet i avkastningskrav skyldes lavere risikofri rente i perioden og fall i beta, som representerer sensitiviteten til bankaksjens avkastning i forhold til markedsrisiko. Beta inngår i banksektorens risikopremie, som alene utgjør mer enn to tredeler av de samlede estimatene for egenkapitalkostnaden. Denne risikopremien er produktet av CAPM beta og den historiske risikopremien i aksjemarkedet (behandlet som en konstant). Lavere beta indikerer lavere samvariasjon mellom bankaksjeavkastning og markedsavkastning. Den påfølgende økningen skyldes i stor grad

---

økt beta grunnet finansiell uro som en følge av finanskrisen. Dette er også synlig i vårt datasett, se appendiks 2.

Vi benytter samme modelleringsteknikk som King når vi estimerer den bankspesifikke risikopremien i perioden 1994 – 2012. Vi holder den bankspesifikke risikopremien konstant i delperioder, og lar risikofri rente og beta variere i hele datasettet. Vi finner også at forklaringsgraden til risikopremien overstiger to tredeler av den totale kapitalkostnaden.

Green et. al.(2003) og Barnes & Lopez (2006) beskriver metodene som Federal Reserve bruker for å beregne avkastningskravet til egenkapital for amerikanske banker. Metodikken er kjent som Private Sector Adjustment Factor (PSAF). En input til denne beregningen er et anslag på den gjennomsnittlige banks egenkapitalkostnad, som inntil 2002 var basert på en sammenlignbar regnskapsopptjeningsmetode, hvor kostnaden for egenkapital ble satt til å tilsvare en gjennomsnittlig ROE for en representativ gruppe av banker. Rammeverket ligner på metodeverktøyet som ble benyttet av Zimmer & McCauley i 1991. Etter 2002 ble PSAF kapitalkostnad fastsatt som et vektet snitt mellom ROE, DDM-metoden og CAPM (Green et. al, 2003). Gjennomsnittlig estimat for amerikanske banker ved hjelp av CAPM ble for Green et. al 15 %, noe som er mye høyere enn studiene til Zimmer & McCauley (1991) og Maccario et. al, (2002) fant. Etter oktober 2005 har FED kun benyttet CAPM når de har estimert egenkapitalkostnaden.

Det verserer mange meninger om hvordan de mest korrekte betaestimatene skal beregnes. Professor Aswath Damodaran ved NYU Stern school of Business finner at de beste estimatene kommer av å benytte månedlige observasjoner over 5 år. Shalit & Yitzhaki (2002) benytter en rekke ulike teknikker til å estimere beta og konkluderer med at betaberegninger er særs følsomme overfor ekstremhendelser som for eksempel en bank- eller finanskrisen, og at man må avveie hensyn mellom total variasjon og endring i variasjon i utvalget over tid.

Hovedvekten av vår metode er hentet fra Miles, Yang og Marcheggiano (2011). I deres artikkel «Optimal bank capital» estimeres de langsiktige kostnadene og fordelene ved at banker finansierer seg med en høyere andel egenkapital. De modellerer hvordan endring i gjeldsgrad påvirker kapitalkrav og hvordan kostnaden blir påvirket av skattesystemet. De skiller mellom kostnader som påløper for individuelle institusjoner (private costs) og kostnader for samfunnet i helhet (social costs). I likhet med Kashyap et. al, (2010) benytter

de et M&M rammeverk til å teste hvordan bankers kapitalkostnad påvirkes av leverage. Vi har valgt å benytte samme fremgangsmetode. Kashyap et. al,(2010) bruker aggregerte data for amerikanske banker, mens Miles et. al, (2011) benytter aggregerte data for britiske banker.

Kashyap et. al, (2010) finner at det er et positivt forhold mellom bankers egenkapitalrisiko og gjeldsgrad. Videre finner de at en økning i egenkapitalandelen ikke vil øke bankers finansingskostnader i nevneverdig grad, sett bort i fra skatteeffekter.

Vi vil også benytte regresjonsmodellen til Das & Sy, (2012) for å finne andre approksimasjoner for risiko. Das & Sy, (2012) benytter et datasett med 808 banker fra 35 ulike land for å undersøke hvordan kapitalstruktur påvirket banker under finanskrisen i 2007-2008. De fant at banker som hadde mer stabil finansiering (høyere grad av innskuddsfinansiering) hadde høyere aksjeavkastning under krisen. Videre fant de at markedet ikke responderer på alle typer kapital, men at markedsrisikoen falt med høyere regulatorisk kapital (Tier 1 + Tier 2). De finner imidlertid at banker som hadde en stor andel likvide midler i sine balanser, ikke ble belønnet(målt med lavere risiko) tilsvarende som banker som holdt mindre likvide midler.

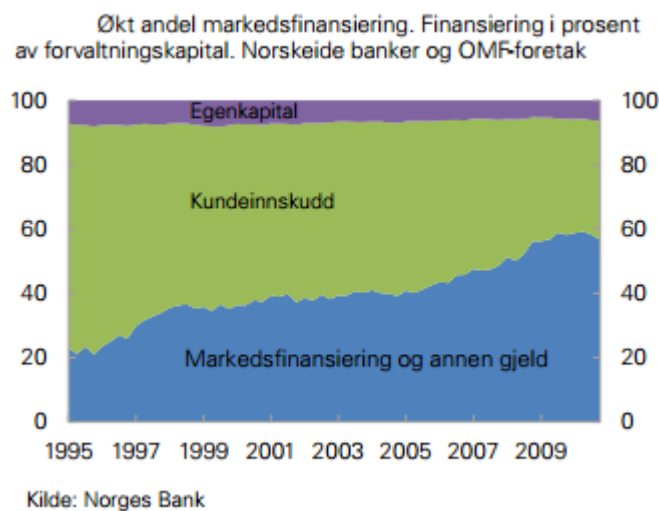


## 5. Teori

For å undersøke sammenhengen mellom bankenes kapitalstruktur, kapitalkostnad og samvariasjons- og kredittrisiko benytter vi oss av flere finansielle teorier. De viktigste teoriene vi bruker i oppgaven er kapitalverdimodellen og Modigliani & Miller - rammeverket. Vi vil starte med å presentere disse teoriene, samt gi en enkel forklaring på begrepene «*leverage*» og «*bankbalanser*». Til slutt vil vi drøfte hvordan disse påvirkes av endringer i bankenes kapitalstruktur

### 5.1 Bankbalanser og leverage

Banker kan i all hovedsak være finansiert ved; innskudd fra kunder eller andre banker, lån via verdipapirmarkedet eller annen markedsfinansiering, og/eller ved egenkapital. (Se figur 5.1) En viktig oppgave for banker er å omdanne kortsiktig sparing fra publikum til langsiktige investeringer, såkalt løpetidstransformasjon (Hoff, 2011).



**Figur 5.1: Finansiering av banker - Norges bank 2011**

Vi vil i denne oppgaven benytte begrepet «*bankkapital*» til å betegne egenkapitalfinansiering. Det er altså viktig å klart definere at vi benytter begrepet til å betegne en del av bankenes passivaside og ikke aktivaside. Det vil si at i vår terminologi, så har bankers kapitalnivå ingen sammenheng med hvilke eiendeler en bank holder eller sammensetningen av dens porteføljer.

Ved å følge overnevnte resonnement, er det tydelig at endring av egenkapitalandelen, for eksempel som følge av endrede kapitalkrav, ikke påvirker sammensetningen av eiendeler direkte. Det vil si at et strengere kapitalkrav ikke er ensbetydende med reduserte utlån da kapitalkravet påvirker passivasiden og ikke aktivasiden.

Hvordan skjerpede kapitalkrav påvirket eiendeler, er avhengig av hvilken metode banken benytter til å respondere på de nye reguleringene.

For å kunne møte økte kapitalkrav er det flere måter en bank kan redusere leverage på. For å illustrere sammenheng, viser vi tre alternative måter i figur 5.2. I figuren så øker kapitalkravet fra 10 % til 20 %:

**Alternative Responses to Increased Equity Requirements**

Initial Balance Sheet	Revised Balance Sheet with Increased Capital Requirements																				
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr><td style="width: 50%; text-align: center;">Loans: 100</td><td style="width: 50%; text-align: center;">Equity: 10</td></tr> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;">Deposits &amp; Other Liabilities: 90</td></tr> </table>	Loans: 100	Equity: 10	Deposits & Other Liabilities: 90		<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr><td style="width: 50%; text-align: center;">Loans: 50</td><td style="width: 50%; text-align: center;">Equity: 10</td></tr> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;">Deposits &amp; Other Liabilities: 40</td></tr> </table> <p style="text-align: center; font-size: small;">A: Asset Liquidation</p>	Loans: 50	Equity: 10	Deposits & Other Liabilities: 40		<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr><td style="width: 50%; text-align: center;">Loans: 100</td><td style="width: 50%; text-align: center;">Equity: 20</td></tr> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;">Deposits &amp; Other Liabilities: 80</td></tr> </table> <p style="text-align: center; font-size: small;">B: Recapitalization</p>	Loans: 100	Equity: 20	Deposits & Other Liabilities: 80		<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr><td style="width: 50%; text-align: center;">Loans: 100</td><td style="width: 50%; text-align: center;">Equity: 22.5</td></tr> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;">Deposits &amp; Other Liabilities: 90</td></tr> <tr><td style="text-align: center;">New Assets: 12.5</td><td></td></tr> </table> <p style="text-align: center; font-size: small;">C: Asset Expansion</p>	Loans: 100	Equity: 22.5	Deposits & Other Liabilities: 90		New Assets: 12.5	
Loans: 100	Equity: 10																				
Deposits & Other Liabilities: 90																					
Loans: 50	Equity: 10																				
Deposits & Other Liabilities: 40																					
Loans: 100	Equity: 20																				
Deposits & Other Liabilities: 80																					
Loans: 100	Equity: 22.5																				
Deposits & Other Liabilities: 90																					
New Assets: 12.5																					

**Figur 5.2: Respons til økte egenkapitalkrav - Admiati 2013**

I balanse A responderer banken med å halvere aktivasiden. Som et resultat vil også passivasiden krympe tilsvarende. Egenkapitalen holdes konstant og øker dermed i størrelse relativt til gjelden, slik at det nye kapitalkravet tilfredsstilles. I balanse B er egenkapitalen utvidet ved hjelp av en rekapitalisering. Disposisjonen er en omgjøring av gjeld til egenkapital, noe som kun affekterer passivasiden. Dette kan gjøres ved bruk av konvertible obligasjoner eller lignende. Et viktig moment er at bankenes gjeld ikke bare består av innskudd. Det betyr at redusert gjeld ikke nødvendigvis gir redusert innskuddsfinansiering. I balanse C er egenkapitalnivået økt ved å hente inn mer egenkapital til finansiering av eiendelene. Dette

vil kun være et alternativ så lenge banken er solvent og har tillit i markedet. Dette illustrerer et viktig poeng, nemlig at økte kapitalkrav ikke er ensbetydende med reduserte balanser og reduserte utlån. Dette er kun en av flere måter en bank kan påvirke egenkapitalgraden på.

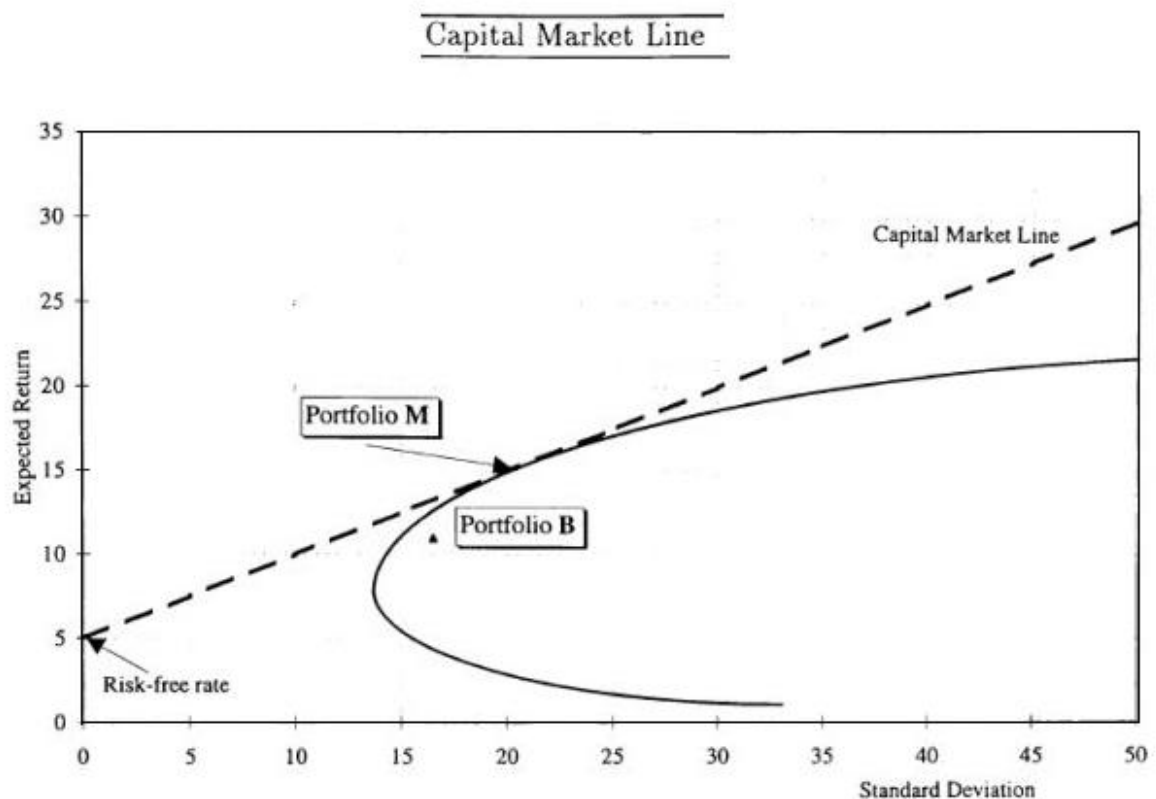
Vi benytter begrepet «*leverage*» når vi omtaler bankenes egenkapitalandel. Leverage viser det inverse av egenkapitalandelen, altså 1 over egenkapitalandelen. Leverage blir i så måte et mål på finansiell gearing, og er en multiplum som viser hvor mange ganger selskapets egenkapital er belånt. For eksempel vil en egenkapitalandel på 0,05 implisere en leverage på 20<sup>1</sup>, og at gjeldsfinansieringen er i størrelsesorden 20:1 i forhold til egenkapitalfinansieringen.

---

<sup>1</sup>  $1/0,05 = 20$

## 5.2 Kapitalverdimodellen (CAPM)

Kapitalverdimodellen, eller capital asset pricing model er en svært berømt og nobelprisbelønt (William Sharpe 1990) modell. Den predikerer hvordan avkastningen på en aksje står i forhold til dens systematiske risiko. Kapitalkostnaden er et anslag på den minimumsavkastningen som kreves av egenkapitalinvestorer for å stille kapital til disposisjon for et prosjekt eller et selskap. Jo høyere risiko, jo høyere avkastning bør investor forlange. Relasjonen mellom avkastning og risiko er illustrert i figuren nedenfor:



**Figur 5.3: Grafisk fremstilling av CAPM - Barber 1991**

Den kurvede linjen representerer effisientfronten, og viser alle kombinasjoner av aktiva som gir høyest mulig avkastning for et gitt nivå av risiko. En portefølje som ligger under effisientfronten vil følgelig ikke være effisient, fordi man kan oppnå høyere forventet avkastning til lik risiko. På figuren ser vi at portefølje B er ineffisient, fordi man oppnår høyere forventet avkastning ved å bevege seg 90 grader rett opp fra punktet. Alternativt kan man redusere standardavvik for en gitt avkastning ved å bevege seg 90 grader til venstre for

punktet. Sentralt i teorien ligger en antakelse om at en investor kun blir kompensert for systematisk risiko. Bedriftsspesifikk risiko (usystematisk risiko) kan diversifiseres vekk, og følgelig får man ingen kompensasjon for denne. CAPM kan følgelig sies å være en balansemodell. Når vi inkluderer et risikofritt aktivum, som illustrert på figur 5.3, så vil alle investorer investere i samme optimale portefølje, uavhengig av risikopreferanse. Risikopreferansen vil komme til syne ved valg av portefølje langs kapitalallokeringslinjen (KAL). Fenomenet omtales i litteraturen som separasjonsteoremet (Sharpe, 1990).

Formelt kan vi formulere avkastningskravet til egenkapitalen som:

$$E(r_i) = r_f + [E(R_m - R_f)]\beta_i$$

Hvor  $r_i$  er forventet aksjeavkastning,  $r_f$  er risikofri rente,  $(R_m - R_f)$  er risikopremie og  $\beta_i$  er aksjebeta.

Beta ( $\beta_i$ ) er aksjens relative systematiske risiko, og viser hvordan aksjen beveger seg i forhold til markedsporteføljen.

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{Var(r_m)}$$

Hvor  $r_i$  er avkastningen til aksjen, og  $r_m$  er markedsavkastning. En betaverdi på 1 impliserer at aksjen og markedet har perfekt positiv samvariasjon, og vice versa for en betaverdi på - 1.

Teorien bak CAPM predikerer at aktiva med samme markedsrisiko, har samme teoretiske avkastning, mens aktiva med høyere betaverdi enn markedet må kompenseres med høyere teoretisk avkastning.

En betaverdi på null indikerer at aksjen er ukorrelert med markedet. Beta lik null betyr ikke at verdipapiret ikke forbindes med noe risiko, kun at risikoen ikke har noen sammenheng med de samlede markedsbevegelsene. For eksempel er det en tendens til at aksjer i gullselskap har lave egenkapitalbetaer, men gjerne høy risiko: aksjen avhenger mer av prisen på gull enn retningen til det samlede aksjemarkedet. Chua et. al, (1990) finner at korrelasjonen mellom gull- og gullselskap - aksjer og S&P 500 er lav, (-0,054 og 0.304).

Beta avhenger primært av selskapets udiversifiserbare driftsrisiko og finansielle risiko. Høy driftsrisiko innebærer at variabiliteten i driftsresultatet er høy, og kan for eksempel skyldes at salgspriser og volum svinger sterkt med konjunktorene (Boye, 2008).

Den risikofrie renten ( $R_f$ ) gjenspeiler den avkastningen det er mulig å oppnå risikofritt i markedet. Det er vanlig å benytte statsobligasjoner eller statspapirer som en approksimasjon for risikofri rente, da disse ofte er ansett som svært lite risikable. Vi vil drøfte hvorvidt det egentlig finnes noe risikofrie aktivum under vår robusthetsdel.

Markedets risikopremie ( $R_m - R_f$ ) representerer den meravkastningen man oppnår i markedet ved å plassere midler i markedsporteføljen, bestående av for eksempel aksjer eller obligasjoner, i forhold til en risikofri investering. Avkastningen i markedet kan estimeres ved å se på avkastningen på ulike børser eller markedsindekser som gjenspeiler markedet man analyserer.

I vår metodedel viser vi konkret hvordan vi har estimert de ulike komponentene i kapitalverdimodellen.

## 5.3 Modigliani og Miller (M&M)

I sine to opprinnelige proposisjoner fra 1958, viser M&M at gitt et sett med strenge forutsetninger, så er et selskaps verdi uavhengig av kapitalstruktur og valg av finansiering.

Proposisjon 1 viser at selskapets verdi er uavhengig av hvordan eiendelene er finansiert. De hevder at selskapsverdien kun er avhengig av kontantstrømmen som eiendelene genererer, og ikke om det er gjeldsholdere eller egenkapitalholdere som gjør krav på den frie kontantstrømmen. Investorene kan selv velge hvilken kapitalstruktur de ønsker ved å konstruere en syntetisk portefølje bestående av for eksempel, aksjen selv og en obligasjon med samme rente som selskapet låner til, og følgelig replikere kontantstrømmene (Berk & DeMarzo, 2011). Proposisjon 2 viser at selskapets egenkapitalkostnad øker proporsjonalt med markedsverdien av foretakets gjeldsgrad. Investorene krever altså en høyre kompensasjon for å holde egenkapital som følge av økt gjeldsgrad og økt nedside- og konkursrisiko (Berk & DeMarzo, 2011).

Selskapets veide avkastningskrav til totalkapitalen (WACC), påvirkes ikke av gjeldsgrad, og er følgelig konstant uavhengig av finansiering. Det er nærliggende å tro at å benytte mer av en antatt billigere form for finansiering (gjeldsfinansiering), skulle senke de samlede finansieringskostnadene til selskapet. Men, i og med at avkastningskravet til egenkapital øker med gjeldsgrad, og de relative vektene endres, så vil selskapets veide avkastningskrav for totalkapitalen være konstant. Fordelen med gjeldsfinansiering i form av lavere spread, vil følgelig bli nøytralisert på grunn av økt avkastningskrav for egenkapitalen.

WACC kan uttrykkes som følger:

$$WACC = \frac{D}{D + E} * r_D + \frac{E}{D + E} * r_E$$

Det vil si at en økning i gjeldsandel ( $\frac{D}{E}$ ), ikke reduserer det totale avkastningskravet for selskapet. Dette er fordi avkastningskravet til egenkapitalen, som nevnt over, øker med økt gjeldsandel (Berk & DeMarzo, 2011).

M&M-teorien baserer seg på en rekke forenkende-, og til dels strenge antakelser. Utgangspunktet er at alle aktører opererer i perfekte kapitalmarkeder, hvor alle er perfekt rasjonelle og opptrer som små, uavhengige pristakere. Videre forutsettes det; ingen transaksjonskostnader, perfekt og symmetriske informasjon i markedet, fravær av agentkostander, interessekostander og skatt, samt at alle aktører kan låne og plassere til risikofri rente.

## 5.4 Modigliani og Miller i et imperfekt marked

Av forutsetningene som M&M-teorien bygger på, framgår det at teorien kun gjelder i et perfekt kapitalmarked. Det er tydelig at realiteten er mer kompleks enn det disse forutsetningene impliserer. Senere forskning har utvidet M&M-teorien for å også kunne fungere i imperfekte, og mer virkelighetsnære kapitalmarkeder (Berk & DeMarzo, 2011). Det er tre teorier som er framtreddende innenfor imperfekte kapitalmarked og som vi finner relevant for vår oppgave; trade-off teorien, pecking order teorien og teori om asymmetrisk informasjon.

Trade-off teorien er en statisk teori, som viser at det finnes et optimalt gjeldsnivå for et foretak. Selskapet balanserer fordeler- og ulemper med gjeldfinansiering for å finne optimum. I optimum så er gevinstene maksimert i forhold til kostnadene. Gevinstene med gjeld er knyttet til skatteskjoldet foretaket oppnår som følge av rentefradrag for gjeld. Kostnadene ved økt gjeld relaterer seg til økt risiko for finansielle problemer og potensielle konkurskostnader (Berk & DeMarzo, 2011).

Det vil si at verdien til et foretak er avhengig av finansieringen og kan uttrykkes på følgende måte:

$$V_L = V_U + PV(\text{Skatteskjold}) - PV(\text{Konkurskostnader})$$

Teorien om asymmetrisk informasjon er et brudd på antakelsen om perfekt informasjon i markedet. Antakelsen om perfekt informasjon er urealistisk i virkeligheten, fordi det er nærliggende å anta at ledelsen har mer inngående informasjon om den daglige driften enn hva eksterne kreditorer og investorer har. Under symmetrisk informasjon kan deltakerne i ulike markeder gjerne stå overfor usikkerhet, men gitt at så er tilfellet, så har alle samme informasjon om denne usikkerheten. Ved asymmetrisk informasjon er derimot noen deltakere bedre informert enn andre om de usikre variablene. Dette kan opptre på to måter: For det første kan noen av deltakerne ha egenskaper som er kjent av dem selv, men ikke av andre. En slik asymmetri kalles ofte skjulte egenskaper og kan føre til problemer med ugunstig utvalg (Berk & DeMarzo, 2011). For det andre er det mulig at handlingene til noen av deltakerne lettere kan observeres av dem selv enn av andre. Dette omtales blant annet som skjulte handlinger, og kan gi opphav til moralsk hasard. Dette kan oppstå når en av partene opptrer opportunistisk, og fremmer egen vinning på bekostning av andres interesse og til den andres kostnad (Hulsmann, 2008). Teorien problematiserer altså potensielle agent-problemer som kan oppstå ved valg av finansiering, i tillegg til at den har gitt grobunn for pecking order teorien.

Pecking order teorien baserer seg på at ledelsen i et foretak vil prioritere det finansieringsalternativet som signaliserer minst til markedet. Teorien predikerer at selskapets finansieringskostnad øker med økt asymmetrisk informasjon. På grunn av denne asymmetriske informasjonen, så vil kostnadene forbundet med opportuniste, sett fra investors side, være høyest ved egenkapitalfinansiering. Derfor vil den foretrukne



---

rekkefølgen ved valg av finansiering for selskapet være: intern finansiering, (tilbakeholdte midler) siden dette har minst signaleffekt overfor markedet. Dernest vil foretaket utstede gjeld og som et siste alternativ vil selskapet gjennomføre en egenkapitalutvidelse (Myers, 1984). Dette impliserer altså at gjeld kan være mer attraktivt å utstede enn egenkapital.

## 5.5 Estimering av egenkapitalbeta

Egenkapitalbeta er definert som stigningstallet til den best tilpassede linjen i et scatter plot av aksjeavkastning i forhold til markedet (Bruner et. al, 1998). I henhold til teorien bak CAPM, så skal markedsindeksen representere alle risikable eiendeler og verdipapir uttrykt i markedsverdi. Det er ikke praktisk mulig å utforme en slik indeks, fordi man da måtte ha inkludert immaterielle eiendeler som for eksempel humankapital, noe som er særs vanskelig å verdsette. Det at vi benytter en bred aksjeindeks som en markedsindeks vil følgelig være en approksimasjon. Approksimasjonen gir mening fordi man antar at det er høy korrelasjon mellom verdens aksjemarkeder og prisingen av andre finansielle aktiva

Når man skal estimere beta, så er det en avveining mellom å bruke et så langt sample som mulig for å øke statistisk presisjon og å bruke et så kort datasett som mulig for å ta hensyn til at beta endres over tid. I praksis er det normalt å bruke et tidsintervall på mellom 2 til 5 år med månedlige avkastningstall (Bruner et. al, 1998). Beregning av beta over veldig korte tidshorisonter, som for eksempel daglig avkastning, kan gi problemer relatert til ikke-synkron handel, fordi ikke alle aksjer handles på daglig basis. Gjesdal & Johnsen (1999, s.23) finner at estimert betaverdi undervurderer virkelig verdi for lite likvide børsselskaper og ikke-børsnoterte selskaper. De forklarer funnet ut i fra at lav omsetning gjør at endringene i beta kommer sjeldent og forsinket sammenlignet med andre selskaper.

Den sanne verdien av beta er ikke direkte observerbar, vi må derfor estimere beta ved hjelp av historiske data. Vi vil følgelig få målingsfeil i våre estimat av beta. Vanligvis så vil kunnskap om at det eksisterer estimeringsfeil ikke hjelpe oss med å forbedre våre estimater av regresjonsparametere, men siden vi vet at det vektete snittet av alle beta på tvers av alle aksjer i markedsporteføljen er lik 1, så vet vi a priori at estimater av beta som er langt større enn 1 er sannsynligvis for høye, vice versa så er estimater som er langt mindre enn 1, sannsynligvis for lave. Vi kan utnytte denne informasjonen til å justere våre estimater av beta. En vanlig metode blant praktikere er derfor å beregne en justert betaverdi hvor det

legges en tredels vekt på betingelsen om at beta skal være lik 1, og to tredeler på det beregnede estimatet (Bruner et. al, 1998).

Mange empiriske undersøkelser med Sharpe-Lintners - versjon av CAPM, benytter meravkastning (excess return) for å estimere beta (Campbell 1997). Det innebærer å estimere en realisert risikopremie, som er avkastning utover risikofri rente, i stedet for å estimere betaene ut i fra variansen og kovariansen til direkteavkastningene. Meravkastningen blir beregnet ved å benytte realisert avkastning på aksjen i periode t og trekke fra risikofri rente som en kan plassere pengene til på tidspunkt t-1. Den risikofrie renten for periode t, gjelder altså fra tidspunkt t-1 til tidspunkt t.

Vi har forsøkt å benytte samme metode. Vi brukte effektiv yield på lokale statsobligasjoner som approksimasjon for lokal risikofri rente. Videre benyttet vi effektiv yield på amerikanske statsobligasjoner som approksimasjon for global risikofri rente. Dette fordi USA alene utgjør drøyt 55 % av vår globale indeks. Metoden ga imidlertid større variasjon i koeffisientene enn hva vi fikk med å benytte direkteavkastning. Vi fikk flere ekstremverdier, både lave og høye, og lavere forklaringsgrad i påfølgende regresjonsmodeller, sammenlignet med direkteavkastning-metoden.

Vi har derfor valgt å beholde estimeringsmetoden hvor vi estimerer beta ut i fra variansen og kovariansen til direkteavkastningene.

Ulike estimeringsmetoder og resultat vil bli presentert under metode og robusthetsdelen av oppgaven. Vi har også inkludert aggregerte betaestimer, hvor vi har benyttet ulike periodelengder, i appendiks 9.

## 5.6 Asset beta – hvordan blir avkastning påvirket av leverage?

Vanligvis når man omtaler beta, så referer man til egenkapitalbetaen. Egenkapitalbetaen viser aksjens relative volatilitet i forhold til en bred indeks, og vil følgelig være avhengig av valg av finansiering. I et perfekt kapitalmarked så vil økt gjeldsgrad implisere økt egenkapitalbeta og vice versa.

Aktivabeta (asset beta) reflekterer betaen til et selskap uten gjeldsfinansiering. Det finnes flere selskaper og industrier hvor det finnes finansielle fordeler ved å øke gjeldsgraden. Dette

fordi økt gjeldsandel kan øke egenkapitalavkastningen, ceteris paribus (Berk & DeMarzo, 2011). Fenomenet er ofte omtalt som «trading on equity» eller «leveraging». Kort fortalt, går det ut på å lånefinansiere kapitalinvesteringer, med håp om at fremtidige kontantstrømmer vil være tilstrekkelige til å betjene renteutgiftene (Berk & DeMarzo, 2011).

Et selskaps opptagelse av gjeld fører altså til høyere risiko for selskapets investorer, som krever en høyere risikopremie. Derfor er det vanlig å anta at systematisk risiko (levered beta) øker med gjeldsgraden (Berk & DeMarzo, 2011).

Ved å benytte aktivabeta kan man vurdere volatiliteten til en aksje uten gjeldsfordelen. Følgelig kan det tenkes at assetbeta gir et bedre bilde på selskapets reelle markedsrisiko, fordi man har et uttrykk som ikke påvirkes av finansiellrisiko.

Brealey & Myers, (1991) fremstiller sammenhengen mellom beta for aksjen og gjeldsgraden som en portefølje av egenkapitalbeta og gjeldsbeta vektet i forhold til totalkapitalen.

Formelt kan vi definere aktivabeta:

$$\beta_A = \beta_E \left( \frac{E}{(1-t)D + E} \right) + \beta_D \frac{(1-t)D}{(1-t)D + E} \quad [5 - 1]$$

Man justerer gjeldsverdien (D) med faktoren (1-t), for å ta hensyn til skatteeffekten ved gjeldsfinansiering.

Hvis selskapets gjeld er risikofri, så vil man kunne forenkle uttrykket:

$$\beta_A = \beta_E \left[ \frac{1}{1 + \left( (1-t) \frac{D}{E} \right)} \right] \quad [5 - 2]$$

Av uttrykket over, ser vi at dersom selskapet ikke har gjeld, så vil aktivabeta og egenkapitalbeta være identiske.

Finansiell risiko er en samlebetegnelse for risiko som er assosiert med finansiering, og inkluderer blant annet; nedsiderisiko, likviditetsrisiko, og kredittrisiko (Lin, 2011). Den finansielle risikoen er risikoen som aksjeholderne eksponeres for når selskapet benytter gjeldsfinansiering. Da assetbetaen viser hva aksjens relative volatilitet ville ha vært dersom den ikke hadde hatt gjeld, er den derfor et implisitt mål på hvor mye systematisk risiko

egenkapitalen er eksponert for i forhold til markedet. Aktivabeta kan tenkes å gi et bedre bilde på hvor mye risiko man vil bli eksponert for når man investerer i selskaper med ulik gjeldsgrad.

For å illustrere poenget, kan vi anta at man har 2 aksjer som begge har lik egenkapitalbeta på 1,5. Aksje A har en aktivabeta på 1,3 og har en veldig lav gjeldsgrad, mens aksje B har en aktivabeta på 1,0 og har mye høyere gjeldsgrad. Teknikken vil altså isolere effekten av selskapsrisiko, noe som impliserer at aksje A har en mye høyere selskapsrisiko.

Gjeldsbeta vil som regel være lavere enn beta for egenkapital. Dette er fordi ved en eventuell konkurs vil utbetaling til fordringshavere skje før utbetaling til investorer. Da det er en svært liten sannsynlighet for at store forretningsbanker ikke skal kunne betjene sin gjeld, så går ofte beta for gjelden mot null.

Noe mer teknisk kan vi si at gjeldsbetaen viser variabiliteten til markedsverdien av selskapsgjelden sammenlignet mot et risikofritt alternativ (Lin, 2011). I normale tider så vil gjeldsbetaen være liten sammenlignet med egenkapitalbetaen, det er derfor vanlig å se bort i fra gjeldsbetaen i velutviklede markeder (Lin, 2011). Antakelsen impliserer at bokført verdi av gjeld er lik markedsverdien. Dette er ikke alltid en realistisk antakelse.

Man kan estimere gjeldsbeta ved å se på gjennomsnittlig gjeldskostnad fratrukket risikofrirente over markedets risikopremie (Brockman, 2008):

$$\beta_d = \left( \frac{r_D - r_f}{r_m} \right) \quad [5 - 3]$$

Det er imidlertid en rekke utfordringer med å estimere gjeldsbeta, fordi gjeld som regel ikke omsettes i markedet. Det har derfor heller ingen nøyaktig markedspris. Hadde selskapets gjeld vært omsatt i markedet, kunne vi benyttet tilsvarende regresjonsmetode som for egenkapitalbeta til å estimere størrelsen.

Dersom gjeldsutstederen er solid, i.e har høy kredittrating, så viser empirien at forventet rentebetaling og prinsipal er tilnærmet lik hva som er lovet. Dersom selskapet ikke er solid, i.e har lav kredittrating, kan det være store avvik mellom forventet kontantstrøm og lovet kontantstrøm (Altman & Kishore, 1996).

---

Det er mulig å beregne forventet yield på gjeld ved å benytte en Markov modell (Damodaran, 2005). Modellen justerer lovet kupong og prinsipal for sannsynligheten for at selskapet går konkurs (default risk), og hva som blir utbetalt dersom selskapet går konkurs (recovery rate). Utfordringen med å benytte en slik modell på vårt datasett, er at flere av bankene ikke har noen kredittrating, kombinert med at det er vanskelig å finne tilsvarende empirisk undersøkelse av recovery rate i Norden, som Altman & Kishore har gjort for USA.

