

Value at Risk kontra Expected Shortfall

- metoder til opgørelse af kapitalkrav for markedsrisiko

Afleveringsdato: 2. maj 2017

Vejleder: Jørgen Just Andresen

Forfatter: Asger Malling Mikkelsen

Indholdsfortegnelse

1 Indledning	4
2 Problemformulering	5
2.1 Afgrænsning.....	5
2.2 Metode	6
3. Baselkomitéen	8
3.1 Basel 2,5 & III	10
3.1.1 Opgørelsesmetoder	12
3.2 Basel IV og FRTB	14
3.3 Delkonklusion	16
4 Modeller og begreber	17
4.1 Volatilitet	17
4.1.1 Den simple metode	18
4.1.2 EWMA-volatilitet	18
4.2 Korrelationer og kovarians	19
4.3 Value at Risk	20
4.3.1 Delta Normal VaR	20
4.3.2 Historisk simulation	22
4.3.3 Monte Carlo-simulation.....	23
4.4 Expected Shortfall.....	23
4.5 Backtesting	25
4.6 Black-Scholes-Merton.....	26
4.6.1 Fordele og ulemper	26
4.7 Delta	27
4.8 Delkonklusion	28
5 Analyse af modelportefølje	29
5.1 Valg af modelportefølje	29
5.1.1 OMXC20.....	30
5.1.2 USD/DKK	30
5.1.3 Swaprente 1-årig	30
5.1.4 Option.....	31
5.2 VaR.....	31
5.2.1 Delta Normal VaR	31
5.2.2 Historisk simulation	36

5.2.3 Backtesting af model	39
5.2.4 Sammenligning af resultater	40
5.2.5 Delta Normal (EWMA-volatilitet)	42
5.2.6 Historisk simulation, vægtede observationer	43
5.2.7 Backtesting af model	45
5.2.8 Sammenligning af resultater	46
5.3 Delkonklusion	46
5.4 Expected Shortfall.....	48
5.4.1 Delta Normal.....	48
5.4.2 Historisk simulation	49
5.4.3 Sammenligning af resultater	50
5.4.4 Delta Normal (EMWA-volatiliteter).....	50
5.4.6 Historisk simulation, vægtede observationer	51
5.4.7 Sammenligning af resultater	52
5.5 Delkonklusion	52
5.6 Konsekvensanalyse.....	53
5.6.1 Likviditetshorisonter	54
5.6.2 Konfidensniveauer.....	56
5.6.3 Porteføljens sammensætning.....	59
5.7 Delkonklusion	65
6 Konklusion	67
Litteraturliste	70
Bilag	72

1 Indledning

Som følge af de gentagne finansielle kriser der har været historisk set, har man gentagne gange oplevet, at der er opstået uro på de finansielle markeder. Uroen på disse spredte sig til den almene befolkning, der via deres ændrede forbrugsmønstre som følge af kriserne får stor indflydelse på samfundsøkonomien. Seneste finansielle krise tog fart i 2008 i forbindelse med Lehmann Brothers krak. Eksperter er enige om at grundlaget for krisen, der er blevet betegnet som den værste siden krakket på Wall Street, var en boligboble på det amerikanske ejendomsmarked. Markedet var blevet uigennemsigtigt på grund af store udstedelser af strukturerede sub-prime obligationer, som ikke engang rating bureauerne kunne gennemskue. Usikkerheden, som udviklede sig imellem bankerne internationalt set, frøs de finansielle markeder og lammede pengeinstitutternes muligheder for at realisere værdipapirer og funde sig i markedet. Både nationalt og internationalt har både denne krise og fortidens kriser betydet bankkrak. I Danmark alene er 62 pengeinstitutter ophørt siden 2008. (Schøith, Kasper R., 2016)

Kritikken, der har været rejst ovenpå den seneste finansielle krise, har især relateret sig til manglende styring og regulering af den finansielle sektor. Omfanget og varigheden af krisen påstås forstærket på grund af manglende indgreb overfor institutterne. Krisen viste tydeligere end nogensinde, at pengeinstitutterne er afhængige af hinanden verden over. Denne krise og de tidligere kriser danner grundlag for, og understreger behovet for regulering. En stor del af standarderne og retningslinjerne for pengeinstitutterne i dag stammer fra anbefalinger fra Basel Committee on Banking Supervision - også kendt som Baselkomitéen - der hører under Bank for International Settlements. I komitéen repræsenteres 28 lande og dens fornemste formål er, at styrke reguleringen, tilsynet og almen bankpraksis i hele verden for at styrke den finansielle stabilitet.

Når finanskrisen ansues ex-post, er det blevet tydeligere, at pengeinstitutterne skal have større fokus på deres kapital- og likviditetsberedskab for at kunne fungere som solide institutter og modstå de udsving, som opleves på de finansielle markeder. Det er også her det primære fokus har været, og fortsat er rettet fra Baselkomitéens side, der med sine anbefalinger øger bankernes kapitalapparat og likviditet.

I skrivende stund er et af komitéens fokuspunkter styrkelse af risikomålingen for markedsrisici. Det historisk anvendte nøgletal for markedsrisici, Value at Risk, har igennem årene været udsat for massiv kritik. I forbindelse med finanskrisen har det været tydeligt, at dette ikke har givet et retvisende billede af institutternes reelle markedsrisici. Fastfrysningen af kapitalmarkedet, som skete ved seneste finanskrisen, har ledt til mange store tab for institutterne, som de ikke regulatorisk havde sat kapital til side til at modstå. Som konsekvens heraf har komitéen som et punkt i Fundamental Review of the Trading Book foreslået en

ændring af brugen af Value at Risk til opgørelse af markedsrisiko til fremover at benytte Expected Shortfall. Netop dette forslag vil være emnet for den videre opgave.

2 Problemformulering

Denne opgave har til formål at belyse og forklare baggrunden for og effekten af de regulativer, som der på baggrund af Baselkomitéens anbefalinger, indføres overfor pengeinstitutterne. Den omfattende regulering vedrører såvel kreditrisiko, operationel risiko, likviditetsrisiko og markedsrisiko. Denne opgave vil alene rette fokus på opgørelse af markedsrisici og primært beskæftige sig med opgørelsesmetoder indenfor markedsrisiko. Opgavens hovedspørgsmål defineres som

Hvilken effekt vil Baselkomitéens forslag omkring ændring af opgørelsesmetode for markedsrisici fra Value at Risk til Expected Shortfall have for de fremtidige kapitalkrav for pengeinstitutterne?

For at besvare hovedspørgsmålet vil følgende delelementer blive behandlet:

- Hvad er baggrunden for Basel III og Basel IV, og hvad indeholder de?
- Hvad er Baselkomitéens baggrund for ændring af opgørelsesmetoden til markedsrisici, og hvori består forskellen imellem Value at Risk og Expected Shortfall?
- Empirisk analyse af modelportefølje i normal og stresset periode
- Hvilken effekt vil ændringen af opgørelsesmetoden have for kapitalkravene?

2.1 Afgrænsning

Denne opgave har til formål at beskæftige sig med risikonøgletallene Value at Risk (VaR) og Expected Shortfall (ES), som benyttes til opgørelse af markedsrisici i pengeinstitutter. Opgaven vil analysere de aktuelle anbefalinger fra Baselkomitéen beskrevet i Fundamental review of the trading book (FRTB), som dog endnu ikke er vedtaget implementeret i Europa Kommissionen. FRTB beskæftiger sig udover markedsrisikonøgletallene også med kreditrisikobegreber samt en opsplitning af, hvilke finansielle instrumenter der må noteres i trading book og banking book. En gennemgang af denne opsplitning vil kun flygtigt berøres. Der vil i denne opgave blive lagt fokus på betydningen af ændringen fra VaR til ES til opgørelse af markedsrisikoen og dermed kapitalkravene overfor institutterne i Danmark. Der vil således ikke blive analyseret på udenlandske institutter. I analysen af konsekvenserne vil jeg opbygge en modelportefølje. Denne vil igen have en dansk vinkel, hvorfor de finansielle instrumenter som medtages, vil blive udvalgt ud fra deres aktualitet i forhold til danske institutter. Modelporteføljen vil bl.a. indeholde

positioner i OMXC20-indeks og i USD. Årsagen til at der ikke vælges EUR som valuta skyldes Danmarks fastkurspolitik overfor EUR, og deraf begrænsede kursudsving.

Da opgaven vil beskæftige sig med anbefalinger fra Baselkomitéen, vil der i afsnit 3 ske en introduktion til Baselkomitéen samt Basel 2,5, Basel III og Basel IV. Der vil kun kort blive kommenteret på den historiske udvikling fra komitéens etablering og deres første anbefalinger. Primært fokus vil være rettet på aktuelle og nye anbefalinger fra komitéen. Fokus i introduktionen til anbefalingerne vil primært være omkring søjle 1 der relaterer sig til kapitalkravene. Konkret vil det være markedsrisikoopgørelsen som vil have fokus i gennemgangen. Øvrige reguleringer i baselkravene såsom kreditrisiko og operationel risiko samt deres opgørelsesmetoder vil kun behandles kort for at give en forståelse af den omfattende regulering. Der vil således ikke blive gennemgået beregningsmetoder for opgørelse af de samlede kapitalkrav, ligesom en gennemgang af nye likviditetsnøgletal ikke bliver behandlet dybdegående.

FRTB indeholder omfattende ændringer på en række områder. Indenfor markedsrisiko, som er denne opgaves fokusområde, behandler FRTB både den standardiserede opgørelsesmetode og den interne opgørelsesmetode. Da det er i sidstnævnte at forholdet omkring VaR og ES er relevant, vil forslagene omkring ændringer til den standardiserede metode alene kort blive introduceret. Der vil ikke blive foretaget en gennemgang eller analyse af konsekvenserne heraf. Opgaven afgrænser sig fra alle øvrige områder som behandles i FRTB, der ikke vedrører den interne metode for opgørelse af markedsrisiko.

En del af institutternes validering af deres modeller kræver gennemgribende stresstest. Da dette er udenfor opgavens primære fokusområde, vil der ikke blive foretaget stresstest på modelporteføljen.

2.2 Metode

Denne opgave vil bestå af en kombination af beskrivende afsnit, samt matematiske afsnit der følges af opsummeringer og delkonklusioner. Opgaven opbygges med indledende afsnit 1 og 2, som indeholder problemformulering, metode samt afgrænsning. Efter at have klarlagt opgavens fortsatte fokusområde følger afsnit 3, der introducerer Baselkomitéen. Baggrunden for dette afsnit er, at opgavens fokusområde netop beskæftiger sig med anbefalinger omkring globale standarder, som kommer fra komitéen. I afsnit 3 søges således givet en forståelse for komitéens arbejde, dens vigtighed globalt set samt udviklingen i de globale standarder, som institutter verden over bliver mødt af. Beskrivelsen vil indeholde en gennemgang af de igangværende standarder, Basel 2,5 og Basel III, samt præsentere forslaget fra FRTB, som forventes at blive en del af de kommende Basel IV standarder. Fokus i gennemgangen vil være udviklingen i omfanget af kravene, som institutterne mødes af med særlig vægt på forhold omkring opgørelse af markedsrisiko. I Baselkravene findes tre søjler hvoraf markedsrisiko relaterer sig til første søjle. Præsentationen vil

indeholde en overordnet gennemgang af de tre søjler, men alene området omkring markedsrisiko i søjle 1 vil blive behandlet dybdegående.

Efter introduktionen til opgaven og synliggørelsen af dens relevans indledes afsnit 4, som er et teoriafsnit. I dette afsnit vil der ske en præsentation af relevante nøgletal - herunder deres inputvariable - og i hvilken sammenhæng de har betydning for finansielle institutters kapitalkrav og risikomåling. Nøgletallene, som introduceres, bliver anvendt i beregning af markedsrisikoen og er forståelsesmæssigt vigtige for resten af opgaven. Jeg vil vurdere på fordele og ulemper ved de essentielle nøgletal. Ved anvendelsen af risikonøgletallene er det væsentligt at kommentere på, at institutter anvender forskellige opgørelsesmetoder. Der vil derfor i forbindelse med teoribeskrivelsen blive redegjort for disse samt blive kommenteret på, hvilke institutter der benytter de forskellige metoder.

