
Modigliani-Miller effekten

Resultater på danske data

Lars Jensen

24/09/2014

Et ofte fremført argument mod at øge kapitaliseringen i bankerne er, at det vil forøge deres finansieringsomkostninger væsentligt. Bankerne vil som reaktion fx hæve udlånsrenterne, hvilket vil have en negativ effekt på den økonomiske aktivitet. Diskussionen vedrører det såkaldte Modigliani-Miller-teorem formuleret af Modigliani og Miller (1958).¹ Teoremet siger det modsatte, nemlig at en virksomheds vægtede finansieringsomkostninger, i et marked uden imperfektioner, er uafhængige af finansieringssammensætningen (gæld vs. egenkapital). Denne analyse tager udgangspunkt i en metode anvendt i Miles m.fl. (2011)², som empirisk undersøger den såkaldte MM-effekt og dens størrelse.

Hovedkonklusioner

- For ikke-SIFier findes i en såkaldt Fixed Effects (FE) model, at der er fuld Modigliani Miller effekt. I andre modelspecifikationer er det også generelt sådan at større egenkapitalandel mindsker kravet til forrentning af egenkapital (dvs. egenkapital bliver billigere), men effekten er i nogle tilfælde mindre end 100 pct. I modellerne for ikke-SIFier estimeres som minimum en MM-effekt på 30 pct.
- Beregningen tager ikke højde for, at også kreditorerne (og ikke kun aktionærerne) forventeligt vil reducere afkastkravet, som en konsekvens af en lavere gearing.
- Generelt er det sværere at opnå en god statistisk model og konsistente resultater for SIFierne. Der er en klar tendens til at de beregnede risikopræmier for SIFier ligger højere end for andre banker, hvilket ligger fint i tråd med at SIFier også er mere gearede. Det er imidlertid sværere at finde en god model/konsistente resultater, når det kun er SIFier der indgår i modelsamplet. En forklaring kan være, at der ikke er korrigeret tilstrækkeligt for andre forhold. Fx er SIFier omfattet af en implicit statsgaranti, hvilket kan svække sammenhængen mellem gearing og risikopræmie i disse banker. Hvis eksempelvis staten via garantier bærer en del af bankens risiko, kan modstykket være at statens risikopræmie øges når banken øger sin gearing.
- Forholdet mellem gearing og risikopræmie for SIFierne må forventes at blive tydeligere, hvis andre dele af den finansielle regulering formår at reducere eller fjerne forventningerne om implicite garantier.

1 Metode

I et marked uden imperfektioner må det forventes, at en virksomheds værdi og dens vægtede finansieringsomkostninger er uafhængige af passivsammensætning, jf. Modigliani og Miller (1958). En enkel forklaring er, at hvis en virksomhed øger sin egenkapitalandel, så vil konkurssandsynligheden mindskes. Det reducerer risikoen for den marginale investor og for kreditorer, og medfører mindre afkastkrav til virksomhedens egen- og fremmedkapital.

¹ F. Modigliani og M.H. Miller; 'The cost of capital, corporation finance and the theory of investment', American Economic Review, juni 1958.

² Miles, D., J. Yang og G. Marcheggiano; 'Optimal bank capital', Bank of England, april 2011.

Det bringer kapitalomkostninger tilbage til det tidligere niveau. Det gælder selv om egenkapital fortsat vil være en dyrere finansieringsform end fremmedkapital.

I praksis er der imidlertid forskellige imperfektioner, der kan indebære, at teoremet ikke holder, fx implicitte garantier, konkursomkostninger, og selskabsbeskatningens favorisering af gældsfinansiering. Derfor er størrelsen af MM-effekten (dvs. hvorvidt kravet til afkast reduceres og når egenkapitalandelen øges) i sidste ende et empirisk spørgsmål.

Eksistensen og størrelsen af MM-effekten kan skønnes med udgangspunkt i en metode, som er anvendt i Miles m.fl. (2011). Her tjener Capital Asset Pricing modellen (CAPM), som det teoretiske udgangspunkt. MM-effekten beregnes ved at koble CAPM-modellen med et udtryk for bankens vægtede finansieringsomkostninger, WACC³.