I artikkelen; «Re-Thinking the Banking Agenda» av Acharya et. al, (2007) konkluderer artikkelforfatterne med at banker burde fokusere på ROA istedenfor ROE. Dette fordi ROE øker med gjeldsfinansiering, mens ROA fjerner effekten av finansiell gearing, og er følgelig et mer robust mål for lønnsomhet.

Videre, finner de at bankene er bedre tjent med å benytte aktiva beta til å estimere egenkapitalbeta og ikke motsatt. (bottom up method) Dette er i kontrast med den mest utbredte metoden, hvor man benytter historiske data for å estimere egenkapitalbeta, for deretter å justere for gjeld (Bruner et. al, 1998). Ved å benytte siste nevnte metode kan bankene risikere at man under gode tider, implisitt benytter lav eller tilnærmet null gjeldsbeta i kapitalallokeringsbeslutninger.

Det kan derfor stilles spørsmålsteget om hvor egnet vanlige kapitalkostnadsmodeller er til å estimere kostnader i banksektoren, fordi de ignorerer store ekstrakostnader ved å utstede egenkapital (emisjon) i dårlige tider, og effekten av implisitte statsgarantier (Acharya et. al 2007). Implisitte garantier kan gi ekstremt lave lånekostnader for banker i gode tider, tilsvarende risikofrie nivåer, noe som får banker til å tro at de lave fundingkostnadene skyldes lav selskapsrisiko. Lave lånekostnader kan få gjeldsfinansiering til å fremstå attraktivt i forhold til egenkapital, noe som kan resultere i høy gearing (Berk & DeMarzo, 2011).

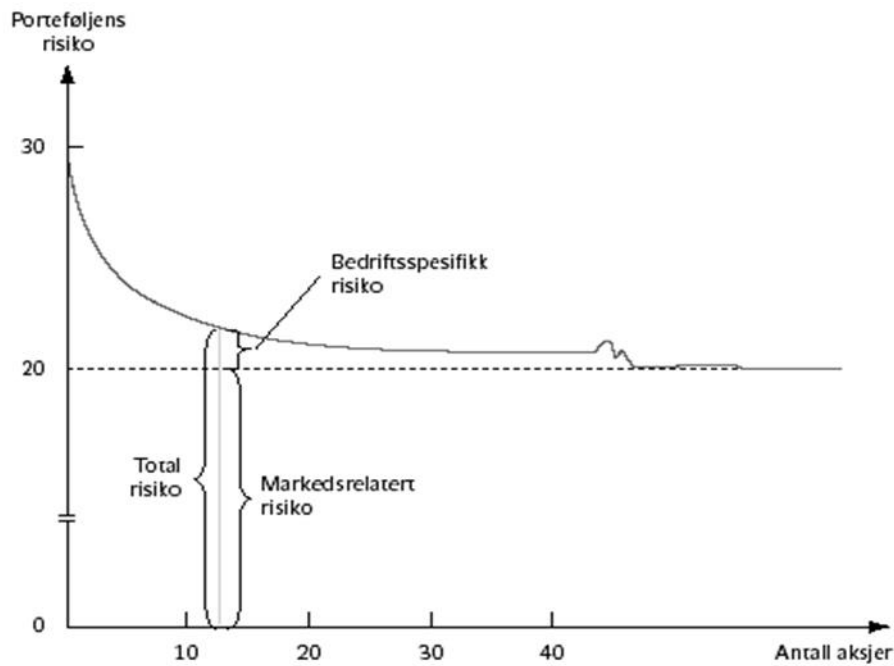
## 5.7 Idiosynkratisk risiko

Den idiosynkratiske volatiliteten er et mål på bedriftsspesifikk risiko. I motsetning til egenkapitalbeta, som er et mål på systematisk risiko, er idiosynkratisk risiko et mål på usystematisk risiko.

Formelt så kan idiosynkratisk risiko uttrykkes på følgende måte:

$$R_{it} - r_{ft} = \beta_{it}(R_{mt} - r_{ft}) + \epsilon_{it}$$

Hvor  $R_{it}$  er estimert aksjeavkastning for bank  $i$  på tidspunkt  $t$ ,  $r_{ft}$  er risikofrirente og  $\epsilon_{it}$  er idiosynkratisk feilledd (idiosynkratisk risiko).

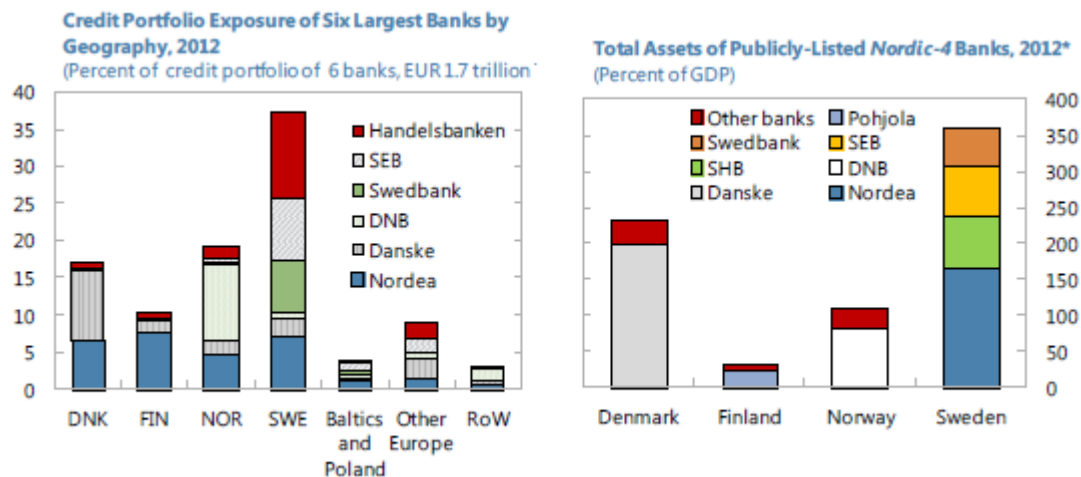


**Figur 5.4 – Inndeling av porteføljerisiko – Boye 2008**

Figuren viser porteføljens totale risiko delt opp i bedriftsspesifikk- og markedsrelatert risiko. Vi ser at bedriftsspesifikk risiko går mot null når antall aksjer går mot uendelig. Det vil si at bedriftsspesifikk risiko forsvinner i veldiversifiserte porteføljer.

## 6. Den nordiske banksektoren

Banksektoren i Norden er preget av høy konsentrasjon og tilstedeværelse, det er få og store nordiske aktører. Markedet er tilnærmet fritt for konkurranse fra ikke-nordiske banker (Nordic Competition Authorities, 2006). De seks største bankkonsern i Norden utgjør om lag 90 % av alle børsnoterte banker i regionen. Alle de seks konsernene, med unntak av DNB, opererer i samtlige av de nordiske landene. Bankene alene utgjør om lag 230 og 360 prosent av BNP i Danmark og Sverige. I Norge og Finland utgjør en stor dominerende lokal aktør det meste av markedet (henholdsvis DNB og Pohjola). I appendiks 4-7 viser vi relative størrelser på de største aktørene i hvert av de nordiske landene.



**Figur 6.1: Kredittesponering og størrelse i forhold til BNP - IMF 2013**

Figur 6.1 viser hvordan bankene er fordelt mellom de ulike landene, i tillegg til hvilke land de har kredittesponering mot. De nordiske bankene er eksponert mot både europeiske markeder og Baltikum, men hoveddelen av kredittesponeringen er internt i Norden.

I Sverige er det rundt ti kommersielle bankkonsern, hvor fem er tydelig dominerende, i tillegg til omtrent 80 lokale sparebanker. Markedet er dominert av de fire nasjonale konsernene Nordea, SEB, Handelsbanken og Swedbank som står for ca. 75 % av alt utlån i Sverige. Den største utenlandske aktøren er Danske Bank, som også er den femte største aktøren i Sverige (Svenska Bankföreningen, 2013).

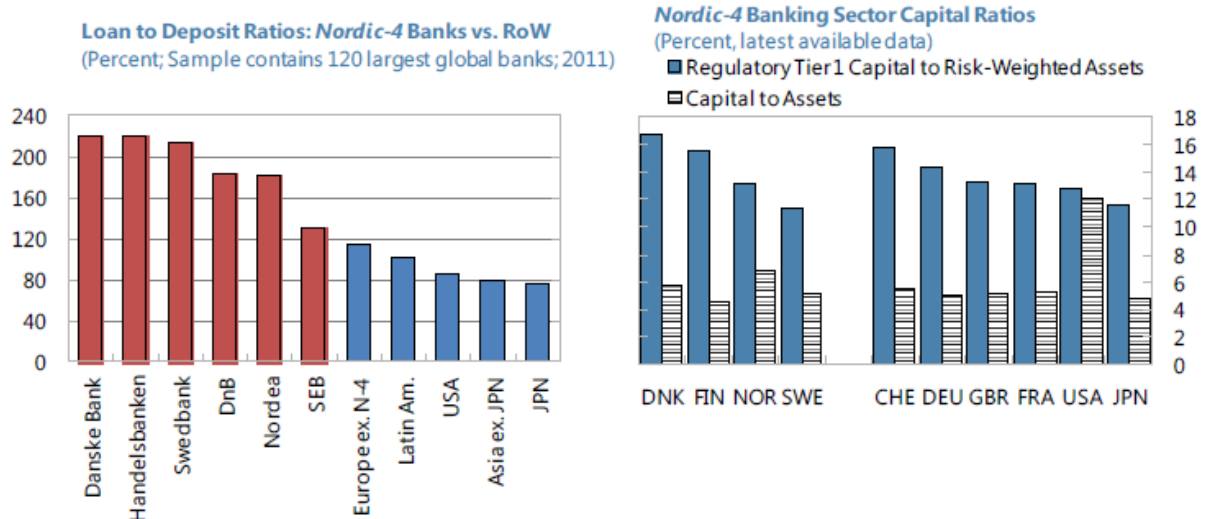
Det danske markedet har langt flere banker enn i Sverige, mye grunnet en høyere tilstedeværelse av flere kommersielle aktører. Markedet er dominert av Danske Bank og Nordea som har en markedsandel på rundt to tredeler av alle innskudd. På utlånsiden er 30 % av markedet dominert av utenlandske aktører, hvor omtrent halvparten av disse er nordiske (Finansrådet, 2013).

Norges bankmarked er på mange måter likt det svenske. Det er få og store kommersielle aktører som dominerer markedet nasjonalt, i tillegg til omtrent hundre sparebanker med sterke lokale posisjoner. Markedet er relativt konsentrert, med den nasjonale banken DNB som har en markedsandel på over 30 % på utlånsiden. Den nest største aktøren er Nordea med en andel på 13 % (Finans Norge, 2013).

Det finske markedet er det markedet med flest registrerte banker. De fleste av dem er små lokale sparebanker og kooperative kredittselskaper. Det er tre banker som dominerer markedet i Finland. Den største banken, både på utlån og innskudd, er den lokale banken OP-Pohjola med en markedsandel på rundt 35 % i begge markedene, etterfulgt av Nordea og Danske Bank (FKL, 2013).

Det som er spesielt med den nordiske banksektoren, er den lave andelen innskudd fra kunder sammenlignet med utlån. Figur 6.2 viser den såkalte loan-to-deposit-ratioen for de største nordiske bankene sammenlignet med de største i verden. For de store nordiske bankene er denne ratioen nesten dobbelt så store som for sammenlignbare finansinstitusjoner internasjonalt. Årsaken til den lave andelen skyldes at husholdningene i stor grad eier egen bolig ved hjelp av belåning, samt at husholdningene sparer til pensjon og lignende gjennom institusjonelle investorer og ikke ved innskudd i banker eller ved nedbetaling av gjeld. Mye av kapitalen som institusjonene mottar blir reinvestert i bankene, gjennom obligasjoner og fond. En svært liten andel av midlene blir satt i tradisjonelle innskudd, noe som bidrar til en lav andel av innskudd i forhold i den internasjonale normalen (IMF, 2013).



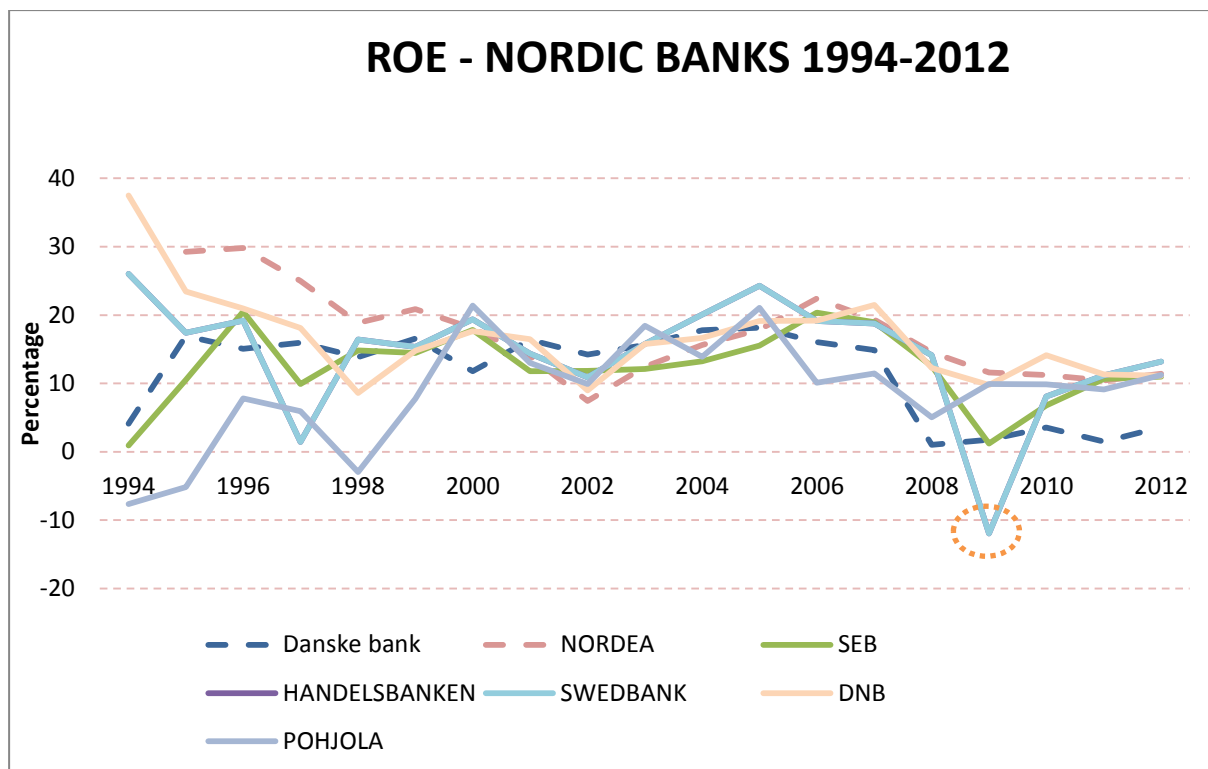


**Figur 6.2: Lån-Innskudd-ratio og kapitalnivå - IMF 2013**

Kapitalnivået i de nordiske bankene er på nivå med sammenlignbare land. Til tross for en svak innskuddsdekning og ikke klare tegn på selvstendig finansiell styrke (i forhold til resten av Europa), har tilgangen på markedsfinansiering vært god i senere år, med unntak av enkelte tilfeller under finanskrisen.

Prisene på kreditt har vært på samme nivå, og noen ganger lavere, i Norden sammenlignet med resten av Europa.

IMF (2013) mener årsakene til dette kan tilskrives at Norden har vært ansett som en finansiell trygg havn for utenlandske investorer. De mener relativ makroøkonomisk stabilitet kombinert med finanspolitisk stabilitet er de viktigste grunnene og peker på appresierende valutakurser og lave renter i hele regionen de siste årene som en bekreftelse på at dette er tilfellet. De konkluderer med at den nordiske banksektoren i senere år har profittert fra en «safe-haven» bonus takket være stabile makroøkonomiske og politiske faktorer.

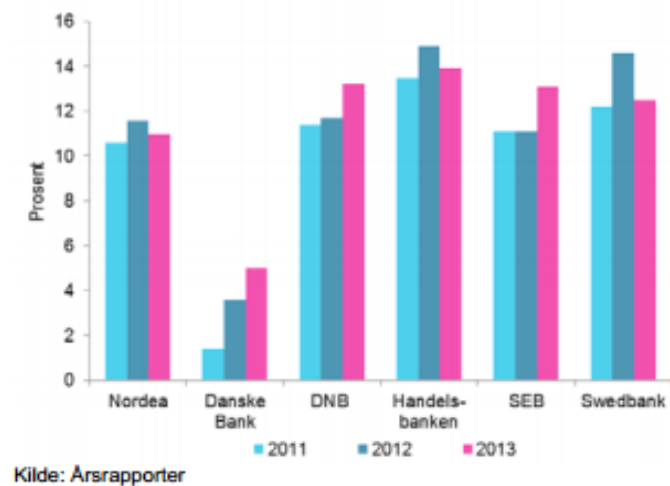


**Figur 6.3A: Avkastning på egenkapitalen- Thomson Reuters Datastream**

Lønnsomheten i de syv største bankene er presentert i figur 6.3A. Lønnsomheten er uttrykt i form av avkastning på egenkapitalen (ROE). Det er tydelig at avkastningen på egenkapital i de største bankene har utviklet seg over en noenlunde lik trend de siste 10-15 årene. Med unntak av enkelte år for bankene Pohjola og Swedbank, har avkastningen på egenkapitalen vært positiv gjennom hele perioden. Den gjennomsnittlige avkastningen i perioden for de største nordiske bankene har vært 14,4 % (vektet etter størrelse). Til sammenligning har gjennomsnittet i Europa i samme periode for de største bankene vært omtrent 9 % (ECB 2013).

Alle bankene fikk svekket ROE under finanskrisen i 2007-2008, og i perioden 2006-2010 er trenden negativ for alle de utvalgte bankene. De bankene som later til å ha klart seg best gjennom perioden lønnsomhetsmessig er DNB, Pohjola og Nordea som alle har opprettholdt relativt høy ROE gjennom krisen. Verst rammet av krisen må sies å være Swedbank og Danske Bank som begge opplevde en sterk reduksjon i ROE som følge av krisen.

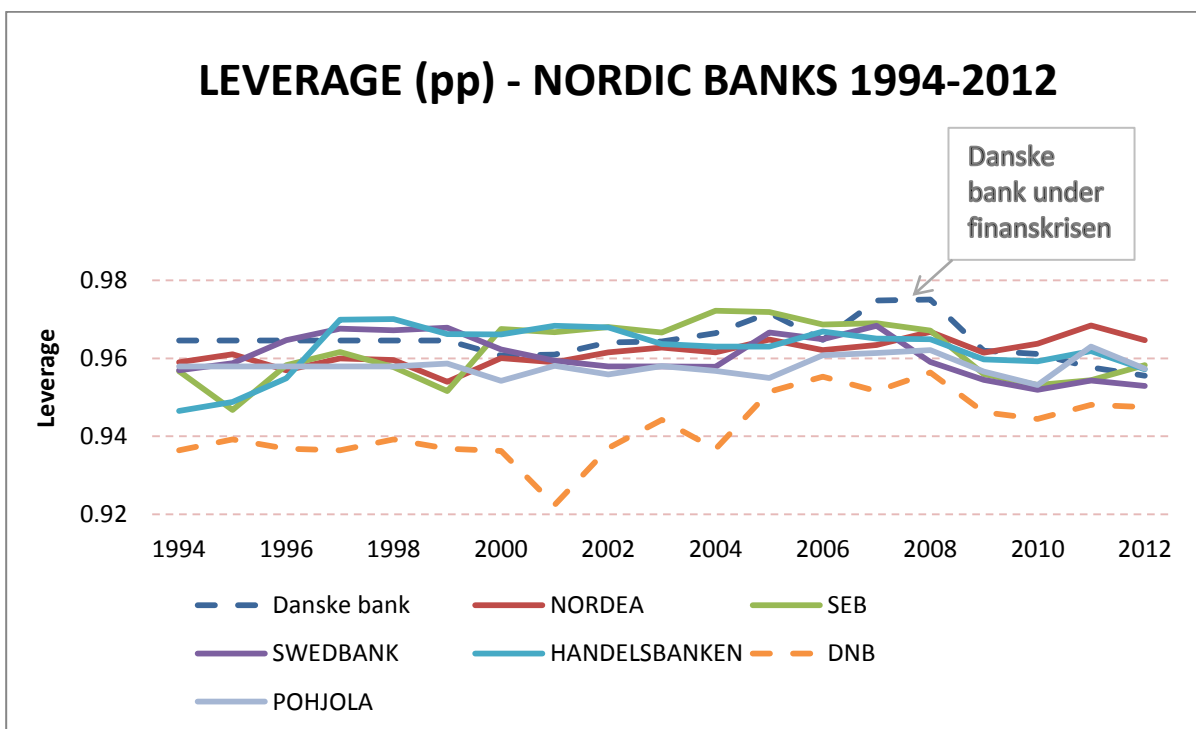
### 2.7 Egenkapitalavkastning, største nordiske finanskonsern



**Figur 6.3B: Avkastning på egenkapitalen- Finanstilsynet, 2014**

Figur 6.3B viser utvikling i egenkapitalavkastning for årene 2011 – 2013. Her kan vi enda tydeligere se at Danske bank stikker seg ut, med betydelig lavere egenkapitalavkastning sammenlignet med de andre bankene.

## 6.1 Utvikling i leverage og avkastningskravet til egenkapitalen

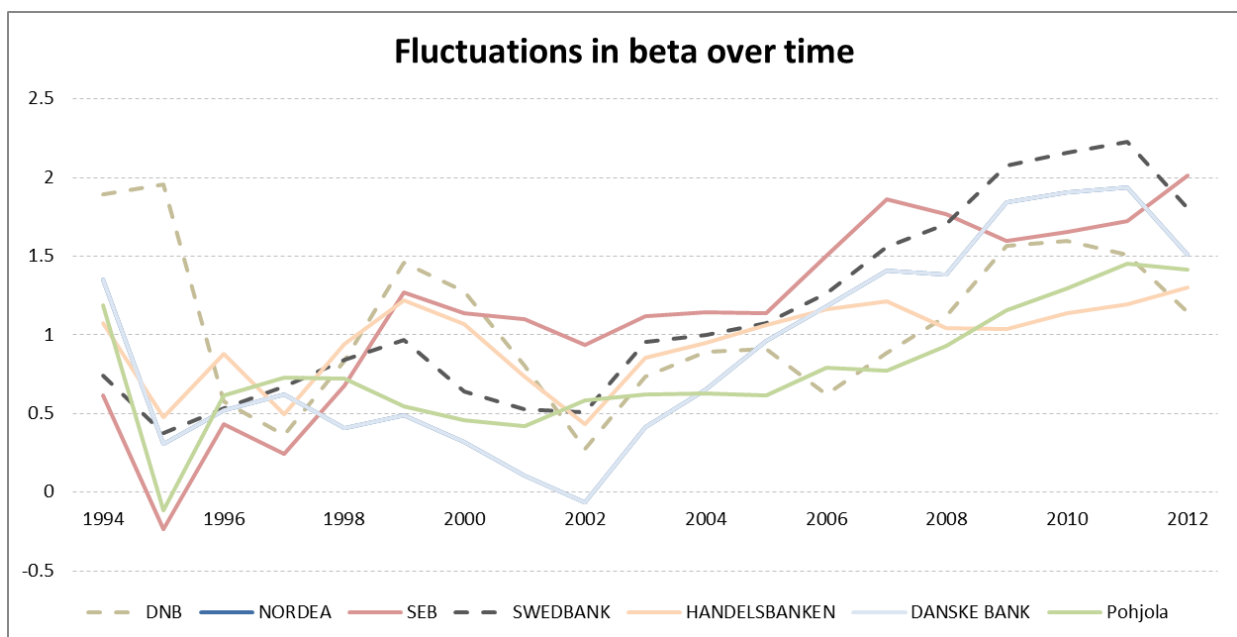


**Figur 6.4: Utvikling i gjeldsgrad - Thomson Reuters Datastream**

Figur 6.4 viser utvikling i leverage (pp) for de nordiske bankene i perioden 1994 til 2012. Leverage (pp) er målt som andel gjeld av total kapitalen. Vi benytter Tier 1 kapital som andel av total assets som beregningsgrunnlag for egenkapital. Målt ved egenkapitalandelen har DNB vært best kapitalisert av de store finanskonsernene i Norden gjennom hele perioden.

Det ser ut til at det var en trend til at egenkapitalandelen til samtlige banker sank frem til finanskrisen, og steg etterpå. Danske Bank ser ut til å være den banken som ble rammet hardest av finanskrisen av de store finanskonsernene. Danske Banks rene kjernekapitalandel sank drastisk under finanskrisen i 2007 – 2008. Banken hadde allerede en lav andel, med skarve 3-4 % i perioden forut, før den sank til 2.3 % (markert med pil) under krisen.

I appendiks 3 har vi lagt ved en tilsvarende figur for hele datasettet. Vi kan tydelig se forskjellen mellom store og mindre banker hva angår kjernekapitalandel. Ved å se på appendiks 3 er det tydelig at de mindre bankene i vår analyse later til å være bedre kapitalisert enn de store bankene.



**Figur 6.5: Utvikling i egenkapitalbeta - Thomson Reuters Datastream**

---

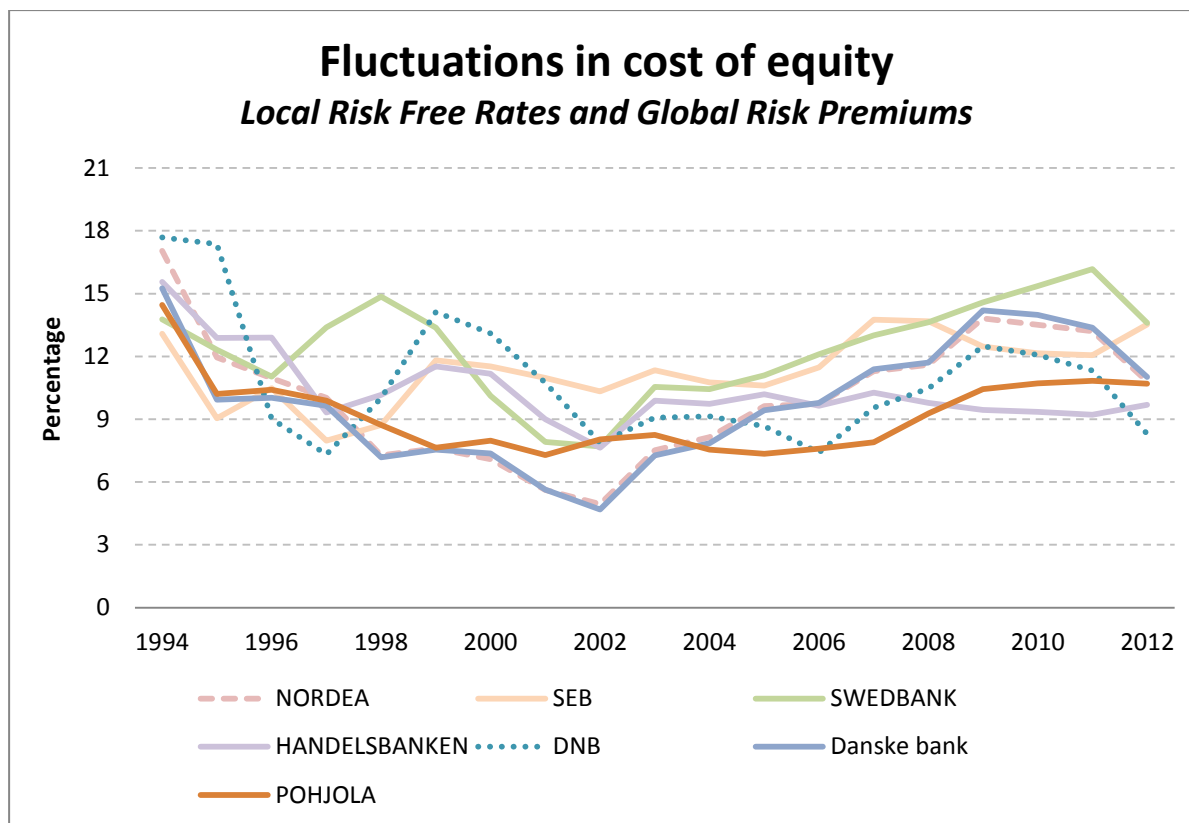
Figur 6.5 viser utvikling i estimert beta<sup>2</sup> på banknivå, i tidsperioden 1994 – 2012. Vi kan tydelig se at DNB skiller seg ut i datasettets tidlige fase, med et fall i estimert beta fra nær 2 i 1994-1995 til 0,5 i 1997-1998. Videre ser vi at vår får negative estimater for SEB og POHJOLA i 1995, samt for Danske bank i 2002. Hvorvidt det er realistisk med negative betaverdier for banker, selv om de blir estimert til det, diskuteres under robusthets-delen av vår analyse.

Figuren viser noen interessante utviklingstrekk i våre betaestimater. Alle bankene viser fall i betaestimat fra 1994 til 1995 etterfulgt av vekst. Videre ser vi at alle bankene, bortsett fra Pohjola, hadde en økt samvariasjon med indeks i perioden før 2001. Deretter avtar risikoen, målt ved beta i noen år, før den øker for samtlige banker i resten av perioden.

Ved å kun sammenligne grafene 6.4 og 6.5, er det vanskelig å si noe om forholdet mellom leverage og beta. Det kan late til å være en negativ korrelasjon mellom egenkapitalandel og beta i perioden fra 2000-2008, men det er ingen entydige sammenhenger.

---

<sup>2</sup> Beregningene er forklart i del 7.3.1 – Beregning av egenkapitalbeta



**Figur 6.6: Avkastningskrav for egenkapital - Thomson Reuters Datastream**

Figur 6.6 viser våre estimerte avkastningskrav for egenkapitalen i de største nordiske bankene. Avkastningskravet er beregnet ut fra våre estimater på egenkapitalbeta (3 års rolling), yield på hvert lands statsobligasjoner som approksimasjon for risikofri rente og estimater for markedets risikopremie for verden. Vi har fulgt tilnærmingen til R.King (2009), og har benyttet historiske data som en approksimasjon for markedets risikopremie. Vi benytter aritmetisk snitt, i forhold til obligasjoner, for verden (relative to bonds) gjengitt i tabell 6.7. Dette fordi vi har benyttet en bred verdensindeks til å estimere de respektive betaene. Som risikofri rente, har vi benyttet syntetisk 10 års effektiv statsobligasjonsrente for hvert av landene (årlig aritmetisk snitt). Syntetisk rente er forskjellig fra spotrenter som man observerer direkte i markedet. Den syntetiske renten er beregnet ved å vekte to statsobligasjoner med henholdsvis kortere og lengre løpetid.

Vi har brukt lokale risikofrie renter for å kunne undersøke forskjeller i kapitalkostnad på tvers av land (forutsatt at investor ikke er utsatt for valutasvingninger). For en internasjonal investor vil ikke de nordiske statsobligasjonene nødvendigvis være en riktig approksimasjon for et risikofritt aktivum, fordi han vil være utsatt for valutasvingninger. En appresiering

---

(depresiering) av hjemlig valuta vil kunne redusere (øke) oppnådd avkastning, fordi investor trolig ønsker å veksle tilbake til hjemlig valuta ved realisering av eierposten. Det finnes flere metoder for å konvertere et avkastningskrav fra en valuta til en annen. En vanlig metode er å beregne en valutabeta som justerer avkastningskravene for valutaenes volatilitet og kovarians (Williams, 2008). Valutabetaen viser det statistiske forholdet mellom prosentvis endring i spotrater og prosentvis aksjeavkastning på en bred aksjeindeks. Man kan for eksempel benytte udekket renteparitet til å finne forventet prosentvis endring i valutakurser. Man kan også inkorporere CAPM inn i udekket renteparitet for å få et eksplisitt uttrykk for valutarisiko. Resultatet kalles risikojustert udekket renteparitet (Williams, 2008).

Et selskaps estimerte kapitalkostnad er forskjellig, avhengig av hvilken valuta man uttrykker den i. For eksempel kan et selskaps egenkapitalkostnad være 10 % i USD, men bare 8 % i Sveitsiske Franc. Å uttrykke et selskaps egenkapitalkostnad fra ulike valutagrunnlag er analogt med å si at verdien av selskapets egenkapital kun har en sann verdi, men at det finnes mange måter å uttrykke den på, avhengig av valg av valuta.

I henhold til teorien, så skal risikofri rente være helt risikofri. Statsobligasjoner har, særlig i etterkant av den sydeuropeiske gjeldskrisen, vist seg å være langt fra risikofri.

Videre så bør man velge et risikofritt aktivum som har en løpetid som sammenfaller med investeringshorisonten. Dette fordi man på den måten vil eliminere reinvesteringsrisiko. Ideelt sett, burde vi derfor ha hatt en approksimasjon for risikofri rente med lenger tidshorisont enn 10 år. Vi fant ikke gode tidsseriedata for dette.

Data for historiske risikopremier fra 1900 til 2010 har vi hentet fra Dimson et.al. (2010), gjengitt i tabellen under:

## Risikopremier for nordiske land i perioden 1900 – 2010.<sup>3</sup>

EQUITY RISK PREMIA AROUND THE WORLD		Equity risk premia (percent per year)					
		Relative to bills			Relative to bonds		
1900 - 2010	Country	Geo- metric	Arith- metric	SD	Geo- metric	Arith- metric	SD
		Mean	Mean		Mean	Mean	
	Denmark	1.60	3.20	19.4	1.80	3.10	16.9
	Sweden	5.30	7.40	21.9	4.90	7.10	22.1
	Norway	3.00	5.90	26.5	2.50	5.50	28.0
	Finland	5.90	9.50	30.2	5.60	9.20	30.3
	World	4.60	5.90	16.5	4.30	5.40	14.6

Source: Dimson, Marsh and Stauton, *Triumph of the Optimists*, Princeton university press, 2010

**Tabell 6.1: Risikopremier i nordiske land, 1900- 2010**

Det er tydelig at avkastningskravet var avtagende i de første årene i samtlige av landene, for deretter å tilta i de siste årene. Det tenderer til å være store forskjeller i avkastningskravet på egenkapital gjennom perioden, det laveste observerte avkastningskravet er på 5 % (Danske Bank 2002) og det største er på 20 % (Swedbank 2011).

SEB og Swedbank er estimert til å ha det høyeste kravet til egenkapitalavkastning. Danske Bank får blant de laveste estimatene gjennom hele utvalgsperioden.

De beregnede avkastningskravene består av to komponenter, den risikofrie renten og bankens spesifikke risiko i forhold til markedet. Ved å dele inn bankenes avkastningskrav i disse komponentene kan vi studere hva som driver avkastningskravet og hvilken komponent som dominerer. Vi har beregnet beta for bankene over flere delperioder for å se hvordan utviklingen av komponentene har vært i perioden vi analyserer. Vi fant at trendene kom best fram ved å dele inn datasettet i tre perioder, fra 1990-2000, 2001-2005 og 2006-2013, se tabell 6.2

<sup>3</sup> Tabellen er forkortet og formatert for å bedre forklare våre variabler. For fullstendig tabell, se Dimson et. al, (2010)



---

I appendiks 2 har vi estimert utvikling i egenkapitalbeta i de samme intervallene. Vi har også beregnet relativt bidrag fra hver av komponentene, for å bedre kunne analysere hvilken komponent som influerer mest i endring i sammensatt avkastningskrav.