Efter definatorisk at have gennemgået nøgletallene vil jeg i afsnit 5 foretage en empirisk analyse af, hvordan kapitalkravene vil blive påvirket ved overgang fra VaR til ES i opgørelsen af markedsrisikoen. Analysen bliver foretaget på en modelportefølje, som sammensættes af:

- 1) Aktieindeks OMXC20
- 2) Aktieoption på OMXC20-indekset
- 3) Swaprente
- 4) Valuta DKK/USD

Baggrunden for at der anvendes et aktieindeks fremfor en enkeltaktie er, at bankernes porteføljer indeholder flere aktier. Da det på grund af opgavens omfang ikke er muligt at medtage flere enkeltaktier, accepteres et aktieindeks som bedste alternativ. Et aktieindeks i de mest handlede aktiver bidrager ligeledes til, at modelporteføljen opfylder kravene om at være veldiversificeret. Som renteinstrument medtages den 5-årige danske swaprente, som dermed antages at udgøre renterne for en nulkuponobligation. Metoden er forsimplet i forhold til opbygning af egne nulkuponobligationer, men accepteres med baggrund i, at swaprenterne antages at vise et tilnærmet niveau for renteniveauet på nulkuponobligationer. Eventuelle differencer i disse vil ikke have afgørende betydning for sammenligningen imellem VaR og ES.

Datamaterialet, der anvendes som input til sammensætning af porteføljen, hentes fra Bloomberg, og vil være data baseret på kalenderåret 2008 og 2016. Året 2008 vælges for at medtage en periode med stressede finansielle markeder, mens året 2016 udgør et almindeligt år.

På den opstillede modelportefølje vil jeg foretage beregninger af VaR med 99% konfidensniveau på såvel 2008 som 2016-tallene. Efter at have analyseret på resultaterne og kapitalkravene i dag vil jeg beregne ES med 97,5% konfidensniveau, der vil være risikonøgletallet, som bliver aktuelt hvis baselkomitéens

anbefalinger vedtages implementeret. Jeg vil foretage en analyse af det beregnede talmateriale og konkludere på, hvad ændringen som foreslås i FRTB får af betydning for de fremtidige kapitalkrav for pengeinstitutterne.

For at behandle emnerne i opgaven vil jeg tage udgangspunkt matematisk teori, hvor viden er tilegnet igennem studiet. Jeg inddrager anerkendte akademikers udtalelser omkring fordele og ulemper ved forskellige opgørelsesmetoder for at belyse kritikpunkterne, som naturligt har relevans for at baselkomitéen foreslår ny opgørelsesmetode. Opgaven retter stort fokus imod FRTB, hvorfor en stor del af det anvendte materiale vil komme fra Baselkomitéen. Herudover søges viden i økonomiske tidsskrifter samt i faglitterære publikationer omkring risikostyring.

3. Baselkomitéen

Baselkomitéen er den primære standardsætter indenfor regulering og tilsyn af banker. Dens mandat er at styrke regulering, tilsyn og praksis i hele verden med det formål at styrke den finansielle stabilitet (Bank for International Settlements, 2016). Komitéen blev nedsat i 1974, og består i dag af repræsentanter fra centralbanker og tilsynsmyndigheder fra 28 lande. En stor del af arbejdet i komitéen består i, at undersøge og vurdere hvordan man bedst muligt sikrer sig imod kriser på de finansielle markeder og i den finansielle sektor. Den vigtighed, som pengeinstitutterne har i samfundsøkonomien, gør at der er stor bevågenhed fra regeringer rundt omkring i verden for komitéens arbejde.

I nyere tid har vi været vidne til en større finanskrisen, men også historisk har der været flere større kriser. Her kan bl.a. nævnes krisen i 1870'erne, Black Tuesday i 1929, Wall Street krakket og dot.com krisen i 2001. Historien har vist, at de finansielle markeder er meget volatile, og konsekvenserne når det går galt er meget vidtrækkende. De historiske kriser har desuden vist, at der er en stor systematisk risiko på de finansielle markeder, og det er netop denne systematiske risiko, som man fra baselkomitéens side ønsker at minimere.

Komitéens arbejde består i at danne forum for drøftelse af regulering og banktilsyn. Medlemslandenes repræsentanter består hovedsageligt af centralbankchefer, som dermed kan bidrage med deres syn på den aktuelle situation, og i hvilken retning de mener, at reguleringerne skal bevæge sig. Den brede medlemsrepræsentation bidrager til, at den finansielle situation i hele verden bliver taget i betragtning, når komitéen laver sine anbefalinger.

Baselkomitéens første anbefalinger omkring internationale risikostandarder kom med Basel I i 1988. Her introduceredes bankernes risikovægtede aktiver som den samlede risikoeksponering, og det var herudfra at minimums kapitalkravet på 8%, som det også kendes i dag, blev beregnet. I årene efter offentliggørelsen af

Basel I arbejdede komitéen videre med dens anbefalinger. Dette førte til en række justeringer og udvidelser af anbefalingerne, bl.a. i 1996 hvor begrebet *fair value accounting* blev introduceret. Begrebet relaterer sig til aktiverne i bankernes "trading book", hvor man i opgørelsen af finansielle instrumenter til handelsformål blev tvunget til at opgøre positionerne på daglig basis. Samtidig med dette blev også backtesting af institutternes daglige beregnede VaR indført. Der var således tale om en markant stramning på institutternes opfølgning og opgørelse på deres eksponeringer indenfor markedsrisiko.

I 1999 så Basel II anbefalingerne dagens lys, og efter at have gennemgået flere revideringer blev den endelige anbefaling publiceret i 2004. Basel II bygger på tre søjler, som indeholder kapitalkrav, tilsynskrav og markedsdisciplin for institutterne. Dette behandles nærmere i afsnit 3.1.

Efter implementeringen af Basel II kunne man konstatere, at der var behov for en yderligere stramning og en ændret metode til opgørelse af markedsrisikoen. Dette førte til Basel 2,5 der behandles nærmere i afsnit 3.1.1.

I kølvandet af subprime krisen stod det klart, at pengeinstitutterne ikke var tilstrækkeligt polstret, og ej heller havde tilstrækkelig likviditet til, at kunne modstå presset i en stresset periode på de finansielle markeder. Med denne opdagelse kunne det konstateres, at Basel II og 2,5 krævede en gennemgribende revurdering. Dette førte i 2010 til den endelige version af Basel III, som er under gradvis implementering i dag, og som forventes endeligt indført i 2019. Basel III skal medvirke til at sikre, at der er mere og bedre kapital til stede i pengeinstitutterne, at de har et større likviditetsberedskab og at der sikres kapital til at dække modpartsrisikoen, som viste sig at være stor igennem seneste krise. (Hull, John C., 2015, kap. 15-16)

Det kan altså konstateres, at reguleringen af pengeinstitutterne og de finansielle markeder er under konstant forandring. Der er kommet, og vil fortsat komme ændringer og stramninger i reguleringen. I skrivende stund er de kommende Basel IV anbefalinger under stærk diskussion, ligesom institutterne er ved at forberede sig på implementering af anbefalingerne fra FRTB, hvor overgangen fra VaR til ES kan blive en realitet.

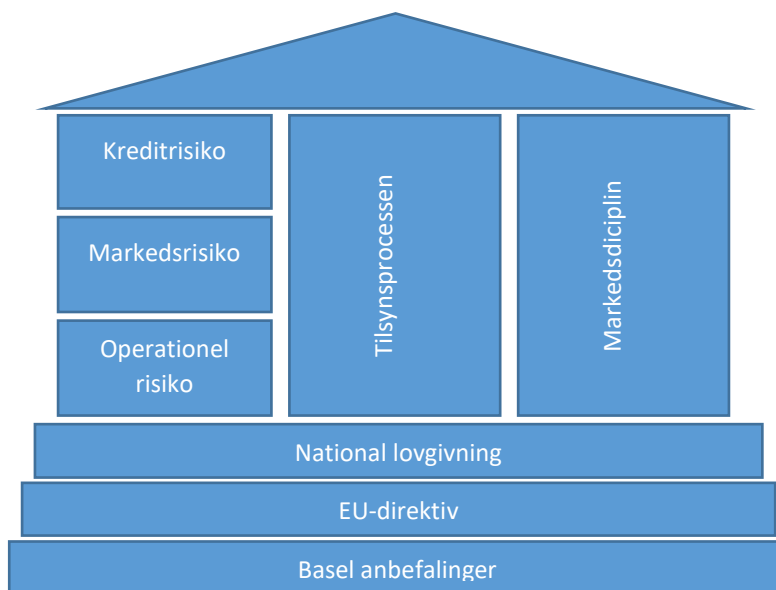
Det er værd at bemærke, at retningslinjerne fra Baselkomitéen alene er vejledende og ingen retsvirkning har. Dog må det konstateres at anbefalingerne tillægges stor betydning verden over, og i de lovgivende instanser er der generelt en tilslutning til anbefalingerne. Dette gælder også, når europakommissionen vurderer reguleringen i EU, hvilket dermed har betydning for Danmark.

Den nuværende implementering af Basel III gør, at institutterne i implementeringsfasen overholder en kombination af det nye regelsæt og de tidligere regelsæt. De primære ændringer fra Basel II og 2,5 til Basel III er, at institutterne skal have mere og bedre kapital – capitalsammensætningen skal altså ændres. Samtidig med dette skal de sikre deres likviditetsberedskab i stressede perioder. Da Basel III er standarden,

som er under indførsel, vil jeg i det kommende afsnit tage afsæt i denne. Dog beskæftiger Basel III sig ikke i ligeså høj grad som Basel 2,5 og FRTB med markedsrisikoopgørelsen, som er denne opgaves primære fokus. Jeg vil derfor i min vurdering af opgørelsesmetoder til markedsrisikoen tage udgangspunkt i regelsættet i Basel 2,5.

3.1 Basel 2,5 & III

Det gennemgående tema for baselkomitéens anbefalinger er, at de skal bidrage til at styrke den finansielle stabilitet. I både Basel II/2,5 og III er områderne som anbefalingerne vedrører baseret på tre søjler.



Figur 1: oversigt over Basel søjlerne (egen tilvirkning)

Som figuren viser, er der tale om anbefalinger fra baselkomitéen, som danner grundstenene for reguleringen. Forslagene fra komitéen skal vedtages i den nationale lovgivning og/eller i EU som direktiver eller forordninger, førend de får retsvirkning, og implementeres i landene. At Baselkomitéens anbefalinger ikke direkte har effekt i landene, har dog vist sig ikke at have større betydning, da hele verden i meget høj grad implementerer og lovgiver efter komitéens anbefalinger.

Under søjle 1 behandles både kreditrisikoen, markedsrisikoen og den operationelle risiko. Det er under søjle 1, at solvenskravet, som er på minimum 8%, skal findes. Instituternes solvensprocent findes som basiskapitalen divideret med de risikovægtede aktiver. Matematisk kan solvenskravet skrives som:

$$\text{Solvensprocent} = \frac{\text{Basiskapital}}{\text{risikovægtede aktiver}} \geq 8\%$$

Basiskapitalen er den kapital, der skal være til stede, for at et institut er i stand til at kunne absorbere tab.