Ifølge CAPM kan en banks aktivrisiko, β_A , skrives som i (1).

$$(1) \quad \beta_A = \beta \cdot \frac{E}{D+E} + \beta_D \cdot \frac{D}{D+E}$$

Hvor E er den samlede egenkapital og D er fremmedkapital, mens D+E derfor er den samlede balance. Aktivrisikoen er fordelt på risikoen båret af aktionærerne, β , også kaldet CAPM-beta, og risikoen båret af kreditorerne, β_D . Fordelingsvægten er henholdsvis egenkapitalens andel af balancen, $E/(D+E)$, og gældens andel af balancen, $D/(D+E)$. Det er i analysen her (og i Miles m.fl (2011)) antaget, at kreditorernes og indskydernes risiko er nul, $\beta_D = 0$. Dermed kan β skrives som en lineær funktion af instituttets gearing, G, jf. (2):

$$(2) \quad \beta = G \cdot \beta_A, \quad G = \frac{D+E}{E}$$

Hvor gearingen måles som den samlede balance ift. egenkapitalen. CAPM-beta (β) er defineret som korrelationskoefficienten mellem instituttets procentvise aktieafkast og afkastet på et passende aggregeret referencemarked, mens gearingen måles som den samlede balance (aktiver) divideret med egenkapitalen, $(D+E)/E$.

Det fremgår af (2), at hvis instituttets gearing (og dermed konkurssandsynligheden) falder – ved given aktivrisiko (β_A) – så vil investorernes risiko (β) aftage, og afkastkravet vil alt andet lige falde. Faldet i afkastkravet vil ifølge MM-teoremet være præcis så stort, at bankens vægtede finansieringsomkostninger forbliver uændrede.

I første trin estimeres CAPM-beta (β) som korrelationen mellem aktieafkast (inklusive dividendebetalinger) og et generelt aktieindeks.⁴

³ Weighted Average Cost of Capital

⁴ Her KFX-indekset

Herefter estimeres sammenhængen mellem de fundne skøn for CAPM-beta ($\hat{\beta}_{i,t}$) og gearingen med forskellige statistiske modeller. Den funktionelle form er vist i (3):

$$(3) \quad \hat{\beta}_{i,t} = \alpha_i + b \cdot G_{i,t-1} + \delta_t \cdot D_t + \varepsilon_{i,t}$$

Hvor $G_{i,t-1}$ er gearingen lagget en periode for at fange den tilgængelige information på tidspunktet hvor $\hat{\beta}_{i,t}$ er estimeret. I Miles m.fl. (2011) inkluderes også tidsdummyer, D_t , fordi det kan være svært at vurdere effekten af ændringer i risikoen i bankernes aktiver over tid. Årsdummyerne skal derfor fange faktorer, som påvirker institutterne ens men med varierende effekt fra år til år. Vi forsøger også at kontrollere for andre risikofaktorer, som kan påvirke risikoen i banken. Disse variable er, som i Miles m.fl. (2011), dog ikke signifikante.⁵

I (3) gælder, at hvis der kan estimeres en signifikant positiv værdi af b , så vil der i data være en tendens til at stigende gearing (mindre egenkapitalandel) også er ledsaget af større investorrisiko (CAPM-beta), som også må antages ledsaget af et større krav til afkast på investeringen i instituttet. Dvs. at der i givet fald eksisterer en MM-effekt. Effektens størrelse afhænger dog af konstanten.

For at finde MM-effektens størrelse tages udgangspunkt i et udtryk for de vægtede finansieringsomkostninger, WACC. Finansieringsomkostningerne er den vægtede sum af prisen på egenkapital og prisen på gæld⁶, jf. (4).

$$(4) \quad WACC = R_E \cdot \frac{E}{D+E} + R_F \cdot \left(1 - \frac{E}{D+E}\right)$$

Hvor R_E er prisen på egenkapital, dvs. afkastkravet, og R_F er den risikofri-rente. R_F kan anvendes som mål for prisen på gæld under antagelsen om, at gælden er risikofri ligesom i udledningen af (2). Det skal bemærkes, at denne antagelse med al sandsynlighed reducerer den beregnede MM-effekt væsentligt. Kreditorernes justering af afkastkravet når gearingen ændres er en af de centrale kanaler, hvorigennem MM-effekten virker.