Den risikofrie renten avtar gjennom hele utvalgsperioden for alle land, og når historisk lave nivåer mot slutten av perioden. Motsatt, viser estimert beta multiplisert med markedets risikopremie en stigende trend gjennom hele utvalgsperioden for alle land. Vi holder markedets risikopremie konstant, slik at økningen skyldes økning i estimert beta. Det er altså tydelig at den risikable komponenten i kapitalkravet blir relativt større i løpet av perioden. Noen få banker viser kun en svak økning i den risikable komponenten av avkastningskravet frem til 2005, mens majoriteten viser en markant økning. Imidlertid, etter finanskrisen i 2007 øker den risikable andelen markant i samtlige av bankene vi undersøker.

Altså er det to effekter som drar i motsatt retning for avkastningskravet på egenkapitalen. Den lave risikofrie renten trekker avkastningskravet ned, mens økte risikopremier drar i motsatt retning. I løpet av finanskrisen gikk flere internasjonale banker konkurs noe som nok bidro til at investorer oppfattet banker som mer risikable enn før. I tillegg ser vi en tendens til høyere betaestimerer i perioden etter finanskrisen i 2007-2008.

Samlet sett, så finner vi at effekten av sterkt fall i risikofri rente dominerer effekten av økt risikokomponent i utvalgets første periode, fra 1994 – 2002. Etter 2002, dominerer effekten av økte beta-verdier fallet i risikofri rente, noe som bidrar til å trekke avkastningskravet opp.

## Avkastningskravet på egenkapitalen, ROE og Earningsyield

Bank cost of equity estimates across studies					
	Zimmer and McCauley (1991)	Maccario et al (2002)	This study		
Method	Return on equity	Inverse of P/E ratio	CAPM		
	1994 - 2012	1994-2012	1990-2000	2001-2005	2006-2013
DNB	16.7	15.6	13.3	9.6	10.7
NORDEA	16.3	10.4	13.7	11.1	12.9
SEB	12.4	9.2	16.3	12.2	14.2
SWEDBANK	14.4	6.5	13.8	10.1	15.6
SAMPO	19.8	10.4	15.4	15.5	14.5
POHJOLA	9.0	11.3	12.6	9.2	13
DANSKE BANK	11.5	10.4	8.9	5.4	7.9
Handelsbanken	16.8	11.1	16	10.5	10.7
TOP Danmark	19.4	10.7	8.9	6.4	6.5
JYSKE	12.7	11.5	9.9	5.9	5.9
SYDBANK	12.3	11.3	9	5	5.9
RINGKJ	15	13.4	7.9	4.3	5.6
VESTJYSK	9.3	7.4	8.4	4.9	6.1
DIBA	5.7	7.6	7.7	4.8	5.4
GRØNLANDS	10.5	12	10.1	5.1	5.1
AALAND	10.7	5.1	9.4	5.2	8.4

**Tabell 6.2: Avkastningskrav for egenkapital, ROE og Earningsyield**

Tabell 6.2 viser bankspesifikke avkastningskrav som er beregnet med ulike metoder. Vi har i tråd med Zimmer & McCauley (1991), beregnet ROE for vårt datasett i tidsperioden 1994 – 2012. Tilsvarende, har vi beregnet earningsyield for samme utvalg, over samme periode, i tråd med Maccario et. al, (2002).

Avkastningen på egenkapitalen (ROE) baserer seg på historiske tall for egenkapital og inntjening. ROE er en tilbakeskuende multiplum som baserer seg mer på fortid og sier lite om forventninger til fremtiden. Derfor sammenligner vi også med earningsyield (E/P), hvor

---

aksjeprisen ( $P$ ) kan indikere forventningene markedet har til banken. Det vil si at en lav earningsyield kan indikere at markedet forventer fremtidig vekst i inntjeningen til banken, noe som prises inn i aksjekursen. Generelt, så er vekstselskaper priset til høyere  $P/E$  multipler enn verdiselskaper.

Vi ser at ROE-metoden generelt gir et høyere avkastningskrav enn de andre metodene. Vi ser også, med unntak av enkelte banker i tidsrommet 1990 – 2000, at CAPM gir de laveste estimatene for avkastningskrav. Årsaken til dette er trolig lave markedsrenter i utvalgsperioden, samt relativt lave risikopremier i forhold til tidligere perioder. Lave risikopremier kan skyldes; generelt lav holding period return (HPR), eller grunnet ekstremtilfellene (halerisiko) den nordiske bankkrisen 1987 - 1991 og finanskrisen i 2007-2008.

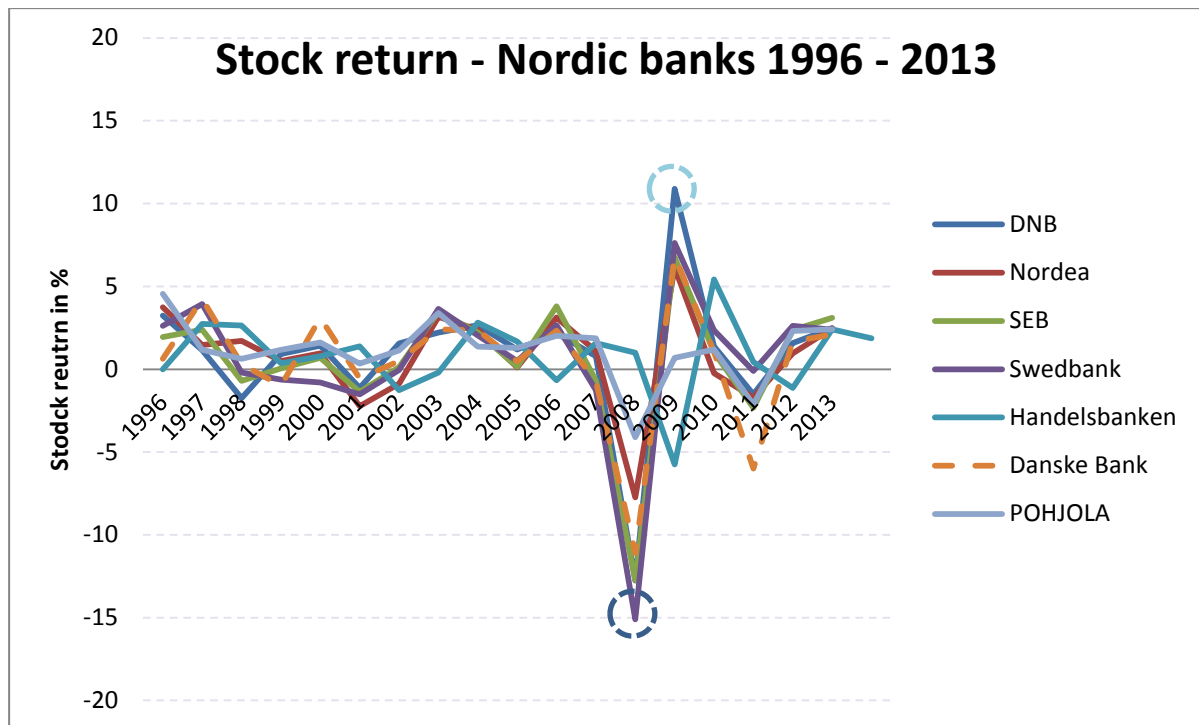
En ulempe med å benytte ROE som avkastningskrav er at den baserer seg på historiske tall, dette er den samme svakheten som rammer kapitalverdimodellen som også benytter historiske data. Man skal i tillegg være forsiktig med å benytte ROE som prestasjonsmål for banker da banker med lav egenkapitalandel vil bli favorisert. Dermed blir det vanskelig å sammenligne ROE for banker med store forskjeller i leverage. I vårt datasett er det tydelig at de små bankene tenderer til å være bedre kapitalisert enn de store og i tillegg levere svakere avkastning på egenkapitalen. Det er derfor vanskelig å si om grunnen til forskjellen i ROE skyldes svakere prestasjoner eller forskjeller i finansiering.

En annen svakhet med ROE, er at nøkkeltallet er avhengig av hvilke regnskapsregler som ligger til grunn for beregningen. Andre standarder kan for eksempel inneholde andre regler for avskrivning, noe som vil slå ut direkte i ROE, fordi resultatet endres. Endringer i regnskapsregler vil gjøre det vanskelig å sammenligne utvikling i ROE over tid. Et eksempel er at DnB NORs driftsresultat for 2005 var på 2,7 milliarder med egenkapitalavkastning på 16,2 % etter NGAAP (tidligere prinsipper), og 2,8 milliarder med egenkapitalavkastning på 15,3 % etter IFRS (DNBs årsrapport, 2005).

Vi vil ikke forsøke å korrigere for dette i vår oppgave, da vi trolig ville ha tilført mer støy enn forbedring av våre estimater.

Earningsyield er inkludert i analysen for å sammenligne historiske multipler med et mål på markedets forventninger. Firer viser i sin artikkel fra 1993 at  $E/P$  i tillegg er avhengig av aksjeavkastning og markedets avkastningskrav. Svak inntjening (nær null eller negativ) vil

bidra til lav earningsyield, og dermed vil ikke E/P lengre være et måltall for markedets forventninger. Det er altså viktig å se denne multippelen i sammenheng med andre måltall og fundamentale forhold.



**Figur 6.8: Utvikling i aksjekurs, 1996-2013 - Thomson Reuters Datastream**

Figur 6.8 viser aksjeavkastning for et utvalg av nordiske banker. Vi har valgt å inkludere banker fra hvert land, for å bedre kunne sammenligne utviklingen på tvers av landegrensene. Avkastningen er omregnet til felles valuta, USD. Kursutviklingen er justert for dividender, slik at man kun ser avkastning som følge av kursutvikling. Avkastningen er beregnet logaritmisk med månedlige data. Våre estimater tyder på en mye større bevegelse i aksjeavkastning for banksektoren rundt finanskrisen i 2007-2008, enn i dot.com krisen rundt år 2000. Dette skyldes trolig at sistnevnte krise gikk hardest utover teknologiselskaper. Våre estimater tyder på at Swedbank ble hardest rammet av finanskrisen (markert med mørkeblå ring), etterfulgt av SEB og Danske bank. Handelsbanken og Pohjola er estimert til å komme best fra krisen, med langt mindre fall i aksjeavkastning. DNB viste sterk avkastning i etterkant av krisen (markert med lyseblå ring).

I appendiks 8 har vi vedlagt utvikling i aksjeavkastningens volatilitet. Vi kan tydelig se en tendens til økt volatilitet i perioden før- og etter finanskrisen i 2007-2008.

Finske Pohjola er den banken som greide seg best gjennom krisen, målt med aksjeavkastning. Dette er også den banken som samlet sett har levert den sterkeste aksjeavkastningen gjennom perioden, tett etterfulgt av DNB, Nordea og Handelsbanken. Swedbank, SEB og Danske Bank har den svakeste aksjeavkastningen i perioden.

Hvis vi ser på aksjeavkastning i forhold til finansieringen, målt ved leverage, er det tegn som tyder på at banker som var finansiert med mer egenkapital før finanskrisen klarte seg bedre gjennom finanskrisen i 2007 – 2008. Bankene med høy egenkapitalandel leverte høyere samlet avkastning enn bankene som hadde mer gjeld før krisen. Dette bekreftes av Chan-Lau et. al, (2012) som viser at aksjeavkastningen i store europeiske banker var bedre gjennom finanskrisen i 2007 - 2008 for banker som var finansiert med mer egenkapital enn banker med mindre egenkapital. Das & Sy, (2012) finner også at bankene med høyest grad av taps-absorberende kapital klarte seg best igjennom finanskrisen i 2007-2008.

## 7. Metode

Vi vil i denne delen forklare hvilket metodeapparat vi vil benytte for å undersøke hvordan leverage påvirker egenkapitalbeta, og indirekte avkastningskravet for egenkapitalen. Vi vil også benytte samme rammeverk til å forklare avhengigheten ut i fra andre uavhengige variabler. Avslutningsvis, vil vi også benytte andre mål på risiko og andre approksimasjoner for avkastningskrav.

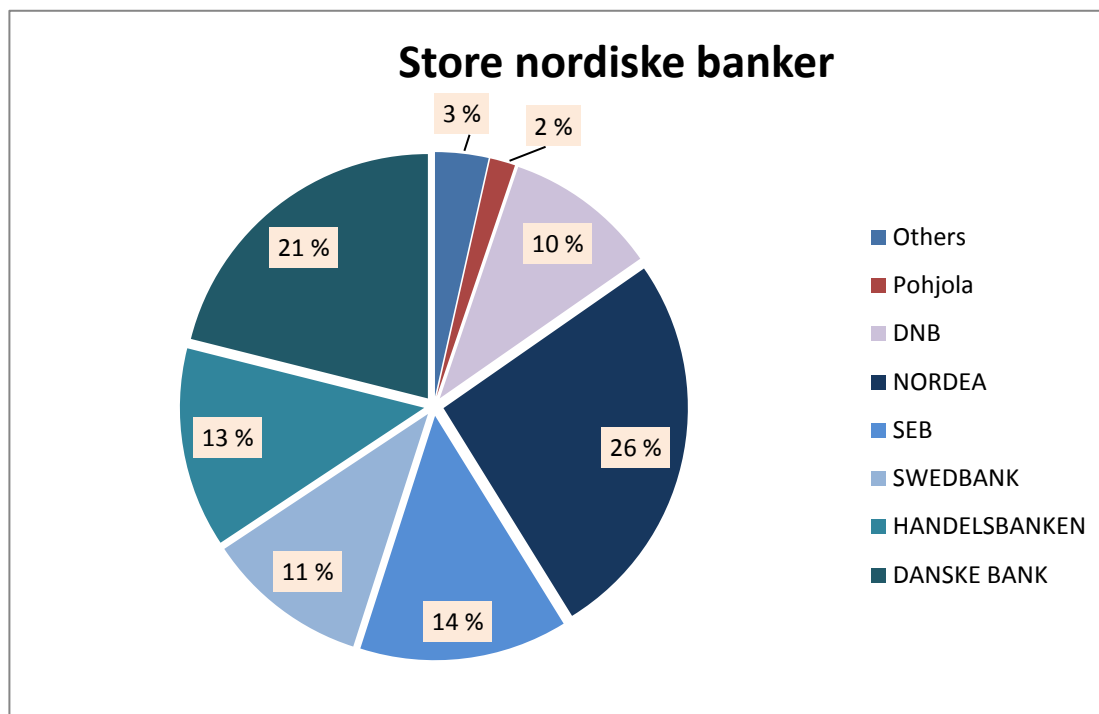
Vi starter med å beskrive vårt datasett og valg av data. Deretter vil en teoridel med gjennomgang av økonometriske teknikker bli presentert. Til slutt vil vi forklare hvilke variabler vi bruker og hvordan de er konstruert.

### 7.1 Data

Vårt datasett består av 14 ulike banker i tidsperioden 1994 – 2012. Vi har hatt fokus på å selektere store, børsnoterte banker i de ulike nordiske landene. Vi har selektert banker ut fra størrelse (forvaltningskapital), i tillegg til hvilke data som var tilgjengelig. Vi har ekskludert banker som ikke har oppgitt, eller har mangelfulle data på klassifisering av egenkapital i regnskapet.

Fra Norge, har vi kun inkludert DNB, da andre aktuelle kandidater ikke bedriver tilsvarende kommersiell bankdrift, og følgelig benytter andre finansieringskilder. De vil derfor trolig ha ulikheter i kapitalstruktur sammenlignet med DNB. Sparebanker har en annen struktur og eiersammensetning, noe som gjør at de ikke er sammenlignbare med forretningsbanker. I Sverige, har vi inkludert Nordea, SEB, Handelsbanken og Swedbank. Fra Danmark, har vi Danske bank, Sydbank, Grønlandsbanken, DIBA, Jyske bank, Vestjysk Bank og Ringkjøbing Landbobank. Fra Finland har vi Pohjola og Ålandsbanken. Det finske bankmarkedet er sterkt dominert av 3 store bankkonsern, hvor Pohjola, Sampo og Nordea står for omtrent 80 % av samlet innskudd og kreditt. Analogt med Norge, ekskluderer vi utenlandske filialer og datterselskap i utvalget fra Finland.

Vårt opprinnelige datasett inkluderte ytterligere 10 banker, deriblant Sampo fra Finland og Top Danmark fra Danmark, men grunnet få observasjoner eller andre vesentlige mangler i datamateriale, har vi valgt å ekskludere de.



**Figur 7.1: Grafisk presentasjon av datasettet - Thomson Reuters Datastream**

4,5

Flere av de bankene vi har med i vår analyse opererer som konsern, med egne datterselskap i de forskjellige nordiske landene de har tilstedeværelse i. I vår analyse har vi fokusert på bankene på konsernnivå, i og med at det inkluderer alle datterselskapene. I figur 7.1 er konsernernes relative størrelser presentert. Størrelsen er målt ut fra bankens forvaltningskapital i forhold til total forvaltningskapital i utvalget. Vi har i tillegg presentert morbankenes størrelse nasjonalt i appendiks 1.

<sup>4</sup> Vektet etter gjennomsnittlig total assets i perioden 1994 – 2012. Omregnet til felles valuta, USD

<sup>5</sup> Total assets er ekvivalent med total forvaltningskapital

Vi kan tydelig se at banksektoren i Sverige er vesentlig større enn de andre nordiske. Nordea er i særstilling med en gjennomsnittlig andel på 25,86 % i perioden. Etter Nordea, følger Danske bank med 21,08 %. Det er imidlertid langt mellom Danmarks største, og nest største bank. Av figuren kan vi se at de fire store svenske bankene utgjør omtrent 60 % av vår undersøkelse.

All rådata er hentet fra Thomson Reuters Datastream. Vi har supplert med data fra bankenes kvartalsrapporter der dette var tilgjengelig. Vi har konstruert variabler basert på både månedlige- og årlige observasjoner. En detaljert forklaring av hver variabel følger i senere avsnitt.

## 7.2 Presentasjon av analyseverktøy

Vår analyse bygger på et datasett som inneholder paneldata. Paneldata referer til data i to dimensjoner. Man har informasjon om ulike individer i en gitt tidsperiode, tversnittdata, samt informasjon om utvikling i denne informasjonen over tid, tidsseriedata. Denne tosidigheten er en fordel i økonometri fordi det åpner opp for bruk av mer avanserte økonometriske modeller. Mer sofistikerte modeller kan bedre kontrollere for uobserverte effekter og redusere problemer med multikollinearitet.

Vi tar utgangspunkt i en lineær uobservert effekt modell for  $N$  observasjoner over tidsperiode  $T$ :

$$y_{it} = X_{it}B + \alpha_i + u_{it} \quad \text{for } t = 1, \dots, T \text{ og } i = 1, \dots, N$$

Hvor  $y_{it}$  er avhengig variabel som er observert for individuelle verdier av  $i$  på tidspunkt  $t$ ,  $X_{it}$  er tidsavhengig,  $1 \times k$  regresjonsvektor,  $\alpha_i$  er uobservert tidsuavhengig individuell effekt og  $u_{it}$  er feilleddet. Vi får følgende modell for hver enkelt bank:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + \alpha_i + u_{it} \quad [4 - 0]$$

Hvor  $\beta_1$  er regresjonskoeffisient til matrisen, og  $x_1 - x_k$  er forklaringsvariabler.

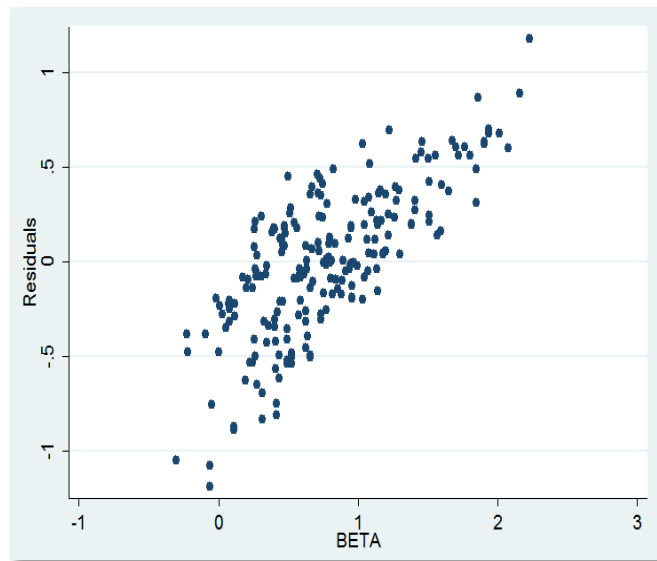


For å kunne analysere hvordan økt kjernekapital påvirker bankenes beta, og indirekte prisingen av egenkapitalen, kan vi benytte 4 ulike regresjonsmetoder; Fixed effects (FE), First difference (FD), Random effects (RE) og Pooled OLS. I vår påfølgende presentasjon av estimater, så er det regresjonskoeffisienten som vil være presentert for hver kontrollvariabel, samt tilhørende testobservator og signifikansnivå (Wooldridge, 2009).

### 7.2.1 Pooled Ordinary least squares (OLS)

I henhold til Gauss-Markov teoremet, så vil OLS gi best koeffisientene dersom 5 antakelser (MLR 1-5) er tilfredsstillt. Vice versa, så sier teoremet at OLS vil gi koeffisienter som ikke er forventningsrette dersom noen av disse antakelsene blir brutt. Antakelsene stiller krav til residualene i regresjonsmodellen, hvor for eksempel antakelse 4 sier at feilleddene skal ha forventning lik 0 og antakelse 5 sier at det skal være fravær av heteroskedastitet. Sistnevnte impliserer at feilleddene skal ha en jevn spredning, og ikke vise tiltakende eller avtakende varians for ulike verdier av  $x$ .

Pooled OLS vil implisere en aggregering av datasettet og inkludering av dummy-variabler for tid. På regresjonsmodellen vil det si at det idiosynkratiske feilleddet ( $u_{it}$ ) holdes konstant og har dermed ingen påvirkning på den avhengige variabelen. Vi vil på den måten kvitte oss med uobserverte effekter som skyldes tidsspesifikke forhold som for eksempel underliggende konjunkturutvikling og tilgang på markedsfinansiering et cetera. OLS forutsetter at forklaringsvariablene ikke er korrelert med feilleddet  $u_{it}$ . Ved paneldata så vil man kunne få feilledd som inneholder uobserverte effekter som ikke varierer over tid, men som er spesifikk til hver panelenhet. I regresjonslinjen vil de bedriftsspesifikke effektene komme til syne gjennom  $\alpha_i$ . I en paneldataanalyse så vil det være en fare for at kontrollvariablene er korrelerte med de bedriftsspesifikke effektene. En slik korrelasjon mellom uobserverte, bankspesifikke faktorer vil kunne gjøre at OLS overestimerer koeffisientene til kontrollvariablene, noe som resulterer i en inkonsistent modell (brudd på MLR antakelsene). Vi kunne utvidet modellen til å ta høyde for bankspesifikk heterogenitet, ved å inkludere bank-dummy-variabler. Metoden ville da ha vært analog til en Fixed effects modell, men vi ville ha mistet mange frihetsgrader ved å inkludere så mange kontrollvariabler. Følgelig går man glipp av mye forklart varians, målt ved  $R^2$ , ved å benytte dummy-metoden. Dummy-metoden er også noe mer tidkrevende, men kan være fornuftig å benytte dersom man ønsker å korrigere for flere Fixed effects samtidig, eller ønsker å se på fordelingsegenskapene til hver koeffisient.



**Figur 7.2: Pooled OLS residualer for ulike Betaverdier**

Figuren over viser en scatter plot av residualene til vår Pooled OLS regresjonen. Vi ser en helt tydelig tendens av endring i varians i feilleddene, og har følgelig innslag av heteroskedastitet.

Vi løser problemet med heteroskedastitet ved hjelp av clustering, som genererer robuste standardfeil. Variansen til standardfeilene vil da ikke lenger variere for ulike verdier av  $x$ . Clustering, justerer feilleddene for å ta hensyn til 3 effekter; selskapseffekt, tidseffekt og vedvarende sjokk/forstyrrelser (Thomson S.B, 2010).

Justering for selskapsspesifikke effekter, vil fjerne korrelasjon mellom en selskapseffekt gjennom tid, altså at

$$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{jk} | x_{it}, x_{jk}) = 0 \text{ hvis } t \neq k$$

Hvor  $E(\dots)$  er forventningsverdier,  $\epsilon$  er feilleddet til regresjonen,  $x_{it}$  er estimert verdi for selskap  $i$  og  $j$  på tidspunkt  $t$  og  $k$ .

Justering for tidseffekter, vil fjerne korrelasjon mellom flere selskapseffekter på samme tidspunkt, altså at:

$$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt} | x_{it}, x_{jt}) = 0 \text{ for } i \neq j$$

Og vedvarende sjokk/forstyrrelser vil korrigere feilleddene for å ta hensyn til effekter som skaper korrelasjon mellom ulike selskapseffekter over tid, altså at

$$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{jk} | x_{it}, x_{jk}) = 0 \text{ hvis } i \neq j \text{ og } |t - k| > L$$

Hvor  $E(\dots)$  er forventningsverdier,  $\epsilon$  er feilleddet til regresjonen,  $x_{it}$  er estimert verdi for selskap  $i$  og  $j$  på tidspunkt  $t$  og  $k$ , og  $L$  er periodelengde.

Vi vil imidlertid ikke være i stand til å fjerne alle bankspesifikke effekter i vårt utvalg. Vi vil følgelig kun beholde Pooled OLS estimatene fordi vi ønsker å sammenligne de med RE- og FE-koeffisientene.

## 7.2.2 First difference (FD)

First difference er en modell hvor vi tillater at den uobserverte bankspesifikke-effekten,  $\alpha_i$  er korrelert med en eller flere av forklaringsvariablene. Fordi  $\alpha_i$  er konstant over tid, kan vi ta differensen mellom observasjoner på to ulike tidspunkt, og følgelig «differensiere bort» den uobserverte effekten.

Formelt kan vi uttrykke modellen:

$$y_{i2} = (\beta_0 + \sigma_0) + \beta_1 x_{i2} + \alpha_i + u_{i2} \quad (t = 2) \quad [7 - 1]$$

$$y_{i1} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \alpha_i + u_{i1} \quad (t = 1) \quad [7 - 2]$$

Deretter tar vi differansen mellom tidspunkt 2 og 1:

$$(y_{i2} - y_{i1}) = \delta_0 + \beta_1(x_{i2} - x_{i1}) + (u_{i2} - u_{i1}) \quad [7 - 3]$$

$$\Delta y_i = \delta_0 + \beta_1 \Delta x_i + \Delta u_i \quad [7 - 4]$$

Hvor  $\Delta$  er endring mellom tidspunkt  $t = 2$  og  $t = 1$ ,  $\alpha_i$  er uobservert effekt,  $u_i$  er en individspesifikk tidsuavhengig effekt og  $\beta_1$  er regresjonskoeffisient til matrise  $x_i$ .

Resultatet i ligning [7-4] kommer av å ta differansen mellom ligning [7-2] og [7-1].

For å kunne benytte FD på vårt datasett som inneholder flere tidsperioder, må vi utvide relasjon [7-4] til å gjelde for flere perioder. Vi følger metodologien fra Wooldridge (2009):

$$\Delta y_{it} = \delta_0 + \delta_3 d_{3t} + \delta_4 d_{4t} + \dots + \delta_t d_{Tt} + \beta_1 \Delta x_{it1} + \beta_k \Delta x_{itk} + \Delta u_{it},$$

$$t = 2, 3, \dots, T \quad [7 - 5]$$

Hvor  $d_{3t} - d_{Tt}$  er differansen mellom periodene. Vi ser at den uobserverte effekten  $\alpha_i$  forsvinner fra siste uttrykk, og er følgelig differensiert vekk.

First difference er ekvivalent (numerisk) med Fixed effects modellen når man operer med 2 tidsperioder. Begge modellene gir forventningsrette estimater når  $cov(x_{it}, c_i) \neq 0$ , altså at antakelsen om streng eksogenitet holder. Streng eksogenitet impliserer homoskedastitet og fravær av autokorrelasjon. I mange tilfeller er det liten grunn til å foretrekke den ene metoden fremfor den andre. Begge modellene gir skjeve estimater dersom antakelsen om strikt eksogenitet feiler.

Wooldridge (2009) finner at FE gir mest forventningsrette dersom streng eksogenitet holder, mens FD gir best estimater dersom  $u_{it}$  følger random walk, altså er tilfeldig distribuert.

### 7.2.3 Fixed effects (FE)

Fixed effects er i likhet med FD en metode for å eliminere bedriftsspesifikk eksogenitet.

Hvis vi tar utgangspunkt i en klassisk panelregresjonsmodell:

$$y_{it} = \beta_i X_{1t} + a_t + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad [7 - 6]$$

FE modellen lager et snitt av ligningen for hver enkelt bank og for hver tidsenhet:

$$\bar{y}_t = \beta_t \bar{x}_1 + a_1 + \bar{u}_i \quad [7 - 7]$$

Hvor  $\bar{y}_t = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$  og så videre for hver tidsenhet. Fordi  $\alpha_t$  er konstant over tid, så inngår det både i [4-6] og [4-7].

Hvis vi subtraherer [4-6] fra [4-7]:

$$y_{it} - \bar{y}_t = \beta_1 (x_{it} - \bar{x}_i) + u_{it} - \bar{u}_i, t = 1, 2, \dots, T, \quad [7 - 8]$$

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \dot{x}_{it} + \dot{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad [7 - 9]$$

Hvor  $\bar{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_t$  er tidsjustert (ved hjelp av gjennomsnitt) data for avhengig variabel  $y$ , og likedan for  $\dot{x}_{it}$  og  $\dot{u}_{it}$ . Som vi så under modellen for FD, så viser ligning [4-9] at  $\alpha_i$ , den bedriftspesifikke eksogeniteten, har forsvunnet.

I likhet med FD-estimatoren, så tillater FE korrelasjon mellom forklaringsvariablene og de bedriftsspesifikke effektene, siden de sistnevnte blir fjernet fra modellen (Wooldridge, 2009). FD modellen er numerisk ekvivalent med å benytte en Pooled OLS modell, hvor vi inkluderer dummy-variabler for både tid og hver enkelt bank (med noen forbehold, se diskusjon under Pooled OLS).

## 7.2.4 Random effects (RE)

I motsetning til i FD og FE, hvor formålet er å eliminere  $\alpha_i$  fordi man antar at de er korrelert med en eller flere verdier av matrisen,  $x_{it}$ , har dette lite hensikt i Random effects. Dette fordi man antar at de bankspesifikke effektene  $\alpha_i$  er ukorrelert med forklaringsvariablene,  $x_{it}$ , over alle tidsperioder.

Formelt kan vi formulere kriteriet for RE på følgende måte:

$$Cov(x_{itj}, a_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T : j = 1, 2, \dots, k. \quad [7 - 10]$$

Dersom kriteriet er tilfredsstillt, så er det lite fruktbart å fjerne  $\alpha_i$  fordi transformasjonene fjerner frihetsgrader, noe som går på bekostning av modellens tilpassing og forklaringsgrad.

Random effects gir oss følgende regresjonsmodell for hver bank:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + \alpha_i + u_{it} \quad [7-11]$$

En ideell Random effects modell inneholder alle de samme antakelsene som en FE modell, og i tillegg antakelsen om at  $\alpha_{it}$  er uavhengig av alle forklaringsvariablene over alle tidsperioder. RE modellen estimerer et sammensatt feilledd,  $v_{it}$  hvor komponentene består av  $\alpha_i$  og  $u_{it}$ . I og med at RE modellen ikke differensierer vekk de bankspesifikke effektene, så vil det sammensatte feilleddet være autokorrelert. Vi kan benytte en GLS-transformasjon for å justere modellen til å ta hensyn til dette (Wooldridge, 2009).

$$\lambda = 1 - \left[ \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_a^2} \right]^{0,5}, 0 < \lambda < 1 \quad [7 - 12]$$

Hvor  $\lambda$  viser variasjon i feilleddene,  $\sigma_u$  og  $\sigma_a$  er standardavvik for henholdsvis de tidsspesifikke og bedriftsspesifikke feilleddene.

Vi sitter da igjen med følgende regresjonsmodell:

$$y_{it} - \lambda * \bar{y}_i = \beta_0(1 - \lambda) + \beta_1(x_{it} - \lambda * \bar{x}_i) + (v_{it} - \lambda * \bar{v}_i) \quad [7 - 13]$$

## 7.2.5 Valg mellom FE eller RE

Vi benytter en Hausman-test for å statistisk teste om FE eller RE gir oss best tilpasset modell.

Formelt kan Hausman testen formuleres på følgende måte:

$$H_0: \alpha_i \perp X_{it}, Z_i$$

$$H_a: \alpha_i \rightarrow X_{it}, Z_i$$

Hvor  $H_0$  og  $H_a$  representerer null- og alternativhypotesen som skal testes.

Dersom  $H_0$  er sann, så vil både  $\hat{\beta}_{RE}$  og  $\hat{\beta}_{FE}$  være konsistente, men bare  $\hat{\beta}_{RE}$  vil være signifikant. Vice versa, så vil kun  $\hat{\beta}_{FE}$  være signifikant dersom  $H_a$  er sann.

Vi definerer  $Q$  som testobservator, som formelt representerer differansen mellom RE og FE.

$$\hat{Q} = \hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}$$

$$\widehat{HT} = T\hat{Q}[\text{Var}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} * \hat{Q} \sim X_K^2 \text{ hvor } K = \dim(Q)$$

Hausman testen er formulert slik at en stor verdi på testobservatoren,  $Q$  vil indikerer at det kan være tilfeller av ikke-observerbar heterogenitet i datasettet (EIV), noe som betyr at vår modell er feilkonstruert.

Hvis antakelsen om FE er sann, det vil si at nullhypotesen forkastes, noe som betyr at vi vil finne at:

$$\hat{\beta}_{LD} \approx \hat{\beta}_{FD} \approx \hat{\beta}_{FE}$$

Fixed effects modellen er konstruert for å kontrollere for ikke-observerbar heterogenitet, også kalt spuriøse effekter i datasettet.

## 7.3 De avhengige variablene

Vi vil benytte egenkapitalbeta som avhengig variabel i store deler av vår analyse. Dette er i tråd med rammeverket til Miles et. al, (2011), Kashyap et. al, (2010) og ECB (2011).

Vi approksimerer også egenkapitalholdernes avkastningskrav ved å benytte ROE og Earningsyield, i tråd med Zimmer & McCauley (1991) og Maccario et. al, (2002).

Avslutningsvis vil vi også inkludere alternative mål for risiko som avhengige variabler. Vi vil benytte priser på Credit Default Swaps (CDS) som et mål på kredittrisiko, og benytte rammeverket til Das & Sy, (2012) med idiosynkratisk volatilitet og aksjeavkastningens volatilitet som avhengige variabler.