Ifølge Basel III anbefalingerne og de deraf indførte CRR-direktiver og CRD IV-regler er der stramme regler til,

hvilken kapital basiskapitalen skal bestå af. Inddelingen af kapitalen sker i hybrid kernekapital, supplerende kapital samt ikke-hybrid kernekapital. Reglerne kræver, at minimum 4,5% af solvensen skal bestå af den sikreste kapital, ikke-hybrid kernekapital, som hovedsageligt er egenkapital. 1,5% må bestå af hybrid kernekapital, og 2% må bestå af efterstillet gæld. (Andresen, Jørgen J., kap. 12, 2013)

Søjle 2 beskæftiger sig med tilsynsprocessen overfor institutterne. Dette dækker både over et kvalitativt og et kvantitativt tilsyn, hvorfor der ikke er udelukkende tale om en opgave med at sikre at kapitalkravene overholdes. Under søjle 2 skal desuden opgøres et individuelt solvenskrav for det enkelte institut. Dette kan være højere end det opgjorte under søjle 1, bl.a. pga. en stor eksponering og dermed risiko indenfor et bestemt område. Mener Finanstilsynet ikke, at det af instituttet opgjorte solvenskrav er dækkende, kan de kræve det forhøjet. Med tilsynet i søjle 2 søges således en øget dialog imellem institutterne og Finanstilsynet, hvilket skal bidrage til, at eventuelle uhensigtsmæssigheder italesættes og tilrettes i tide.

Søjle 3 har primært en opdragende effekt på institutterne. Under Søjle 3 kræves det, at institutterne skal udfærdige en risikorapport sammen med årsrapporten. Risikorapporten skal sikre, at interessenter kan læse om bl.a. anvendte metoder til opgørelsen af risikoen.

Udover det opgjorte solvensbehov som beskrevet under søjle I er der som noget nyt under Basel III, i forhold til tidligere, introduceret en række ekstra buffere, som skal sikre institutterne i krisetider. Capital Conservation buffer på 2,5% af de risikovægtede aktiver er et af tiltagene. Denne buffer kræver, at institutterne i en normal økonomisk periode skal opbygge en ekstra kapitalbuffer bestående af ikke-hybrid kernekapital, som der kan tæres på i krisetider. Institutterne kan have en buffer på under 2,5%, men dette medfører en række restriktioner såsom udbyttebegrænsning og forbud imod bonusudbetalinger. Ved conservation bufferen hæves kravet til den ikke-hybride kernekapital således fra 4,5% til 7%.

En anden konjunkturbestemt buffer er den kontracykliske buffer. Denne kræver en ekstra kapitalbeholdning på 0-2,5% bestående af ikke-hybrid kernekapital. Niveauet, som kræves i den kontracykliske buffer, bestemmes nationalt idet alle lande som følger Baselkomitéens anbefalinger, naturligt ikke har samme konjunkturtilstand på samme tid. Udover de to krævede buffere er der ligeledes mulighed for, at landene kan indføre systemiske risikobuffer som igen hæver kapitalkravet til institutterne. Denne risikobuffer kan blive aktuel, hvis det vurderes at der er en forhøjet systemisk risiko i landet. Med de nye buffere bliver kapitalkravet dermed snarere 13% fremfor 8%, og dette uden medtagen af eventuelle individuelt opgjorte solvensbehov. (Hull, John C., 2015, kap. 16.2)

I Basel III er udover kapitalkravene introduceret to risikonøgletal for likviditetsrisikoen: Liquidity Coverage Ratio og Net Stable Funding Ratio. Disse behandles ikke yderligere grundet opgavens hovedtema omkring markedsrisiko og kapitalkrav hertil.

3.1.1 Opgørelsesmetoder

Når institutterne skal opgøre deres kapitalbehov under søjle 1 indenfor hhv. kreditrisikoen, den operationelle risiko og markedsrisikoen, har de mulighed for at benytte sig af flere metoder. Kreditrisikoen kan opgøres efter standardmetoden, den simple interne rating-baserede metode eller den avancerede ratingbaserede metode. Den operationelle risiko kan opgøres efter basisindikatormetoden, standardmetoden eller den avancerede målemetode. Når man ser på markedsrisikoen, kan denne alene opgøres på to metoder: standardmetoden og den interne metode.

Indenfor markedsrisiko skelnes der mellem den generelle risiko og den specifikke risiko. Den generelle risiko er risikoen for et tab som følge af generelle ændringer i de bagvedlæggende aktiver, mens den specifikke risiko relaterer sig til den enkelte udsteder. Den specifikke risiko vil være uændret ved opgørelsesmetoderne i den kommende analysedel på modelporteføljen, hvorfor den specifikke risiko ikke bliver behandlet yderligere.

I det følgende vil jeg gennemgå opgørelsesmetoderne for markedsrisikoen under Basel 2,5 & III.

3.1.2 Standardmetoden

Anvender man standardmetoden som opgørelsesmetode, inddeles risikoen i fire aktivklasser:

- rentepositioner
- aktiepositioner
- valutapositioner
- råvarepositioner

Kapitalkravet for renterisiko og aktierisiko beregnes alene for positionerne i handelsbeholdningen, mens der i kapitalkravet for valutarisiko og råvarerisiko beregnes på alle positionerne, altså også i "banking book". Anvendes standardmetoden, sker der vægtning af de enkelte positioner ud fra fastsatte værdier fra myndighedernes side. Ses f.eks. på risikovægten for en aktieposition er denne 100% for den generelle risiko og 100% for den specifikke risiko, altså samlet 200%. Kapitalkravet på 8% af en aktieposition på kr. 100 millioner, vil altså være 16 millioner ($(200\% * 100 \text{ millioner}) * 8\%$). (Andresen, Jørgen J., 2013, s. 318). Da denne opgave vil fokusere på VaR og ES som relaterer sig til den interne metode, vil standardmetoden ikke blive behandlet yderligere.

3.1.3 Den interne metode

Den interne metode til opgørelse af markedsrisikoen har siden Basel II taget udgangspunkt i beregning af VaR på porteføljen. Konfidensniveauet, som anvendes for den generelle markedsrisiko, er 99% og beregnes på en 10-dages periode, mens det for den specifikke risiko beregnes med en 1-årig horisont og med et

konfidensniveau på 99,9%. Det er tilladt at VaR-modellen alene beregner kapitalkravet for den generelle risiko, og at modellen ellers følger standardmetoden for den specifikke risiko. I opgaven vil jeg alene beskæftige mig med den generelle risiko.

Med Basel II reglerne udgjorde kapitalkravet til markedsrisikoen:

$$\max(VaR_{t-1}, m_c * VaR_{gns60-day})$$

hvor VaR_{t-1} er gårsdagens 10-dages VaR med 99% konfidensniveau, m_c er multiplikationsfaktoren afhængig af backtestingresultaterne, dog minimum 3 og VaR_{gns} er det gennemsnitlige 10-dages VaR med 99% konfidensniveau over de seneste 60 dage.

Beregningen efter den interne metode har, ligesom de øvrige områder, oplevet en gennemgribende udvikling igennem årene. Efter implementeringen af Basel I og II stod det klart, at metoderne til opgørelse af markedsrisiko ikke var præcise og omfattende nok, hvorfor man i 2011 implementerede Basel 2,5, som medførte ændringer til opgørelsen af kapitalkravet til markedsrisikoen. Med Basel 2,5 indførtes et krav om, udover at beregne det traditionelle VaR, også at beregne et stresset VaR (sVaR) med udgangspunkt i en 250-dages periode med stressede finansielle markeder. Indledningsvis var opfattelsen, at en stresset periode kunne være år 2008, hvor de finansielle markeder oplevede stor volatilitet. Man har dog i stedet krævet at perioden, som institutterne vælger ikke er generel, men skal findes individuelt i hvert instituttet. Baggrunden herfor er, at den stressede periode skal vælges i forhold til de enkelte institutters portefølje, for at sikre at beregningen foretages på en periode, som vil være med finansiell urolighed i instituttets beholdning. Som eksempel på en valgt periode kan nævnes, at Danske Bank anvender perioden september 2008 til august 2009, idet de vurderer, at dette er en stresset periode for deres beholdning af finansielle instrumenter. (Danske Bank, Risk report 2016, s.53)

Med de nye krav i Basel 2,5 udgør det samlede kapitalkrav til markedsrisiko derfor

$$\max(VaR_{t-1}, m_c * VaR_{gns60-day}) + \max(sVaR_{t-1}, m_s * sVaR_{gns60-day})$$

hvor inputvariablene er ligesom ovenfor.

Man kan med ændringerne fra Basel II til Basel 2,5 konstatere, at kapitalkravene til markedsrisikoen som minimum er blevet fordoblet med indførslen af sVaR, givet at $m_c = m_s$. (Hull, John C., 2012, kap. 12)

For at få lov til at benytte den interne metode kræves det, at VaR beregnes på daglig basis, at volatilitet og korrelationer beregnes over en periode på minimum et år, og at man både beregner VaR for en normal periode og en stresset periode som anført ovenfor. Modellen, som institutterne anvender, skal backtestes for at se, hvor valid resultaterne er. Herudover findes en række kvalitative krav, som skal sikre, at institutterne har de nødvendige ressourcer og kompetencer til at kunne anvende modellen.

3.2 Basel IV og FRTB

Selvom Basel III stadig er under sin implementering og vil være det de kommende år, har Baselkomitéen allerede set på forbedringstiltag til regelsættet. Allerede i maj 2012 kom første udgave af FRTB, som med sine kritikpunkter af en række områder af Basel III har skabt debat blandt komitéens medlemslande. Der er blevet italesat på en række områder, hvor komitéen ser behov for yderligere regulering og opstramning. Efter anbefalingerne er blevet kendt af offentligheden, har man hurtigt navngivet forslagene for Basel IV, selvom de snarere var tiltænkt som en opdatering af de igangværende Basel III-krav. Offentlighedens navngivning bunder i, at flere af anbefalingerne er så gennemgribende, at der næppe kan være tale om en justering af bestående regler.

Fokus i anbefalingerne i FRTB er især rettet imod opgørelsen af kreditrisikoen og markedsrisikoen. Der foreslås bl.a. indførsel af et "gulv" for, hvor lav en risikovægt kan være for et aktiv med kreditrisiko. Et område som i dansk perspektiv har været, og fortsat er, meget omdiskuteret pga. vores unikke realkreditstruktur. Udover ændringer til opgørelse af kreditrisikoen retter FRTB også fokus på markedsrisikoen. I de endelige standarder for markedsrisiko, der blev publiceret af Baselkomitéen d. 14. januar 2016, foretages f.eks. en ny og skarpere afgrænsning mellem "trading book" og "banking book", samt hvilke finansielle instrumenter der definitorisk skal placeres hvor. Når man taler om denne opsplитning, har den relevans på grund af sin forskellige tilgang til metoden for opgørelse af kapitalkrav. Instrumenter som relaterer sig til "banking book" er underlagt lempeligere kapitalkrav, hvorfor det har været i institutternes interesse, at kunne notere flere af sine finansielle instrumenter her. Forskellen på de to "books" er, at instrumenter, som er købt af institutterne med det formål at beholde det til udløb, placeres i "banking book", mens instrumenter, som er købt med det formål at skulle handles løbende, placeres i "trading book". (BIS, 2016, kap.2)

Finansielle instrumenter placeret i "trading book" skal værdiansættes efter *marked to market*-princippet, altså dagsværdier, mens det ikke er tilfældet for instrumenter i "banking book". Kapitalkravet for *marked to market* opgøres efter metoden for markedsrisiko, mens opgørelsesmetoden for instrumenter i "banking book" opgøres efter kreditrisikotilgangen. Forskellen på opgørelsesmetoderne har givet anledning til, at institutterne har forsøgt at placere finansielle instrumenter, hvor det giver lavest muligt kapitalkrav. Med den klarere definition som findes i FRTB fjernes muligheden for denne arbitragespekulation. (Hull, John C., 2015, kap. 17,2)

Fremadrettet vil institutterne fortsat kunne benytte sig af standardmetoden og den interne metode, når de skal opgøre deres markedsrisiko. Der sker omfattende ændringer i metoden hvorpå risikoen i standardmetoden opgøres, ligesom det også er tilfældet ved den interne metode. Ved standardmetoden vil

man fremadrettet beregne kapitalkravene som summen af tre komponenter: en sensitivitetsbaseret metode (med udgangspunkt i følsomhed i delta, vega og konveksitet), misligholdelsesrisiko og et residual risikotillæg for instrumenter, som ikke omfattes af de første to komponenter.