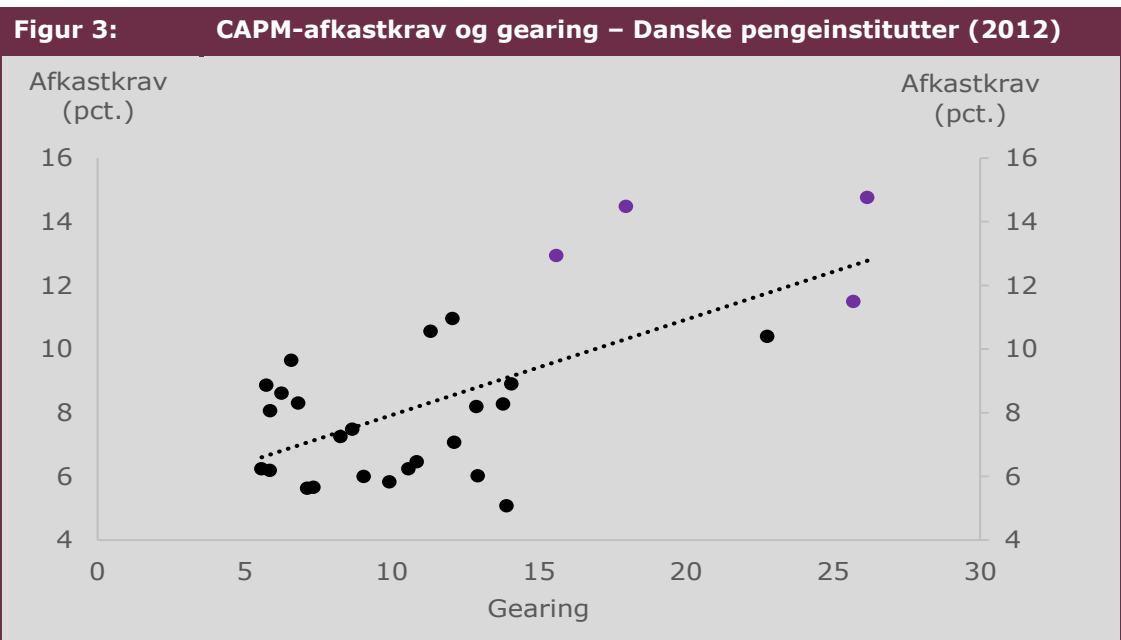
Iflg. CAPM kan R_E skrives som R_F plus risikopræmien på markedet, R_p , gange den institutspecifikke aktionærrisiko givet ved CAPM-beta, β , jf. (5).

$$(5) \quad R_E = R_F + \beta \cdot R_p$$

⁵ Kontrolvariablene anvendt er 'Return on Assets (RoA), som måler instituttets profitabilitet. Kilden er her bankernes regnskaber, som angivet i Bloomberg. Den anden kontrolvariabel er 'nedskrivninger på udlån og garantier som andel af de samlede udlån og garantier', her er kilden Finanstilsynet, årlige observationer interpoleret.

⁶ Weighted Average Cost of Capital.

Overordnede resultater er til illustration skitseret i Figur 1, som viser det CAPM-beregnete afkastkrav, og gearingen i 2012. Det fremgår, at afkastkravet (risikoen) er stigende med institutternes gearing. Det betyder også at jo større gearing (mindre egenkapitalandel) bankerne har, jo større afkastkrav må der som udgangspunkt ventes at blive stillet til institutterne. Det fremgår endvidere af figuren, at SIFIERne har større gearing og større CAPM-afkastkrav end de øvrige institutter.



Anm.: Figuren angiver (for alle danske børsnoterede pengeinstitutter i 2012, koncernniveau) instituttets estimerede afkastkrav som en funktion af instituttets gearing (totale aktiver divideret med egenkapitalen). SIFI-institutter er markeret med lilla, for Nordea er her anvendt data for Nordea Bank Sverige

Kilde: Bloomberg 'Cost of Equity' beregning baseret på CAPM for de børsnoterede danske pengeinstitutter.

Hvis de estimerede værdier af β (fra ligning (3)) herefter substitueres ind i dette udtryk, kan afkastet på egenkapitalen skrives som i (5').

$$(5') \quad R_E = R_F + (\hat{a} + \hat{b} \cdot G) \cdot R_p$$

Hvor \hat{b} er den estimerede koefficient til gearingen, \hat{a} er konstanten og G er gearingen. Er \hat{b} estimeret positiv og signifikant, så vil afkastkravet stige med en højere gearing (konkursrisiko). Det vil sige, at der eksisterer en MM-effekt.

Herefter kan effekten på afkastkravet af ændret gearing opgøres med ligning (5'). Effekten på de finansieringsomkostningerne (WACC) kan opgøres ved at bruge (5') og (4).