### 7.3.1 Beregning av egenkapitalbeta

Vi har beregnet egenkapitalbeta ved å bruke følgende formel:

$$\beta = \frac{\text{Korr}(r_i, r_m) * \text{Std}(r_i)}{\text{Std}(r_m)}$$

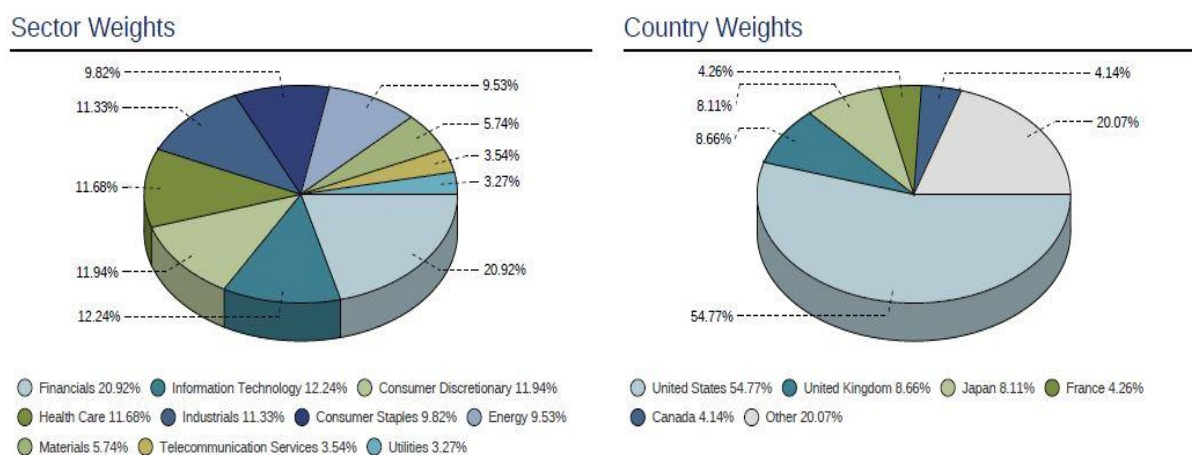
Hvor  $r_i$  og  $r_m$  er kontinuerlig (logaritmisk) aksjeavkastning for henholdsvis aksjen og markedsindeks. Vi har beregnet aksjeavkastningen ved å ta naturlig logaritme av justert sluttkurs for periode t-1, delt på justert sluttkurs for periode t. Vi gjør tilsvarende for markedsindeksen. Med justert sluttkurs menes at vi tar hensyn til aksjesplitt og aksjespleis, som ellers ville ha laget støy i datamaterialet. Vi har valgt å benytte en bred markedsindeks (MSCI World), da dette trolig gir lavest samlet estimeringsfeil (se 8.11.3).

En aksje kan ikke anta en verdi under null (på grunn av konkurs). Siden en aksje i utgangspunktet kan anta en hvilken som helst positiv verdi, vil det ikke være urealistisk å gå ut fra at avkastningene er logaritmisk fordelt.



Vi har sammenlignet daglige og månedlige aksjeobservasjoner med daglige og månedlige tall fra verdensindeksen MSCI World.

MSCI World består av 1612 aksjer, fra 23 forskjellige land. Indeksen består kun av aksjer fra utviklede økonomier, slik at aksjer fra emerging og vekstøkonomier er ekskludert. Indeksen har fokus på å representere store og mellomstore selskaper, på tvers av industrier, og fanger opp omtrent 85 % av free float-justert markedsverdi av aksjene i hvert av landene.



**Figur 7.3: Presentasjon av MSCI World INC**

For å kunne gjøre alle våre avkastningstall og variabler sammenlignbare på tvers av land, var vi nødt til å uttrykke de i samme valuta. Dette fordi man da fjerner støy i form av eventuelle valutafluktuasjoner. Valget falt på felles valuta USD, fordi Datastream og MSCI tilbyr en automatisk konvertering fra lokale valutaer til USD, kombinert med at MSCI World allerede er nominert i USD.

Datastream benytter følgende algoritme til å konvertere tallene:

$$100 * \frac{(US\ Dollar\ Index\ Value)}{(US\ Dollar\ Index\ Value\ at\ currency\ base\ rate)} * \frac{(MSCI\ exchange\ rate)}{(MSCI\ exchange\ rate\ at\ currency\ base\ rate)}$$

For at konverteringen skal gi riktige og sammenlignbare resultater, er vi følgelig avhengige av at Datastream har informasjon om valutakursutvikling i samme periode som vårt datasett. Dette var tilfellet for alle landene i vår tidsperiode. Alle aksjepriser er regnet om med den daglige dollarkursen for å kunne sammenlignes med den dollarnominerte indeksen. For månedlige observasjoner, har vi benyttet snittkurs.

Vårt valg av valuta vil ikke påvirke de økonomiske tolkningene av våre analyser nevneverdig, fordi vi uttrykker variablene i logaritme, eller prosentform. En felles valuta er likevel nyttig for å kunne beregne riktige betaestimer, samt gi meningsfulle tall for avkastning.

Som et alternativ til MSCI World, forsøkte vi også lokale indekser, for så å justere verdiene for korrelasjon og volatilitetsforskjeller i de ulike indeksene. Tilnærmingen ga omtrent like resultater som ved å benytte verdensindeksen, vi valgte dermed å benytte sistnevnte.

Vi har forsøkt en rekke ulike metoder og vurdert rimeligheten av estimatene. Vi har blant annet forsøkt; daglige observasjoner over 1, 3 og 5 år, månedlige observasjoner over 3 og 5 år og rullerende snitt (moving average) på månedlige observasjoner over 3 og 5 år.

Aggregerte beregninger ligger vedlagt i appendiks 9. Vi finner i likhet med Groenewald & Fraser (2003) at rullende snitt på månedlige observasjoner over 3 år gir mest fornuftige verdier for beta. De fleste av våre estimer var fortsatt gyldige, da vi forsøkte å bytte til andre estimeringsmetoder for beta, selv om signifikansnivå sank betraktelig for flere variabler.

Vi valgte altså å benytte månedlige observasjoner på aksjeavkastning(i USD) sammenlignet med avkastning på en global indeks, med 3-års rullerende snitt som estimeringsmetode.

Tidligere publiserte artikler innenfor samme tema i andre land har benyttet følgende metode for beregning av beta:

**Kashyap et. al, (2010):** Analyse av økte kapitalkrav i store globale finansinstitusjoner i perioden 1976 – 2008. De estimerer beta ved å sammenligne månedlig aksjeavkastning med en global indeks med en rullerende regresjon på to år.

**Miles et. al, (2011):** Analyse av optimal bankkapital i britiske banker i perioden 1997-2010. Estimerer beta ved å sammenligne daglig aksjeavkastning på nasjonale banker med en nasjonal aksjeindeks. Benytter rullerende regresjoner på seks måneder.

---

**ECB (2011):** Analyse av avkastningskravet på egenkapitalen i store globale banker i perioden 1995-2011. Estimerer beta for hver enkelt bank ved å sammenligne daglig aksjeavkastning med en nasjonal indeks for hver enkelt bank. Benytter rullerende regresjoner på seks måneder.

### 7.3.2 Aksjeavkastningens volatilitet (Stock return volatility)

Aksjeavkastningens volatilitet viser standardavviket til den historiske aksjeavkastningen, hvor avkastningen er beregnet logaritmisk. Standardavviket er et mye brukt mål for spredning, og viser hvor langt de enkelte verdiene i gjennomsnitt ligger fra gjennomsnittsverdien (Altman, D.G, 1996).

Standardavviket til en stokastisk variabel  $X$  kan defineres som:

$$\sigma = \sqrt{E((X - E(X))^2)} = \sqrt{E(X^2) - (E(X))^2}$$

Hvor  $E(X)$  er forventningsverdien til  $X$ .

Vi benytter aksjeavkastningens volatilitet som en alternativ approksimasjon for markedsrisiko. Vi ønsker å undersøke om variabelen påvirkes annerledes av økt kapitaldekning enn egenkapitalbeta. Variabelen er konstruert ved å ta 3 års, rullerende snitt av månedlig aksjeavkastning, nominert i US Dollar.

### 7.3.3 Idiosynkratisk volatilitet (Idiosyncratic volatility)

Den idiosynkratiske volatiliteten viser standardavviket til feilleddene i vår opprinnelige egenkapitalbeta-regresjon.

Vi bruker samme regresjonsmodell, single factor CAPM, til å estimere idiosynkratisk risiko som systematisk risiko ( $\beta_{it}$ ), men skiller ut residualene (epsilon) for hver bank, på hver tidsenhet. Vi har beregnet idiosynkratisk risiko på følgende måte:

$$\text{Idiosynkratisk risiko} = \sqrt{\text{var}(\epsilon_{it})}$$

### 7.3.4 Credit default swaps (CDS)

Variabelen, Credit default swaps (CDS), viser prisen på konkursforsikring for vårt utvalg av banker. CDSer er derivat som gir utbetaling dersom banken ikke klarer å betjene sine forpliktelser ved forfall. Variabelen er konstruert slik at en økning i verdi indikerer høyere sannsynlighet for konkurs og implisitt høyere risiko på bankens operasjoner. Datastreams database for CDS inneholdt ikke data for alle bankene i vårt datasett. Vi kan se dette direkte i Tabell 7.1, hvor variabelen har vesentlig færre observasjoner enn de andre variablene. Variabelen inneholder data for DNB, Swedbank, Handelsbanken, SEB, Nordea og Danske bank.

Prisene på CDS er et ofte brukt som et mål på kredittrisiko ved prising av verdipapirer (ECB, 2009). Prisen reflekterer hva investorene må betale, i prosent av det underliggende beløpet, mot å forsikre verdipapirene mot konkurs. Vi inkluderer utvikling i prisene på CDSer i våre analyser som et mål på nedsiderisiko. Vi ønsker å analysere om det er noen sammenheng mellom økt kapitalisering (økt egenkapital) og nedsiderisiko.

## 7.4 De uavhengige variablene

Alle de uavhengige variablene er lagget med to år. Vi måtte lagge våre variabler fordi egenkapitalbeta er beregnet med rullerende snitt over 3 år. En lagging av variablene vil hjelpe oss å bedre sannsynliggjøre kausalitet<sup>6</sup>. Vi har lagget kontrollvariablene med 1 år for de uavhengige variablene idiosynkratisk risiko og aksjeavkastningens volatilitet, av samme årsak som ovenfor.

### 7.4.1 Tier 1 og Tier 2

Tier 1 og 2 - kapital er klassifiserte mål på en banks finansielle soliditet, og er et regulatorisk begrep fra Basel-regelverkene (BCBS, 2011). Tier 1 består hovedsakelig av ordinære aksjer og tilbakeholdt resultat (ren kjernekapital). Tier 1 omtales også som primærkapital, og kan foruten ren kjernekapital, bestå av ikke-innløsbare, ikke-kumulative preferanseaksjer (BCBS, 2011). Tier 2 er regnet som en kjernekapital av lavere kvalitet enn Tier 1. Tier 2 omfatter blant annet hybridkapital og ikke bokførte reserver. Vi henter tall for både Tier 1

---

<sup>6</sup> Mer om dette i del 8.10.6 – Kausalt forhold mellom leverage og beta?

og Tier 2 direkte fra Datastream. Det er vanlig å kalkulere Tier 1 og Tier 2 som andel av risikovektet balanse, vi har ikke historiske tall for risikovektet balanse og benytter dermed Tier 1 og Tier 2 som andel av den ordinære balansen (forvaltningskapital).

$$Tier\ 1_{it} = \frac{(Ren\ egenkapital\ +\ tilbakeholdt\ overskudd)_{it}}{Forvaltningskapital_{it}}$$

$$Tier\ 2_{it} = \frac{(hybridkapital\ +\ ikke\ realiserte\ reserver\ +\ ikke\ bokførte\ reserver\ etc)_{it}}{Forvaltningskapital_{it}}$$

Kapitalklassifisering ved Tier-klasser, er sterkt relatert til, men ikke ekvivalent med, regnskapsbegrepet common equity (bokført egenkapital). Ulikhetene går på at Tier 1 også inkluderer noen hybrid instrumenter som antas å ha like god tapsabsorberende egenskaper (Miles et. al, 2011).

I og med at Tier-klassifiseringene er definert av basel-regelverkene, har definisjonen av hva som inngår i de ulike klassifiseringene variert med de ulike baselreformene. Under basel III regelverket, så omtales Common Equity Tier 1 (CET1), som det ultimate målet for tapsabsorberende egenkapital, noe som er ekvivalent med ren egenkapital. Vi finner ingen gode tidsserier for slik klassifisering av kapital.

Vi har derfor valgt, i likhet med Miles et. al, (2011) å approksimere CET1 med Tier-klassifiseringene på tvers av de ulike basel-reformene. Miles et. al, (2011) har en tidsperiode 1997 – 2010, og argumenterer for at deres bruk av Tier-klassifiseringene i deres tidsperiode er riktig fordi CET1, definert av basel III, er sterkt korrelert med det mindre rene begrepet for egenkapitalandel. CET1 var omtrent 60 % av Basel II Tier 1 equity i 2009, i tillegg så er risikovektene for balansene under Basel III omtrent 25 % høyere enn under Basel II (Miles et. al, (2011)). Dette har implikasjoner for den marginale kostnaden ved å øke egenkapitalandelen i forhold til risikovektet balanse. Det som imidlertid er viktig er hvordan forholdstallet mellom egenkapital og totalkapital endres, ikke det absolutte målet på egenkapital.

Vi kontrollerer Tier 1 klassifiseringens rimelighet ved å gjennomføre våre analyser med bokført egenkapital over total assets som approksimasjon for Tier1-kapital. Utfyllende detaljer finnes under robusthetsdelen (8.11.5).

Datastreams verdier på Tier 2 inneholder enkelte feil. Vi har derfor supplert med informasjon fra kvartalsrapporter. Mer om dette i avsnitt 8.11.3

## 7.4.2 Return on equity (ROE)

Return on equity (ROE) er selskapets netto resultat uttrykt i prosent av gjennomsnittlig bokført egenkapital. ROE er et nøkkeltall for lønnsomhet som gir uttrykk for hvor stor avkastning selskapet har hatt på periodens gjennomsnittlig egenkapital. Nøkkeltallet er således et mål på hvor godt selskapet har benyttet egenkapital til å generere vekst. Et selskap med høy egenkapitalavkastning i forhold til sammenlignbare selskaper (gitt lik gjeldsgrad) kan tenkes å utnytte eiernes tilbakeholdte midler bedre.

Egenkapitalavkastning kan formuleres på følgende måte:

$$ROE_{it} = \frac{Resultat_{it}}{Gjennomsnittlig Egenkapital_{it}}$$

Vi benytter ROE som et mål på lønnsomhet for å kunne undersøke om det er forskjell i samvariasjonsrisiko for lønnsomme- sammenlignet med mindre lønnsomme banker. Vi benytter også ROE som en alternativ approksimasjon for avkastningskrav. Som tidligere nevnt under diskusjonen om aktivabeta i avsnitt 5.5, er ROE et omdiskutert mål på prestasjon på tvers av banker med forskjellig finansiering (ulik gjeldsgrad). Dette fordi ROE øker med finansiell - gearing. Vi vil ta høyde for dette i vår analysedel. Se for øvrig diskusjonen under tabell 6.2

## 7.4.3 Pris/Bok (PB)

Pris/Bok er en balansebasert multippel som viser forholdet mellom markedsverdi og bokførtverdi av bankenes egenkapital. Vår multippel er konstruert på enhetsnivå, det vil si at vi benytter aksjekurs som uttrykk for markedspris og bokført verdi av egenkapital på per aksje nivå.

---

$$(pris/bok) = \left( \frac{aksjekurs_{it}}{bokført\ verdi_{it}} \right)$$

Vi tar den naturlige logaritmen til variabelen i våre regresjoner, da vi er mer interessert i endring i vekstrate, enn endring per ekstra enhet tilført.

#### 7.4.4 Innskuddsandel (Deposits)

Deposits-variabelen viser hvor stor andel av bankenes balanse som er finansiert med innskudd fra publikum. Deposits-ratioen blir konstruert ved å dele totalt innskudd fra publikum på total kapital for hver bank i datasettet. Variabelen er sett på som en sikker finansieringskilde opp til et visst nivå, da den blir garantert av myndighetene gjennom innskuddsgarantien. Av samme årsak hevder flere, blant annet finanskrise utvalget (NOU 2011:1) at staten aktivt subsidierer banker, da de kan tilby lavere rente på nevnte innskudd, fordi risikoen er fjernet.

$$Deposits_{it} = \frac{Innskudd\ fra\ publikum_{it}}{Total\ assets_{it}}$$

#### 7.4.5 Andel likvide midler på balansen (LIQ)

Variabelen LIQ (kort for liquidity) tar for seg hvor stor andel av bankenes eiendeler som er plassert i likvide midler. Med likvide midler menes kontanter og kontantekvivalenter, midler plassert hos sentralbanken og kortsiktig utlån til andre banker. Funding likviditeten påvirker hvorvidt og til hvilke kostnader en bank er i stand til å oppfylle sine løpende forpliktelser (E.Hoff, 2011).

$$Liq_{it} = \frac{Likvide\ midler_{it}}{Total\ assets_{it}}$$

Likvide midler gir lavere forventet avkastning enn mindre likvide midler, fordi man går glipp av en likviditetspremie. Samtidig vil likvide midler gjøre det enklere for banken å betjene sine forpliktelser, og banken kan unngå å måtte realisere andre aktiva i særs ugunstige markedsforhold for å finansiere sin daglige drift. Høyere andel likvide midler vil kunne redusere likviditetsrisiko. Vi inkluderer likviditetsandel som en variabel fordi vi ønsker å undersøke om dette kan ha påvirkning på avkastningskravet til egenkapitalen. En studie av faktorer som påvirker kursutviklingen på Oslo Børs gjort av Næs, Skjeltorp & Ødegaard (2007), finner forfatterne at størrelsen på egenkapitalen (market cap) til selskapet og likviditet er faktorer som påvirker aksjeavkastningen.

## 7.5 Deskriptiv statistikk

### Descriptive statistics - Explanatory variables

Variable	OBS	MEAN	Std.Dev.	MIN	MAX
Beta	263	0.7512	0.5415	-0.3003	2.3404
Tier1	266	0.0715	0.0465	0.0065	0.1953
Tier2	264	0.0408	0.0486	0.0006	0.2013
ROE	251	0.1267	0.7379	-0.2640	0.2982
Price to Book	250	1.3006	0.4908	0.2913	3.4454
Credit default swap	40	49.2320	47.5872	5.7877	215.0403
Deposits	252	0.4646	0.1907	0.0631	0.8129
Liquidity	261	0.0300	0.0395	0.0020	0.2784
Common equity	266	0.0757	0.0436	0.0290	0.1816
Earningsyield	249	0.1036	0.0986	-0.5850	0.4411

*Sources:* Data is from Datastream and the websites of individual banks

*Note:* This table contains our descriptive statistics

**Tabell 7.1: Deskriptiv statistikk - Forklaringsvariabler**

Tabell 7.1 viser en oversikt over våre forklaringsvariabler og uavhengige variabler. Vi ser at CDS variabelen har vesentlig færre observasjoner enn de andre variablene, dette skyldes enten at det kun er utstedt konkursforsikringer for de store bankene, eller at det kun finnes gode data for nevnte utvalg.



Av tabellen ser vi at data for ren egenkapital er svært lik data for Tier 1-kapital. Vi velger å gjennomføre analysene med kapital delt inn i Tier-kapital da dette er en anerkjent inndeling av kvaliteten på egenkapitalen. Dette lar oss kontrollere for om ulik kvalitet på kapitalen påvirker våre analyser ulikt.

### *Descriptive statistics – Correlation Matrix*

	Beta	Tier1	Tier2	ROE	Price to book	Credit default swaps	Deposits	Liquidity
Beta	1							
Tier1	-0.412**	1						
Tier2	-0.399*	0.759*	1					
ROE	-0.598**	0.125***	0.338 *	1				
Price to Book	-0.455**	0.076	0.085	0.303	1			
Credit default swap	0.644***	-0.098	-0.056	-0.480	-0.867***	1		
Deposits	-0.317*	0.538***	0.133	0.253	-0.023	-0.135	1	
Liquidity	0.014	0.550***	0.393 *	-0.212	-0.329 *	-0.383*	0.340*	1

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Sources: Data is from Datastream and the websites of individual banks

Note: This table lists our correlation matrix

**Tabell 7.2: Deskriptiv statistikk - korrelasjonsmatrise**

I tabell 7.2 har vi presentert Pearsons korrelasjonskoeffisienter for variablene vi benytter i en korrelasjonsmatrise. Pearsons korrelasjonskoeffisient viser en lineær korrelasjon (avhengighet) mellom 2 variabler. Korrelasjonskoeffisientene (r-verdiene) kan ha verdier fra - 1 til 1, hvor førstnevnte, indikerer en perfekt negativ samvariasjon, og sistnevnte, indikerer en perfekt positiv samvariasjon.

Pearsons R for utvalg:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} * \sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

Det er en tydelig negativ korrelasjon mellom beta (*Beta*) og bankkapital (*Tier1* og *Tier2*). Begge korrelasjonene er signifikante på det konvensjonelle 5 % - nivået. Både Tier 1 og Tier 2 kapital tenderer til å utvikle seg negativt i forhold til kapitalkostnaden. Dette er i tråd med antakelsene i M&M.

Det er også verdt å merke seg at kredittforsikringspremie (*CDS*) øker i samsvar med kapitalkostnaden. Dette er også i tråd med våre forventinger, da høyere samvariasjon med indeks impliserer økt totalrisiko for kreditorer og følgelig høyere premie for konkursforsikring. Dette er også i tråd med tidligere forskning som finner en positiv sammenheng mellom systematisk risiko (målt ved beta) og kredittrisiko målt ved kredittrater (Ferri, 1978).

Vi finner også en signifikant negativ lineær korrelasjon mellom samvariasjonsrisiko (beta) og andel innskuddsfinansiering (deposits). Koeffisienten tyder på at mer risikable banker, målt ved svingninger i forhold til markedsindeks, har mindre grad av innskuddsfinansiering, og i større grad benyttet markedsfinansiering. Das & SY, (2012) finner at banker med høy grad av stabil finansiering (målt med andel innskudd), hadde høyere aksjeavkastning enn banker med ustabil finansiering. I tillegg tenderer lønnsomhet, målt ved ROE, til å utvikle seg negativt med samvariasjonsrisiko.

---

### Descriptive statistics - Stock return & Market measures of risk

1996 - 2012 (670 obs)	Volatility of monthly stock return	Idiosyncratic volatility	Monthly Stock return
Mean	0.0868	8.30E-06	0.0054
Std. Dev.	0.0496	5.80E-07	0.0355
Min	0.0233	-3.30E-06	-0.1509
Max	0.3454	2.80E-05	0.1089

---

**Tabell 7.3: Deskriptiv statistikk – Alternative risikomål**

Tabell 7.3 viser deskriptiv statistikk for våre alternative mål på risiko, aksjeavkastningens volatilitet og den idiosynkratiske volatiliteten, i tillegg til månedlig aksjeavkastning. De alternative risikomålene er i tråd med Das & Sy (2012).

Som vi tidligere har illustrert i figur 6.7, som viser utvikling i aksjekurs, ser vi tydelig finanskrisens (2007-2008) innvirkning på datasettet. Både minimum- og maksimumsverdiene for aksjeavkastning befinner seg i perioden, og i oppgangskonjunktoren som fulgte.

## 8. Analyse

Vi vil først presentere et metoderammeverk som er i tråd med det du finner i Miles et. al, (2011) og ECB (2011), deretter vil vi inkludere egne kontrollvariabler hvor vi blant annet ser på hvordan ulike prisingsmultipler og alternative risikomål påvirker resultatene.

Til slutt vil vi benytte en Hausman-test for å se om hvilken av regresjonsmodellene våre som ga best tilpasset modell, samt gjennomføre en rekke ulike robusthetstester.

Vår identifiseringsstrategi er å se på hvordan ulike nøkkeltall og balanseratioer påvirker egenkapitalbeta, for å kunne si noe hvordan det påvirker prisingen av egenkapital. Vi vil også ta i bruk et alternativt mål for egenkapitalavkastning ved å benytte avkastning på egenkapital (return on equity) for å se om det gir samme resultat som ved bruk av det teoretiske avkastningskravet og dermed få undersøkt robustheten i våre funn. Dette er i tråd med Zimmer & McCauley (1991).

Etterpå vil vi bruke pris på konkursforsikring (Credit default swaps) på de ulike bankene (omregnet til felles valuta, \$) som avhengig variabel, for å se hvordan de påvirkes av de samme kontrollvariablene. Dersom M&M hypotesen holder, vil vi forvente å finne at det er et lineært negativt forhold mellom risikovektet kjernekapital og beta, hvor en dobling av kjernekapital vil implisere en halvering av beta, ceteris paribus. Vi bør altså forvente å få en regresjonskoeffisient som er negativ for vår type av risikovektet kjernekapital, Tier 1.

Avslutningsvis i analysedelen vil vi også utvide analysen med flere mål på risiko for å se om resultatene våre er konsistente. I tillegg undersøker vi om balansesammensetning påvirker aksjeavkastning. I disse analysene følger vi rammeverket til Das & Sy, (2012).

Vi starter vår analysedel med å replikere modellen til Miles et. al, (2011)

De estimerer egenkapitalbeta ved hjelp av forklaringsvariabelen leverage, i tillegg til å kontrollere for årlige effekter. Vi kontrollerer for de årlige effektene ved å inkludere dummy-variabler for år. Vi får da en modell som har fixed effects både for bankeffekter og tidseffekter. De benytter både OLS-regresjon, Fixed effects og Random effects, og de gjennomfører analysene både på lineær- og logaritmisk form. Til slutt estimerer de ROE som en alternativ approksimasjon for det teoretiske avkastningskravet.

Vi benytter Tier-1 som egenkapitalandel (invers av leverage) det vil si at våre fortegn vil bli motsatt av det vi ville oppnådd med å benytte leverage. Resultatene er presentert i tabell 8.1

## 8.1 Regresjon med beta og leverage

Regresjon med bankenes egenkapital-beta forklart ut i fra Tier 1-kapital/totale eiendeler. En Hausman-test er gjennomført for å sammenligne FE- og RE-estimatorene. Null-hypotesen i testen er at det ikke er noen sammenheng mellom forklaringsvariablene og de bankspesifikke effektene.  $\chi^2=7,74$  med P-verdi = 0,98. Vi forkaster  $H_0$  på det konvensjonelle 95 % -nivået, og benytter Fixed effects. Forklaringsgrad totalt: 0,1246

Vi estimerer følgende regresjonsligning (Fixed effects):

$$Beta_{it} = \alpha_{\beta i} + b_{\beta} * Tier1_{it-2} + c_i + d_{94} \dots d_{12} + u_t$$

Hvor  $\alpha_{\beta}$  er konstantledd,  $b_{\beta}$  er estimerte stigningstall til variabel x,  $c_i$  er Fixed effects-vektor for bank,  $d_{94} \dots d_{12}$  er tidsdummyer og  $u_t$  er idiosynkratisk residual.

### *Time fixed effects model (year dummies)*

	Fixed effects Beta	Random effects Beta	Cluster OLS Beta
Tier 1 common equity to total assets (%)	-3.468** (-6.40)	-3.561*** (-6.53)	-4.152*** (-6.19)
_cons	1.000*** (21.69)	1.007*** (12.76)	1.049*** (18.27)
Adj R <sup>2</sup>	0.1246		
N	263	263	263

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Sources: Data is from Datastream and the websites of individual banks

Note: This table lists the coefficients from the regression

**Tabell 8.1: Regresjon med beta og leverage**

Regresjonen i tabell 8.1 viser, bankenes egenkapital-beta forklart ut i fra Tier 1-kapital/totale eiendeler. Hausman-testen indikerer at FE-estimatoren er den estimatoren som er foretrukket, denne forklarer 12,46 % av endringene i variansen til egenkapitalbeta.

Første kolonne i modellen presenterer effekten av Tier 1 på egenkapitalbeta ved hjelp av en FE-estimator. I andre kolonne presenteres effekten ved hjelp av RE-estimator og til slutt er effekten estimert ved hjelp av en OLS-estimator. I alle estimatorene er det tydelig at egenkapitalandelen påvirker egenkapitalbeta negativt. Det vil si at en økning i kapitalkrav vil tendere til å redusere egenkapitalbeta og dermed, indirekte egenkapitalens avkastningskrav.

FE-estimatoren predikerer en signifikant negativ sammenheng mellom egenkapitalbeta og egenkapitalnivå. Modellen predikerer at en økning av kjernekapitaldekningen (Tier 1) med ett prosentpoeng vil føre til en reduksjon av beta med 0,0346.

Som ventet, estimerer vi en negativ sammenheng mellom egenkapitalandel (målt med Tier 1) og egenkapitalbeta for nordiske forretningsbanker. Dette er ekvivalent med funnene til Miles et. al, (2011) og ECB, (2011). Det vil si at økt kapitalisering tenderer til å redusere samvariasjonsrisiko og avkastningskravet på egenkapitalen. Dette er i tråd med teorien, hvor M&M predikerer at det skal være en negativ sammenheng mellom egenkapitalandel og egenkapitalbeta. Våre estimater er imidlertid svakere enn hva en lineær sammenheng impliserer. Vi vil drøfte dette mer i detalj under avsnitt 8.5

I den neste delen av modellen til Miles et. al, (2011) estimeres sammenhengen mellom egenkapitalbeta og leverage logaritmisk. Det vil si at både den avhengige variabelen (beta) og den uavhengige variabelen (Tier 1) er på logaritmisk form. Rent teknisk gjøres dette ved å ta den naturlige logaritmen til variabelen. Transformasjonen gjør at man enklere kan studere effekten av relative endringer. Vi gir en mer utfyllende forklaring av transformasjonen i delkapittel 8.10.11.

Resultatene fra regresjonen på logaritmisk form er presentert i tabell 8.2.

## 8.2 Regresjon med beta og leverage (logaritmisk)

Regresjon med bankenes egenkapital-beta forklart ut i fra Tier 1-kapital/totale eiendeler, alle observasjoner er nå på logaritmisk form. Hausman:  $\chi^2=3,35$  med P-verdi = 0,81. Vi beholder  $H_0$  på alle konvensjonelle nivå, og benytter derfor Random effects. Forklaringsgrad totalt: 0,22

Vi estimerer følgende regresjonsligning (Random effects):

$$\text{Log Beta}_{it} = \alpha_{\beta i} + b_{\beta} * \text{Log Tier1}_{it-2} + c_i + d_{94} \dots d_{12} + u_t$$

Hvor  $\alpha_{\beta}$  er konstantledd,  $b_{\beta}$  er estimert stigningstall til variabel x,  $d_i$  er Random effects-vektor,  $d_{94} \dots d_{12}$  er tidsdummyer og  $u_t$  er idiosynkratisk residual.

### *Time fixed effects model (year dummies)*

	Fixed effects	Random effects	Cluster OLS
Log-linear specification	Beta	Beta	Beta
Tier 1 common equity to total assets (%)	-0.743*** (-8.13)	-0.743*** (-8.17)	-0.757*** (-7.16)
_cons	-2.636*** (-10.01)	-2.669*** (-9.11)	-2.674*** (-8.77)
Adj R <sup>2</sup>	0.22		
N	248	248	248

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

*Sources:* Data is from Datastream and the websites of individual banks

*Note:* This table lists the coefficients from the regression

**Tabell 8.2: Regresjon med beta og leverage (logaritmisk)**

Tabell 8.2 viser regresjonene av egenkapitalbeta på forklart ut i fra egenkapitalandel, målt som Tier 1. Variabelen er konstruert ved å benytte lineær transformasjon. Hausman-testen indikerer at man ikke kan forkaste hypotesen om at det ikke er en fast sammenheng mellom bankspesifikke forhold og forklaringsvariablene, det vil si at RE-estimatoren er den som benyttes.

På logaritmisk form er det også en tydelig negativ sammenheng mellom kapitalnivå og egenkapitalbeta. RE-estimatoren predikerer en signifikant negativ effekt mellom egenkapitalandel og egenkapitalbeta. En økning av Tier-1-dekningen på en prosent vil gi en reduksjon i beta på 0,74 %.

Modellen predikerer nå 22 % av variasjonen i den avhengige variabelen (egenkapitalbeta).

Oppsummert reduserer egenkapital samvariasjonsrisikoen for bankene. Dette er forventet ut fra M&M-teorien, og er konsistent med tidligere studier.

Som vi innledningsvis har diskutert, så er vi interessert i å undersøke om det er noen forskjell i effekt (på samvariasjonsrisiko) av ulike kapitalklassifiseringer. Vi vil nå gjennomføre en tilsvarende analyse som i del 8.2, men vi vil inkludere både Tier 1 / total assets og Tier 2 / total assets som mål på leverage. Vi vil med dette utvide rammeverket til Miles et. al, (2011).



### 8.3 Regresjon med ulike Tier-klassifiseringer (logaritmisk)

Regresjon med bankenes egenkapitalbeta forklart ut fra Tier1-kapital / totale eiendeler og Tier2-kapital / totale eiendeler. Alle observasjoner er nå på logaritmisk form. Hausman test indikerer at modellene er best forklart med Fixed effects. Forklaringsgrad uten tidseffekt 0,22. Forklaringsgrad med tidseffekt er 0.1692.

Vi estimerer følgende regresjonslinje (uten årsummyer):

$$\text{Log Beta}_{it} = a_{\beta_{it}} + b_{\beta} * \text{LogTier1}_{it-2} + c_{\beta} * \text{LogTier2}_{it-2} + d_i + u_t$$

Og følgende regresjonslinje (med årsummyer):

$$\text{Log Beta}_{it} = a_{\beta_{it}} + b_{\beta} * \text{LogTier1}_{it-2} + c_{\beta} * \text{LogTier2}_{it-2} + d_i + d_{94} \dots d_{12} + u_t$$

Hvor  $a_{\beta_{it}}$  er konstantledd,  $b_{\beta}$  og  $c_{\beta}$  er estimerte stigningstall til variabel x,  $d_i$  er Fixed effects vektor for bank,  $d_{94} \dots d_{12}$  er tidsdummyer og  $u_t$  er idiosynkratisk residual.

	Fixed effects Beta	Fixed effects Beta
Log-linear specification		
Time fixed effects	No	Yes
Tier 1 common equity to total assets (%)	-0.969*** (-3.37)	-0.747*** (-5.76)
Tier 2 common equity to total assets (%)	-0.35** (-2.76)	-0.02791 (-0.04)
_cons	-4.573 *** (-5.32)	-2.6398 *** (-9.86)
Adj R^2	0.1692	
N	246	246

\* p<0.05, \*\* p<0.01,\*\*\* p<0.001

Sources: Data is from Datastream and the websites of individual banks

Note: This table lists the coefficients from the regression

**Tabell 8.3: Regresjon med ulike Tier-klassifiseringer (logaritmisk)**

Vi har valgt å presentere analysen for de ulike Tier-klassifiseringene både med og uten kontroll for årlige variasjoner (årsdummyer). Grunnen til at vi har gjort det slik, er for å bedre kunne undersøke sammenhengen mellom kapitalnivå, egenkapitalbeta og tidseffekter.