Ved den interne metode indføres en godkendelsesproces, for at institutternes "trading desks"¹ må anvende denne. Hver enkelt "desk" skal leve op til en række krav, og skal godkendes individuelt. Det er således muligt at have afdelinger, som anvender den interne metode og andre afdelinger, der anvender standardmetoden i samme institut. Udover en række skærpede krav til at måtte anvende den interne metode, ændres hele den interne metodes grundsten også. Man har historisk fundet kapitalkravene ved summen af hhv. 10-dages VaR og 10-dages-sVaR med et 99% konfidensniveau, men med anbefalingerne i FRTB er det et definitivt farvel til VaR, som et regulatorisk risikomål for markedsrisikoen. Anbefalingerne fra komitéen er fremadrettet at risikonøgletallet, som skal anvendes, er ES med et konfidensniveau på 97,5%. Umiddelbart kan en sænkning af konfidensniveauet fra 99% til 97,5% ses som en svækkelse af præcisionen i beregningerne, hvilket imidlertid ikke er tilfældet.

	Confidence Level (%)						
	99.99	99.9	99	97.5	95	90	50
Quantile ($-\alpha$)	-3.719	-3.090	-2.326	-1.960	-1.645	-1.282	-0.000
$E(\epsilon \mid \epsilon < -\alpha)$	-3.957	-3.367	-2.665	-2.338	-2.063	-1.755	-0.798

Tabel 1: Sammenligning fraktiler VaR kontra ES, normalfordelingsantagelse (Jorion, Philippe, s. 91, 2007)

Som det kan aflæses af tabel 1, vil 2,33 standardafvigelse ved normalfordelingen udgøre 99% konfidensniveau for VaR, mens 2,33 standardafvigelse for ES resulterer i et konfidensniveau på 97,5%. Altså vil sænkningen af konfidensniveauet forventeligt resultere i, at de beregnede ES tilnærmelsesvis følger VaR-beregningerne, såfremt normalfordelingsantagelsen gør sig gældende. Gør normalfordelingen sig ikke gældende, vil de beregnede ES forventeligt overstige VaR som følge af en fordeling med tykkere "haler". Det er netop denne problematik med tykkere "haler", som man ved FRTB ønsker at behandle.

Under de nuværende Baselregler baseres kapitalkravene på et 10-dages VaR, som skal beregnes på daglig basis. Udgangspunktet for ES vil fortsat være, at der skal foretages en beregning på 10-dages ES. Dog har man ved FRTB stor fokus på likviditeten i de underlæggende aktiver, hvorfor det ydermere kræves, at der foretages beregninger med længere tidshorisonter. Beregningerne afhænger af aktivklassens

¹ Separat styret forretningsenhed som påtager sig, og håndterer risici indenfor investeringsaktiver, og som har som mål at skabe indtægter eller vedligeholde tilstedeværelse i markedet

omsættelighed. Baselkomitéen har inddelt aktiverne i fem kategorier med tidshorisonter på hhv. 10, 20, 40, 60 og 120 dage, som det fremgår af figur 2

Risk factor category	n	Risk factor category	n
Interest rate: specified currencies - EUR, USD, GBP, AUD, JPY, SEK, CAD and domestic currency of a bank	10	Equity price (small cap): volatility	60
Interest rate: - unspecified currencies	20	Equity: other types	60
Interest rate: volatility	60	FX rate: specified currency pairs ³⁷	10
Interest rate: other types	60	FX rate: currency pairs	20
Credit spread: sovereign (IG)	20	FX: volatility	40
Credit spread: sovereign (HY)	40	FX: other types	40
Credit spread: corporate (IG)	40	Energy and carbon emissions trading price	20
Credit spread: corporate (HY)	60	Precious metals and non-ferrous metals price	20
Credit spread: volatility	120	Other commodities price	60
Credit spread: other types	120	Energy and carbon emissions trading price: volatility	60
		Precious metals and non-ferrous metals price: volatility	60
Equity price (large cap)	10	Other commodities price: volatility	120
Equity price (small cap)	20	Commodity: other types	120
Equity price (large cap): volatility	20		

Figur 2: Likviditetshorisonter, Expected Shortfall (Bank for international Settlements, Standards – minimum capital requirements for market risk, januar 2016)

Med det nye tiltag omkring individuelle beregninger på de enkelte aktivklasser agerer Baselkomitéen således på de store udfordringer, som man oplevede i forbindelse med finanskrisen, hvor de finansielle markeder frøs til. Illikviditeten i institutternes beholdninger har resulteret i store tab verden over. De store tab som institutterne har lidt, har allerede resulteret i skærpelser i forhold til kapitalkravene. Dette har påvirket en svækket udlånslyst og en mere risikoavers opførsel i mange institutter. Dette har åbenlyst været med til at forværre krisen. Tiltaget omkring at bankerne fremadrettet skal kapitalisere sig således, at de kan modstå illikviditet i markedet, må forventes at have positiv indvirkning på følgerne, såfremt vi på et senere tidspunkt måtte opleve en ny finanskrise.

3.3 Delkonklusion

De finansielle markeder har igennem årene budt på flere overraskelser, og har også resulteret i flere kriser. Bedst i erindringen står finanskrisen, som så dagens lys i 2008, hvor vi så fastfrysning af de finansielle markeder og flere bankkrak. Som følge af de historiske kriser og deres samfundsøkonomiske konsekvenser er der blevet rettet et større fokus imod den finansielle sektor.

Finansielle institutter verden over har gennemgået og gennemgår fortsat en stram regulering. Ved etableringen af baselkomitéen i 1974 ønskede man at danne et forum for diskussion af de finansielle risici, som institutterne blev mødt af, og hvordan man kunne hjælpe til at kapitalisere institutternes balancer til at modstå disse risici. I 1988 så de første anbefalinger omkring risikostandarder dagens lys. Anbefalingerne kom i kølvandet af Black Monday på Wall Street, hvor offentlighedens bevågenhed var på de finansielle institutter, hvorfor der også oplevedes en positiv stemning omkring anbefalingerne. Siden hen har flere

anbefalinger set dagens lys, og vi tæller nu både Basel I, II, 2.5, III og snart også Basel IV.

Udviklingen i anbefalingerne fra Baselkomitéen er klare – der ønskes strammere måling og styring med institutternes risiko, og der ønskes en bedre og højere kapital til at modstå eventuelle tab.

Med FRTB ønsker Baselkomitéen at øge institutternes fokus på validiteten i deres modeller, og kræver interne procedurer og kontroller, som skal overholdes for at kunne blive godkendt til anvendelse af interne modeller. Herudover er et klart signal i FRTB at styrke risikostyringen eller risikomålingen ved institutternes markedsrisiko. De historiske arbitragemuligheder i forholdet imellem "trading book" og "banking book" forsøges afgrænset i form af etablering af standarder for, hvilke aktivklasser der relaterer sig til hvilket område. F.eks. skal aktiver altid placeres i "trading book", hvis de er møntet på videresalg, unoterede aktier, ejendomme, sikrer arbitragegevinst etc.

Forslaget om at sige farvel til VaR som regulatorisk risikomål og i stedet benytte ES er en grundlæggende ændring af den historiske tankegang. Igen viser forslaget tydeligt, at komitéen ønsker at kapitalkravene skal fastsættes ud fra naturtro scenarier og ikke alene statiske fordelinger. Normalfordelingsantagelsen har vist sig ikke altid at gøre sig gældende. Med ES bevæger man sig imod et risikomål, som i højere grad afspejler den konkrete risiko.

Med baggrund i ovennævnte kan det ikke stå til diskussion, at de finansielle institutter i forlængelse af finanskrisen er blevet mødt med øget regulering, og også vil blive det fremadrettet. Man kan i stedet overveje, om reguleringen er ved at tage overhånd? Dette emne er med de aktuelle forslag for Baselkomitéen blevet drøftet flittigt. Tager man et kig på de historiske publikationer fra Baselkomitéen, udgjorde Basel I en 30 siders rapport, mens Basel III som er under implementering fylder hele 616 sider (Plesner, Søren, 2012).

4 Modeller og begreber

I følgende afsnit vil jeg redegøre for begreberne, som hidtil har været anvendt i opgaven og som vil blive inddraget ifm. beregning på modelporteføljen i afsnit 5. Jeg vil ligeledes redegøre for begreber som relaterer sig til optionsteori, da der i modelporteføljen indgår en option. I redegørelsen vil jeg ligeledes kommentere på fordele og ulemper ved de forskellige nøgletal og modeller.

4.1 Volatilitet

Når man taler om volatilitet, er der tale om udsving på et finansielt instruments eller udsving på en porteføljes afkast. En høj volatilitet betyder således, at der er store afkastudsving og dermed også en større risiko. I VaR anvendes volatiliteten også, hvorfor den naturligt har relevans for opgaven.

4.1.1 Den simple metode

Der er flere måder, man kan beregne volatilitet på. Den traditionelle metode (også kaldet den simple metode) af den historiske volatilitet sker ved følgende formel:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2}{n-1}}$$

Ved den simple metode bliver alle observationer for afkastene vægtet ens. Dette har ingen større betydning, hvis vi bevæger os i et roligt marked, hvor afkastene har været stabile. Befinder man sig imidlertid i en periode, hvor der har været store afkastudsving som f.eks. i år 2007 og 2008, kan dette give anledning til fejl. Analyseres en periode på et år hvor første halvår har været stabilt, og hvor andet halvår har store udsving, vil man risikere at underestimere risikoen, da de ældste observationer tillægges ligeså stor betydning som de nyeste.

En anden væsentlig udfordring ved den simple metode er, at der kan opleves store udsving i volatiliteten. Indtræffer f.eks. en begivenhed, som påvirker aktiekursen på et selskab ekstraordinært, vil volatiliteten stige kraftigt som følge heraf. Da kursudsvinget naturligt har forøget risikoen, er stigningen i volatiliteten i sig selv ikke overraskende. Problematikken opstår først når observationen ikke længere medtages i beregningen – her vil volatiliteten igen tage et stort spring, som denne gang ikke kan forklares med en ekstraordinær begivenhed.

4.1.2 EWMA-volatilitet

En måde at undgå problematikken, som er beskrevet under den simple metode, er i stedet at anvende eksponentielt glidende gennemsnit, EWMA (Exponentially Weighted Moving Average). Ved denne metode vægtes de historiske observationer forskelligt, således at seneste observationer har højere vægte end ældre observationer. Herved sikrer man, at den aktuelle risiko tillægges større betydning end den historiske. Befinder vi os således i en meget usikker finansiel periode, vil EWMA-metoden tillægge den aktuelle situation større vægt end ved den simple metode. Derved kan man argumentere for, at EWMA giver et mere retvisende billede af den aktuelle volatilitet. Beregningen af EWMA-volatiliteten sker ved:

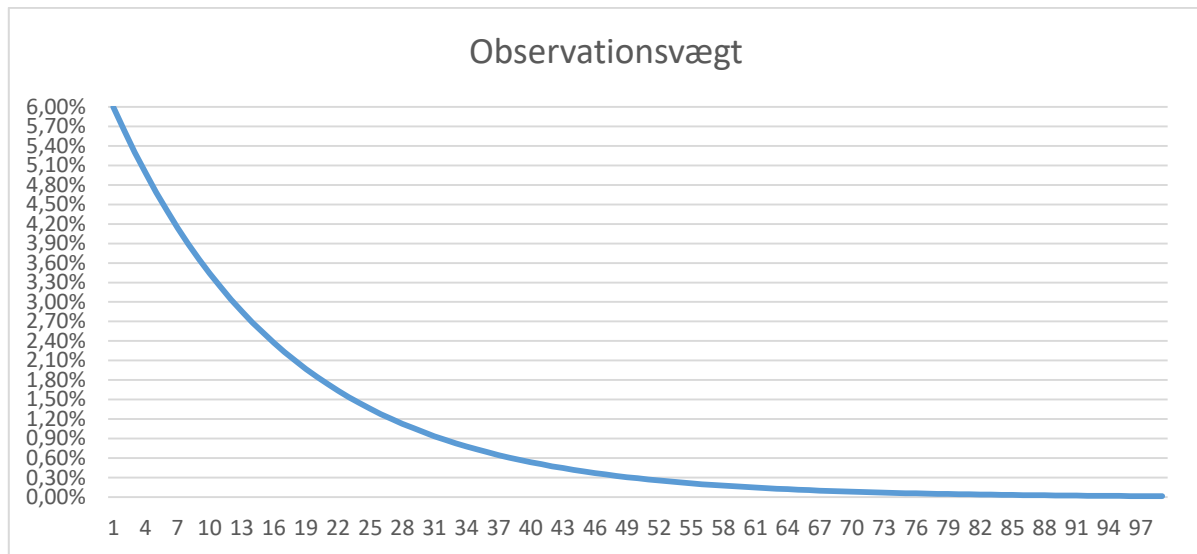
$$\sigma_t^2 = \lambda * \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) * \mu_{t-1}^2, \text{ hvor } \lambda \text{ (lambda) er vægten.}$$

Den procentuelle vægt for den i'te observation findes som:

$$\alpha_i = (1 - \lambda) * \lambda^{i-1},$$

hvilket ved en lambda på 0,94, som bl.a. er tilfældet hos JP Morgan, betyder at den seneste observation vægtes med $(1 - 0,94) * 0,94^{1-1} = 6\%$, og dagen før vægtes med $(1 - 0,94) * 0,94^{2-1} = 5,64\%$ osv.