2 Data

Vi konstruerer et paneldatasæt, som omfatter 21 (ud 23) danske børsnoterede pengeinstitutter anno 2013, jf. tabel A.1 i appendiks. Datasættet består af halvårslige observationer for perioden 1997:1-2013:1.

Vi estimerer $\hat{\beta}_{i,t}$ som korrelationskoefficienten mellem bankens daglige aktieafkast og afkastet på KFX-indekset. Hver periodes beta er estimeret på baggrund af de seneste 6 måneders daglige observationer. Dvs. at beta for fx første halvår 1997 (1997:1) er estimeret på baggrund af de daglige procentvise afkast i perioden 01.01.1997-31.06.1997, etc.⁷

Under Basel III stilles der især højere krav til den mest tabsabsorberende kapital kaldet den 'egentlige egenkapital', (CET1 kapital) som er en "ny" definition af kapital, og det er derfor ikke muligt af få et konsistent mål for denne type kapital over perioden for bankerne. Vi anvender derfor i stedet common equity⁸, hvilket er et rent mål for egenkapitalen (aktiekapitalen plus tilbageholdte indtægter) som derfor tillader en længere tidsdimension i paneldatasættet.

Store (systemiske) institutter, de såkaldte SIFIER, vurderes ofte at være "too big to fail", hvilket skaber en forventning om, at staten vil hjælpe kreditorer og aktionærer i disse banker, hvis de skulle komme i problemer. Med en forventning i markedet om sådanne garantier, er det ikke oplagt, at der vil være et positivt forhold mellem gearing og afkastkrav (risikopræmie). For at evaluere sådanne eventuelle forskelle estimerer vi modellerne for tre forskellige datasæt; 'SIFI', 'ikke-SIFI' og 'alle', jf. tabel A.1 i appendiks.⁹

3 Resultater

Med alle tre datasæt (SIFIER, ikke-SIFIER og alle institutter) estimeres tre forskellige modeller; Pooled OLS, Fixed Effects (FE) og Random Effects (RE).¹⁰ Der er estimeret modeller hhv. med og uden dummys for hver tidsperiode. Resultaterne fra alle estimationer kan findes i tabel A.2-A.4 i appendiks.

Resultaterne af de forskellige estimationer er overvejende en positiv signifikant effekt fra gearingen til risikoen (CAPM-beta). Det vil sige at en forøget egenkapitalandel reducerer risikopræmien, og dermed afkastkravet.

For ikke-SIFIER er der en klar signifikant effekt i både Random Effects (RE) og Fixed Effects (FE) modellen. FE-modellen – med tidsdummys – ses som den mest retvisende modeltype idet der i højere grad korrigeres for uobserveret heterogenitet, jf. appendiks. Resultaterne

⁷ I datasættet er alle negative betaer, og betaer estimeret med færre end 20 observationer fjernet for at holde datasættet konsistent med CAPM-teorien, og sørge for at betaerne er nogenlunde repræsentative.

⁸ Common Equity er aktiekapitalen plus tilbageholdte indtægter (retained earnings)

⁹ Der er tre SIFI'er inkluderet i datasættet; Danske Bank, Jyske Bank og Sydbank.

¹⁰ De tre modeller er forklaret i appendiks

for datasættet ekskl. SIFier (i alt 18 børsnoterede pengeinstitutter) er vist nedenfor i tabel 1, hvor resultaterne af modellerne inkl. tidsdummyer er vist.

Tabel 1 Afhængig variabel; CAPM-beta (ikke-SIFier, perioden 1997:1-2013:1)			
	Pooled OLS	Fixed Effects	Random Effects
Konstant	0,31 (2,59)	0,10 (0,77)	0,00 (0,00)
Gearing(t-1)	0,013 (1,78)	0,038 (2,51)	0,038 (4,15)
Wald (joint)	0,00	0,00	0,12
Tidseffekter	Ja	Ja	Ja
Obs. 341			

Anm.: Parenteser angiver t-værdier. I appendiks findes en kort intuitiv beskrivelse af forskellene mellem de tre modeller. Den udeladte årsummy er den seneste (2013), hvilket giver de angivne konstanter.