Av tabellen ser vi at forholdet mellom Tier 1-kapital og egenkapitalbeta er negativt og signifikant, uavhengig av om vi kontrollerer for tidseffekter eller ikke. Sammenhengen har en høyere grad av signifikans når vi justerer for tidseffekter, ved å inkludere årsdummyer. I tillegg blir effekten av øke Tier 1-andelen noe svakere på samvariasjonsrisikoen.

Uten å kontrollere for tidseffekter kan det også virke som Tier 2-kapitalen påvirker egenkapitalbeta negativt, men med en svakere effekt enn Tier 1. Det vil altså si at en relativ økning av Tier 1 vil gi en sterkere effekt på vekstraten til egenkapitalbeta i forhold til en tilsvarende økning i Tier 2. Teoretisk så er det naturlig å forvente at Tier 1 skal ha en høyere innvirkning på systematisk risiko enn Tier 2, da Tier 2 favner over flere hybridinstrumenter og hybridkapital. Egenkapitalbeta er sterkt knyttet til selskapets finansielle risiko. Et selskaps opptagelse av gjeld fører til høyere risiko for selskapets investorer, som krever en høyere risikopremie. Det er derfor naturlig å anta at nedgang i risikopremie er størst med den reneste formen for egenkapital.

Ved å inkludere årsdummyer er ikke lengre forholdet mellom egenkapitalbeta og Tier 2-kapital signifikant. Det vil si at etter å ha kontrollert for spesifikke effekter knyttet til de enkelte årene i vår analyse, kan vi ikke lenger påstå at det er noen signifikant sammenheng mellom egenkapitalbeta og Tier 2-kapital. Noe av grunnen til dette kan nok forklares ut fra det relativt høye standardavviket i Tier 2-tallene og at det kan se ut som denne typen kapital er mer utsatt for konjunktursvingninger enn Tier 1-kapital. Som det fremgår av vår deskriptive statistikk, så er det en forholdsvis høy korrelasjon mellom Tier 1 og Tier 2 – kapital. Høy korrelasjon kan være problematisk fordi det vanskeliggjør tolkning av koeffisientene.<sup>7</sup>

Miles et. al, (2011) avslutter sin analyse av leverage med å se på forholdet mellom leverage og en annen approksimasjon for avkastningskravet. Dette gjøres for å undersøke soliditeten i resultatene. Videre benytter de realiserte inntekter over prisen på egenkapital (earningsyield) som en approksimasjon for avkastningskravet på egenkapitalen. Vi oppnådde ikke

---

<sup>7</sup> Mer om multikollinearitet i delkapittel 8.11.10

signifikante og økonomisk fornuftige tall ved å benytte earningsyield, og har istedenfor benyttet ROE. Dette er likt rammeverket til Zimmer og McCauley (1991).

## 8.4 Alternativt avkastningskrav: regresjon med ROE og leverage (logaritmisk)

Regresjon med bankenes ROE forklart ut i fra Tier 1-kapital/totale eiendeler. Alle variablene er på logaritmisk form. Hausman: Chi2=6,61 med P-verdi=0,96. Vi forkaster  $H_0$  på det på konvensjonelle 95 % - nivået, og benytter Fixed effects. Forklaringsgrad totalt: 0,098

Vi estimerer følgende regresjonsligning (Fixed effects):

$$\text{Log ROE}_{it} = \alpha_{\beta i} + b_{\beta} * \text{Log Tier1}_{it-2} + c_i + d_{94} \dots d_{12} + u_t$$

Hvor  $\alpha_{\beta}$  er konstantledd,  $b_{\beta}$  er estimert stigningstall til variabel x,  $c_i$  er Fixed effects-vektor for bank,  $d_{94} \dots d_{12}$  er årsummyer og  $u_t$  er idiosynkratisk residual.

### *Time fixed effects model (year dummies)*

	Fixed effects	Random effects	Cluster OLS
Log-linear specification	ROE	ROE	ROE
Tier 1 common equity to total assets (%)	-0.566*** (-3.24)	-0.679*** (-4.59)	-0.661*** (-4.76)
_cons	2.309*** (13.49)	2.141*** (12.27)	2.229*** (12.07)
Adj R^2	0.098		
N	251	251	251

\* p<0.05, \*\* p<0.01,\*\*\* p<0.001

*Sources:* Data is from Datastream and the websites of individual banks

*Note:* This table lists the coefficients from the regression

**Tabell 8.4: Regresjon med ROE og leverage (logaritmisk)**

I tabell 8.4 er regresjonene presentert på logaritmisk form. Tabellen forteller hvordan en relativ endring i egenkapitalandelen påvirker nivået på avkastningskravet (approksimert av ROE). Hausman-testen indikerer at FE-estimatoren er den beste estimatoren for dette. FE-estimatoren predikerer at en økning av Tier 1-kapitalen på én prosent vil føre til en reduksjon i avkastningskravet på om lag 0,412 %.

Modellens justerte forklaringsgrad er på 9,8 %. Dette er vesentlig lavere enn hva vi oppnådde med logaritmen til egenkapitalbeta som forklaringsvariabel (22 %). Vi estimerer altså at Tier1-kapital forklarer mer av variasjonen til beta enn ROE.

Som forventet, og i tråd med Zimmer og McCauley (1991), fører en økning i Tier 1-kapital til en nedgang i avkastningskravet. Funnet er konsistent med vår analyse med egenkapitalbeta som avhengig variabel. Økt beholdning av egenkapital av noe kvalitet tenderer altså til å gi lavere avkastningskrav for egenkapitalen.

Vi finner altså at ROE er negativt korrelert med Tier 1 kapital, dette er ekstra synlig i perioder med ekstra god eller ekstra dårlig vekst. Beltratti & Stulz, (2012) finner at banker som hadde lavere avkastning (målt med ROE) i perioden rett før finanskrisen i 2007 - 2008, gjorde det bedre gjennom finanskrisen, enn banker som hadde høy avkastning i perioden før.

I tillegg er det verdt å nevne at Tier1-kapital trolig har en direkte effekt på uttrykket for ROE. Dette fordi Tier 1-kapital er sterkt korrelert med egenkapital-definisjonen som benyttes i beregningen av ROE<sup>8</sup> (0.96). Økt egenkapital vil derfor, alt annet likt, gi lavere ROE.

Videre ønsker vi å forklare egenkapitalbeta ut fra flere forklaringsvariabler. Vi benytter nå rammeverket til ECB (2011) og tar høyde for eiendeler og lønnsomhet. Vi utvider også modellen med en forklaringsvariabel for andel av finansiering som kommer fra innskudd (deposits), for å ta høyde for stabiliteten til finansieringen. Vi inkluderer også pris/bok (P/B) for å justere for prising og til slutt, har vi med et mål på andel av likvide eiendeler (LIQ). Vår hypotese er at selskaper som har høy andel av likvide aktiva, har lavere ROE enn selskaper med lavere andel. Alle forklaringsvariabler er lagget med 2 år, av samme intuisjon som tidligere.

---

<sup>8</sup> Mer om dette i 8.10.5

## 8.5 Forfatterens kontrollvariabler og beta

Regresjon med bankenes egenkapital-beta forklart ut i fra en rekke variabler. Se avsnitt 7.2 for nærmere forklaring av hver variabel. Hausman: Chi2 = 40.51 med P-verdi = 0.99. Vi forkaster  $H_0$  på alle konvensjonelle nivå, og benytter Fixed effects. Forklaringsgrad totalt: 0,48

Vi estimerer følgende regresjonsligning (Fixed effects):

$$Beta_{it} = \alpha_{\beta i} + b_{\beta} * Tier1_{it-2} + c_{\beta} * Deposits_{it-2} + d_{\beta} * ROE_{it-2} + e_{\beta} * \ln(P/B)_{it-2} + f_{\beta} * LIQ_{it-2} + g_i + u_t$$

Hvor  $\alpha_{\beta}$  er konstantledd,  $b_{\beta} - \dots - e_{\beta}$  er estimert stigningstall til variabel x,  $f_i$  er Fixed effects-vektor for bank og  $u_t$  er idiosynkratisk residual.

Dependent variable: Beta		Fixed effects	Random effects	Cluster OLS
		BETA	BETA	BETA
Tier 1 common equity to total assets (%)		-4.076** (-2.35)	-3.036* (2.23)	-2.414** (-2.49)
Deposits to total assets (%)		-1.338*** (-4.06)	-1.206*** (-4.19)	-1.048*** (4.84)
Return on equity to common equity (%)		-0.007 (-1.68)	-0.008 (-1.85)	-0.003 (-0.74)
Price - to - Book Log linear		-0.208** (-2.95)	-0.198** (-2.91)	-0.209** (-3.03)
Liquid assets to total assets (%)		1.606 (1.97)	1.537 (1.95)	1.252 (1.64)
_cons		1.727*** (11.02)	1.603*** (11.57)	1.435*** (15.27)
Adj R^2	0.48			
N		243	243	243

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Sources: Data is from Datastream and the websites of individual banks

Note: This table lists the coefficients from the regression

**Tabell 8.5: Regresjon med forfatterens egne kontrollvariabler og beta**

Når vi utvider modellen med flere forklaringsvariabler så går, naturlig nok, forklaringsgraden betraktelig opp. Vi får også en markant økning i justert forklaringsgrad, til 0,48. Det vil si at vi forklarer 48 % av variasjonen i den avhengige variabelen med våre forklaringsvariabler. Hausman-testen indikerer at FE-estimatoren er å foretrekke. Vi benytter en Anova F-test til å teste modellen for tidsspesifikke effekter. Det innebærer at vi tester om inkludering av årsummyer gir signifikante koeffisienter eller ikke. Vi finner ikke tilstrekkelig signifikante koeffisienter ved å benytte årsummyer, noe som betyr at datasettet ikke er utsatt for sterke tidseffekter. Vi har derfor valgt å ikke inkludere årsummyer, da dette fjerner mange frihetsgrader.

Denne modellen predikerer også en sterk negativ sammenheng mellom egenkapitalandel og egenkapitalbeta. Vi finner også et negativt forhold mellom grad av innskuddsfinansiering og egenkapitalbeta. Vår estimerte koeffisient impliserer at selskaper med høy grad av innskuddsfinansiering, har lavere samvariasjonsrisiko, og vice versa. Dette er konsistent med funnet til Das & Sy, (2012). I tillegg tenderer selskap med lav pris-bok til å ha et lavere avkastningskrav. Dette er i tråd med tidligere studier som viser at pris/bok er negativt korrelert med aksjeavkastningens volatilitet. Vi har estimert en positiv koeffisient mellom andel likvide midler og egenkapitalbeta, forholdet er imidlertid ikke tilstrekkelig signifikant til at vi med sikkerhet kan hevde at forholdet er forskjellig fra 0.

Også vår utvidede modell indikerer at egenkapitalandelen bidrar betraktelig til å redusere egenkapitalbeta og indirekte avkastningskravet til egenkapitalen. En økning av Tier 1-kapital med ett prosentpoeng vil gi en reduksjon i beta på 0,0476. Effekten er sterkere enn hva vi med oppnådde i regresjon 8.1, hvor vi hadde færre kontrollvariabler.

I tillegg viser modellen at graden av finansiering som kommer fra innskudd også reduserer kapitalkravet. Dette virker fornuftig på bakgrunn av innskuddsgarantien som gjelder for en stor del av innskuddene og dermed presser finansieringskostnadene ned.

Videre predikerer modellen at egenkapitalbeta samvarierer negativt med pris-bok. For banker som holder relativt like eiendeler, vil P/B være et mål på investorenes forventninger til banken og bankens ledelse. Dermed er det naturlig at banker med økt P/B (økte forventninger) vil være stilt overfor en lavere beta og et lavere avkastningskrav. Banker med høy pris/bok har implisitt forventninger om høyere vekst ( $g$  i Gordons vekstformel), noe som gjør at investorene er villige til å holde aksjen til en lavere kompensasjon.

Vi finner ingen signifikant sammenheng mellom ROE og egenkapitalbeta. Det vil si at vi ikke finner noen entydig sammenheng mellom samvariasjonsrisiko med markedet og avkastningen på egenkapitalen. I tillegg kan det virke som banker med høye likviditetsbeholdninger er stilt ovenfor høyere avkastningskrav enn banker med mindre likvide eiendeler, selv om vi heller ikke får signifikante tall for dette.

## 8.6 Holder Modigliani & Miller ?

I den neste delen vil vi analysere resultatene fra regresjonene i forhold til Modigliani-Miller. Vi vil se hvordan regresjonslinjene våre predikerer at en endring i egenkapitalandel vil påvirke avkastningskravet, og se i hvor stor grad dette stemmer overens med M&M. Til slutt vil vi sammenligne våre estimater med resultater for andre land.

Vi tar utgangspunkt i uttrykket for aktivabeta i del [5-1]. Vi antar at gjelden er risikofri, og vi ser bort i fra skatt. Vi kan dermed uttrykke egenkapitalbeta på følgende måte:

$$\beta_E = \frac{D + E}{E} \beta_A \quad [8 - 1]$$

$\frac{D+E}{E}$  er forholdet mellom totale eiendeler og egenkapital, eller leverage.

Figur 8-1 synliggjør forholdet mellom M&M og CAPM. Hvis gjelden er risikofri, så skal risikopremien på egenkapitalen avta lineært med reduksjon i leverage. Det vil si at en halvering av leverage, eller dobling av egenkapitalen vil halvere egenkapitalbetaen. Dette er kun mulig så lenge vi antar at risikoen til bankens eiendeler ( $\beta_A$ ) forblir uendret (Miles et. al, 2011).

I og med at vi antar at gjelden er risikofri kan vi anta at prisen på gjeldsfinansiering tilsvarer den risikofrie renten. Dermed kan vi skrive om uttrykket for WACC [5-2] på følgende måte<sup>9</sup>:

---

<sup>9</sup> For mer detaljert beskrivelse se del 5.5 om asset beta.

$$WACC = R_e * \frac{E}{D + E} + R_f * \left(1 - \frac{E}{D + E}\right) \quad [8 - 2]$$

CAPM impliserer at avkastningskravet på egenkapitalen kan uttrykkes som en funksjon av markedets risikopremie og den bank-spesifikke egenkapitalbetaen:

$$R_e = R_f + \beta_e * R_p \quad [8 - 3]$$

Ved å benytte dette forholdet kombinert med våre regresjonslinjer for egenkapitalbeta, kan avkastningskravet spesifiseres på følgende måte:

$$R_e = R_f + (a + b * \text{egenkapitalandel})R_p \quad [8 - 4]$$

Hvor  $a$  er konstantleddet fra vår regresjonslinje og  $b$  er koeffisienten for egenkapitalandelen. For samtlige regresjoner er  $b$  estimert negativ. Det vil si at økt egenkapitalandel tenderer til å redusere avkastningskravet på egenkapitalen.

Intuisjonen er altså at ved å øke egenkapitalnivået, reduseres gjeldsandelen og dermed også konkurs- og samvariasjonsrisikoen. Ved en dobling av egenkapitalandelen vil hver enhet egenkapital være halvparten så risikabel som før kapitalutvidelsen. Av kapitalverdimodellen får vi halvert egenkapitalbeta grunnet den halverte risikoen, og dermed reduseres avkastningskravet for egenkapitalen

Fra vår datapresentasjon framgår det at gjennomsnittlig egenkapitalandel målt i Tier 1-kapital av totale eiendeler er 7,15 %. Det vil si en leverage på ca. 14.<sup>10</sup> Ved å ta utgangspunkt i dette egenkapitalnivået har vi analysert hvordan en dobling av nivået vil påvirke avkastningskravet og i hvor stor del M&M-teoremet stemmer for de nordiske bankene.

---

<sup>10</sup>  $1/0,00715 = 13,99$



**M&M - Beregninger:**

	Log Leverage (8.1)	Log Leverage (8.2)	Log ROE (8.4)	Our variables (8.5)
<i>Avg. Tier 1</i>	0.07	0.07	0.07	0.07
<i>Avg. beta</i>	0.75	0.75	0.75	0.75
<b><i>Coefficient Tier 1</i></b>	<b>-3.47</b>	<b>-0.74</b>	<b>-0.57</b>	<b>-4.08</b>
<b>100 % increase in Tier 1</b>				
<i>Δ in beta given a 100 % increase in Tier 1 capital</i>	-0.25	-0.74	-0.57	-0.28
<i>Δ in beta given a 100 % increase in Tier 1 capital under full M&amp;M validity</i>	-0.38	-1.00	-1.00	-0.38
<b><i>MM effect:</i></b>	<b>66.12 %</b>	<b>74.30 %</b>	<b>56.60 %</b>	<b>39.06 %</b>

*Sources:* Data is from Datastream and the websites of individual banks

*Note:* This table compares MM - effects across regressions

**Tabell 8.6: M&M - beregninger**

Tabell 8.6 viser i hvor stor grad M&M-teoremet stemmer for de nordiske bankene vi har analysert, ut fra våre regresjoner. Tabellen viser hvor mye egenkapitalbeta endres ved en endring av egenkapitalnivået, og hvor mye den skulle ha blitt endret dersom M&M-teoremet holder. Forholdet mellom disse effektene kan vi benytte til å beregne i hvor stor grad M&M-teoremet holder for vårt utvalg.

Horisontalt har vi presentert koeffisientene for Tier 1-kapital fra de fire regresjonslinjene vi allerede har estimert. Deretter har vi presentert gjennomsnittlig beta og kapitalnivå ut fra våre data i analysen. Til slutt har vi beregnet hvordan en økning av Tier 1-kapitalen på 100 % påvirker beta ut fra våre estimer og dersom M&M-teoremet holder. Differansen mellom estimatene våre og estimatene under forutsetning av at M&M holder, benyttes til å beregne M&M-effekten, som måler i hvor stor grad M&M holder for våre estimat.

Dersom M&M-teoremet holder er det ventet at en dobling av kjernekapitalen vil føre til en halvering av avkastningskravet for egenkapitalen, og at det totale vektete avkastningskravet forbli uendret. Det vil si at en relativ økning av egenkapitaldekningen på én prosent, skulle tilsi en reduksjon av avkastningskravet på én prosent (Miles et. al, 2011).

Alle våre modeller predikerer en svakere effekt enn hva full M&M – effekt skulle tilsi. Den sterkeste M&M-effekten får vi fra vår logaritmiske modell for egenkapitalbeta forklart ut fra leverage, modellen predikerer en effekt på 74,30 %. Det vil si at en økning av kjernekapitalen med én prosent fører til en redusert egenkapitalbeta på 0,743 %. Modellen med leverage som forklaringsvariabel, og vår egen utvidete modell predikerer at M&M holder i enda mindre grad. Også modellen med ROE som approksimasjon for avkastningskravet predikerer en svak M&M-effekt.

Resultatet fra vår analyse er altså entydig. M&M-teoremet holder ikke for de nordiske bankene i perioden vi analyserer. Vi oppnår en effekt fra ca. 40-75 % avhengig av hvilken estimator og modell vi benytter. Til sammenligning fant Kashyap et. al, (2010) en effekt på ca. 70 % for store globale finansinstitusjoner. Miles et. al, (2011) fant en effekt på 45-74 % for engelske banker. ECB, (2011) kalkulerte en effekt på 41-73 % for et utvalg internasjonale banker. Det er altså tydelig at også i Norden er effektene av økt kapitaldekning svakere enn det M&M-teorien predikerer. Effektene tenderer til å være på omtrent samme nivå som tidligere analyserer av andre land og tidsperioder har predikert<sup>11</sup>.

Resultatene våre tyder på at det var et negativt forhold mellom egenkapitalandel og det teoretiske avkastningskravet for nordiske forretningsbanker i perioden 1994 til 2012. Det vil si at en økning i egenkapital impliserer lavere reduksjon i samvariasjonsrisiko (beta) og indirekte, lavere avkastningskravet for egenkapitalen. Reduksjonen i avkastningskravet på egenkapitalen er ikke estimert stort nok til å motvirke den økte andelen av relativt dyr egenkapital, og vi estimerer derfor at det totale vektete avkastningskravet vil øke som følge av økt egenkapitaldekning. I følge våre beregninger vil en dobling av egenkapitalandelen føre til økt vektet avkastningskrav på mellom 6 og 16 basispunkter avhengig av hvilken

---

<sup>11</sup> Metoden anvendt i disse analysene er sammenlignet med vår metode under 7.3.9

modell vi benytter og hvor sterkt M&M holder.<sup>12</sup> Det vil altså si at den totale fundingkostnaden til bankene i vår analyse er forventet å øke ved økt kapitalisering og ikke forbli uendret som M&M predikerer. Som tidligere nevnt under teoridelen, er det flere oppgaver som modellerer eventuelle samfunnsmessige gevinster som følge av bedre kapitaliserte banker, vi vil ikke se på dette i vår oppgave.

## 8.7 Hvorfor holder ikke M&M?

Vi vil i denne delen av oppgaven gå inn på enkelte punkter som kan forklare hvorfor M&M-teorien ikke virker å holde i den nordiske banksektoren. Det er viktig å nevne at M&M-teoremet kun er ment å holde i et effisient- og perfekt kapitalmarked.

En sterk antakelse i M&M-modellen er at den totale samvariasjonsrisikoen i et selskap ikke påvirkes av endringer i finansiering (uendret  $\beta_A$ ). Dette er en antakelse som forutsetter at finansieringskostnadene ved gjeld og egenkapital er gjensidig avhengige av hverandre. Bankers finansieringskostnad er noe mer sammensatt, fordi det er en industri hvor gjelden, i enkelte tilfeller, kan være sterkt skattefavorisert, og vi har antatt at gjelden er risikofri i våre analyser. Man vil følgelig kun få fordeler med gjeldsfinansiering, da nedside risiko trolig er underestimert. Nedenfor nevner vi forhold som er spesielle for banker og det nordiske markedet som vi mener er med å påvirke våre resultat.

### 8.7.1 Skatt

En av de viktigste forutsetningene for M&M er fravær av reguleringer og skatt. Dette er ikke tilfelle for bankene i Norden, som alle er skattepliktige. Skattesystemene i samtlige av de nordiske landene er utformet for å være finansieringsnøytrale og begrense skattefordelen av gjeld. Det vil si at den effektive skattesatsen ved å utstede gjeld skal være tilnærmet lik som ved å utstede egenkapital.

---

<sup>12</sup> (antatt risikofri rente = 5%, og risikopremie = 5%, benyttet gjennomsnittsverdier for beta og egenkapitalandel)

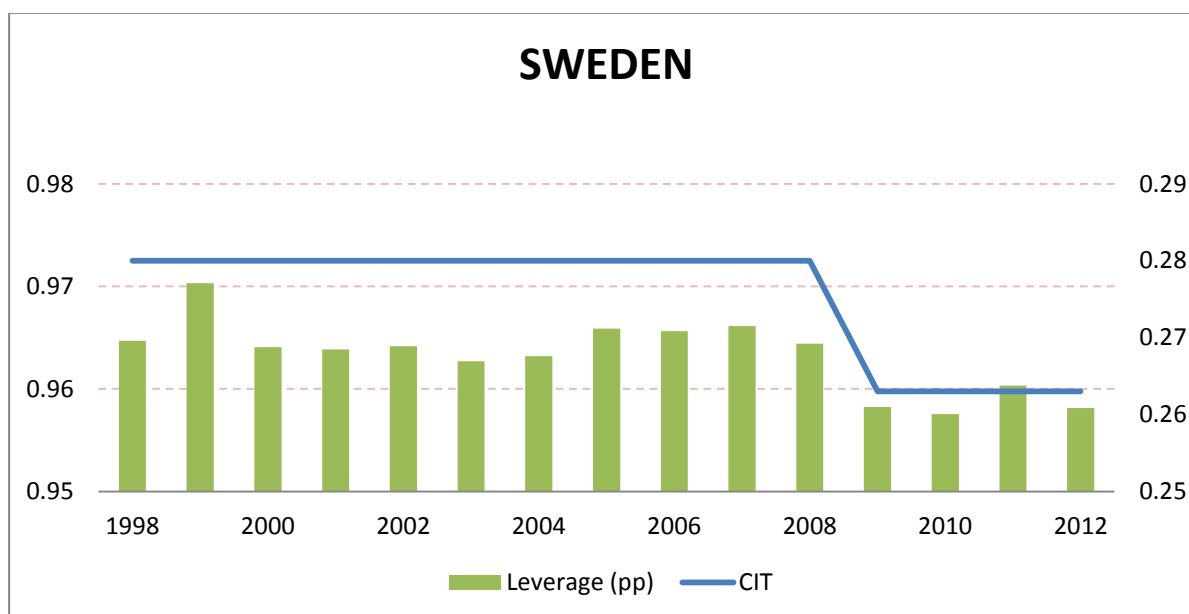
WACC =  $[0,05 + (0,05 * 0,752)] * 0,0715 + 0,05 * (1 - 0,0715) = 5,27\%$

40% M&M-effekt:  $[0,05 + (0,05 * 0,601)] * 0,143 + 0,05 * (1 - 0,143) = 5,43\%$        $\Delta WACC(30\%) = 0,16\%$

75% M&M-effekt:  $[0,05 + (0,05 * 0,47)] * 0,143 + 0,05 * (1 - 0,143) = 5,33\%$        $\Delta WACC(65\%) = 0,06\%$

I alle de nordiske landene er rentekostnader tilknyttet gjeld fradragberettiget. Det vil si at det er mulig å oppnå et skatteskjold ved utstedelse av gjeld. Verdien av dette skatteskjoldet vil være avhengig av skattesatsen og gjeldsnivået. Det vil si at en lavere skattesats vil gi et lavere potensielt skatteskjold. I samtlige av de nordiske landene har skattesatser sunket i løpet av perioden vi analyserer, i tillegg har kapitalnivåene økt. Det er ikke dermed sagt at lavere skattesatser er den eneste årsaken til økte kapitalnivå. Eksempelvis kan en lavkonjunktur føre til reduserte kapitalnivå som igjen kan besvares av myndighetene med motsyklisk ekspansiv finanspolitikk og reduserte skattenivå i tillegg til en innstramning i kapitalkravene overfor bankene. Weichenrieder & Klautke (2008) viser at en 10 prosentpoengs økning i inntektsskatt for foretak øker gjeld-egenkapitalforholdet med mellom 1.4 og 4.6 prosentpoeng.

For øvrig finner Hemmelgarn og Teichman (2013) i sin analyse av den europeiske banksektoren at mye av nedgangen av bankkapital i de senere år kan forklares med bakgrunn i fallende skatterater og dermed reduserte verdier av skatteskjoldet. Dermed kan nok dette også være tilfelle for de nordiske bankene som også har redusert sine kapitalnivå i perioden. Dette kan være med å bidra til å svekke M&M-effekten.



**Figur 8.1: Utvikling i gjeldsnivå og skattesats (CIT) i Sverige 1998 – 2012**  
- KPMG(2013) og Datastream

---

### 8.7.3 Konkurskostnader og garantier

Konkurskostnader og andre kostnader knyttet til gjeldsfinansiering kan tendere til å være lavere for banker enn for andre bedrifter. Grunnen er garantier fra myndighetenes side. Disse kan være både implisitte og eksplisitte.

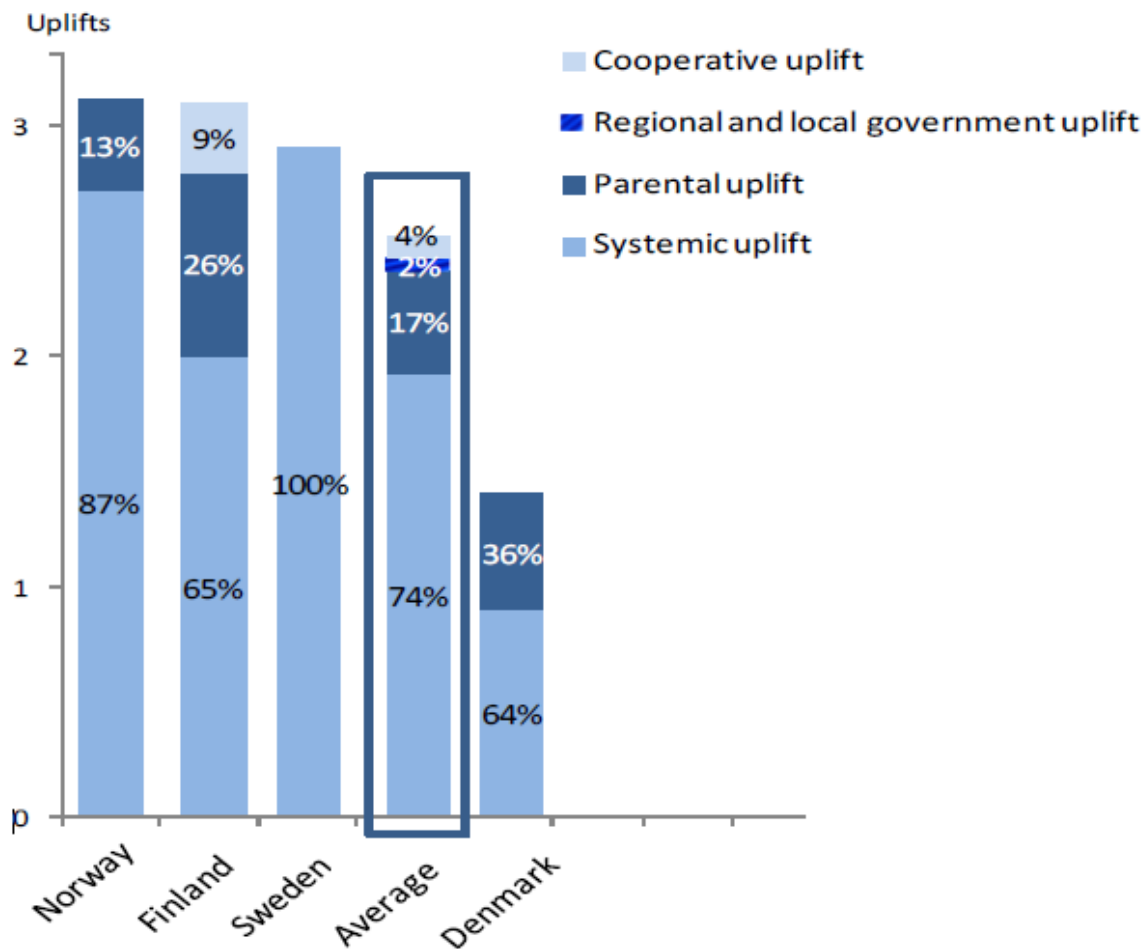
I alle de nordiske landene gir myndighetene sparerne garanti for innskudd i bankene<sup>13</sup>. Det vil si at myndighetene garanterer for bankenes gjeld. Dette reduserer kredittrisikoen til bankene betraktelig og presser i så måte konkurskostnadene og gjeldskostnadene ned. Under de foregående finanskrisene har myndighetene i samtlige av de nordiske landene reddet enkelte banker og tilbudt rimelig nødhjelp for en rekke banker. Dette betyr i praksis at statene har fungert som garantister mot konkurs. Garantien svekker forbrukers incentiver til å undersøke soliditeten og driften til banken, fordi hans innskudd uansett er garantert. Forbruker kan da nesten utelukkende se på forventet avkastning når han velger bank.

Den nordiske banksektoren består stort sett av få og store banker, det vil si at bankene er systemviktige og vil kunne påføre samfunnet store kostnader om de skulle gå over ende. Det vil si at myndighetene vil være villige til å strekke seg langt for å unngå konkurser i disse bankene. Dette kalles «too big to fail»-problematikken (O'hara, 1990). Selv om myndighetene ikke eksplisitt garanterer for bankenes gjeld kan markedet kalkulere med at de vil gjøre det på bakgrunn av systemviktigheten hos de store finansinstitusjonene. Derfor kalles de implisitte statsgarantier.

OECD beregnet i 2012 nivået på implisitte statsgarantier for en rekke OECD-land. De finner størrelsen på disse ved å analysere historiske kredittratinger for finansinstitusjoner. Kredittratingene av finansinstitusjonene er delt opp i to grupper, stand-alone-kredittrating og all-inn-kredittrating. Stand-alone-ratingen er avhengig av bankens egenkapitalnivå, kvalitet på kapital og andre mål på finansiell styrke. All-in-ratingen tar høyde for myndighetenes villighet og mulighet til å hjelpe bankene i tillegg til andre aktørers mulige respons (andre institusjoner og evt. morselskap). Ved å se på differansen mellom stand-alone og all-in finner OECD de relative størrelsene på implisitte garantier fra eksterne aktører.

---

<sup>13</sup> 100.000 EUR i Finland og Sverige, 750.000 DKK i Danmark og 2.000.000 NOK i Norge



**Figur 8.2: Implisitte garantier i den nordiske banksektoren - OECD (2012)**

I figur 8.2 er den relative størrelsen av de implisitte garantiene på usikret bankgjeld presentert for de nordiske landene sammenlignet med gjennomsnittet for OECD-landene. I tillegg er det relative bidraget fra de ulike kildene til garantier presentert. I den nordiske banksektoren er det tydelig at hovedvekten av de implisitte garantiene på gjelden kommer fra myndighetene som følge av systemviktige banker. Det nest største bidraget til den implisitte garantien kommer fra finansielt sterke og villige eiere/morselskaper. De samlede implisitte garantiene i Norge, Finland og Sverige er større enn gjennomsnittet i OECD-landene. Danmark ligger noe under, dette kommer nok som følge av at flere banker gikk over ende i Danmark under finanskrisen i 2007 - 2008 og garantiene fra myndighetene ble satt under press.

---

Finanskriseutvalget har også verdsatt DNBs implisitte statsgaranti ved hjelp av en salgsoption (NOU, 2011). Vi fant ikke tilsvarende beregninger for de andre nordiske ladene.

I appendiks 3 har vi presentert gjeldsandelen for de største bankene i vårt datasett sammenlignet med de mindre bankene vi analyserer. Det er tydelig at de største bankene i vårt datasett er bedre kapitalisert enn de mindre bankene. Dette kan også være et tegn på at de største bankene er forbundet med implisitte garantier grunnet deres systemviktighet, og dermed kan tillate seg høyere gjeldsnivå enn de mindre bankene.

Det er altså en tydelig tilstedeværelse av både eksplisitte og implisitte garantier for gjelden i nordiske banker. Dette bidrar til å redusere konkurskostnadene ved utstedelse av gjeld og bidrar til å favorisere gjeld som finansieringskilde for bankene og dermed redusere fundingkostnadene for bankene.

Altså ser vi at antagelsen om risikofri gjeld for banker er mer passende for Sverige, Finland og Norge enn for Danmark. Samtidig viser erfaringene fra finanskrisen (2007-2008) og bankkrisen (1987-1991) at også banker i Norden kan gå overende. Ergo vil det å kategorisk sette beta for gjelden lik null være en noe urealistisk forenkling av virkeligheten og bør ideelt sett vurderes for hver enkelt bank, ved å for eksempel se på kredittrater og lignende<sup>14</sup>.