Illustrativt kan det vises, at vægningen af observationerne forløber således:



Figur 3: Sammenhæng imellem observationsvægt og tid (egen tilvirkning)

Vægtningen af de historiske observationer bidrager til, at de beregnede volatiliteter ikke i samme omfang som ved den simple metode tager store uforklarlige spring. Som i eksemplet under den simple metode, vil en ekstraordinær begivenhed også slå igennem i EWMA-volatiliteten. Faktisk vil EMWA-volatiliteten tage et større spring i volatiliteten som følge af en ekstraordinær begivenhed. Til gengæld vil den igen falde dag for dag efter den ekstraordinære begivenhed (forudsat stabilitet i det underlæggende aktiv). Observationen vil således i perioden efter dens indtræf blive vægtet mindre og mindre. Dette bidrager til at volatiliteten langsomt vil blive mindre og ikke tage et ekstraordinært spring i nedadgående retning, når observationen ikke længere er med i observationsperioden.

4.2 Korrelationer og kovarians

I beregningen af den samlede risiko indenfor de finansielle markeder er korrelationer, ligesom volatilitet, et centralt begreb. Korrelationen viser graden af lineær sammenhæng imellem aktiver. Altså inkorporerer korrelationen diversifikationsgevinsten, som der kan være imellem forskellige aktiver i en portefølje, og som dermed minimerer den samlede risiko.

Korrelationen vil altid ligge imellem +1 og -1, hvor de to yderpunkter betyder at der er perfekt korrelation og dermed sammenhæng imellem de to aktivers afkast. Alle korrelationer imellem yderpunkterne viser en sammenhæng, som dog ikke er perfekt lineær. Sammenhængen forstås matematisk som:

$$\rho_{A,B} = \frac{\sum_{i=1}^n (\mu_{A_i} - \bar{\mu}_A) \cdot (\mu_{B_i} - \bar{\mu}_B)}{(n-1) \cdot \sigma_A \cdot \sigma_B}$$

Korrelationen fortæller således om lineariteten imellem aktiver, men ikke om i hvilken grad aktiverne varierer ens. Et vigtigt mål herfor er kovariansen, som indeholder oplysninger om såvel aktivernes korrelation som deres volatilitet. Kovariansen findes som:

$$\sigma_{A,B} = \frac{\sum_{i=1}^n (\mu_A * \bar{\mu}_A) * (\mu_B * \bar{\mu}_B)}{(n - 1)}$$

4.3 Value at Risk

VaR er et statistisk risikomål, som første gang så dagens lys i 1994, da J.P. Morgan introducerede deres RiskMetrix, som anvendes i stor udstrækning verden over. Risikonøgletallet kan bruges som porteføljestyling, men fungerer i dag også som et centralt begreb indenfor beregning af kapitalkravene overfor pengeinstitutterne.

Definitionen på VaR i sin oprindelige form er:

“Value at Risk er det maksimale beløb, man med en given sandsynlighed risikerer at tabe for en given periode.” (Christensen, 2014, s. 112)

Det kan af definitionen konstateres, at VaR begrebet beregner tab ud fra en given tidshorisont og med en given sandsynlighed. Disse parametre skal således defineres, forinden man begynder at finde sit VaR. Som eksempel kan nævnes: med en portefølje med 1-dags VaR på 5 mio. kr. med 99% konfidensniveau, må man på en periode på 100 dage forvente, at der én af disse dage opleves et tab større end 5 mio. kr.

Når man beskæftiger sig med VaR, er det relevant at bemærke, at der findes flere metoder for beregning af VaR:

- Delta Normal VaR
- Historisk simulation
- Monte Carlo-simulation

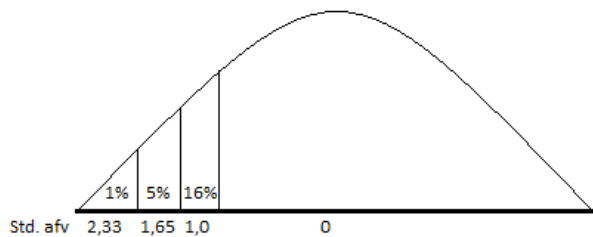
Ved beregninger på modelporteføljen i afsnit 5, vil der bliver taget udgangspunkt i Delta Normal VaR og historisk simulation. Monte Carlo-simulation vil i det følgende derfor kun blive kort introduceret.

4.3.1 Delta Normal VaR

Denne model af VaR er den simpleste. Delta Normal tilgangen forudsætter normalfordelte afkast, hvilket tilnærmelsesvis passer på store porteføljer. Dog gælder normalfordelingsantagelsen ikke, når porteføljer indeholder eksotiske produkter og valutaer.

Normalfordelingen er kendt ved sin ”klokkeform” illustreret i figur 4. Traditionelt når man beskæftiger sig med normalfordelingen og beregner volatiliteter, beregnes disse typisk med udgangspunkt i én

standardafvigelse. Dette er ikke tilfældet ved VaR, hvor man i stedet måler på konfidensniveauer. Som figur 4 illustrerer, vil et 99% konfidensinterval betyde at VaR skal beregnes med 2,33 standardafvigelse, 95% konfidensinterval med 1,65 standardafvigelse osv.



Figur 4: Normalfordeling (egen tilvirkning)

Normalfordelingsantagelse baseres reelt på to parametre: standardafvigelse og middelværdi. En standardnormalfordeling antager $\sigma = 1$ og $\mu = 0$.

Da Delta Normal VaR forudsætter normalfordelingsantagelse, findes VaR ligeledes ud fra disse parametre, altså:

$$VaR = MV * \sigma * n,$$

hvor MV udtrykker markedsværdien på porteføljen og n udtrykker standardafvigelse.

Ønsker man at finde VaR for en længere periode end en dag, f.eks. 10 som det kræves ved anvendelse af VaR til opgørelse af kapitalkrav for markedsrisikoen, kan man skalere det beregnede VaR med $\sqrt{10}$.

4.3.1.1 Fordele og ulemper

Der ses nogle åbenlyse fordele ved Delta Normal VaR. Nøgletallet er simpelt at beregne, og kræver ikke stor dataindsamling. Det er muligt at finde VaR ud fra standardafvigelsen på aktivet eller porteføljen, som man ønsker at beregne på. Nøgletallet er desuden intuitivt let at forstå og formulere overfor omverdenen. VaR kan beregnes på tværs af aktivklasser, hvilket gør, at der ved VaR er mulighed for at samle risikooplysningerne i ét nøgletal. Der kan argumenteres for, at dette både kan være en fordel og ulempe da man ved denne metode, kan miste værdifulde informationer, som man havde opnået ved mere avancerede metoder. Ydermere er det væsentligt at forholde sig til, at normalfordelingsantagelsen kan gøre nøgletallet sårbart overfor porteføljer, hvor der indgår instrumenter hvor normalfordelingen ikke gør sig gældende. En anden ulempe ved VaR nøgletallet, som både gælder Delta Normal og de andre opgørelsesmetoder er, at man ikke får informationer om, hvad man taber den dag, hvor tabet forventes at overstige det beregnede VaR. Bliver tabet en halv gang større, dobbelt så stort eller fem gange så stort? Nøgletallet giver ikke svar herpå, hvilket også er en af årsagerne til den massive kritik, som VaR har været udsat for.

4.3.2 Historisk simulation

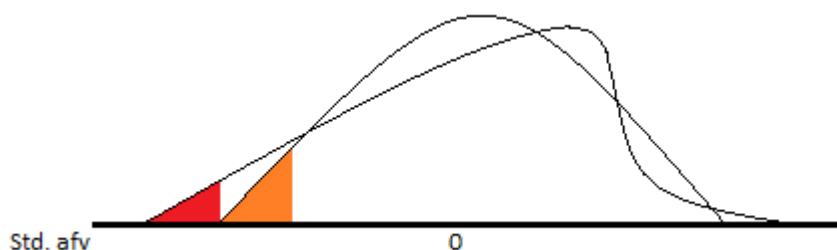
Ved historisk simulation tages VaR videre til et højere niveau. Ved den historiske simulation gøres ingen antagelser om fordeling, hvorfor problematikken som er belyst under Delta Normal VaR undgås. Ved den historiske simulation anvendes historiske data som afspejler fordelingen tilbage i tid. Man antager dermed implicit, at den historiske fordeling også er en god indikation af fordelingen fremadrettet. Sammenlignet med normalfordelingsantagelsen må dette vurderes at være en styrke ved den historiske simulation.

Metoden går ud på, at man på baggrund af en observationsperiode på x antal dage (f.eks. 250 handelsdage) beregner daglige afkast. Resultaterne kan med fordel illustreres i et histogram, som dermed viser fordelingen, og viser om der er tale om en tilnærmet normalfordeling, eller om der er tykke "haler". Når observationsperioden er opstillet i tabelform, kan denne sorteres efter størrelse på tab således at dagen med største tab rangeres som nummer et i tabellen, andet største tab rangeres som nummer to osv. Efter denne opstilling kan VaR findes ved simpel aflæsning i tabellen. Ønskes f.eks. at finde 1-dags VaR med 99% konfidensinterval, vil VaR være lig det 2,5 (250/100) største observerede tab (hvilket kan oprundes til 3. største observation).

Historisk simulation tager udgangspunkt i aflæsning direkte, og det er således ikke nødvendigt at beregne volatiliteter, som det er tilfældet i Delta Normal tilgangen.

4.3.2.1 Fordele og ulemper

Historisk simulation er en forholdsvis enkel metode at anvende. Det eneste som kræves for at kunne benytte metoden er, at der haves et observationssæt for en periode. Metoden har ikke behov for at gøre sig nogle antagelser omkring fordeling, ligesom det ikke er nødvendigt at beregne volatiliteter eller korrelationer. Modificeres figur 4 til at indeholde graf for såvel normalfordeling som en konstrueret faktisk fordeling (figur 5), kan det ses at VaR under normalfordelingsantagelsen i form af det orange-skraverede område underestimerer "halerisikoen" som der findes ved den observerede faktiske fordeling markeret med rød.



Figur 5: VaR fordelinger (egen tilvirkning)

Det kan således ses af figuren, at man ved anvendelse af den historiske simulation, vil opleve et mere retvisende VaR end ved anvendelse af Delta Normal, såfremt der ikke er tale om en normalfordeling.

Ulempen ved den historiske simulation er, at den antager at historiske afkastfordelinger, også gør sig gældende i fremtiden. Herudover kræver modellen et stort datamateriale på den historiske fordeling, som der ikke er behov for ved Delta Normal modellen. Her beregnes som tidligere nævnt på baggrund af volatiliteter.