For SIFier viser beregningerne, at det er vanskeligere at identificere en klar MM-effekt. I RE-modellen fremstår koefficienten til gearingen signifikant og med det rigtige fortegn, mens der i de andre estimationer er tegn på misspecifikation af modellen. Resultatet (eller mangel på samme) for SIFierne kan skyldes, at der er meget få – tre – SIFier i samplet. Desuden kan der være særlige problemer med udeladte kontrolvariabler. Det kan som nævnt heller ikke udelukkes, at sammenhængen mellem gearing og afkastkrav er mindre udtalt for SIFier end for andre institutter. Hvis SIFier er dækket af implicite garantier, kan det betyde, at det afkastkrav, som bankens investorer stiller, bliver afkoblet fra bankens risiko (funding- og aktivrisiko), fordi staten bær dele af den risiko, som banken påtager sig. Modstykket til evt. højere finansieringsomkostninger for SIFier foranlediget af højere kapitalkrav, vil derfor være et fald i risikopræmien på statens gæld (og ikke på banken). Resultaterne for SIFier er vist i tabel 2.

Tabel 2 Afhængig variabel; CAPM-beta (SIFier, perioden 1997:1-2013:1)			
	Pooled OLS	Fixed Effects	Random Effects
Konstant	0,30 (3,53)	-	0,00 (0,00)
Gearing(t-1)	0,025 (9,67)	-0,03 (4,98)	0,038 (4,15)
Wald (joint)	1,00	1,00	0,00
Tidseffekter	Ja	Ja	Ja
Obs. 84			

Anm.: Parenteser angiver t-værdier.

Med baggrund i estimaterne for b ovenfor, er det herefter muligt at beregne skøn for MM-effekten: dvs. hvor stor en del af den umiddelbare stigning i finansieringsomkostningerne (WACC) som følge af en forøgelse af egenkapitalandelen, vil modvirkes af lavere afkastkrav fra investor.

Effekten beregnes som nævnt med udgangspunkt i ligning (4) og (5') ovenfor og kan skrives som (se appendiks):

$$MM = \frac{\hat{b} \cdot G^2}{\hat{a} + \hat{b} \cdot G^2} \quad (6)$$

Dvs. $MM=0$ når b er lig 0, og $MM=1$ når $a=0$ og $b>0$. Desuden vil MM effekten vokse med gearingen ved et givet skøn for b og a .

Med den anvendte beregningsmetode, kommer størrelsen på MM -effekten, således til at afhænge af den estimerede konstant (\hat{a}). Der gælder således at;

- Hvis $\hat{a} > 0$ er MM -effekten større end 0 pct. men mindre end 100 pct.
- Hvis $\hat{a} = 0$ er MM -effekten 100 pct. (dvs. MM -teoremet holder), fordi estimationen er konform med (2).
- Hvis $\hat{a} < 0$ er MM -effekten større end 100 pct., dvs. bankens vægtede finansieringsomkostninger ($WACC$), ikke bare forbliver uændrede som gearingen falder (egenkapitalen øges), men faktisk falder.

Der er her en svaghed i den anvendte metode, som ikke adresseres i Miles m.fl. (2011). Da størrelsen og standardfejlen på konstanten i en model med tiddumyier afhænger af hvilken tidsdummy, der udelades, kan konstantens størrelse og signifikans variere en del, alt efter hvilken tidsdummy, der udelades. Denne variation kan være udtryk for at MM -effekten varierer over tid, men også mange andre forhold. I Miles m.fl. (2011) droppes den sidste tidsdummy (2010), hvilket giver dem en positiv og signifikant konstant i deres beregning af MM -effekten, dvs. en MM -effekt som er større end 0 pct. men under 100 pct.¹¹

Resultaterne af nærværende analyse er sammenfattet i tabel 3. I tabellen er kun medtaget estimationer inkl. tidsdumyier, og der bringes kun oplysninger for de estimationer, som opfylder rimelige modelspecifikationstest. Desuden er det som i Miles m.fl. (2011) valgt at vise MM -effekten i en model, hvor konstanten i specifikationen erstatter tidsdumyien for den sidste tidsperiode. Endelig er MM -effekten beregnet således, at tydeligt insignifikante parametre er sat til 0, hvor resultaterne angivet i parentes anderledes angiver resultaterne med de estimerede koefficienter uanset signifikansniveau.

Det fremgår at MM -effekten hermed opgøres til 100 pct. for ikke-SIFier i FE-modellen og i RE-modellen. Det afspejler, at den nævnte konstant er insignifikant, mens der er en signifikant positiv sammenhæng mellem gearing og β . Det skal desuden bemærkes, at i FE-modellen med tidsdumyier, er den størst mulige konstant estimeret til på 0,10 men den er ikke signifikant forskellig fra 0. Med en konstant lig 0, som indikeret i FE-modellen for

¹¹ MM -effekten beregnes i Miles m.fl. (2011) på baggrund af deres level-estimationer at være på ca. 45 pct.

ikke-SIFier, ville MM-teoremet, som nævnt, holde fuldt ud (dvs. 100 pct. MM effekt). Det gælder altså i denne model helt uafhængigt af hvilken tiddummy, som konstanten erstatter.