#### **8.7.4 Begrenset eierskap**

Eierforholdene i bankene i Norden er preget av mange og små aksjonærer<sup>15</sup>. Med unntak av statlige eierandeler som følge av redningspakker, politiske ønsker om statlig kontroll eller lignende, er det ingen banker som har en majoritetseier med eierandel over 30 %. Det vil si at eiermakten er lav og lite tilstedeværelse av store aksjonærer. Det innebærer at det kan være tendenser til avstand mellom styringen av finansinstitusjonene og eierne. Stor ledermakt kan føre til agentproblemer og gjøre eierposter mindre attraktive (Fama og Jensen, 1983). Grunnet gjeldens prioriteringsfordel over egenkapital ved eventuell konkurs er det

---

<sup>14</sup> Mer inngående forklaring i del 5.6

<sup>15</sup>For referanse, se årsrapportene til bankene i vårt utvalg

enklere for små og ukoordinerte kreditorer å henvende seg ledelsen enn for tilsvarende eiere. Denne effekten kan også bidra til å favorisere gjeld framfor egenkapital i den nordiske banksektoren og dermed bidra til å redusere M&M-effekten. Dette fordi gjeldsfinansiering legger krav på deler av selskapets frie kontantstrøm (Berk & DeMarzo, 2011).

## 8.8 Regresjon med Credit Default Swaps

Til nå har vi sett på sammenhengen mellom markedsrisiko og finansiering. Vi har analysert i hvor stor grad fundingkostnadene til bankene blir påvirket av egenkapitalfinansieringen. Det er som kjent ikke bare kostnader knyttet til en økt egenkapitalandel, det kan også være gevinster for bankene og samfunnet generelt ved at bankene er bedre finansiert i form av lavere nedsiderisiko og konkursrisiko (Admati et. al, 2013).

Vi ønsker nå å se på potensielle gevinster for bankene ved å være finansiert med en større andel egenkapital, i form av lavere kredittrisiko og kredittforsikringspremier.

Vi utvider vår analyse med kredittrisiko som forklaringsvariabel, istedenfor samvariasjonsrisiko. Vi studerer prisene på kredittderivater for de bankene dette eksisterer for. Kredittderivater (CDS) er en swapkontrakt mellom to parter for overføring av kreditteksponering. Kjøperen av en CDS er sikret mot eventuelt mislighold av den underliggende obligasjonen og selgeren er garantist av kredittverdigheten.

Vi har benyttet CDS-prisene på fem-års-lån for obligasjoner utstedt av bankene. CDS-prisene brukes som et mål på hvor sannsynlig investorene mener det er at bankene vil misligholde sine lån og er i så måte en bra indikasjon på markedets prising av risikoen for hver enkelt bank. Svakheten med å benytte CDS er at det ikke utstedes for mange nordiske banker, og heller ikke har eksistert i mange år. Vi har data for CDS-prisene for seks banker fra 2003-2010.



## Regresjon CDS og Leverage

Regresjon med CDS-prisene på bankenes obligasjoner forklart ut fra andel Tier 1-kapital. Både CDS-prisene og kapitalnivå er på logaritmisk form. Hausman: Chi2 = 6,86 P-verdi: 0,99 Vi forkaster  $H_0$  på det på konvensjonelle 95% - nivået, og benytter Fixed effects.

Vi estimerer følgende regresjonsligning (Fixed effects):

$$\text{Log Credit default swap}_{it} = \alpha_{\beta i} + b_{\beta} * \text{Log Tier1}_{it-2} + d_i + u_t$$

Hvor  $\alpha_{\beta}$  er konstantledd,  $b_{\beta}$  er estimert stigningstall til variabel x,  $d_i$  er Fixed effects-vektor for bank og  $u_t$  er idiosynkratisk residual

	Fixed effects	Random effects	Cluster OLS
Log-linear specification	CDS	CDS	CDS
Tier 1 common equity to total assets (%)	-2.425* (-2.12)	-0.008 (-1.50)	-0.008 (-1.50)
_cons	-4.423 (1.18)	3.443 (1.55)	3.443 (1.55)
Adj R <sup>2</sup>	0.1673		
N	40	40	40

\* p<0.05, \*\* p<0.01,\*\*\* p<0.001

*Sources:* Data is from Datastream and the websites of individual banks

*Note:* This table lists the coefficients from the regression

**Tabell 8.7: Regresjon med CDS og Leverage**

Alle estimerte koeffisienter indikerer en negativ sammenheng mellom kjernekapitaldekning og prisen på kredittforsikring hos bankene. Hausman-testen indikerer at FE-estimatoren er den prefererte estimatoren. Det er kun ved å benytte FE-estimatoren sammenhengene er signifikante. I og med at vi har et lite utvalg av data for CDS og finanskrisen i 2007 - 2008 er

en stor del av vårt utvalg, er det vanskelig å oppnå signifikante sammenhenger i samtlige modeller.

Vi benytter en Anova F-test til å teste modellen for tidsspesifikke effekter. Vi finner ikke tilstrekkelig signifikante koeffisienter ved å benytte årsummyer, noe som betyr at datasettet ikke er utsatt for sterke tidseffekter.

Funnene indikerer altså at økt egenkapitalfinansiering tenderer til å redusere prisene på CDS og markedets anslag på nedsiderisiko for bankens gjeld. Funnene er i tråd med hva en skulle forvente. Økt andel av egenkapital reduserer risikoen for konkurs og dermed vil naturlig nok prisen på konkursforsikring reduseres.

Som alltid ved regresjoner, er det utfordringer knyttet til kausalitet i analysen. Det virker fornuftig at kapitalnivå påvirker prisene av kredittderivater og prising av kredittrisiko. Samtidig er det også en mulighet at forholdet går motsatt vei, ved at banker som oppfattes som trygge (som følge av andre årsaker enn finansiell styrke) utsteder kapital billigere enn mer risikable banker og dermed blir bedre kapitalisert.

Selv om vi finner en signifikant sammenheng er det også viktig å nevne at det er andre faktorer som påvirker prisingen av kredittderivater. Dersom vi hadde utvidet analysen med indikatorer for både bedriftsspesifikke og markedsspesifikke faktorer kunne resultatene blitt annerledes. Amato (2005) viser at prisene på kredittderivater som CDS er sterkt påvirket av markedsrisiko og markedets risikopremie generelt.

Vi vil i den påfølgende delen av våre analyser, benytte metodologien til Das & Sy, (2012), for å se om våre konklusjoner endres når vi benytter alternative mål på risiko.

Vi beholder våre egne kontrollvariabler, da vi ikke har noen gode tall for risikovektede balanser (RWA), eller tangible assets, som Das & Sy benytter. Tangible assets er aktiva som har fysisk substans, altså total assets justert for immaterielle eiendeler, som for eksempel goodwill. Vi kan ikke direkte substituere tangible assets med total assets, fordi vi da ville fått problemer med autokorrelasjon. Das & Sy omgår problemet med autokorrelasjon ved å benytte Tangible assets til å beregne forklaringsvariablene, for så å benytte RWA til estimering. Variablene vil fortsatt være sterkt korrelerte, men deres Least squares dummy variable modell (LSDV) med landsspesifikke effekter tar hensyn til dette. Vi vil gi en mer grundig diskusjon av autokorrelasjon under robusthetsdelen.

## 8.9 Regresjon med alternative risikomål

Regresjon med volatiliteten, målt i standardavvik, til bankenes aksjeavkastning i perioden 1996 til 2012, egenkapitalbeta og volatiliteten til feilleddene fra sistnevnte regresjon som avhengige variabler. Hausman er gjennomført for alle regresjonene, og vi forkaster  $H_0$  på alle konvensjonelle nivå for signifikans. Vi benytter derfor Fixed effects.

Vi estimerer følgende regresjonsligning (Fixed effects):

$$RISK_{it} = \alpha_{\beta i} + b_{\beta} * Tier1_{it-2} + c_{\beta} * Deposits_{it-2} + d_{\beta} * ROE_{it-2} + e_{\beta} * LIQ_{it-2} + f_i + u_t$$

Hvor  $\alpha_{\beta}$  er konstantledd,  $b_{\beta} - \dots - e_{\beta}$  er estimert stigningstall til variabel x,  $f_i$  er Fixed effects-vektor for bank og  $u_t$  er idiosynkratisk residual.

### Measures of risk and balance-sheet measures of risk exposure

All banks, 1996-2012

	Stock return volatility	Beta	Idiosyncratic volatility
Tier 1 common equity to total assets (%)	-0.688** (-3.22)	-4.908** (-2.7)	-7.736*** (-9.55)
Deposits to total assets (%)	-0.0266 (-0.59)	-0.957** (-2.48)	-1.313 *** (4.12)
Return on equity to common equity (%)	-0.322*** (-6.70)	-0.0095** (-2.55)	-0.012 *** (-3.87)
Liquid assets to total assets (%)	0.128 -1.26	2.062** (2.61)	1.556 * (2.19)
_cons	0.174*** (9.21)	1.403*** (7.49)	1.993 *** (9.10)
Adj R <sup>2</sup>	0.48		
N	240	240	240

\* p<0.05, \*\* p<0.01,\*\*\* p<0.001

Sources: Data is from Datastream and the websites of individual banks

Note: This table lists the coefficients from the regression

**Tabell 8.8: Regresjon med forfatterens egne kontrollvariabler og alt. risikomål**

Tabellen viser panelregresjoner for 14 banker i fire forskjellige land, fra 1996 til 2012.

Avhengig variabel er standardavviket til bankenes månedlige aksjeavkastning (kolonne 1), aksjenes beta mot en bred og internasjonal aksjeindeks fra en CAPM modell (kolonne 2) og den idiosynkratiske volatiliteten, estimert ut i fra feilledene til regresjonen i kolonne 1 (kolonne 3).

Standardfeil er justert for heteroskedastitet ved å benytte korreksjonene fra Huber (1967) og White (1980). Vi har også benyttet cluster på bank, i tråd med Huber (1967).

Vi benytter en Anova F-test til å teste modellen for tidsspesifikke effekter. Vi finner ikke tilstrekkelig signifikante koeffisienter ved å benytte årsummyer, noe som betyr at datasettet ikke er utsatt for sterke tidseffekter.

Av tabellen ser vi at tapsabsorberende kjernekapital (Tier1) har fått estimert negativ koeffisient for alle utvalgte mål på risiko. Alle koeffisientene er signifikante på det strikte 99 % -nivået. Funnet indikerer at en høyere andel av ren kjernekapital, tenderer til å gi lavere markedsrisiko, bedriftsspesifikkrisiko og samvariasjonsrisiko. Det var forventet at aksjeavkastningens volatilitet også ville være negativ avhengig av kjernekapital, da vi allerede hadde fått signifikante negative funn for beta, og aksjeavkastningens volatilitet inngår direkte i uttrykket for beta.

Imidlertid, så estimerer vi effekten av Tier 1 på aksjeavkastningens volatilitet til å være vesentlig mindre enn hva som er tilfellet for beta. En mulig tolkning av dette er at Tier 1 også har påvirkning på samvariasjonen mellom selskapet og markedsindeksen, eller volatiliteten til markedsindeksen direkte. Sistnevnte er mindre sannsynlig, da de fleste av bankene utgjør relativt små, og ofte neglisjerbare prosentandeler av vår markedsindeks.

Det kan tenkes at vi kunne fått ulike effekter innad i hver enkelt bank, avhengig av størrelse og leveragenivå. Som vi tidligere har pekt på, er det en tendens i vårt datasett at små banker har lavere leverage, enn større banker. Vi benyttet stratifisering til å undersøke om sammenhengen mellom  $y$  og én  $x$  er forskjellig for ulike nivå av en annen  $x$ . Det er naturlig å anta at større banker er mindre volatile enn mindre banker innenfor samme forretningsområder. Vi forsøkte å undersøke om vi fant ulik påvirkning av tapsabsorberende kapital, avhengig av størrelse og nivå på leverage, men dummyvariabler for bank og

---

interaksjonsledd ga ingen fruktbar modell. Vi velger derfor å kun presentere aggregerte størrelser.

Vi finner også, i likhet med Das & Sy, (2012) at andel finansiering via kundeinnskudd ser ut til påvirke systematisk- og idiosynkratiskrisiko negativt. Vi får også likt fortegn for våre estimater på aksjeavkastningens volatilitet, men de er ikke tilstrekkelig signifikante til at vi med sikkerhet kan hevde at forhold er forskjellig fra 0. Intuisjonen kan være at banker med høy grad av innskuddsfinansiering blir ansett som motstandsdyktige mot bank-runs, særlig i krisetider. I tillegg så vil banker med høy grad av en solid finansiering være bedre rustet mot likviditetsproblemer. Innskuddsgarantien vil trolig være med på å påvirke nevnte forhold, da publikum har færre incentiv til å ta ut innskudd i krisetider, mens markedsfinansiering er mer konjunkturfølsomt.

Egenkapitalavkastningen er estimert til å være signifikant negativ med alle våre risikomål. En mulig tolkning, som er i tråd med hva en skulle forvente, er at selskaper som har lavere markedsrisiko, bedriftsspesifikkrisiko eller samvariasjonsrisiko, også har lavere egenkapitalavkastning fordi man har lavere leverage. Som nevnt ovenfor, finner vi at økt Tier 1 kapital gir lavere samvariasjonsrisiko og markedsrisiko, og som diskutert under avsnitt 5.6 om assetbeta, vil økt leverage (lavere Tier 1) gi økt ROE og vice versa (gitt normale tider).

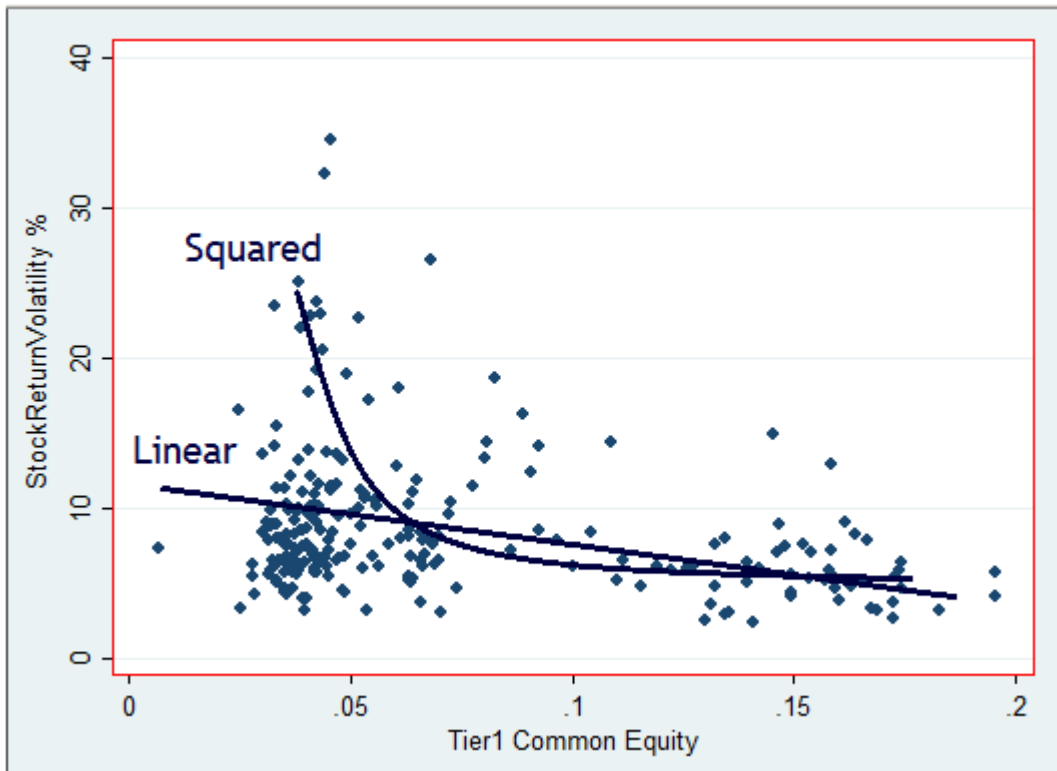
Videre kan det tenkes at selskaper som har høy markedsrisiko og/eller samvariasjonsrisiko også må levere høyere ROE for å kompensere investor for mer-risikoen.

Det er naturlig å anta at avkastningskravet til egenkapitalen vil påvirke egenkapitalavkastningen over tid. Dette fordi egenkapitalavkastningen, er nært knyttet til kontantstrømmen til egenkapitalen (ofte i form av dividender), og egenkapitalkostnaden er diskonteringsrenten som benyttes for å diskontere de nevnte kontantstrømmene. Flere aksjeprisingsmodeller, blant annet dividendediskonteringsmodellen, benytter nåverdien av dividender til å beregne verdi av en aksje. Det vil si at både avkastningskravet og egenkapitalavkastningen påvirker selskapets aksjekurs.

Modellen vår er imidlertid ikke tilstrekkelig til å fastslå hvilken vei kausaliteten går, hvorvidt høyere avkastning på egenkapitalen gir lavere samvariasjonsrisiko, eller motsatt.

Das & Sy, (2012) og Calem & Rob, (1999) finner et u-formet forhold mellom egenkapital og aksjeavkastningens volatilitet. Intuisjonen er at når banker er svært underkapitalisert (lav Tier 1), så øker risikotakingen i bedriften for å utnytte sikkerhetsnett som innskuddsgaranti og implisitte statsgarantier. Effekten kan bli forsterket dersom selskapets bonussystem legger opp til moralsk hasard, med store utbetalinger for potensiell oppside, men ingen straff for eventuell nedside (staten tar over). Innskuddsgarantien sørger for at sannsynligheten for insolvens er liten, slik at selskapet ikke nødvendigvis trenger å frykte for store påslag i markedsfinansieringen grunnet høy gjeldsgrad. Videre estimerer Das & Sy, (2012) at effekten på aksjeavkastningens volatilitet er avtakende, og deretter tiltakende når man passerer en egenkapitalandel på 45 – 50 %. (derav u-formet forhold) Artikkelforfatterne og teorien peker på faktorer som at gjeld virker disiplinerende på ledelsen, slik at gjeld kan hindre ledelsen fra å ta unødvendig risiko, fordi den binder opp deler av den frie kontantstrømmen (Berk & DeMarzo, 2011). Videre er selskaper med høy egenkapitalandel ofte assosiert med høy risiko.

Vi har gjort tilsvarende analyse for våre tall. Vi ser av figur 8.8 at det er en tendens til at forholdet mellom Tier 1 og aksjeavkastningens volatilitet kan forklares ut i fra et kvadratisk forhold. Vi får imidlertid høyere justert forklaringsgrad ved å benytte et lineært forhold. Vi finner altså ikke belegg for å hevde tilsvarende dramatisk økning i risiko grunnet lav egenkapitalandel som artikkelforfatterne. Årsaken til dette kan være at vi har ingen eller svært få observasjoner på banker med så lave- eller høye gjeldsgrader. Vi finner imidlertid støtte for at økt egenkapitalandel har en avtakende effekt på aksjevolatilitet, i likhet med andre tilsvarende studier.



**Figur 8.3 – U-formet relasjon mellom Tier1 og StockReturnVol.**

I vår siste analyse, vil vi se på hvordan aksjeavkastningen blir påvirket av kapitalstruktur, dette er også i tråd med Das & Sy, (2012). Som tidligere nevnt, under analysedel 8.8 har vi valgt å ikke inkludere total assets variabelen da dette ville gitt oss problemer med autokorrelasjon.

## 8.10 Regresjon med aksjeavkastning og kapitalstruktur

Regresjon med avhengig variabel lik bankenes månedlige aksjeavkastning og forklaringsfaktorer er ulike deler av bankenes kapitalstruktur. Hausman:  $\text{Chi}^2 = 8.31$  P-verdi 0,86. Vi beholder  $H_0$  på alle konvensjonelle nivå for signifikans og benytter derfor Random effects. Forklart variasjon er 0,095

Vi estimerer følgende regresjonsligning (Random effects):

$$\text{Stock return}_{it} = \alpha_{\beta i} + b_{\beta} * \text{Tier1}_{it-1} + c_{\beta} * \text{Deposits}_{it-1} + d_{\beta} * \text{ROE}_{it-1} + e_{\beta} * \text{LIQ}_{it-1} + f_i + u_t$$

Hvor  $\alpha_{\beta}$  er konstantledd,  $b_{\beta} - \dots - e_{\beta}$  er estimert stigningstall til variabel x,  $f_i$  er Random effects-vektor og  $u_t$  er idiosynkratisk residual.

### How does the capital mix affect stock returns?

All banks, 1996-2012

Dependent variable: Stock return from 1996 to 2012

	Random effects
Tier 1 common equity to total assets (%)	9.851 (1.26)
Deposits to total assets (%)	-1.26 (-0.68)
Return on equity to common equity (%)	0.125 *** (3.91)
Liquid assets to total assets (%)	-3.029 (-0.50)
_cons	-0.436 (-0.15)
Adj R <sup>2</sup>	0.095
N	223

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Sources: Data is from Datastream and the websites of individual banks

Note: This table lists our random effects coefficients from the regression.

**Tabell 8.9: Regresjon med aksjeavkastning og kapitalstruktur.**



---

Tabellen viser panelregresjoner for 14 banker i fire forskjellige land, fra 1996 – 2012.

Vi benytter en Anova F-test til å teste modellen for tidsspesifikke effekter. Vi finner ikke tilstrekkelig signifikante koeffisienter ved å benytte årsummyer, noe som betyr at datasettet ikke er utsatt for sterke tidseffekter.

Vi ser at den eneste uavhengige variabelen som får estimert signifikant koeffisient på aksjeavkastning, er egenkapitalavkastning. Det er i tråd med våre forventninger. Det er naturlig å anta at selskaper som har verdistigning på børsen også har høy avkastning på egenkapitalen. Vår modell er imidlertid ikke tilstrekkelig for å anslå med sikkerhet hvilken vei kausaliteten går. Vi vet altså ikke om høyere egenkapitalavkastning gir høyere aksjekurs, eller høyere aksjekurs gir høyere egenkapitalavkastning.

At kapitalstruktur ikke ser ut til å ha innvirkning på aksjekursutvikling for investors perspektiv, gir støtte til at aksjekurser er uavhengig av kapitalstruktur, noe som støtter til M&Ms teorier. Effekten er imidlertid ikke veldig stor.

Effekten av egenkapital på aksjeavkastning kunne vært annerledes dersom vi hadde undersøkt fenomenet i kriseperioder. Demirguc-Kunt et. al, (2010) finner et positivt forhold mellom høyt kapitaliserte banker og aksjeavkastning i finanskrisen i 2007 – 2008. Vårt datasett inneholder både dårlige- og gode tider, slik at det kan se ut til at effektene nøytraliserer hverandre.

## 8.11 Robustness:

De fleste av våre analyser bygger på størrelser som ikke er direkte observerbare, og som derfor må estimeres. Vi har implisitt gjort en rekke antakelser ved estimering av disse størrelsene. Vi vil i dette avsnittet drøfte ulike valg vi har tatt, og hvordan de kan påvirke våre resultat.

### 8.11.1 Missing values:

Som det fremgår av vår deskriptive statistikk, og beskrivelse av variabler i tabell 7.1, ser vi at enkelte variabler mangler verdier for noen perioder (missing values). Manglende data trenger ikke nødvendigvis å være et problem, så lenge det ikke er noen systematikk i hvilke

observasjoner som mangler. Dersom det er helt tilfeldig hvilke observasjoner som mangler, vil man kun få dårligere estimater på grunn av lavere utvalg ( $n$ ), men ingen systematiske skjevheter. Altså Hauss-Makrov antakelse 2 (MLR 2) holder fortsatt. Dersom det er systematikk i hvilke datapunkter som mangler, vil man kunne få skjeve estimater. På bakgrunn av dette, har vi valgt å ekskludere enkelte banker med store mangler i datasettet, da de tilfører mer støy enn bidrag til forklaringsgrad. Vi har også brukt bankenes kvartalsrapporter til å supplere datasettet, hvor Datastream manglet verdier. Vårt endelige datasett mangler fortsatt observasjoner for enkelte variabler, men det er ingen systematiske skjevheter i hvilken informasjon som mangler.

### **8.11.2 Outliers:**

I små datasett, vil OLS estimatorene være særs sensitive overfor enkeltobservasjoner. Dette fordi regresjonsteknikken minimerer summen av kvadrerte avvik. Store avvik, enten positive eller negative, vil følgelig få stor vekt i minimeringsproblemet. Vi sier at en observasjon er innflytelsesrik dersom OLS estimatene endres mye dersom man velger å ekskludere datapunktet (Cimbala, 2011). Generelt er det lurt å være på utkikk etter uvanlige observasjoner, da de kan ha stor innvirkning på OLS estimatene.

Outliers kan skyldes ekstremhendelser, at man har tatt et skjevt utvalg, at ekstremverdien kommer fra en annen populasjon eller at man for eksempel har tastet feil ved innleggelse av data. For å undersøke sistnevnte, presenterer vi deskriptiv statistikk innledningsvis, hvor vi har undersøkt rimeligheten av estimatene, deres gjennomsnitt, samt minimum og maksimumsverdi. Vi kan imidlertid aldri gardere oss hundre prosent mot inntastingsfeil, da ikke alle avvik nødvendigvis er lett å oppdage.

Vi har forsøkt å minimere innvirkningen av ekstremverdier ved å utvide datasettet så langt det lot seg gjøre. Større datasett kan være mer motstandsdyktige overfor enkeltobservasjoner. Det er imidlertid en flaskehals når det kommer til gode data for små, perifere banker. Vi måtte følgelig ta en avveining mellom kvalitet og kvantitet i vårt valg av aktuelle banker. Det ligger også en flaskehals i hvor langt tilbake i tid vi kan hente data. Banker er dynamiske bedrifter, som endres over tid. Et eksempel er strukturen til norske DNB, som ble dannet etter fusjon mellom Den norske bank (DnB) og Gjensidige NOR i 2003, samtidig som de kjøpte Nordlandsbanken (DNB, 2013). For lange tidsserier kan følgelig tilføre støy i estimatene fordi bankstrukturen og banknæringen er i stadig endring.

Vi har benyttet en modifisert Thompson tau teknikk for å finne ut om vi skulle beholde eller forkaste enkelte ekstremobservasjoner. Teknikken er en statistisk metode, som tar for seg differensen mellom estimert verdi (fitted value) og faktisk verdi, samt absolutt verdi til avvik mellom observasjon og utvalgsgjennomsnittet.

Formelt så kan metoden formuleres på følgende måte:

Testobservatorer:

$$\text{Absolutt avvik i én variabel : } \delta_i = |d_i| = |x_i - \bar{x}|$$

$$\text{Avvik i datapar (flere variabler): } Se_i = \left| \frac{e_i}{S_{y,x}} \right| (Y_i - y_i)$$

Kritiske verdier:

$$\text{Enkelt avvik: } \tau = \frac{t_{\alpha} * (n - 1)}{\sqrt{n} \sqrt{n - 2 + \frac{t_{\alpha}^2}{2}}}$$

$$\text{Avvik i flere variabler: } S_{y,x} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{i=n} (y_i - Y_i)^2}{df}} \quad , \text{ hvor } df = n - (m + 1)$$

Vi forkaster absolutte avvik (outliers) dersom testobservator er større enn kritisk verdi,

$\delta_i > \tau S$  for avvik i enkle variabler, og dersom  $\left| \frac{e_i}{S_{y,x}} \right| > 2$  for avvik i data par (Cimbala, 2011).

Ingen av våre ekstremobservasjoner oppfylte signifikanskriteriene i testene. Vi har følgelig valgt å beholde alle observasjoner. Det kan også tenkes at ekstremobservasjoner, særlig rundt finans- og bankkriser reflekterer en viktig del av markedsrisikoen som en egenkapitalholder er utsatt for, og at vi dermed vil underestimere sann risiko dersom vi

ekskluderer disse hendelsene. Flere av funnene våre er mer ekstreme enn hva ECB, Miles og Kashyap finner. Dette er naturlig da de benytter data med langt flere banker (sektornivå), og eller har mye lengre tidsserier.

Vi har funnet enkelte feil i Datastreams verdier. Blant annet så oppgir Datastream negative verdier for Tier 2 for SEB i årene 2010, 2011 og 2012, noe som ikke stemmer overens med SEBs kvartalsrapporter. Vi har gjort lignende stikkprøver på andre variabler. Vi kan ikke utelukke at det eksisterer flere datafeil som vi har oversett.

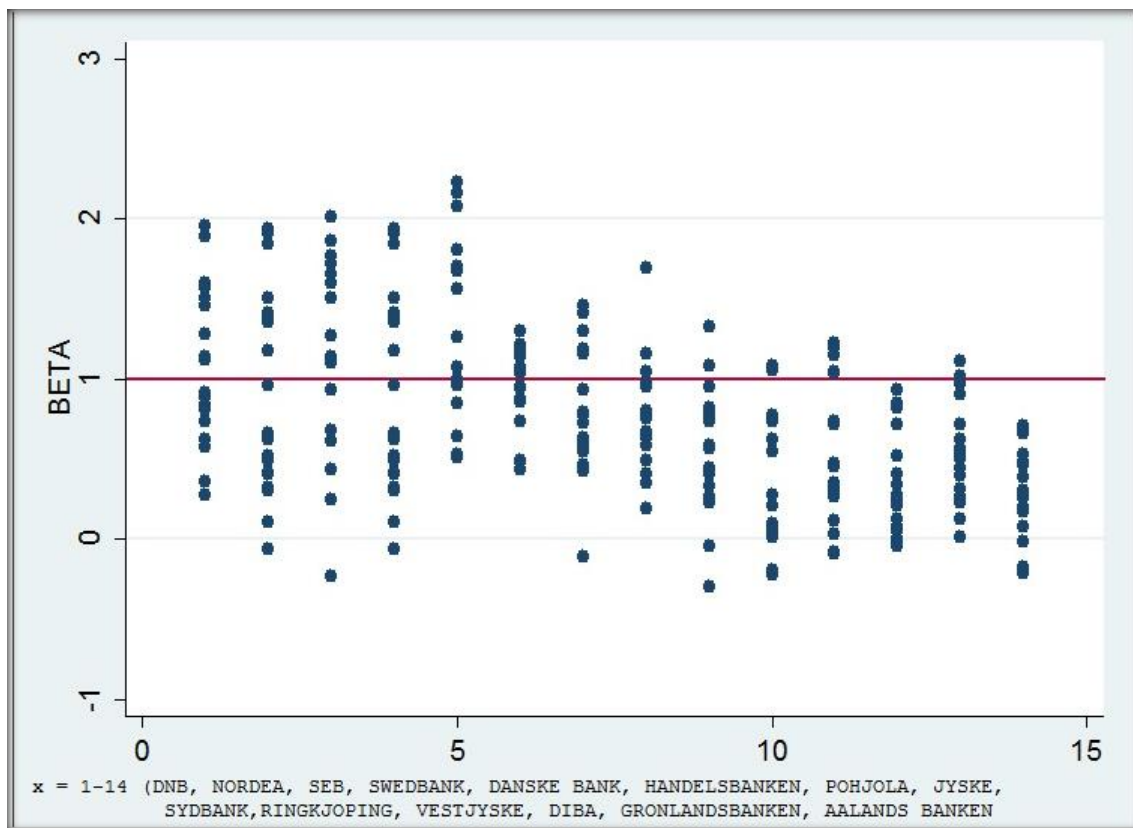
### **8.11.3 Estimeringsfeil**

Som tidligere nevnt, verserer det mange ulike metoder for å estimere beta. Vi har valgt å benytte rullerende snitt med månedlige observasjoner over 3 år, i tråd med Groenewald & Fraser, (2003).

I og med at beta ikke kan observeres direkte, må vi basere våre analyser på estimater. Vi kan aldri være helt trygge på at det ikke finnes estimeringsfeil, utvalgsfeil eller regnefeil.

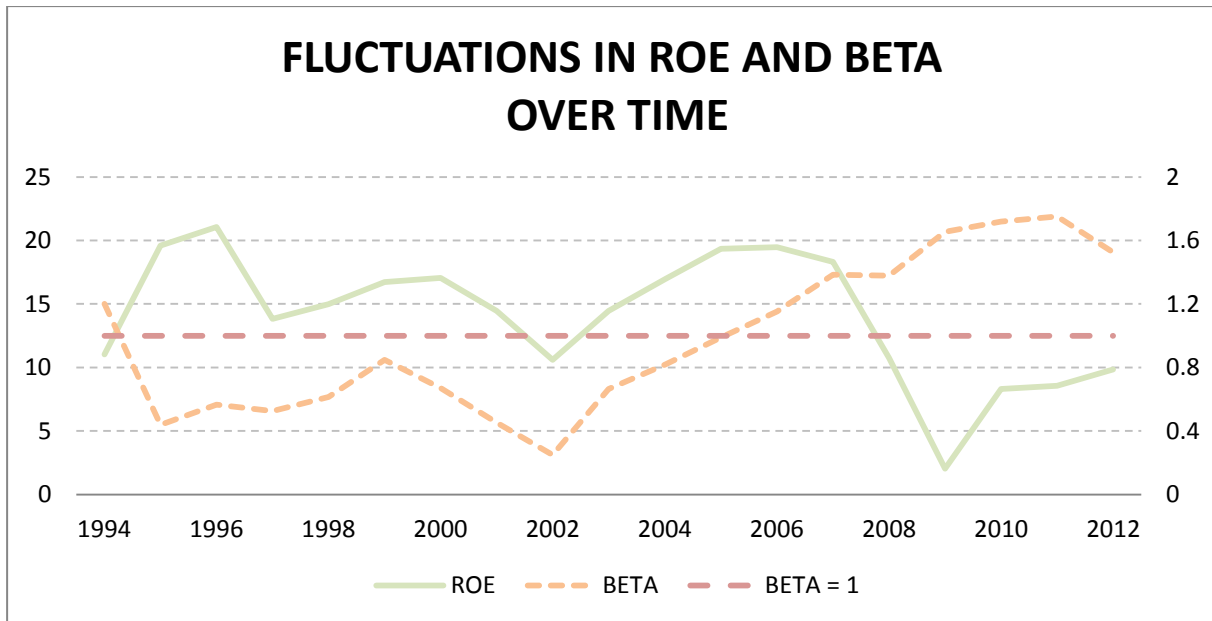
Vi har kontrollert gyldigheten til våre funn ved å benytte andre metoder for betaestimering. De alternative betaestimatene har vi så inkludert i de samme regresjonsanalysene som vårt opprinnelige estimat, for å se om konklusjonene endres. Vi fant at alle funn fortsatt var relevante, med signifikante verdier og riktige fortegn, men at enkelte estimeringsmetoder ga flere ekstremverdier, og følgelig dårligere tilpassede modeller. Et eksempel er estimering med daglige observasjoner for beta i ekstremperioder rundt finanskrisen i 2007 - 2008. Vi endte opp med estimater med store positive og negative verdier, og med langt større tilhørende standardfeil og varians. Som tidligere nevnt under teoridelen så vil ekstremt høye betaestimer trolig være for høye, mens ekstremt lave betaestimer trolig være lave. Det kan stilles spørsmålsteget om det er realistisk at en bank har negative verdier for beta. Banker er ekstremt prosykliske av natur, da høykonjunktur gjør det mer lønnsomt å ekspandere balansen, og låne ut mer og vice versa for lavkonjunktur. Det er derfor vanskelig å forestille seg at beta kan være negativ for en bank, selv om vi estimerer den til å være det i perioder. En negativ beta vil implisere at forventet teoretisk avkastning fra bankaksjene er mindre enn risikofri rente. Vårt tidsintervall 1994 – 2012 inneholder flere kriser, og påfølgende oppgangskonjunkturer, noe som kan være med å påvirke våre estimater. 3-års rolling ga oss mindre støy enn betaverdier med kortere lengde, og er følgelig mer i tråd med hva man

forventer at verdiene skal være. Vi klarte å unngå negative beta på aggregerte nivå i hele tidsperioden, se figur 8.3, men kom ikke unna negative verdier for enkeltaksjer, se figur 8.4



**Figur 8.4: Utvikling i Beta: 1994 – 2012 - Datastream**

Figur 8.4 oppsummerer våre betaestimater. X-aksen viser vårt utvalg av banker, og y-aksen viser estimert beta over tid. Vi ser at norske og svenske banker har større variasjon i beta enn danske og finske banker over tilsvarende tidsperiode.