Metoden er anerkendt som en god metode for beregning af VaR, og har anvendelse i flere større institutter. I Danmark anvendes denne tilgang af både Danske Bank, Nordea og Jyske Bank.²

4.3.3 Monte Carlo-simulation

Monte Carlo-simulation er en model, som delvist kan sammenlignes med den historiske simulation. Tankesættet bag metoden er, at man i stedet for at observere historiske data, simulerer fremtidige afkast igennem modellen. Afkastene beregnes ud fra en stokastisk model, hvor volatilitets- og korrelationsgrænser implementeres, således at der ikke opnås urealistiske resultater. Ud fra modelinput genereres en række scenarier hvorfra VaR kan identificeres på samme måde som ved den historiske simulation, nemlig ved aflæsning i den opstillede tabel.

4.3.3.1 Fordele og ulemper

Som gennemgangen af modellen indikerer, skal der foretages en række simulationer. Forestiller vi os en portefølje bestående af mange forskellige aktiver, bliver der tale om et meget stort datasæt og en stor mængde scenarier. Ligesom det er modellens svaghed, er det også en stor fordel, at det er muligt at beregne en stor mængde afkastscenarier, da det øger præcisionen i modellen. Samtidig kan modellen med fordel bruges på fordelinger, som er skæve og indeholder forskellige afledte instrumenter.

4.4 Expected Shortfall

I afsnit 4.3 er VaR-begreberne gennemgået. Som beskrevet er der både fordele og ulemper ved risikonøgletallet. Der er igennem årene rejst større og større kritik af VaR som risikonøgletal. Den mest udbredte kritik af nøgletallet er, at det ikke kan måle "halerisikoen", og da kapitalen som reserveres i pengeinstitutterne netop skal kunne absorbere tabene i de ekstreme tilfælde, er kritikken væsentlig. ES er et risikonøgletal som netop tager opgøret med denne problematik. ES måler halerisikoen, idet ES reelt fortæller hvad det forventede tab er, givet tabet overstiger X.

² Jf. institutternes risikorapporter

Udover kritikken om at VaR ikke måler risikoen i "halen" i fordelingen, har akademikere opstillet en række forudsætninger som et risikonøgletal skal opfylde:

- 1) Monotoni: resultatet skal afspejle den konkrete risiko, således at en portefølje som udviser dårligere resultater end en anden portefølje skal have et større risikonøgletal
- 2) Invarians: Tilføres kontanter til porteføljen, skal risikonøgtalet reduceres med den kontante kapitaltilførsel
- 3) Positiv homogenitet: Ændres porteføljestørrelsen med faktor K, med de relative mængder af de individuelle aktiver uændret, bør risikoen skulle multipliceres med faktor K
- 4) Sub-additivt: Det samlede risikonøgletal for to sammenlagte porteføljer skal maksimalt udgøre summen af deres individuelle risici.

Ved teoretikeres test af VaR er det konstateret, at kriterie nr. 4 ikke bliver opfyldt. Dette kritikpunkt af VaR er meget relevant i forhold til at anvende VaR som et risikomål for den regulatoriske kapital. Tages f.eks. et finansielt instituttet med flere "trading desks" er der risiko for, at den overordnede risiko for instituttet som beregnes, er større end summen af de individuelle afdelingers risiko. Dette udgør dermed en risiko for, at kapitalkravene bliver beregnet forkert. (Hull, 2015, kap. 12.5)

Med udgangspunkt i den nævnte kritik er ES dermed et godt alternativ til VaR. ES måler netop halerisikoen og opfylder ligeledes kriteriet om at være sub-additivt.

Beregningen af ES er simplest, hvis man har beregnet VaR ud fra historisk simulation. Årsagen hertil er, at ES jo netop viser det forventede gennemsnitlige tab i "halen", og derfor blot findes som et vægtet gennemsnit af tabene, som overstiger VaR ved den historiske simulation. Man kan således opstille flg. formel:

$$ES_{\text{Historisk simulation}} = \frac{\sum \text{VaR overskridelser}}{N}$$

Har man i stedet beregnet VaR ud fra Delta Normal metoden, vil man kunne finde ES som

$$ES_{\text{Delta Normal}} = \frac{\sqrt{T} \cdot \sigma_{\text{portefølje}} \cdot MV_{\text{portefølje}} \cdot e^{-\left(\frac{n^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 \cdot \pi} \cdot (1-X)}$$

Dette forudsætter normalfordelingsantagelsen ligesom ved Delta Normal VaR. (Andresen, Jørgen J., 2017, s. 127-128)

4.5 Backtesting

Som der er redegjort for tidligere, kræver bankernes brug af den interne metode til opgørelse af markedsrisikoen, at de backtester deres model. Baselkravene tilsiger, at backtesting skal ske på 1-dags VaR med 99% konfidensniveau over en periode på de seneste 250 handelsdage.

Backtesting går ud på at teste hvor valid modellen er. Måden hvorpå dette foregår er, at man over en periode på de seneste 250 handelsdage undersøger hvor mange overskridelser af det beregnede daglige VaR, der er forekommet. Er det daglige VaR f.eks. beregnet til 5 mio. kr. undersøges således, hvor mange gange over de seneste 250 dage, der er forekommet et tab som overstiger 5 mio. kr.

Fra Baselkomiteen findes en tabel som angiver validiteten af institutternes VaR-model (se figur 6). Tabellen angiver, at hvis der forekommer op til 4 overskridelser befinder man sig i "green zone", og modellen er korrekt. Opleves der 5-9 overskridelser er modellen i "yellow zone", og man skal undersøge, om modellen skal tilpasses. Forekommer der mere end 10 overskridelser, vurderes modellen at være forkert.

Årsager til, at der kan opstå overskridelser af det modellen beregnede VaR, kan f.eks. være at der er beregningsfejl i modellen, man befinder sig i en meget volatil periode eller at modellen er for simpel til at håndtere de aktiver, som indeholdes i porteføljen.

Zone	Number of exceptions	Increase in scaling factor	Cumulative probability
Green Zone	0	0,00	8,11 %
	1	0,00	28,58 %
	2	0,00	54,32 %
	3	0,00	75,81 %
	4	0,00	89,22 %
Yellow Zone	5	0,40	95,88 %
	6	0,50	98,63 %
	7	0,65	99,60 %
	8	0,75	99,89 %
	9	0,85	99,97 %
Red Zone	10 or more	1,00	99,99 %

Figur 6: Backtest (www.bis.org/publ/bcbs22.pdf, s.8)

Backtestingen har ikke alene indflydelse på, hvorvidt man skal revurdere sin model. Antal overskridelser har ligeledes direkte indflydelse på størrelsen af kapitalkravet, som institutterne mødes med. Som tidligere nævnt beregnes kapitalkravet som

$$\max(VaR_{t-1}, m_c * VaR_{gns}) + \max(sVaR_{t-1}, m_s * sVaR_{gns}),$$

hvor m_c og m_s er multiplikationsfaktorer som netop findes ud fra den foretagne backtesting.

Multiplikationsfaktoren er minimum 3, men øges i takt med at backtestingen viser overskridelser af det

beregnete VaR. Plusfaktoren som skal tillægges bliver aktuel, når backtestingen befinder sig i "yellow-" og "red-zone", og bevæger sig imellem 0,4 og 1,0.

4.6 Black-Scholes-Merton

Prisfastsættelse af optionspræmier kan reelt inddeles i to dele: den indre værdi og tidsværdien. Den indre værdi er optionsværdien, hvis man valgte at udnytte optionen (exercise) nu, mens tidsværdien i stedet udtrykker værdien af, at man har mulighed for større gevinst frem til udløb. (Andresen, Jørgen J., 2015, s. 168)

Tidsværdien og den indre værdi betyder, at prissætningen bygger på en række elementer. Når der er tale om europæiske optioner indgår:

- Strikeprice (K)
- Kurs på det underlæggende aktiv (S_0)
- Løbetid (T)
- Volatilitet (σ)
- Risikofri rente (r)

En model som tager højde for disse elementer og som derfor anvendes til prisfastsættelse af optionspræmier på europæiske optioner, er Black-Sholes-Merton-modellen, i daglig tale bedre kendt som Black-Scholes-modellen.

Ud fra Black-Scholes prissættes optioner ud fra:

$$c = S_0 N(d_1) - K e^{-rT} N(d_2)$$

$$p = K e^{-rT} N(-d_2) - S_0 N(-d_1), \text{ hvor}$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \text{ og } d_2 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

I modellen ovenfor er taget udgangspunkt i en option uden dividendebetaling. Modellen kan modificeres til også, at medtage såvel faste som variable dividender. (Hull, John. C, 2014, kap. 13)

4.6.1 Fordele og ulemper

En klar fordel ved Black-Scholes er modellens evne til at beregne på optioner, hvad enten der er tale om call-optioner, put-optioner, dividendebetalende eller ikke dividendebetalende underlæggende aktiver. Der er tale om en model, som er relativt simpel at anvende, hvilket måske også leder opmærksomheden hen på svaghederne. I modellen foretages en række forudsætninger:

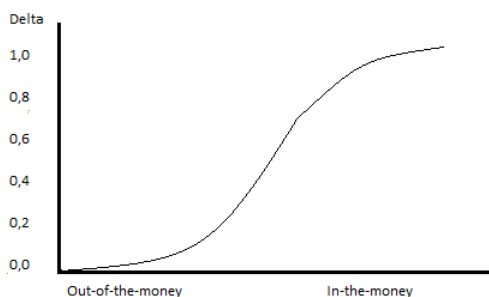
1. Den risikofrie rente er konstant i hele optionens løbetid
2. Der er tale om efficiente markeder
3. Ingen transaktionsomkostninger
4. Afkastet på det underlæggende aktiv antages at være normalfordelt
5. Volatiliteten på det underlæggende aktiv er konstant

Der er således tale om en række antagelser, som kan anfægtes i større eller mindre grad. Dog må det konstateres, at modellen har opnået officiel anerkendelse, da stifterne bag modellen i 1997 modtog Nobelprisen i Økonomi. (Nobelprize.org, 1997)

4.7 Delta

Når man beskæftiger sig med optioner, er der en række græske nøgletal som har relevans (Delta, Gamma, Vega, Theta, Rho). Alle nøgletallene relaterer sig til ændringer i optionspræmien givet ændringer i underlæggende risikofaktorer. I min sammensætning af modelporteføljen vil især Delta have en rolle i beregningerne, hvorfor jeg alene foretager en præsentation af dette nøgletal.

Nøgletallet Delta udtrykker ændringen i optionspræmien ved en ændring i det underlæggende aktivs kurs med 1 kurspoint. Delta vil således ligge imellem 0 og 1 for call-optioner og -1 og 0 for put-optioner. Delta er et dynamisk nøgletal, som vil variere afhængig af, om optionen er in-the-money eller out-of-the-money, som illustreret i figur 7.



Figur 7: Delta købt call-option (egen tilvirkning)

Beregningen af Delta tager udgangspunkt i formlen:

$$\text{Delta} = N(d_1), \text{ hvor } d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}.$$

Det kan således konstateres, at elementet d_1 fra Black-Scholes-formlen går igen i beregningen af Delta. Dette skyldes at Delta indgår som en naturlig del af prissætningen af optionspræmien, hvilket bliver medtaget i Black-Scholes.

4.8 Delkonklusion

VaR er et bredt anvendt risikonøgletal, som definerer det maksimale beløb, man kan tabe med en given sandsynlighed over en given tidshorisont. VaR er på grund af dets simple definition let at kommunikere og for omverdenen at forstå.

Det er muligt at beregne VaR på flere måder. Der findes forskellige metoder og indenfor hver metode, er der frihed omkring valg af inputdata såsom volatilitet, EMWA-volatilitet, afkastvægte etc.