Tabel 3 Størrelse på MM-effekten (modeller inkl. tidsdummyer)			
	Pooled OLS	Fixed Effects	Random Effects
Ikke-SIFI	30 pct.	100 pct. (80 pct.)	100 pct.
SIFI	-	-	100 pct. (78 pct.)
Alle	100 pct. (70 pct.)	0 pct. (20 pct.)	55 pct.

Anm.: Resultaterne er baseret på model-estimationerne hvor tidsdummyerne er inkluderet og hvor den seneste tidsdummy (2013) er udeladt. Beregningen i parenteser er baseret på den estimerede koefficient til gearingen og den estimerede konstant uanset signifikansniveau.

I "Pooled OLS" modellen er den højest estimerede konstant netop den man får, hvis man dropper den seneste tidsdummy (2013).¹² Det er denne model der er vist i tabel 3. For ikke-SIFier gælder altså, at MM-effekten er på mindst 30 pct. når de tre estimationer ses under et. Det er den lavest mulige MM-effekt baseret på datasættet for ikke-SIFierne, som netop fås ved at vælge den højest estimerede (signifikante) konstant, og den laveste estimerede koefficient til gearingen. Alle andre valg, ville således resultere i en højere MM-effekt, typisk tæt ved 100 pct. Også MM-effekten i Miles m.fl. (2011) er den lavest mulige givet deres datasæt.¹³ I boks 3 er vist et eksempel på hvordan MM-effekten beregnes for ikke-SIFier.

For SIFier er det kun RE-modellen der kan siges at opfylde rimelige specifikationstest. I dette tilfælde er gearingen signifikant positiv – dvs. højere gearing medfører signifikant større risiko. Da den estimerede konstant (i en model hvor der i den sidste periode ikke indgår en tidsdummy) er insignifikant, opgøres MM-effekten her til 100 pct. Det er imidlertid her problematisk, at det ikke er muligt at estimere en FE-model, der giver rimelige resultater. Det kan pege på, at der bør kontrolleres yderligere for andre forhold. I samplet hvor både SIFier og ikke-SIFier indgår, er det vanskeligere at identificere virkningen af større gearing. Det kan afspejle at virkningen af højere gearing er forskellig i de to grupper, herunder fordi SIFier i højere grad er omfattet af implicite garantier.

Boks 3	Eksempel på beregning af MM-effektens størrelse
	I dette eksempel beregnes MM-effekten for ikke-SIFier i en model med tidsdummyer og hvor der anvendes en "pooled OLS" tilgang. I dette tilfælde opgøres MM-effekten til 30 pct., jf. tabel 1 og 3 i hovedteksten.
	Den (simple) gennemsnitlige gearing (aktiver ift. egenkapital ("common equity")) i alle 21 pengeinstitutter, var i perioden fra 1997-2013 ca. 11. Vi kan dernæst via (5') beregne afkastkravet til 7,2

¹² Vi estimerer samme Pooled OLS model 17 gange, hvor vi skiftevis udelader en ny tidsdummy og derved får en specifik konstant. Den højeste konstant er de angivne 0,3 og er fra modellen hvor sidste tidsdummy udelades (2013).

¹³ Dette nævnes ikke specifikt i studiet. Men, da vi har adgang til datasættet har vi selv testet dette. I Miles m.fl. (2011) kan man således fx få en 100 pct. MM-effekt, hvis vi i stedet for at udelade 2010-dummyen udelader fx 2006-dummyen.

pct., hvor vi som i Miles m.fl. (2011) sætter både sætter den risikofri rente og markedets risikopræmie til 5 pct.

$$7,2 \text{ pct.} = 5 \text{ pct.} + (0,3 + 0,013 \cdot 11) \cdot 5 \text{ pct.}$$

Det (simple) gennemsnitlige årlige faktiske afkast for de 21 banker i samplet var over den anvendte periode (1997-2013) ca. 8 pct.¹⁴