16

**Figur 8.5: Fluktuasjoner i ROE og BETA, 1994 - 2012**

Figur 8.5 viser utvikling i ROE og beta i perioden 1994 – 2012. Vi kan tydelig se at begge variablene har hatt store bevegelser i perioden. Den primære y-aksen (til venstre) er relatert til ROE og viser prosentvis egenkapitalavkastning, mens den sekundære y-aksen er relatert til beta. Variablene er på aggregert nivå og er vektet etter total assets. Vi ser at våre betaestimer ligger under 1 (hjelpelinje i figuren) i perioden 1995 – 2005, før den stiger markant i perioden 2006 – 2011. Vi ser at beta stiger i perioden rundt dot.com-krisen i år 2000, samt i perioden før og under finanskrisen 2007-2008. En mulig implikasjon av høyere beta i kriseperioder, er høyere systematisk risiko ceteris paribus, og følgelig høyere avkastningskrav fra investor.

Vi har også valgt å inkludere ROE, som blir brukt som approksimasjon for avkastningskrav i Zimmer og McCauley 1991, for å synliggjøre viktigheten av valg av estimeringsperiode. Vi ser av figuren at beta og ROE er relativt positivt korrelerte i perioden 1997 – 2006, men ser ut til å være negativt korrelerte i 1994-1996, samt fra 2007 – 2012. Analysens resulterende avkastningskrav ville være særs forskjellige om man valgte ROE eller beta-metodene om man for eksempel så på 1 års daglige observasjoner i 1995, eller i 2009. ECB sin analyse

<sup>16</sup> Aggregert nivå. Vekt er lik gjennomsnittlig total assets i perioden 1994-2012. Omregnet til felles valuta, USD

---

finner signifikant positiv sammenheng mellom beta og ROA, mens Kashyap finner ingen signifikant sammenheng mellom ROA og beta.

Analogt med at valg av tidsperiode kan påvirke våre estimater, så kan vårt valg av markedsindeks prege hvilke koeffisienter vi ender opp med. Vårt formål er å finne en representativ markedsindeks som gjennom korrelasjon fungerer som en approksimasjon for den fullstendige markedsporteføljen. I utgangspunktet så står valget mellom en bred internasjonal aksjeindeks, og lokale indekser. Dersom man velger å benytte sistnevnte, så må man justere betakoeffisientene for ulikheter i volatilitet i de ulike indeksene, samt korrelasjon mellom indeksene for å gjøre koeffisientene sammenlignbare. En betakoeffisient på for eksempel 1,5 på en veldig volatil indeks, er ikke direkte sammenlignbar med en tilsvarende koeffisient (1,5) på en mindre volatil indeks. Vi forsøkte begge metodene ved først å benytte en bred internasjonal aksjeindeks, MSCI World, for deretter å benytte lokale indekser (MSCI Norway, MSCI Sweden, MSCI Denmark og MSCI Finland). Resultatene ble omtrent like, men vi valgte å benytte MSCI World, da vi kun trenger å estimere én størrelse. Samlet estimeringsfeil vil trolig bli mindre ved bruk av den internasjonale indeksen. MSCI World ga en gjennomsnittlig beta på 0,98 i perioden (aggregert nivå – vektet etter forvaltningskapital) og et tilhørende standardavvik på 0,48. Lokale indekser ga, etter justering, en gjennomsnittsverdi på 0,9 med et tilhørende standardavvik på 0,56.

Det er også naturlig å anta at nordiske aksjonærer har internasjonal eksponering, noe som gjør at en bred, global indeks blir en bedre approksimasjon for markedsindeksen.

#### **8.11.4 Beta – Riktig mål for risiko?**

For å kunne gjennomføre vår analyse, trenger vi et mål på risiko. Vi har valgt å benytte bankenes egenkapitalbeta, definert i CAPM, som et mål på samvariasjonsrisiko for egenkapitalen. Vi trenger et risikomål relatert til egenkapitalrisiko fordi vi bruker økning i risiko som mål på en økning i egenkapitalholderenes avkastningskrav og vice versa.

I litteraturen finnes det mange artikler som omhandler beta, og om hvor egnet mål det er for risiko. Alternativt kunne vi ha benyttet Fama Frenchs tre-faktor modell til å approksimere avkastningskrav til egenkapitalen. Modellen tar hensyn til aksjens samvariasjon med markedet, størrelsen til selskapets egenkapital (market cap), samt forholdet mellom bokført og virkelig verdi av egenkapitalen (Bok/Pris).

Modellen er noe mer komplisert å inkorporere enn beta, og ga ikke vesentlig bedring i justert forklaringsgrad enn hva vi fikk med å benytte beta alene. I tillegg viser en studie av faktorer som påvirker kursutviklingen på Oslo Børs gjort av Næs, Skjeltopp & Ødegaard (2007), at bok/pris forholdet ikke holder for det norske aksjemarkedet (ikke signifikant). Vi har derfor valgt å beholde beta, i tråd med CAPM. Studien finner også at størrelsen på egenkapitalen (market cap) til selskapet og likviditet er faktorer som påvirker aksjeavkastningen. Vi har derfor valgt å inkludere en likviditetsvariabel.

Vi kan dekomponere risikoen til hver enkelt bank, for å se hvor mye av variasjonen i risikoen vi forklarer med beta. Vi definerer aksjens totalrisiko, målt i standardavvik, som avhengig av markedsrisiko og idiosynkratisk risiko (Goyal & Santa-clara, 2001).

Formelt kan vi skrive:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{e_i}^2$$

Hvor  $\beta_i^2 \sigma_M^2$  er markedsrisiko(systematisk) og  $\sigma_{e_i}^2$  er idiosynkratisk (usystematisk) risiko.

Videre kan vi omformulere relasjonen for å finne hvor stor andel av total risiko, som skyldes markedsrisiko:

$$R^2 = \frac{(\beta_i^2 \sigma_M^2)}{\sigma_i^2}$$

Vi har estimert hvor stor andel forklart varians vi får fra beta, for vårt utvalg av banker.

Generelt så finner vi relativt lave forklaringsgrader. Vi finner for eksempel, en forklaringsgrad på 45 % <sup>17</sup> fra markedsrisiko for DNB. Det kan tenkes at beta ikke nødvendigvis er et fullstendig mål på risiko. Vi kan ikke entydig hevde at standardavviket til aksjen øker når beta øker, dette fordi vi har for stor andel uforklart, idiosynkratisk risiko i våre estimater.

I henhold til teorien bak CAPM, så vil en vel-diversifisert portefølje ikke ha noe innslag av idiosynkratisk risiko, da denne blir diversifisert vekk. Følgelig trenger vi kun å ta hensyn til markedsrisiko, når man estimerer aksjens bidrag til porteføljens totalrisiko.

---

<sup>17</sup>  $R^2: \frac{(1,14925^2 * 0,04491)}{0,013348} \approx 0,45$



Videre, så vil det være et lineært forhold mellom egenkapitalbeta og leverage, så lenge bankenes gjeld ikke er korrelert med markedet<sup>18</sup>. Vi har derfor valgt å beholde beta som et mål på risiko i vår analyse.

### **8.11.5 Tier1 & Tier2 – riktig mål på gjeldsgrad? (Leverage)**

Analogt med diskusjonen om hvorvidt beta er et riktig mål på risiko, kan det diskuteres om Tier 1 og Tier 2 er riktig approksimasjon for egenkapital. Vi kan ikke med sikkerhet si om variablene gir et fullstendig bilde på bankenes leverage. For å teste variablenes relevans, har vi forsøkt å substituere de med en common equity-ratio (Common equity over total assets) i tråd med ECB (2011). ECB argumenterer for at common equity er det mest korrekte målet på en banks leverage med at: *«This is in line with both the market and the regulatory focus on common equity as the capital component with the highest loss absorbing capacity in a going concern.»*

Ratioen var direkte substituerbar med Tier 1, med en korrelasjon på over 96 %. Common equity-ratioen hadde også tilnærmet lik korrelasjon med Tier2, som Tier1 (0,76 mot 0,74).

Vi velger likevel å beholde Tier 1 og Tier 2 - variablene da det er en anerkjent måte å klassifisere kvaliteten til de ulike kapitaltypene. Dette er forøvrig i tråd med basel komiteens inndeling av egenkapital og Miles et. al, (BCBS, 2011).

Et annet forhold som kan påvirke resultatene våre, er at vi har benyttet bokførte verdier av egenkapital og total kapital til å beregne egenkapitalandelen. I henhold til M&Ms diskusjoner om kapitalstrukturens irrelevans, benyttes markedsverdier (Modigliani & Miller, 1958).

---

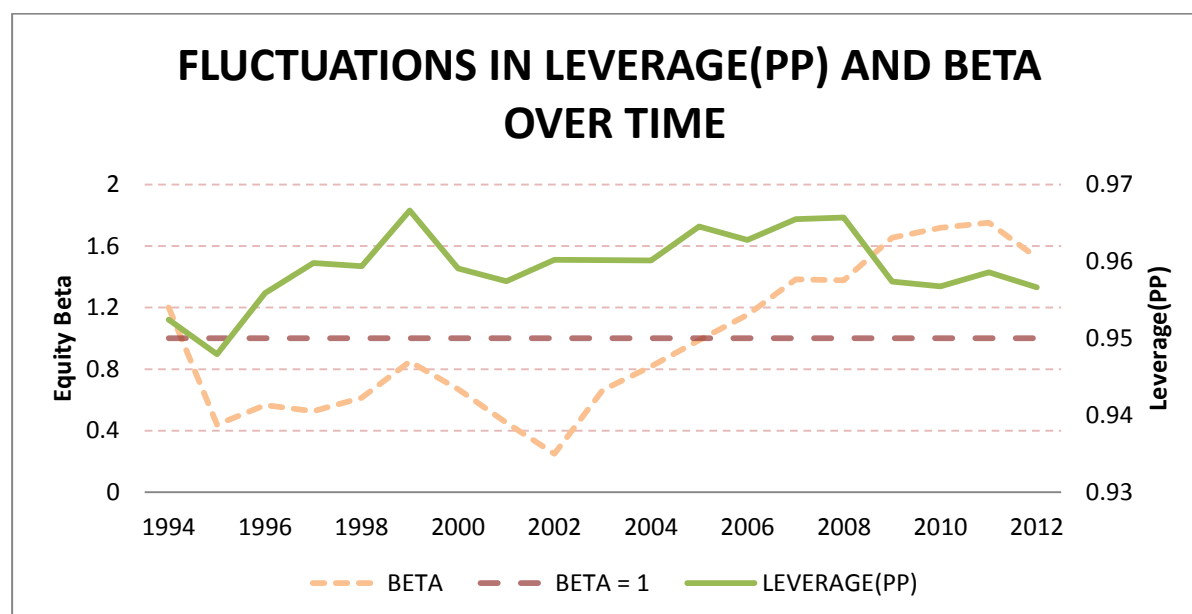
<sup>18</sup> Se Miles et. al (2011) for ytterligere detaljer.

### 8.11.6 Kausalt forhold mellom leverage og beta?

Vår oppgave har som formål å teste om egenkapitalrisikoen, uttrykt med egenkapitalbeta, endres når man endrer på andelen egenkapital. Vår regresjonsanalyse er imidlertid ikke tilstrekkelig til å hevde med full sikkerhet hva som er det kausale forhold mellom variablene.

Det kan tenkes at leverage, det inverse av kapital ratio, bestemmes av bankens ledelse direkte. Med andre ord, kan det tenkes at det kausale forholdet mellom leverage og beta kan gå i motsatt retning. For eksempel kan ledelsen ha bestemt seg for en risikoprofil, for så å bestemme hvilket nivå på kapitalratioen som er konsistent med målet. Mer generelt, som diskutert i Kashyap et. al, kan banker med ulike risikoprofiler velge ulike kapitalstrukturer.

ECB, som benytter 2 års rolling estimater, korrigerer for eventuell motsatt kausalitet ved å lagge forklaringsvariablene med ett år. Vi benytter 3 års rolling snitt, så vi har valgt å lagge våre estimater med 2 år.



19

**Figur 8.6: Fluktuasjoner i leverage og beta, 1994 – 2012.**

<sup>19</sup> Vekt er lik gjennomsnittlig forvaltningskapital i perioden 1994 – 2012. Omregnet til felles valuta, USD

---

Tabell 8.6 viser utvikling i leverage (pp) og beta over vår tidsperiode. Den primære y-aksen er tilknyttet beta, mens den sekundære y-aksen er tilknyttet leverage (pp) eller gjeldandelen. Vi ser at bankene generelt har hatt høy gjeldsandel i perioden. Toppene ser ut til å være i periodene rundt dot.com – krisen rundt år 2000 finanskrise i 2007 - 2008. Beltratti & Stulz (2012) ser på hvordan store, internasjonale banker klarte seg igjennom finanskrise. De finner at banker som har en stor andel av kortsiktig markedsfinansiering og høy gjeldsgrad (leverage) er mer sårbare i krisesituasjoner, og gjør det dårligere sammenlignet med mer solide banker. De finner i så måte støtte for teorier som problematiserer bankers sårbarhet i forhold til egenkapital. Vi har i våre analyser beregnet en positiv korrelasjon mellom leverage og beta. Selv om den beregnede korrelasjonen er positiv, så er det ikke lett å se dette direkte ut i fra figuren. Dette kommer av at det er mange faktorer som påvirker både leverage og beta i perioden, som tidligere diskutert i avsnitt 5.2 og 8.11.4.

### **8.11.7 Tilpasser investor seg endringer?**

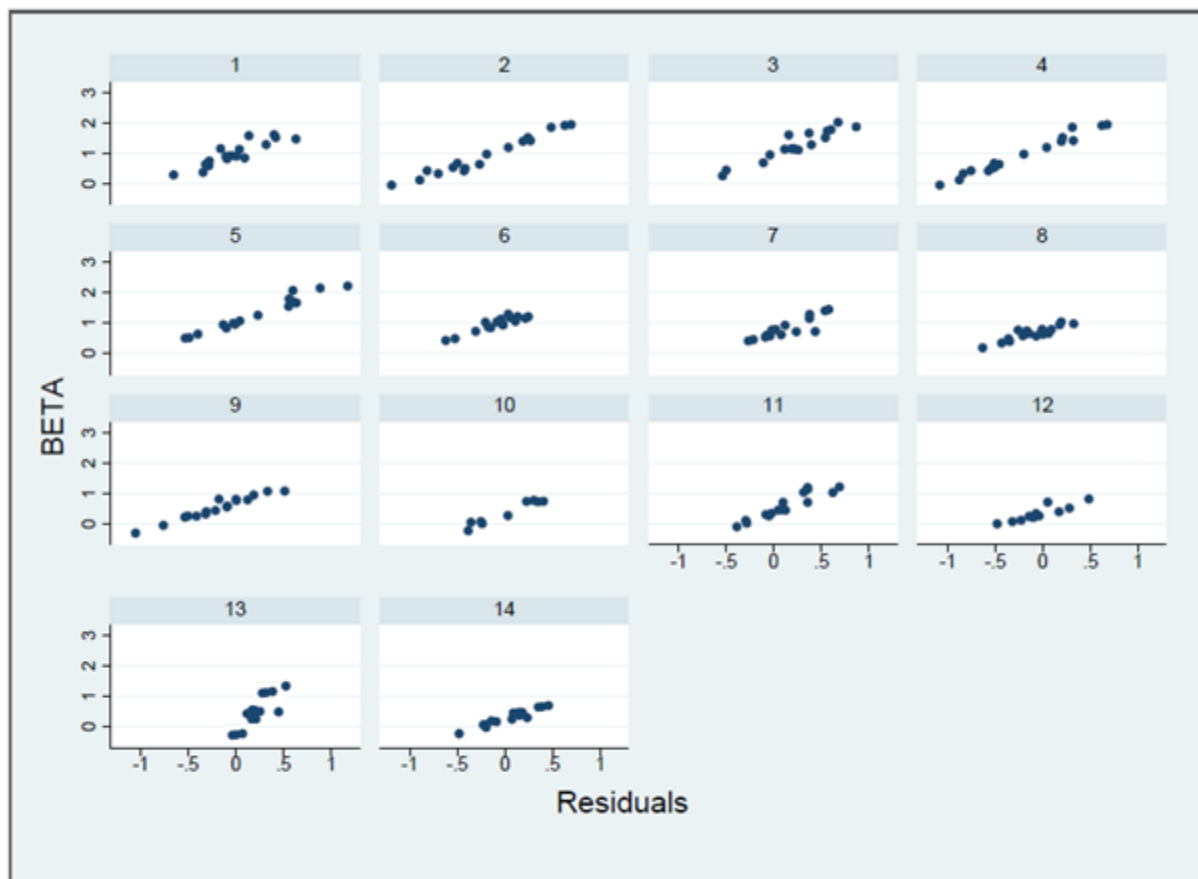
Vi har gjennom oppgaven brukt beta som en approksimasjon for egenkapitalrisiko, og følgelig et indirekte mål på egenkapitalholderenes avkastningskrav. Vi har forutsatt at investorene tilpasser seg, og priser bankenes egenkapital i forhold til endringer i kapitalstruktur. Det er ikke sikkert at alle investorer er i stand til å identifisere disse endringene. (Kashyap et. al, 2010) Det kan derfor tenkes at avkastningskrav og aksjekurs ikke riktig justeres i forhold til endringer i bankenes risiko.

Banker med ulike risikoprofiler kan ha ulike nivå på leverage. Det kan derfor tenkes at en investor uten kjennskap til bankenes risikoprofil kan feiltolke beta, da den i slike tilfeller ikke representerer korrekt risiko. En slik feilidentifisering kan føre til under- eller overestimering av risikoendring som følge av leverage. Dette vil være med på å forstyrre forholdet mellom beta og leverage som vi estimerer.

### **8.11.8 Heteroskedastitet:**

Heteroskedastitet betyr at det ikke er konstant varians på feilleddene til våre regresjonsmodeller. Det vil si at modellene våre bommer mer på enkelte verdier enn andre, altså at residualene viser tiltakende eller avtakende varians for ulike verdier av  $x$  (Wooldridge, 2009).

Heteroskedastitet er et problem fordi det kan gjøre at standardfeilene blir for optimistiske, noe som impliserer at koeffisientene blir overestimert. Dette kan resultere at man finner signifikante sammenhenger som egentlig ikke er der.



20

**Figur 8.7: Scatterplot av residualer for beta koeffisienter**

Figur 8.7 viser et scatter plot av våre residualer fra vår OLS regresjon. Vi kan tydelig se at det er innslag av heteroskedastitet i vårt datasett. Dette fordi vi ser en tendens til tiltakende variasjon i feilleddene for enkelte banker. Problemet er ikke stort i vårt datasett fordi de estimerte regresjonslinjene er tilnærmet lineære. Som tidligere nevnt, tar vi hensyn til heteroskedastitet ved å bruke cluster på bank (Hoechle, 2007).

<sup>20</sup> Graphs by: 1=DNB 2=Nordea 3=SEB 4=DK 5=SWED 6=Handel 7=POHJOLA 8=JYSKE 9=SYDB 10=Ringkjøping L 11=Vestjyske 12=DIBA 13=Gronlandsbanken 14=Aaland

### 8.11.9 Autokorrelasjon:

Autokorrelasjon innebærer korrelasjon mellom påfølgende verdier på en bestemt variabel. Altså at verdien på variabel X for enhet N, er i stor grad bestemt av verdien på variabel X for enhet N-1 (Wooldridge, 2009). Autokorrelasjon kan være en fordel dersom man ønsker å predikere fremtidige verdier, fordi seriekorrelerte variabler er forutsigbare. Autokorrelasjon kan også by på problemer fordi man kan underestimere standardfeilene og følgelig overestimere koeffisientene (i likhet med heteroskedastitet) (Elliot et. al, 1996).

Autokorrelasjon kan være et problem dersom både den avhengige, og de uavhengige variablene ikke er stasjonære, fordi vi kan risikere at FE-modellen påviser sammenhenger som ikke er sanne. Vi benytter en Dickey-Fuller test (ADF) for å teste vårt datasett for unit root (stasjonaritet).

Formelt kan ADF testen uttrykkes på følgende måte (Stock, J.L, 1994):

Testregresjon:

$$y_t = \beta D_t + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \delta y_{t-j} + \epsilon_t$$

Hvor  $D_t$  er en vektor av deterministiske ledd (konstantledd, trend et cetera),  $p$  viser differansene mellom verdi på ulike tidsperioder(lagged),  $\delta y_{t-j}$  er en approksimasjon for ARMA strukturen til feilleddene. Verdien av  $p$  settes slik at feilleddet,  $\epsilon_t$ , ikke er seriekorrelert (nullhypotesen holder).

Nullhypotesen er at  $\phi = 1$ , testobservator gis av OLS-estimer:

$$ADF_t = t_{\phi=1} = \frac{\hat{\phi} - 1}{SE(\phi)}$$

$$ADF_n = \frac{T(\hat{\phi} - 1)}{1 - \psi_1 - \dots - \psi_p}$$

Vi finner ikke noe unit root i våre estimer. Dette indikerer at vi har stasjonære datasett, og trenger ikke å ta hensyn til unit root når vi tolker FE-estimatene. Alternativt, kunne vi benyttet en FD modell til å ta hensyn til ikke-stasjonære datasett (Wooldridge, 2009).

Wooldridge (2009) har utviklet en enkel test for autokorrelasjon i paneldata (Xtserial). Drukker (2003) har empirisk testet Wooldridges test, og finner at den gir gode estimater for datasett av rimelig størrelse. Vi finner at vårt datasett inneholder autokorrelasjon (Signifikant på 0,005 nivået). Dette er ikke overraskende, fordi nivået på for eksempel Tier 1 kapital, vil være sterkt korrelert med nivået på samme kapital i perioden før.

Hoechle (2007) finner at man kan benytte cluster på bank til å ta hensyn til autokorrelasjon.

### **8.11.10 Multikollinearitet**

Multikollinearitet betyr at det er korrelasjon mellom ulike forklaringsvariabler (X-variabler). Dersom det er høy grad av multikollinearitet så vil det være vanskelig å skille variablenes effekter fra hverandre, samt at signifikansverdiene blir upålitelige (Wooldridge, 2009).

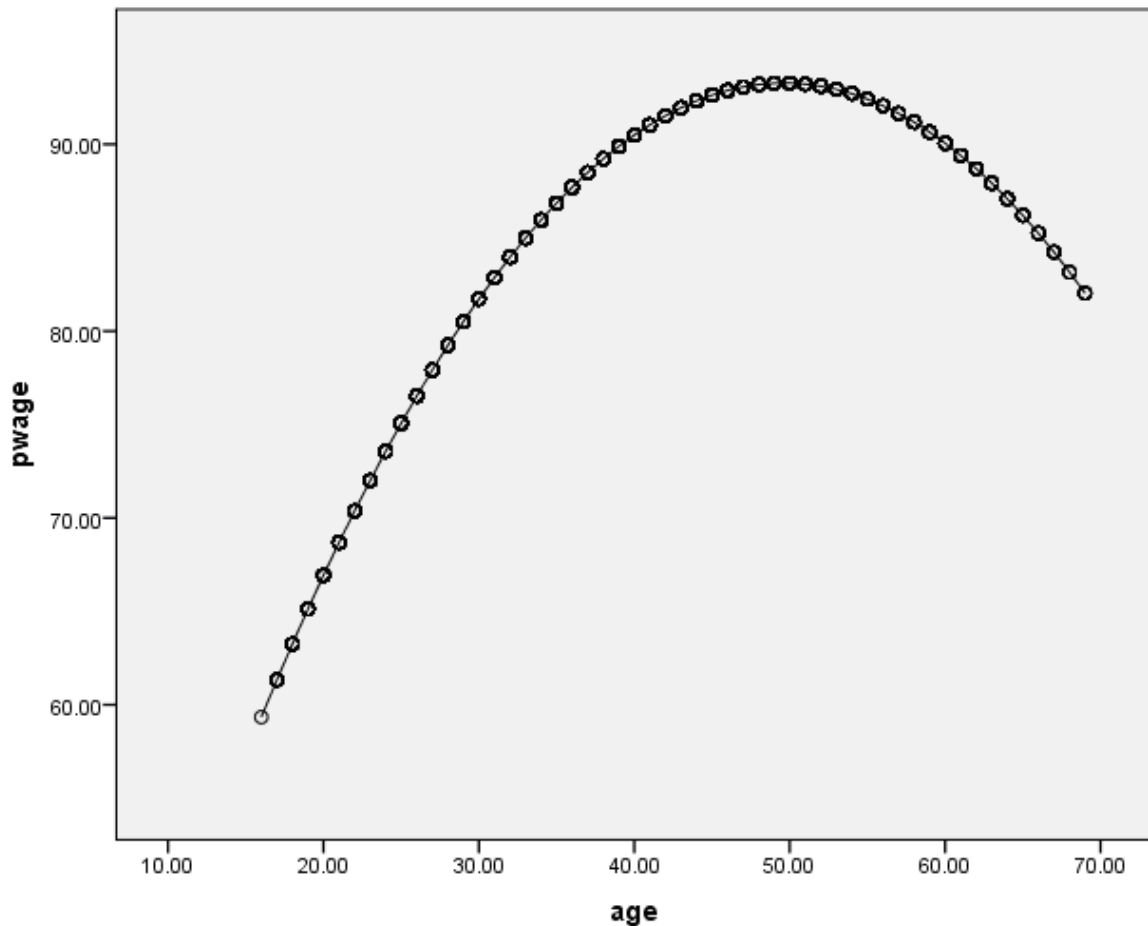
Blant våre variabler, så er flere konstruert ved å dele rå-variabelen på total assets, for å få de uttrykt på ratioform. Det vil følgelig være høy korrelasjon mellom variablene og total assets-variabelen. Dersom begge er inkludert i samme regresjon, så kan vi dermed ikke med sikkerhet vite om endringen i for eksempel equity-ratio skyldes endring i teller eller nevner. Stegvis regresjon foreslår at vi ikke inkluderer total assets sammen med ratiovariablene. Vi har følgelig valgt å ekskludere total assets.

Videre finner vi høy korrelasjon mellom Pris/Bok og Credit default swaps (-0,867). Det kan tenkes at multippelen er benyttet i prising av derivatet, hvor en høy p/b kan implisere høye forventninger til banken og bankenes ledelse, og følgelig mindre sannsynlighet for konkurs, og vice versa. Våre analyser inkluderer ikke begge variablene samtidig. Vi trenger følgelig ikke ta hensyn til den høye korrelasjonen mellom dem.

Derimot inneholder regresjon 8.3 kontrollvariabel både for Tier 1- og Tier 2-kapital. Som allerede nevnt er det høy korrelasjon mellom disse variablene. Dette bidrar til å svekke gyldigheten av denne regresjonen.

### 8.11.11 Linearitet i estimatene

Standard regresjonsmodeller hviler på en antakelse om at det må være et lineært forhold mellom avhengig- og uavhengig variabel. Brudd på antakelsen om linearitet er kritisk, fordi dersom man antar et lineært forhold hvor datamaterialet viser ikke-linearitet, kan man få store feil i koeffisientene, særlig når man ekstrapolerer utenfor datasettet (ESS, 2013).



**Figur 8.8 – Ikke-lineære sammenhenger – ESS(2013)**

Figur 8.8 viser at forholdet mellom avhengig variabel (x) og uavhengig variabel (y) ikke er lineært. Vi ser at forholdet trolig er kvadratisk, med tiltakende effekt frem til et punkt, og avtakende etterpå. Dersom man lager en regresjonsmodell som legger et lineært forhold til grunn, vil man få en stor over-prediksjon av verdier, etter at individet har passert 50 år.

Vi har undersøkt lineariteten til våre variabler ved å se på scatter plot av residualene, som vist for beta, i figur 8.7

For enkelte banker og for utvalgte variabler, så var det ikke enkelt å anslå, ut i fra figuren, hvorvidt forholdet var best forklart lineært, logaritmisk eller polynomisk. Vi inkluderte polynomiske variabler og så om modellens justerte forklaringsgrad økte, eller ikke. Justert forklaringsgrad (adjusted  $R^2$ ) tar hensyn til antallet uavhengige variabler i modellen, da det er en tendens til at økning i forklaringsvariabler gir høyere  $R^2$ , selv om den reelle forklaringsgraden ikke øker (Armitrage, P et. al, 2002). Vi fikk ikke økt justert forklaringsgrad for noen polynomer i våre analyser. Det vil si at vi ikke forklarer mer av variasjonen i den avhengige variabelen med polynomiske uttrykk. Vi får altså ikke en bedre tilpasset modell med å benytte polynomer.

Vi har valgt å benytte log-lineær transformasjon for flere variabler. Slik transformasjon endrer tolkning av regresjonskoeffisientene, fordi skalaen endres. Videre er det en utfordring at man ikke kan ta logaritmen til negative tall (for alle rasjonelle tall), eller at  $\ln(0)$  ikke er definert. Det ville gitt oss problemer dersom faktisk måleverdi var 0. Det finnes ingen enkle løsninger for problemet. Ulike statistikkprogram tilbyr ulike justeringer for å ta hensyn til problemet. Vi har benyttet en matematisk asymptote som legger inn  $\ln(x+1)$  istedenfor 0-observasjonen. Problemet er ikke stort i vårt datasett, da vi har få observasjoner lik 0. Vi benytter en log-lineær transformasjon av våre betaestimer. Disse inneholder en del negative observasjoner. Vi unngår problemet med negative tall ved å legge til en konstant til tallet, før vi tar logaritmen, for deretter å trekke fra konstanten igjen etterpå. Vi vil altså beregne  $\ln(Y+a)$ , hvor  $a$  er en konstant. Det er vanlig å sette  $\min(Y+a) = 1$  slik at  $a = b - \min(Y)$ , hvor  $b$  er enten et lite tall, eller 1 (Wicklin, 2011). Stata gjør dette automatisk.

Et eksempel kan være å anta at man skal beregne logaritmene til en aksjeavkastning på -20 % og 20 %. Vi kan ikke beregne logaritmen for et negativt tall (for alle rasjonelle tall), vi må derfor justere. Dersom vi benytter 1 som konstant, vil vi etter justering stå igjen med verdiene 0,8 og 1,2, som er to verdier man enkelt kan beregne logaritmen for.



## 9. Konklusjon

Vår oppgave prøver å forklare sammenhengen mellom leverage og egenkapitalkostnad. Vi har benyttet et metode-rammeverk tilsvarende det man finner i Miles et. al, (2011) og ECB (2011) for å teste om en reduksjon (økning) i bankers leverage vil redusere (øke) bankers systematiske risiko og indirekte egenkapitalkostnad, slik standard finansteori predikerer. Vi har også gjennomført lignende analyser med egne kontrollvariabler, hvor vi blant annet har sett på hvordan ulike prisingsmultipler og alternative risikomål påvirker resultatene.

Problemstillingen vår oppgave skal besvare er: *«Nye regulatoriske krav impliserer en forventning om at banker må holde mer ren kjernekapital i deres kapitalstruktur, vil dette påvirke bankenes totale finansieringskostnader og finansielle risiko?»*

Vi finner at økt egenkapitalandel i bankenes kapitalstruktur gir lavere systematisk risiko, målt med beta, og indirekte lavere egenkapitalkostnad. Vi finner imidlertid at forholdet er langt svakere enn hva M&M-teoremet predikerer. Mulige årsaker til at effekten er svak kan skyldes brudd på de strikte forutsetningene som teorier hviler på. Vi har drøftet og pekt på ulike markedsimperfeksjoner som blant annet skatt, implisitte statsgarantier og begrenset eierskap.

Vi finner også at kapitaldekning reduserer bankenes finansielle risiko, målt med kredittrisiko og markedsrisiko. Den negative relasjonen er også sann for usystematisk risiko.

For øvrig finner vi at; Egenkapitalavkastningen (ROE) er estimert til å være signifikant negativ med alle våre risikomål og at kapitalstruktur ikke ser ut til å ha innvirkning på aksjekursavkastning, noe som er i tråd med M&M-teoremet.

## 10. Appendiks

### 10.1 Appendiks 1 – Oversikt over bankenes størrelse og virksomhet

	Andel av nasjonal forvaltningskap	Andel konsern i Norden	Life & Pensions	Investment banking	Corporate & Institutional
<b>Norsk banksektor</b>					
DNB Bank ASA	43.77 %	10.16 %	ja	ja	ja
Nordea Bank Norge	12.89 %	25.96 %	ja	ja	ja
Danske Bank Norge	5.73 %	21.17 %	ja	ja	ja
Handelsbanken, Norge	4.59 %	13.28 %	ja	ja	ja
Øvrige	33.01 %	-	-	-	-
<b>Svensk banksektor</b>					
SEB	24.30 %	13.82 %	ja	ja	ja
Handelsbanken	23.17 %	13.28 %	ja	ja	ja
Nordea	17.54 %	25.96 %	ja	ja	ja
Swedbank	15.44 %	10.78 %	ja	ja	ja
Danske Bank Sverige	9.15 %	21.17 %	ja	ja	ja
Øvrige	10.41 %	-	-	-	-
<b>Danske Banker</b>					
Danske Bank	55.58 %	21.17 %	ja	ja	ja
Nordea Danmark	16.24 %	25.96 %	ja	ja	ja
Jyske	6.09 %	1.64 %	nei	ja	ja
Sydbank	3.61 %	1.01 %	nei	ja	ja
Vestjysk	0.77 %	0.15 %	nei	nei	nei
Ringkjøbing	0.42 %	0.11 %	nei	ja	ja
DIBA	0.12 %	0.05 %	nei	ja	ja
Grønland	0.11 %	0.04 %	nei	nei	ja
Øvrige	17.06 %				
<b>Finske Banker</b>					
Nordea FI	67.81 %	25.96 %	ja	ja	ja
Op-Pohjola	19.79 %	1.68 %	ja	ja	ja
Danske Bank Finland	6.31 %	21.17 %	ja	ja	ja
Aaland	0.72 %	0.16 %	nei	ja	ja
Øvrige	5.37 %	-	-	-	-

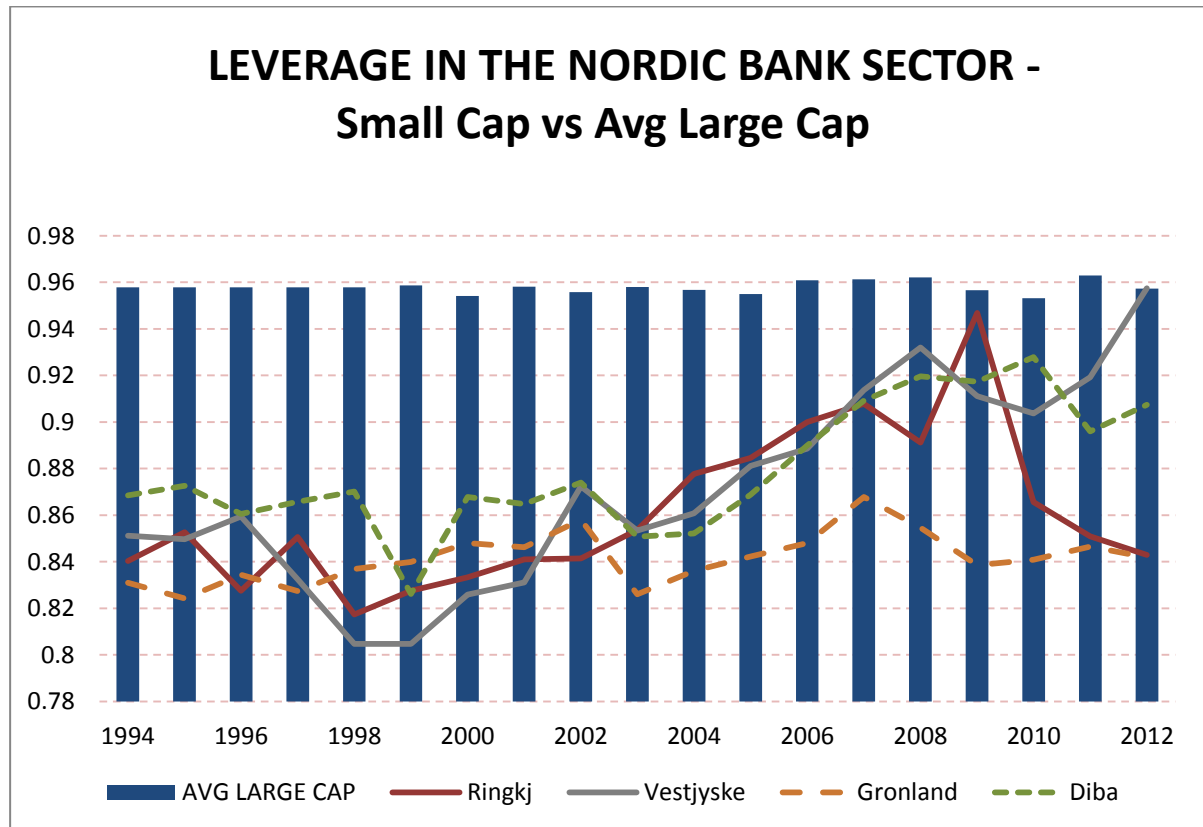
Kilde: Thomson Reuters Datastream. Financial statements and websites.