I min gennemgang har jeg redegjort for 3 udbredte metoder: Delta Normal, historisk simulation og Monte Carlo-simulation. Hver model har sine fordele og ulemper. Den mest simple metode, Delta Normal, har sin åbenlyse styrke i, at nøgletallet er nemt at beregne, og man alene har behov for at kende porteføljens volatilitet. En ulempe er modellens antagelse omkring normalfordelte afkast, hvilket er en antagelse, som ikke kan gøres gældende for alle finansielle instrumenter og porteføljer.

Historisk simulation kommer ulempen omkring normalfordelingsantagelsen til livs. Her findes VaR ud fra faktiske historiske observationer, hvorfor der ikke gøres nogle antagelser. Man opnår derfor ved historisk simulation et VaR, som afspejler den faktiske historiske fordeling. Der kan stilles spørgsmålstejn ved, om historikken afspejler fremtiden, men denne udfordring gælder for både Delta Normal og historisk simulation. Ved historisk simulation kræves et stort datasæt, hvilket er modellens umiddelbare udfordring. Den sidste gennemgåede model er Monte Carlo-simulation. Denne adskiller sig fra den historiske simulation ved at skabe scenarier for fremtidige afkast, og ikke gøre brug af de historiske observerede. Igennem modelsimulationen vil værdier af de stokastiske variable blive dannet, og ud fra disse værdier findes VaR.

VaRs fordele omkring dets tilgængelighed er måske også en af de største svagheder. I hvert fald har VaR fået konkurrence af ES indenfor kapitalkravsopgørelse til finansielle institutter. Kapitalen, som institutterne skal reservere, skal være dækkende for de tab, som institutterne kan risikere at opleve i de værst tænkelige scenarier. VaR beskriver hvad der som minimum forventes at tabe i disse scenarier og besvarer derfor ikke spørgsmålet om, hvad der forventes at tabes. Her er ES et godt alternativ og også det foreslåede fra Baselkomitéen. ES besvarer netop spørgsmålet "hvad er det forventede gennemsnitlige tab i de X% værste scenarier". ES findes dermed som gennemsnittet af de negative afkast, der overstiger VaR. Altså tager ES ved historisk simulation højde for risikoen for, at fordelingerne har federe "haler" end normalfordelingen, som VaR forudsætter. Dermed giver ES en bedre indikation af den faktiske risiko.

Udover den store fordel i, at ES estimerer det forventede tab, lever ES også op til alle 4 krav, som akademikere har opstillet til et risikonøgletal: monotoni, invarians, positiv homogenitet og sub-additivitet.

Risikonøgletal, hvad enten det drejer sig om VaR eller ES, indeholder en række antagelser. Netop på grund af disse er der behov for backtesting af modellerne. Backtesting går ud på, at teste for antal overskridelser ifht. modellernes forudsigelser. Beregnes f.eks. på 1-dags VaR med 99% konfidensniveau og en observationsperiode på 100 dage tilsiger modellen, at der kun én ud af disse dage opleves et tab større end VaR. Såfremt der er flere overskridelser, må modellens validitet undersøges nærmere. Fra Baselkomitéen accepteres til og med 4 overskridelser, uden at der skal stilles spørgsmålstejn ved modellens nøjagtighed.

5 Analyse af modelportefølje

I de foregående afsnit af denne opgave har jeg redegjort for kapitalkravene, som baseres på Baselkomitéens anbefalinger. Fokus har været rettet på markedsrisikoen, som sorterer under søjle 1 i kapitalkravene. Kapitalkravene beregnes i dag ud fra VaR-modeller, såfremt institutterne benytter den interne metode, men med den seneste anbefaling fra Baselkomitéen i dens FRTB anbefales risikonøgletallet erstattet med ES. Det følgende afsnit vil på baggrund af en modelportefølje beskæftige sig med konsekvensberegninger ved overgang til ES fremfor den bestående metode.

Igennem analysen vil der blive taget udgangspunkt i anvendelse af Delta Normal-VaR samt historisk simulation med 99% konfidensniveau, som kapitalkravene tilsiger. Sammenligningen vil blive foretaget til ES med konfidensniveau på 97,5% jf. forslaget i FRTB.

Da beregningerne, som danner baggrund for kapitalkravene, skal afspejle det aktuelle finansielle marked samt et stresset marked, bygger datasættet på de daglige afkast i perioden 2/1-2008 til 30/12-2008 (250 afkastobservationer) samt 4/1-2016 til 30/12-2016 (252 afkastobservationer).

5.1 Valg af modelportefølje

I den valgte modelportefølje indgår:

- Position i aktieindekset OMXC20
- Position i USD (USD/DKK)
- Position i renteinstrument (5-årig dansk swaprente)
- Europæisk call-option på aktieindekset OMXC20

Baggrunden for valget af de ovenstående aktiver er, at modelporteføljen ønskes at give et billede af en mulig beholdning for danske pengeinstitutter. Da det forudsættes at handelsbeholdningerne i pengeinstitutterne er veldiversificerede, anvendes aktieindekset OMXC20. Udover en beholdning af aktier er også en beholdning af valuta forventeligt i et pengeinstituts beholdning. I porteføljen anvendes USD som valuta med begrundelsen som fremgår af afsnit 5.1.2. Som renteinstrument medtages den 5-årige danske swaprente, der vurderes at give et tilfredsstillende billede af rentesituationen aktuelt og historisk.

Afslutningsvist medtages også et finansielt instrument i form af en europæisk call-option på det danske OMXC20-indeks.

For at vægtningen af de forskellige aktivklasser er realistiske i forhold til danske banker, er der skelet til årsrapporter 2016 for Jyske Bank A/S og Sydbank A/S som begge er SIFI-institutter.

5.1.1 OMXC20

OMXC20-indekset indeholder de 20 mest omsatte aktier på Nasdaq Copenhagen³. Indekset er således ikke statisk. Indekset i dag indeholder toneangivende selskaber som A.P. Møller Mærsk, Novo Nordisk, Carlsberg og Danske Bank. Også Pandora har fundet sin plads på indekset på trods af aktiens relativt korte levetid.

Valget af indekset baseres på dets evne til at indeholde de mest handlede aktier. I en veldiversificeret portefølje, som et pengeinstituts antages at være, er det dermed en fordel med indeks' aktualitet.

Beholdningen i indekset for modelporteføljen fastsættes til at udgøre t.kr. 10.000.

5.1.2 USD/DKK

For at belyse risikoen for valutakursudsving anvendes kursen USD/DKK i modelporteføljen. USD har historisk haft perioder med store stigninger og fald, hvilket bidrager til, at de beregnede volatiliteter i porteføljen giver et retvisende billede af den valutakursrisiko, som institutterne løber.

Som alternativ ville USD/EUR kunne have været anvendt hvilket dog fravælges på grund af Danmarks fastkurspolitik overfor EUR. Beholdningen i valutaen for modelporteføljen udgør t.kr. 5.000.

5.1.3 Swaprente 5-årig

En overvejende del af bankernes handelsbeholdning udgøres af rentebærende instrumenter i form af obligationer. Baggrunden herfor er, at obligationer tolkes som mere sikre værdipapirer, og bidrager til større stabilitet i handelsbeholdningerne. Ydermere er en stor del af pengeinstitutternes (evt. i form af datterselskaber) forretningsområde boligfinansiering. Institutterne har således behov for at have en egenbeholdning af realkreditobligationer, for at kunne servicere den daglige drift. Bankernes beholdning af obligationer vil således relatere sig til såvel *trading book* som *banking book*.

I modelporteføljen anvendes den 5-årige danske swaprente som alternativ til obligationer. Baggrunden herfor er, at det ikke intuitivt er retvisende at beregne volatiliteter (som skal anvendes til VaR og ES-beregninger) direkte på en obligation. Årsagen hertil er, at prisvolatiliteten på en obligation må forventes at falde desto tættere man nærmer sig udløb af obligationen. Det antages dermed, at swaprenten fungerer

³ Tidl. Københavns Fondsbørs

som et godt alternativ til en obligationsbeholdning, og at det er muligt at beregne volatiliteter direkte herpå. Beholdningen af rentebærende aktiver for modelporteføljen fastsættes til t.kr. 50.000

5.1.4 Option

Som pengeinstitut er det vigtigt at sikre sig imod ugunstige udviklinger, som kan resultere i store tab. For at afdække risici på f.eks. aktier, valutaer eller renter findes en række finansielle instrumenter, som kan anvendes. Udover risikoafdækning kan finansielle instrumenter også bruges til spekulative formål, f.eks. hvis man har en forventning om en given udvikling i det underlæggende papir. I modelporteføljen medtages en europæisk call-option på OMXC20-indekset, som med fordel kan anvendes, hvis der er en forventning om en kursstigning i indekset som overstiger K i optionen.

Der vil blive taget udgangspunkt i to optioner med forskellige karakteristika for de to år. Optionerne forudsætter, at der ikke er dividendebetaling, hvilket kan begrundes med at optionens løbetid er de 3 første måneder i hhv. 2009 og 2017, hvor der som udgangspunkt ikke sker dividendebetaling. Karakteristika for de to call-optioner i modelporteføljen er:

2008	2016
- Strikeprice (K) = 252,000	- Strikeprice (K) = 900,000
- Aktiekurs (S_0) pr. 30/12-2008 = 247,720	- Aktiekurs (S_0) pr. 30/12-2016 = 883,959
- Løbetid (T) = 0,25	- Løbetid (T) = 0,25
- Volatilitet (σ) = 38,494% p.a. ⁴	- Volatilitet (σ) = 22,026% p.a. ⁶
- Risikofri rente (r) = 4,3% p.a. ⁵	- Risikofri rente (r) = 0,3% p.a. ⁷

5.2 VaR

I det følgende afsnit vil jeg beregne på den opstillede modelportefølje. Beregningerne vil tage udgangspunkt i både Delta Normal VaR samt VaR ved historisk simulation. Da den interne metode efterlader valgfrihed i forhold til, hvordan volatiliteter beregnes, vil jeg foretage beregninger både ved hjælp af simple volatiliteter og EMWA-volatiliteter.

5.2.1 Delta Normal VaR

Som beskrevet i afsnit 4.3.1 indgår følgende elementer i beregningen af VaR: MV, σ, n, T .

For at kunne beregne VaR for porteføljen skal disse parametre altså udledes. Markedsværdierne for

⁴ Årlig volatilitet på underlæggende aktiv. Se bilag 1 for beregning

⁵ Effektiv rente danske statsobligationer 2008, IMF (<http://www.statistikbanken.dk/10278>)

⁶ Årlig volatilitet på underlæggende aktiv. Se bilag 2 for beregning

⁷ Effektiv rente danske statsobligationer 2016, IMF (<http://www.statistikbanken.dk/10278>)

positionerne i aktieindekset, valutaen og i renteinstrumentet har jeg redegjort for i ovenstående afsnit. Omkring optionspositionen tages der udgangspunkt i, at optionen på beregningsdagen har en værdi i det underlæggende aktieindeks på kr. 5.000.000. Optionskontrakterne antages dermed risikomæssigt, at kunne mappes til en aktieposition i indekset hvorfor antallet af optionskontrakter kan findes ved optionens Delta. Antagelsen er forsimplet, men accepteres med baggrund i, at optionsteori ikke er denne opgaves hovedfokus. Optionens Delta beregnes for både 2008 og 2016 og fås som:

30/12-2008

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{247,72}{252}\right) + \left(4,3\% + \frac{38,494\%^2}{2}\right)0,25}{38,494\%\sqrt{0,25}} = 0,0630$$

$$N(0,0630) = N(0,06) + 0,30(N(0,07) - N(0,06))$$

$$= 0,5239 + 0,30(0,5279 - 0,5239)$$

$$\Delta_{2008} = 0,5251$$

30/12-2016

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{883,959}{900}\right) + \left(0,3\% + \frac{22,026\%^2}{2}\right)0,25}{22,026\%\sqrt{0,25}} = -0,1014$$

$$N(-0,1014) = N(-0,10) - 0,14(N(-0,14) - N(0,15))$$

$$= 0,4602 - 0,14(0,4443 - 0,4404)$$

$$\Delta_{2016} = N(-0,1014) = 0,4596$$

De beregnede Delta værdier udtrykker, hvad én optionskontrakt svarer til i risikoposition i det underlæggende aktiv. Deltaen i 2008 på 0,53 (oprundet) svarer således til, at én optionskontrakt udgør en risikoposition i OMXC20-indekset på 53 positioner i indekset. For 2016 svarer én optionskontrakt således til

46 positioner (oprundet) i indekset. Risikopositionen er fundet som $\left(\frac{MV}{\Delta * 100}\right)$.