Vi kan med udgangspunkt i det beregnede afkastkrav beregne den tilhørende WACC til 5,2 pct. (jf. formel 4)):

$$5,20 \text{ pct.} = \left(\frac{1}{11} \right) \cdot 7,2 \text{ pct.} + \left(\frac{10}{11} \right) \cdot 5 \text{ pct.}$$

Hvis gearingen halveres fra 11 til 5,5 vil afkastkravet iflg. (5') stige til 6,86 pct., og WACC vil derfor stige til 5,34 pct., altså en stigning på ca. 14 basispunkter (5,34-5,20).

$$5,34 \text{ pct.} = \left(\frac{1}{5,5} \right) \cdot 6,86 \text{ pct.} + \left(\frac{4,5}{5,5} \right) \cdot 5 \text{ pct.}$$

Havde der ingen effekt været fra gearing til risiko, ville afkastkravet være forblevet uændret på 7,2 pct. ved en lavere gearing, og WACC ville ikke kun være steget med 14 basispunkter, men med 20 basispunkter til 5,40 pct.

$$5,40 \text{ pct.} = \left(\frac{1}{5,5} \right) \cdot 7,2 \text{ pct.} + \left(\frac{4,5}{5,5} \right) \cdot 5 \text{ pct.}$$

Med de anvendte estimerede værdier som inputs, stiger finansieringsomkostningerne altså *maksimalt* med ca. 70 pct. (14/20) af, hvad de ville være steget med uden en MM-effekt. Med andre ord; MM-effekten er her på *minimum* 30 pct. Minimum fordi vi bruger vores højst estimerede konstant, og lavest estimerede koefficient til gearingen i beregningen. Og minimum fordi beregningen ikke tager højde for en forventet justering af kreditorernes afkastkrav som følge af den lavere gearing (højere sikkerhed).

¹⁴ Afkastet er målt ved Return on (common) equity, (RoE). Kilden er Bloomberg.

Appendiks

Der kan hentes børskurser for 23 danske pengeinstitutter angivet i tabel A.1 via Bloomberg. I samplet er Jutbank og Danske Andelskassers Bank (DAB) taget ud grundet meget få observationer.

Tabel A.1 Oversigt over banker i datasættene	
Banker	Type
Spar Nord, Ringkøbing Landbobank, Vestjysk Bank, Grønlandsbanken, Nørresundby Bank, Nordjysk Bank, Lån og Spar Bank, Fyns Bank, Djurslands Bank, Skjern Bank, Kreditbanken, Lollands Bank, Østjysk Bank, Nordfyns Bank, Møns Bank, Salling Bank, Totalbanken, Hvidbjerg Bank.	Ikke-SIFI
Danske Bank, Jyske Bank, Sydbank	SIFI
Jutbank, Danske Andelskassers Bank	Udeladte danske børs-noterede banker

Anm.: Parenteser angiver t-værdier

Tabel A.2 Resultater Pooled OLS (Afhængig variabel; CAPM-beta, perioden 1997:1-2013:1)						
Variable/datasæt	Alle		SIFier		Ikke-SIFier	
Konstant	0,02 (0,46)	0,14 (1,44)	0,22 (1,90)	0,30 (3,53)	0,15 (2,11)	0,30 (2,59)
Gearing(t-1)	0,03 (10,7)	0,03 (11,3)	0,024 (6,85)	0,025 (9,67)	0,014 (1,81)	0,013 (1,78)
R ²	0,29	0,34	0,17	0,55	0,02	0,08
Wald (joint)	0,00	0,00	0,00	1,00	0,07	0,00
Tidseffekter	Nej	Ja	nej	ja	Nej	Ja
Obs.	425		84		341	

Anm.: Parenteser angiver t-værdier. Konstanten i modellerne med tidseffekter er konstanten når sidste tidsdummy (2013) untlades.

Tabel A.3 Resultater Fixed Effects (Afhængig variabel; CAPM-beta, perioden 2006:2-2013:1)						
Variable/datasæt	Alle		SIFier		Ikke-SIFier	
Konstant	0,15 (1,17)	0,42 (2,94)	-	-	-0,07 (-0,5)	0,10 (0,77)
Gearing(t-1)	0,02 (1,62)	0,01 (0,7)	0,003 (0,471)	-0,03 (4,98)	0,038 (2,65)	0,038 (2,51)
R ²	0,02	0,11	0,00	0,68	0,06	0,12
Wald (joint)	0,11	0,00	0,64	1,00	0,01	0,00
Tidseffekter	Nej	ja	Nej	Ja	Nej	Ja
Obs.	425		84		341	

Anm.: Parenteser angiver t-værdier. Konstanten i modellerne med tidseffekter er konstanten når sidste tidsdummy (2013) untlades.