## 10.2 Appendiks 2 – Oversikt over estimerte egenkapitalkostnad-komponenter.

Components of cost of equity estimates							
Country	Period	Cost of equity	Of which:		As percentage of level		CAPM BETA
			Nom risk-free rate	Banking risk premium	Nom risk-free rate	Banking risk premium	
DNB	1990-2000	13.3	7.4	5.9	56 %	44 %	1.07
	2001-2005	9.6	5.2	4.5	54 %	46 %	0.81
	2006-2013	10.7	3.6	7.1	33 %	67 %	1.29
Nordea	1990-2000	13.7	8.4	5.3	62 %	38 %	0.74
	2001-2005	11.1	4.5	6.5	41 %	59 %	0.92
	2006-2013	12.9	3.0	9.9	23 %	77 %	1.39
SEB	1990-2000	16.3	8.4	7.9	52 %	48 %	1.11
	2001-2005	12.2	4.5	7.7	37 %	63 %	1.08
	2006-2013	14.2	3.0	11.2	21 %	79 %	1.58
Danske bank	1990-2000	8.9	7.3	1.6	82 %	18 %	0.5
	2001-2005	5.4	4.4	1.0	81 %	19 %	0.33
	2006-2013	7.9	3.1	4.7	40 %	60 %	1.53
Swed bank	1990-2000	13.8	8.4	5.4	61 %	39 %	0.76
	2001-2005	10.1	4.5	5.6	45 %	55 %	0.79
	2006-2013	15.6	3.0	12.6	19 %	81 %	1.78
Handels banken	1990-2000	16.0	8.4	7.6	53 %	47 %	1.07
	2001-2005	10.5	4.5	6.0	43 %	57 %	0.84
	2006-2013	10.7	3.0	7.7	28 %	72 %	1.09
Pohjola	1990-2000	12.6	7.5	5.1	60 %	40 %	0.55
	2001-2005	9.2	4.3	5.0	46 %	54 %	0.54
	2006-2013	13.0	3.2	9.8	25 %	75 %	1.06
Aaland	1990-2000	9.4	7.5	1.932	80 %	20 %	0.21
	2001-2005	5.4	4.3	0.92	80 %	20 %	0.1
	2006-2013	8.4	3.2	5.244	38 %	62 %	0.57
Jyske	1990-2000	9.9	7.3	2.635	73 %	27 %	0.85
	2001-2005	5.9	4.4	1.457	75 %	25 %	0.47
	2006-2013	5.9	3.1	2.821	53 %	47 %	0.91
Sydbank	1990-2000	9.0	7.3	1.705	81 %	19 %	0.55
	2001-2005	5.0	4.4	0.589	88 %	12 %	0.19
	2006-2013	5.9	3.1	2.821	53 %	47 %	0.91
Ringkj	1990-2000	7.9	7.3	0.558	93 %	7 %	0.18
	2001-2005	4.3	4.4	-0.062	101 %	-1 %	-0.02
	2006-2013	5.6	3.1	2.48	56 %	44 %	0.8
Vestjysk	1990-2000	8.4	7.3	1.054	87 %	13 %	0.34
	2001-2005	4.9	4.4	0.527	89 %	11 %	0.17
	2006-2013	6.1	3.1	3.007	51 %	49 %	0.97
DIBA	1990-2000	7.7	7.3	0.372	95 %	5 %	0.12
	2001-2005	4.8	4.4	0.434	91 %	9 %	0.14
	2006-2013	5.4	3.1	2.263	58 %	42 %	0.73
Grønlands banken	1990-2000	10.1	7.3	2.759	73 %	27 %	0.89
	2001-2005	5.1	4.4	0.713	86 %	14 %	0.23
	2006-2013	5.1	3.1	2.015	61 %	39 %	0.65

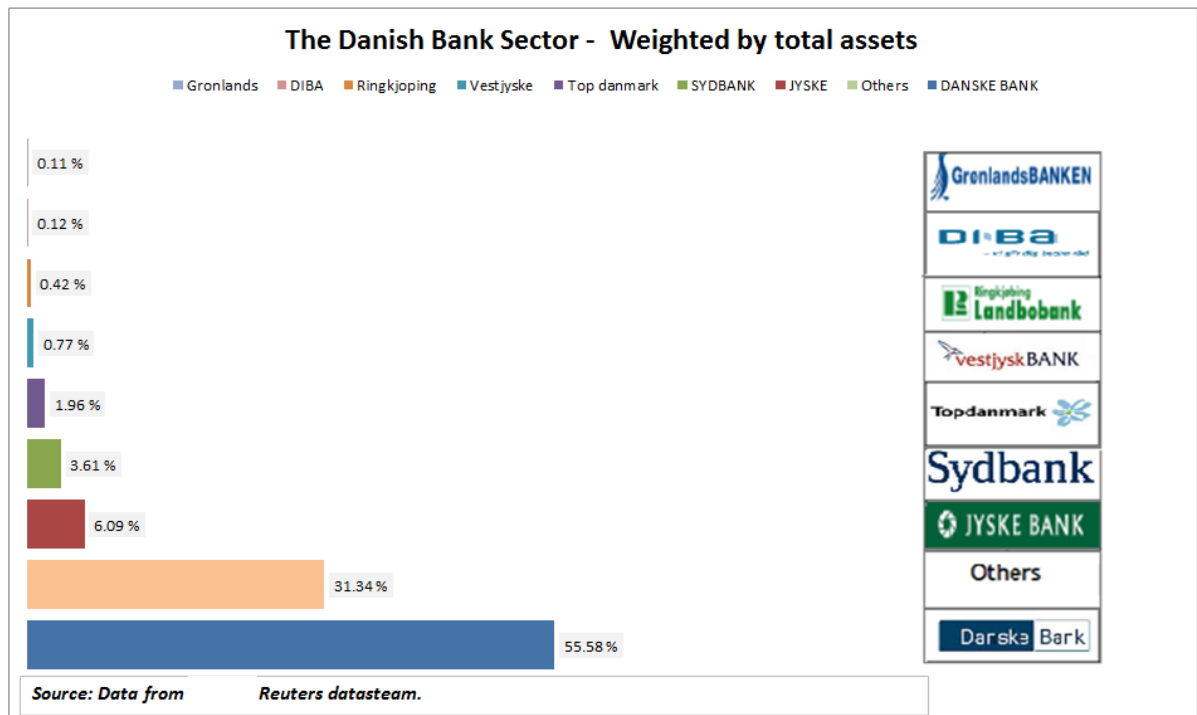
Kilde: Thomson Reuters Datastream. Forfatterens beregninger.

### 10.3 Appendiks 3 – Utvikling i leverage for nordiske banker: 1994 – 2012

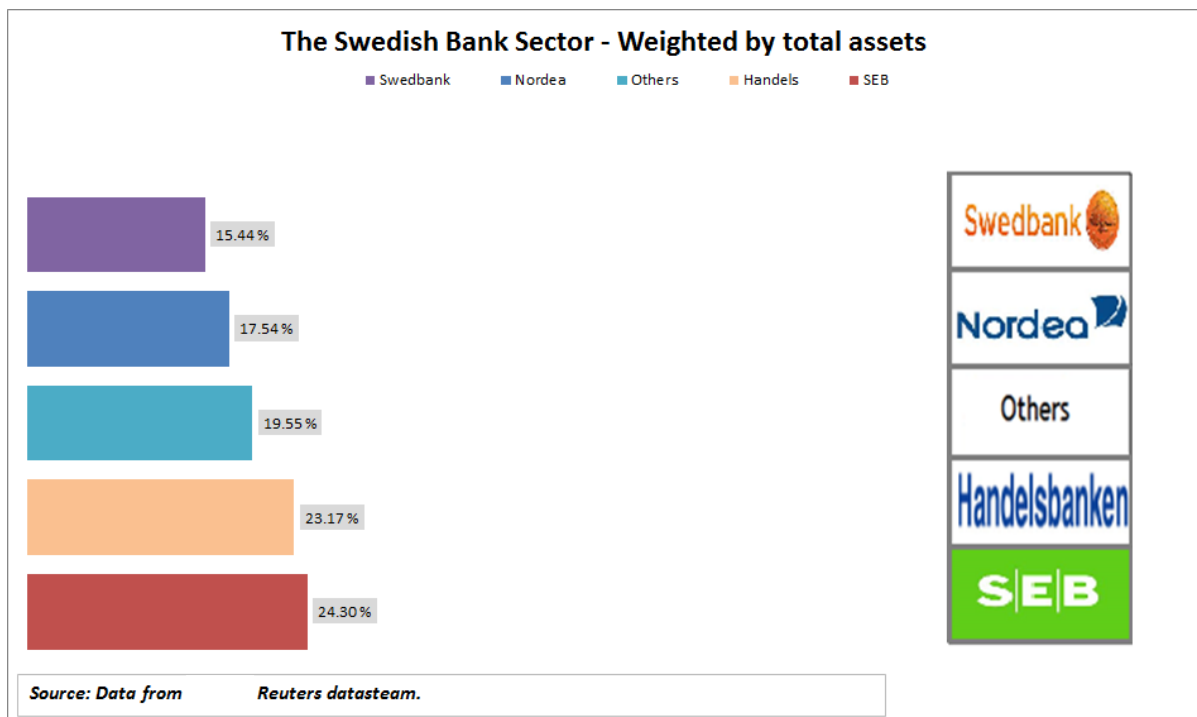


Kilde: Thomson Reuters Datastream. Forfatterens beregninger.

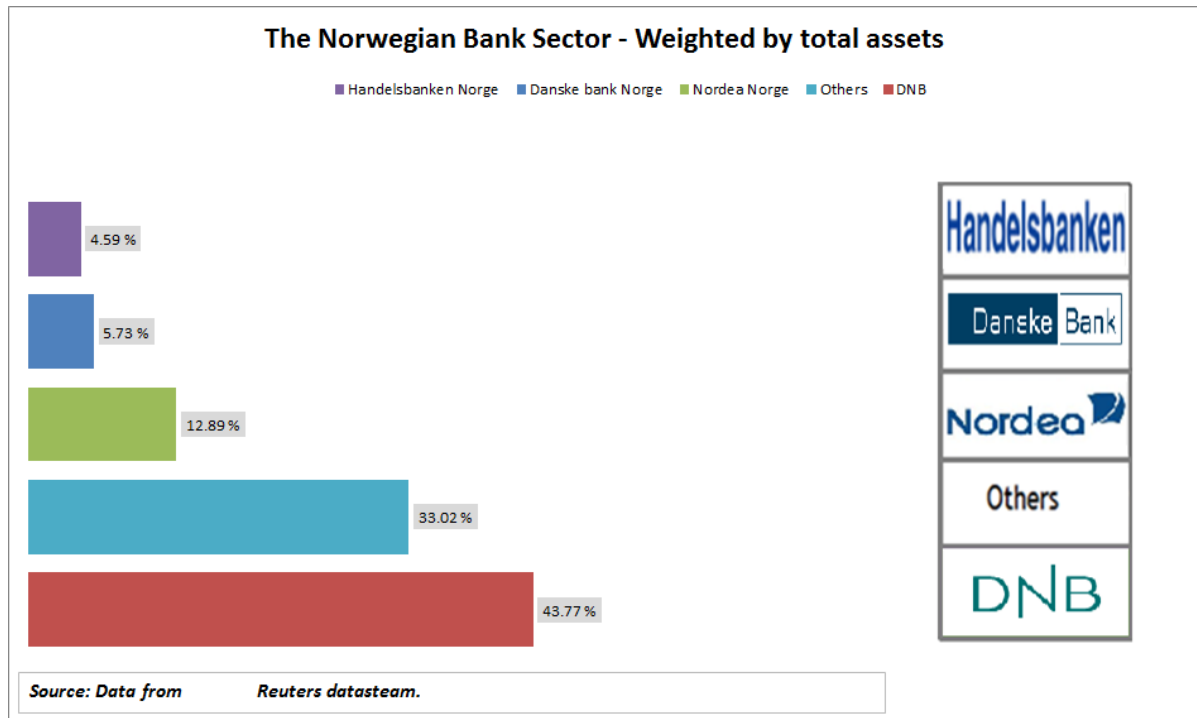
## 10.4 Appendiks 4 – Den danske banksektoren



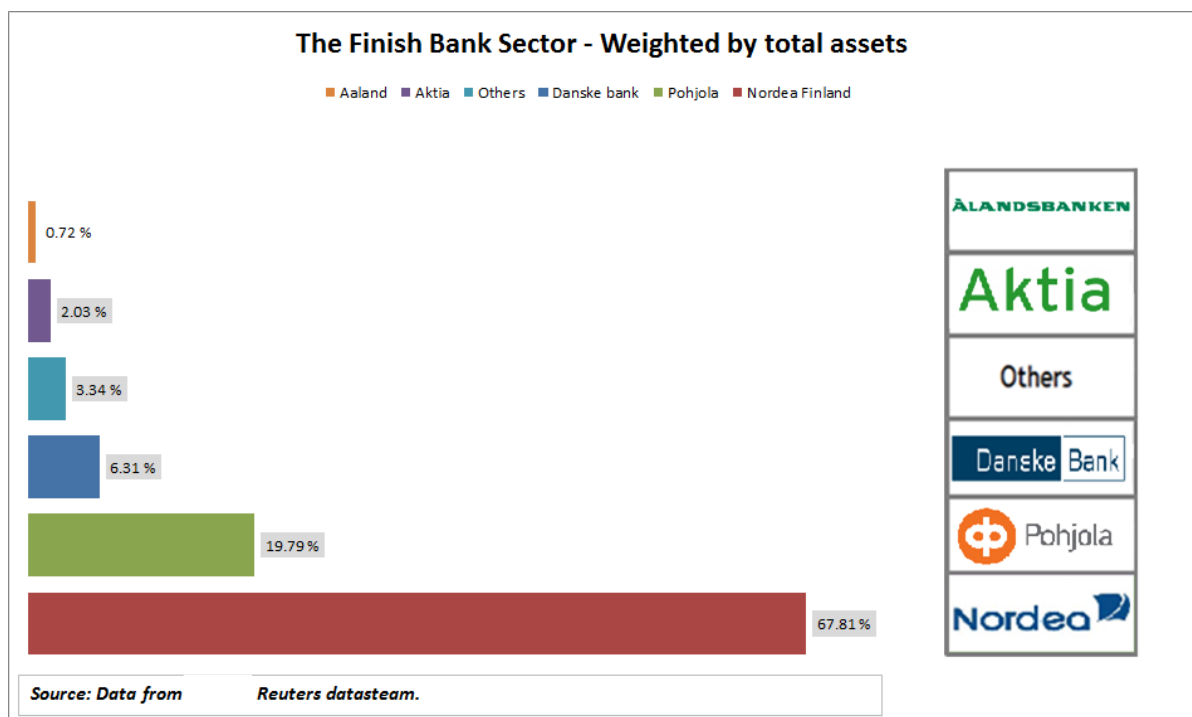
## 10.5 Appendiks 5 – Den svenske banksektoren



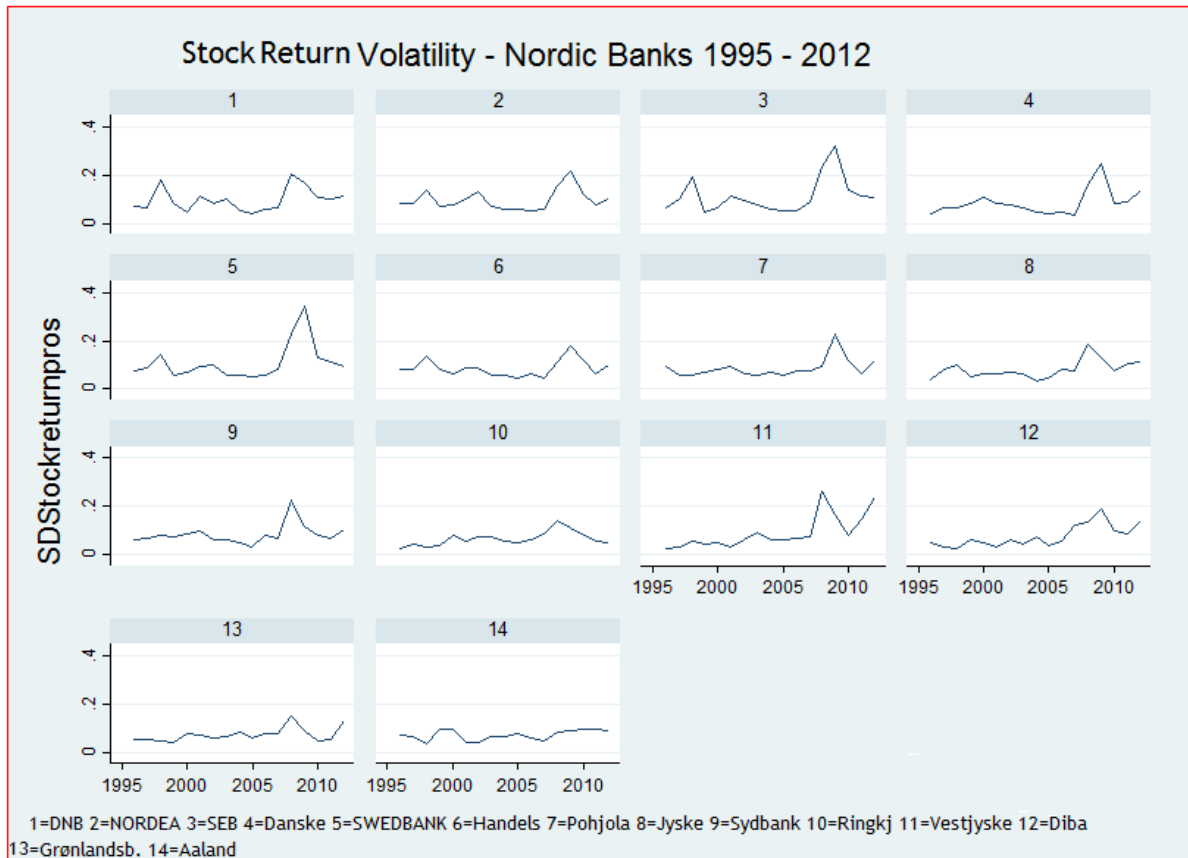
## 10.6 Appendiks 6 – Den norske banksektoren



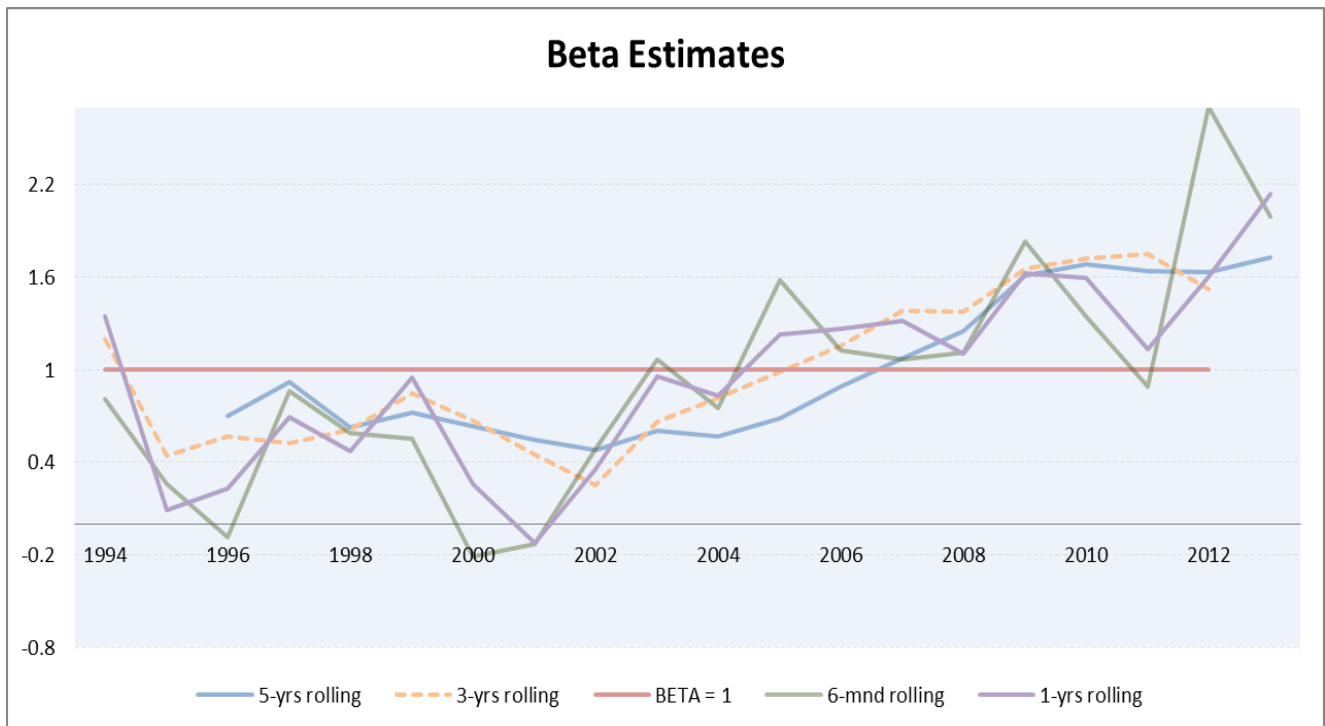
## 10.7 Appendiks 7 – Den finske banksektoren



## 10.8 Appendiks 8 – Utvikling i aksjeavkastningens volatilitet



## 10.9 Appendiks 9 – Betaestimer med ulike periodelengder





## Litteraturliste

- Acharya, W. Franks, J. & Servaes, H. (2008) "Private Equity: Boom and Bust?" *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol.19, No.4, 2008, s. 85-93
- Admati et. al. (2013) Admati, A. R., DeMarzo, P. M., Hellwig, M. F., Pfleiderer, P. C. "Fallacies, Irrelevant Facts, and Myths in the Discussion of Capital Regulation: Why Bank Equity Is Not Expensive". *Stanford University, Graduate School of Business, Research Papers*.
- Altman, E. I. & Kishore, V. M. (1996), "Almost Everything You Wanted to Know about Recoveries on Defaulted Bonds", *Financial Analysts Journal*, 52:6
- Amato J. (2005) "Risk Aversion and Risk Premia in the CDS Market" *BIS Quarterly Review*, December 2005
- Anderson, R.L., (1941), "Distribution of the serial correlation coefficients" *Annals of Math Statistics*, v. 8, no. 1, s. 1-13.
- Barber, C.: (1991), "Property in a multi-asset portfolio, Property in a portfolio context", *RICS/SPR, London, UK*.
- Barnes, M. L., & Lopez J. A. (2006): "Alternative measures of the Federal Reserve Banks' cost of equity capital", *Journal of Banking and Finance*, no 30, s. 1687–1711.
- Basel Committee of Banking Supervision (BCBS), (2011) "International regulatory framework for banks (Basel III) "
- Batta, P. (2013) «Bankene sender milliard regning for finanskrisen til boligeierne» *Huseiernes landsforbund – markedsrapport 2.kvartal 2013*.
- Beltratti, A. & Stulz, R. M. (2012) «The credit crisis around the globe: Why did some banks perform better?» *Journal of financial economics. Issue 1, s.1-18*
- Berk, J. & DeMarzo, P. M. (2011). «Corporate finance» *3th edition. Pearson higher education. New York*
- Bland. J.M. & Altman, D. G. (1996) "Statistics notes: measurement error" *BMJ* 312, s. 22-23
- Boye, K. & Koekebakker, S. (2008) "Finansielle emner" *Cappelen Akademiske 14 utg.*
- Bruner. et. al (1998) Bruner, R. F., Eades, K. M., Harris, R. Higgins, R. C. «Best Practices in Estimating the Cost of Capital: Survey and Synthesis» *Financial Practice and Education, Spring/Summer, s 13-29*

- Campbell, J. Y., (1997): “The econometrics of financial markets” *Princeton University Press*
- Calem, P. & Rob, R. (1999), “The Impact of Capital-Based Regulation on Bank Risk-Taking,” *Journal of Financial Intermediation*, Volume 8, Issue 4, s. 317–352
- Chatfield, C., (2004), “The analysis of time series, an introduction”, *sixth edition: New York, Chapman & Hall/CRC*.
- Chan-Lau et. al (2012) Chan-Lau, J., Liu, E., Schmittmann, J. “Equity Returns in the Banking Sector in the Wake of the Great Recession and the European Sovereign Debt Crisis“ *IMF Working paper, 12/174*
- Cimbala, J. M. (2011). “*Outliers*” *Penn State University – Lecture series*.
- Cohen, R. D. (2004) «An Implication of the Modigliani-Miller Capital Structuring Theorems on the Relation between Equity and Debt” *Citibank internal memo, Mai 2004*.
- Chua et. al (1990) Chua, J. H., Sick, G., Woodward, R. S. “Diversifying with Gold Stocks” *Financial Analyst Journal. Vol 46, s. 76- 79*.
- Damodaran, A. (2009): “Picking the Right Investments – Estimating Beta”. *NYU Stern school of Business*.
- Dickey, D. A. & Fuller W. A. (1981). “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica, 49, s. 1057-1072*.
- Dimson et. al (2010) Dimson, E., Marsh, P., & Staunton, M. “Triumph of the optimists: 101 years of global investment returns”, *Princeton University Press*.
- Demirguc-Kunt et. al, (2010) Demirguc-Kunt, A., Detragiache, E., & Merrouche, “Bank Capital: Lessons from the Financial Crisis”, *IMF Working paper 10/286 IMF, Washington DC*.
- Easton, P. (2009): “Estimating the cost of capital implied by market prices and accounting data”, *Foundations and Trends in Accounting, no 2, s. 241–364*.
- Elliot, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” *Econometrica, 64, s. 813-836*.
- European Central Bank [ECB]. (2011) “Common Equity Capital, Banks’ Riskiness and Required Return on Equity”. *Financial Stability Review – December 2011. European Central Bank, Frankfurt am Main, Tyskland*.

- 
- European Central Bank [ECB]. (2013). "Financial stability analysis: Insights gained from consolidated banking data for the EU." *Occasional paper series - January 2013*. European Central Bank, Frankfurt am Main, Tyskland
- Fama, E. F. & French K. R. (1996): «Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies» *The Journal of Finance, Issue 1, s. 55-85*
- Fama, E. F. & Jensen, M. (1983), "Separation of ownership and control", *Journal of Law and Economics*, Vol. XXVI, juni 1983.
- Federation of Finnish Financial Services (FKL) (2013). "Finnish banking in 2012" *Federation of Finnish Financial Services s.4 Helsingfors*
- Ferri, M. G. (1978) "Systemic Return Risk and the Call Risk of Corporate Debt instruments" *Journal of Financial Research 1(w.1978), s1-13*
- Finansdepartementet. (2011). «Bedre rustet mot finanskriser» *Finanskriseutvalgets utredning, NOU 2011:1 Oslo. Finansdepartementet.*
- Firer, C. (1993), "The P/E ratio and cost of equity capital", *Investment Analysts journal, Vol. 38,s. 43-47*
- Goyal, A. & Santa-Clara, P. (2001). «Idiosyncratic Risk Matters!» *The Journal of Finance, vol 58, nr 3 s. 975 – 1007*
- Green, E. J., Lopez J. A. & Z Wang (2003): "Formulating the imputed cost of equity capital for priced services at Federal reserve Banks", *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, no 9, side 55–81.*
- Groenewald, N., & Fraser, P. (2003) "Forecasting beta: How well does the 'Five-year rule of thumb' do" *Journal of Business Finance & Accounting. Issue 8, s. 953-982*
- Gropp, R. & Heider, F. (2010) "The Determinants of Bank Capital Structure". *Review of Finance, 14(4), s. 587-622..*
- Hemmelgarn, T. & Teichmann, D. (2013) "Tax Reforms and the Capital Structure of Banks" *European Commission. Taxation Papers WP nr.37 European Commission.*
- Huber, P. J. (1967), "The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions", *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, s. 221–233,*
- Hoechle, D. (2007) "Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence". *The Stata Journal, 7(3), s. 281-312.*

- 
- Hoff, E. (2011) "Bankers likviditet og finansering" *Norges Bank – Penger og kreditt* Årgang 39, nr. 3/11
- IMF (2013). "Nordic regional report: staff report for the 2013 cluster consultation" *IMF Country Report No. 13/274*
- Kashyap et. al (2010): Kashyap, A. K., Stein, J. C. & Hanson, S. "An Analysis of the Impact of "Substantially Heightened" Capital Requirements on Large Financial Institutions." *University of Chicago Booth School of Business and Harvard University. Research paper.*
- King, M. R (2009). «The cost of equity for global banks: a CAPM perspective from 1990 to 2009» *Basel Committee on Banking Supervision Report No 173*
- Lehmann, B. N., 1990, "Residual risk revisited", *Journal of Econometrics* 45, s. 71-97.
- Lin, T. C. W. (2011) "A Behavioral Framework for Securities Risk". *34 Seattle University Law Review* 325
- Maccario et. al (2002) , Maccario A., Sironi, A. & Zazzara, C. (2002): "Is banks' cost of equity capital different across countries? Evidence from the G10 countries major banks", SDA Bocconi working papers, no. 77.
- Malkiel, B. G., & Xu, Y. (1997) "Risk and return revisited", *Journal of Portfolio Management*, 1997. 23, s. 9-14.
- Metzler, D. (2013) "Statistics for EES – Linear regression and linear models" *Ludwig-Maximilians Universitat Munchen research paper.*
- Miles, D., Yang, J. & Marcheggiano, G. (2011) "Optimal Bank Capital". *The Economic Journal*, 123(567), s. 1-37.
- Miller, M. H. (1955) "Do the M&M Propositions Apply to Banks?" *Journal of Banking and Finance*, 19(3-4), s. 483-489.
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1958) "The cost of capital, corporation finance and the theory of investment". *American Economic Review*, 48, s. 261-297.
- Myers, S. C. (1984) "the Capital Structure Puzzle. *Journal of Finance*", 39(3), s. 575-592.
- Nordic Competition Authorities. (2006), "Competition in Nordic retail banking" *Report no. 1/2006*
- Norges Bank. (2013). "Finansiell stabilitet 2013" *Norges banks rapportserie, nr. 5-2013*

- 
- Næs, R., Skjeltopp, J. A., & Ødegaard, B. A. (2011) «Likviditeten i aksjemarkedet og realøkonomien» *Samfunnsøkonomen*, Nr 2, 2011, s 21-24.
- OECD (2012) “Implicit Guarantees for Bank Debt: Where Do We Stand?” *OECD, OECD Journal: Financial Market Trends Volume 2012 Issue 2*, s. 4-6
- O’Hara, M. (1990), “Deposit Insurance and Wealth Effects: The Value of Being ‘Too Big to Fail’,” *The Journal of Finance*, 45(5), side. 1587-1600.
- Paulo, S. (1992) “The Weighted Average Cost of Capital: A Caveat,” *The Engineering Economist* 37, s 178-183
- Stock, J.H. (1994). “Units Roots, Structural Breaks and Trends,” in R.F. Engle and D.L. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics, Volume IV. North Holland, New York*.
- Svenska Bankföreningen (2013) “Bank- and finance statistics 2012» *Svenska Bankföreningen s. 4-7. Stockholm*
- Thompson S. B. (2010) “Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time” *Journal of Financial Economics, issue 1, s. 1-10*
- White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica* 48. s. 817–838
- Williams, H. G.. (2008) “Global Financial Management : Cross-border Valuation” Lecture series”. *University of Connecticut – UConn School of Business*
- Wooldridge, J. (2009) “Introductory Econometrics – A modern approach” *South-Western, Sengage Learning, US*
- Zimmer, S. A., & McCauley, R. N. (1991) “Bank cost of capital and international competition”, *FRBNY Quarterly review, winter, s 33-59*

*Internettkilder:*

Finansrådet (2013). «De største pengeinstitutter»:

<[http://www.finansraadet.dk/tal--fakta/Pages/statistik-og-tal/de-stoerste-  
pengeinstitutter.aspx](http://www.finansraadet.dk/tal--fakta/Pages/statistik-og-tal/de-stoerste-<br/>pengeinstitutter.aspx)> [Lest 28. Mars 2014]

Finans Norge (2013) – «Ti største banker i Norge»

<<http://www.fno.no/Hoved/Statistikk/Bank/>> [Lest 26. Mars 2014]

Øystein Olsens uttalelse til Dagbladet(2013):

<[http://www.dagbladet.no/2013/12/15/kultur/meninger/leder1/dbmener/norges\\_bank/3085  
354/](http://www.dagbladet.no/2013/12/15/kultur/meninger/leder1/dbmener/norges_bank/3085<br/>354/)> [Lest 26. Februar 2014]

Idar Kreutzers uttalelse til Finansnorge (2013):

<<http://www.fno.no/templates/pages/article.aspx?id=18783>> [Lest 29. Mars 2014]