Tabel A.4 Resultater Randoms Effects (RE) (Afhængig variabel; CAPM-beta, perioden 2006:2-2013:1)

Variable/datasæt	Alle	SIFier		Ikke-SIFier		
Konstant	0,10 (1,85)	0,22 (2,69)	0,21 (1,64)	0,09 (0,5)	0,05 (0,64)	0,00 (0,00)
Gearing(t-1)	0,023 (5,5)	0,025 (7,57)	0,024 (4,02)	0,03 (4,67)	0,028 (3,88)	0,038 (4,15)
R ²	0,06	0,19	0,07	0,09	0,06	0,12
Wald (joint)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Tidseffekter	Nej	ja	Nej	Ja	Nej	Ja
Obs.	426		84		341	

Anm.: Parenteser angiver t-værdier. Konstanten i modellerne med tidseffekter er konstanten når sidste tidsdummy (2013) undlades.

Pooled OLS, Fixed Effects og Random Effects¹⁵

Pooled OLS: I en pooled OLS model vil koefficienterne til de forklarende indeholde en (heterogenitets) bias, hvis en eller flere ikke-observerbare effekter eller udeladte variable er korreleret med en eller flere af de forklarende variable.

Fixed effects (FE): Med en FE-model kan man kontrollere for ikke-observerbare fixed (tidskonstante) effekter og variable, der måtte variere over enhederne i samplet. Modellen er således at foretrække, hvis man fx har mistanke om, at en række ikke målbare men tidskonstante relevante faktorer eller variable er korreleret med en eller flere af de forklarende variable i modellen. På grund af denne egenskab er FE-estimatoren vel nok den mest anvendte.

Random Effects (RE): Denne model er at foretrække hvis ikke-observerbare effekter eller variable vurderes ikke at være korreleret med de forklarende variable i hver tidsperiode, og hvis man ellers har gode kontrolvariable med i modellen. Hvis dette er tilfældet og man fx bruger FE, vil resultatet være en ikke-efficient estimator. En af fordelene ved at anvende RE, er at det er muligt at inkludere tidskonstante forklarende variable i modellen. Oftest er formålet med paneldatasæt dog netop at tillade, at ikke-observerbare effekter er korreleret med de forklarende variable og i den situation er FE-modellen at foretrække.

¹⁵Den korte beskrivelse af modellerne er med udgangspunkt i; Jeffrey M. Wooldridge 'Introductory Econometrics – A moderne Approach', 2009

For at udlede formel (6) tages udgangspunkt i formlerne (4) og (5') i papiret, og at egenkapitalandelen ($E/(E+D)$) svarer til $(1-1/G)$ hvor G er gearingen:

$$Wacc = R_E \cdot (1-1/G) + R_F 1/G \quad (4')$$

$$R_E = R_F + (\hat{a} + \hat{b} \cdot G) \cdot R_p \quad (5')$$

Indsæt (5') i (4') og differentier mht. G

$$\begin{aligned} Wacc &= [R_F + (\hat{a} + \hat{b} \cdot G) \cdot R_p] (1-1/G) + R_F 1/G \Rightarrow \\ Wacc &= [R_F + \hat{a} \cdot R_p] (1-1/G) + R_F 1/G + \hat{b} \cdot G \cdot R_p \cdot (1-1/G) \Rightarrow \\ \Delta wacc / \Delta G &= \frac{1}{G^2} \cdot (R_F + \hat{a} \cdot R_p - R_F) + b \cdot R_p = \left[\frac{1}{G^2} \cdot \hat{a} + b \right] \cdot R_p \end{aligned}$$

Den beregnede MM-effekt i papiret kan så skrives:

$$\begin{aligned} MM &= 1 - \frac{\frac{\Delta wacc}{\Delta G} \{b=0\}}{\frac{\Delta Wacc}{\Delta G} \{b>0\}} = 1 - \frac{1/G^2 \cdot \hat{a} \cdot R_p}{1/G^2 \cdot \hat{a} \cdot R_p + \hat{b} \cdot R_p} = 1 - \frac{\hat{a} \cdot}{\hat{a} + \hat{b} \cdot G^2} \Rightarrow \\ MM &= \frac{\hat{b} \cdot G^2}{\hat{a} + \hat{b} \cdot G^2} \end{aligned}$$