Multiplikationen med 100 aktier i nævneren skyldes, at hver optionskontrakt indeholder 100 aktier i det underlæggende indeks. Ud fra det beregnede Delta, svarer en optionsposition i indekset med en værdi på kr. 5.000.000 således til 381 optionskontrakter i 2008 og 123 optionskontrakter i 2016.

Det er af ovennævnte beregninger udledt, at 381 optionskontrakter i 2008 svarer til en værdi i det underlæggende indeks på tilnærmelsesvis kr. 5.000.000 ($381 * 100 * 247,72 * 0,5251$).

Efter at have udledt markedsværdierne for alle positioner i modelporteføljen kan σ beregnes for de enkelte aktiver. Beregningen foretages ud fra den enkelte daglige afkastobservationer. For aktieindekset findes volatiliteten som:

OMXC20 2008				
Dato	Kurs	Observation	$\mu_i = \ln(\frac{S_t}{S_{t-1}})$	$(\mu_i - \bar{\mu})^2$
28-12-2007	464,14	0		
02-01-2008	460,53	1	-0,7808%	0,000028
03-01-2008	454,48	2	-1,3224%	0,000115
04-01-2008	443,17	3	-2,5200%	0,000515
... ..				
23-12-2008	245,95	248	-0,1787%	0,000001
29-12-2008	247,02	249	0,4341%	0,000047
30-12-2008	247,72	250	0,2830%	0,000029
			SUM	0,147588

Tabel 2: Udsnit observationer OMXC20 2008 (egen tilvirkning). Fuld data i bilag 1

$$\sigma_{OMX08} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{0,147588}{250-1}} = 0,0243459 \approx 2,4346\%$$

$$\sigma_{OMX16} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{0,048321}{252-1}} = 0,0138749 \approx 1,3875\%$$

Efter samme fremgangsmåde findes volatiliteten for valutapositionen, rentepositionen samt optionen.

Sidstnævnte vil have samme volatilitet som indekset, idet optionen er mappet til en position i netop dette.

De samlede daglige volatiliteter ses i tabel 2.

Aktiv	Volatilitet	
	2008	2016
OMXC20	2,4346%	1,3875%
USD/DKK	0,8799%	0,5190%
Rente	1,4707%	10,0888%
Option	2,4346%	1,3875%

Tabel 3: Daglige volatiliteter (egen tilvirkning). Fuldt datasæt i bilag 1-3

Som det kan konstateres af tabellen var 2008 præget af højere volatiliteter end i 2016. Intuitivt var dette forventet på grund af den finansielle krise, der for alvor tog fart i netop 2008. Dog må det bemærkes, at rentevolatiliteten er højere i 2016, hvilket skyldes det aktuelt lave renteniveau, hvor selv små udsving resulterer i højere volatiliteter. Med baggrund heri anvendes fremadrettet prisvolatiliteten for swaprenten, idet denne giver bedre forståelse for det samlede risikobillede.

Ud fra de beregnede volatiliteter er det muligt at beregne VaR for de enkelte aktiver individuelt.

Beregningerne tager udgangspunkt i formen i afsnit 4.3.1, og da resultatet senere ønskes anvendt i relation til kapitalkravsopgørelser, anvendes et ensidet 99%-konfidensinterval svarende til 2,33 standardafvigelse:

$$VaR_{OMX08} = 10.000.000 * 2,4346\% * \sqrt{10} * 2,33 = 1.793.835$$

$$VaR_{USDDKK08} = 5.000.000 * 5,3263 * 0,8799\% * \sqrt{10} * 2,33 = 324.163$$

$$VaR_{Swap08} = 50.000.000 * 0,2515\% * \sqrt{10} * 2,33 = 954.652$$

$$VaR_{option08} = 5.000.000 * 2,4346\% * \sqrt{10} * 2,33 = 896.917$$

Det er væsentligt at bemærke, at den anvendte volatilitet i beregningen på swappen er prisvolatiliteten og ikke rentevolatiliteten. Da det forudsættes at swaprenten kan stå i stedet for nulkuponrenten, beregnes volatiliteten således direkte på swaprenten. Ud fra den beregnede daglige volatilitet, 1,4707%, er prisvolatiliteten pr. 30/12-2008 fundet som $\sigma_{pris} = \sigma_{rente} * swaprente * MD = 0,2591\%$.⁸

Ved simpel addition af de fire ovenstående individuelle VaR-beregninger beregnes den samlede portefølje-VaR for 2008 til kr. 3.969.567.

På samme måde som ovenfor, er det samlede portefølje-VaR for 2016 beregnet til kr. 2.324.500.⁹ Som forventet kan det altså konstateres, at VaR var højere i kriseåret 2008, end det er tilfældet for 2016.

Man kunne foranlediges til at tro, at kapitalkravet således skulle beregnes ud fra det samlede VaR, som er beregnet ovenfor. Dette er imidlertid ikke tilfældet. En af styrkerne ved at anvende den interne metode til opgørelse af kapitalkravene til markedsrisiko er, at der må tages højde for diversifikationsgevinster. I de ovenfor beregnede VaR er der ikke taget højde for den indbyrdes korrelation imellem de enkelte aktivklasser. For at kunne medtage denne mulige diversifikationsgevinst kræves derfor, at korrelationerne beregnes ud fra formen præsenteret i afsnit 4.2. Som formen foreskriver, beregnes korrelationen imellem 2 aktiver af gangen, hvilket i den konkrete modelportefølje betyder, at der skal beregnes 6 korrelationsforhold (OMXC20 og USD/DKK, OMXC20 og swap, OMXC20 og option, USD/DKK og swap, USD/DKK og option samt swap og option).

Af tabel 4 fremgår udsnit af de beregnede sammenhænge imellem OMXC20 og USD/DKK som anvendes til korrelationsberegningen.

⁸ Se beregninger i bilag 3

⁹ Se beregning i bilag 4

2008			
	OMXC20	USD/DKK	
Observation	$\mu_i = \ln(\frac{S_t}{S_{t-1}})$	$\mu_i = \ln(\frac{S_t}{S_{t-1}})$	$(\mu_A - \bar{\mu}_A) * (\mu_B - \bar{\mu}_B)$
1	-0,7808%	-0,9000%	0,0000484
2	-1,3224%	-0,2787%	0,0000314
3	-2,5200%	0,0099%	0,0000011
.....			
248	-0,1787%	0,0636%	0,0000004
249	-0,4341%	0,0056%	-0,0000006
250	0,2830%	-0,9031%	-0,0000490
		SUM	-0,0198614

Tabel 4: OMXC20 og USD/DKK sammenhæng (egen tilvirkning). Fuldt datasæt i bilag 5

Korrelationen imellem OMXC20-indekset og USD/DKK kan ud fra data i tabel 3 og 4 beregnes som:

$$\rho_{A,B} = \frac{\sum_{i=1}^n (\mu_{A_i} - \bar{\mu}_A) \cdot (\mu_{B_i} - \bar{\mu}_B)}{(n-1) \cdot \sigma_A \cdot \sigma_B} = \frac{-0,0198614}{(250-1) * 2,4346\% * 0,8799\%} = -0,37235$$

De øvrige korrelationer som er beregnet i bilag 5, er:

Aktiv	Korrelationer	
	2008	2016
OMXC20,USD/DKK	-0,37235	0,18445
OMXC20,swap	0,06620	0,00796
OMXC20,option	1,00000	1,00000
USD/DKK,swap	-0,03143	-0,01359
USD/DKK,option	-0,37235	0,18445
Swap,option	0,6620	0,00796

Tabel 5: Korrelationer (egen tilvirkning). Fuldt datasæt i bilag 5

Som det ses af tabel 5, er der perfekt lineær sammenhæng imellem aktieindekset og optionen. Dette er naturligt, da optionen er fundet som en position i indekset, og derfor deler volatiliteter med dette. De øvrige korrelationer viser ingen større linearitet imellem afkastene. Dog er der i 2008 flere negative korrelationer, hvilket indikerer, at der er mulighed for diversifikationsgevinster. Størrelsen på lineariteten er begrænset, og denne gevinst må derfor forventes at være begrænset.

Ud fra de beregnede individuelle VaR samt korrelationerne er det nu muligt at beregne det samlede portefølje-VaR:

$$VaR_{portefølje}$$

$$= \sqrt{VaR_{OMX}^2 + VaR_{valuta}^2 + VaR_{swap}^2 + VaR_{option}^2 + 2\rho_{OMX,valuta} * VaR_{OMX} * VaR_{valuta} + 2\rho_{OMX,swap} * VaR_{OMX} * VaR_{swap} + 2\rho_{OMX,option} * VaR_{OMX} * VaR_{option} + 2\rho_{valuta,swap} * VaR_{valuta} * VaR_{swap} + 2\rho_{valuta,option} * VaR_{valuta} * VaR_{option} + 2\rho_{swap,option} * VaR_{swap} * VaR_{option}}$$

Det 10-dages porteføljevar med 99% konfidens findes således ved ved, at medtage de enkelte aktivers indbyrdes korrelationer. Portefølje-VaR for hhv. 2008 og 2016 udgør således kr. 2.815.611 og kr.

1.693.401.¹⁰

Ud fra de beregnede portefølje-VaR for såvel 2008 som 2016 kan det således konstateres, at der opnås en diversifikationsgevinst i porteføljen. Dette skyldes korrelationerne, som er vist i tabel 5. Den samlede diversifikationsgevinst udgør kr. 1.153.955 i år 2008 samt kr. 631.099 i år 2016.

At gevinsten på diversifikation er størst i 2008 skyldes, at der er negative korrelationer for tre af aktiverne mens det i 2016 alene er tilfældet på ét aktiv. Det er altså kun valutabeholdningen og positionen i swaprenten, som bidrager til diversifikation i 2016.

Kapitalkravene til den generelle markedsrisiko findes som tidligere nævnt som:

$$\max(VaR_{t-1}, m_c * VaR_{gns60-dage}) + \max(sVaR_{t-1}, m_s * sVaR_{gns60-dage}).$$

I min beregning af kapitalkravene antages det, at højeste værdi er gårsdagens VaR (det beregnede VaR), hvorfor der ikke foretages sammenligning med det 60-dages gennemsnitlige VaR.

Grundlaget for det samlede kapitalkrav for den generelle markedsrisiko beregnet pr. 30/12-2008 kan herefter opgøres til kr. 4.509.012 (kr. 2.815.611 + kr. 1.693.401)

5.2.2 Historisk simulation

Som alternativ til Delta Normal VaR kan man i stedet benytte sig af VaR ved historisk simulation. Denne metode er udbredt blandt de større danske institutter.

Udover de nævnte fordele under præsentationen af modellen er det for modelporteføljen ligeledes positivt, at der ikke skal gøres nogen antagelse omkring optionen i porteføljen. Da den historiske simulation rangerer udfaldene efter største tab i den samlede portefølje kræves i stedet, at de daglige optionspræmier kendes.

¹⁰ Se bilag 4

Jeg vil her gennemgå prissætningen af optionspræmien d. 30/12-2008 ud fra Black-Scholes. Prissætningen tager udgangspunkt i de tidligere angivne karakteristika: $K = 252$, $S_0 = 247,72$, $T = 0,25$, $\sigma = 38,494\%$ og $r = 4,3\%$.

Indledningsvist findes den kumulerende normalfordeling som:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} = \frac{\ln\left(\frac{247,72}{252}\right) + \left(4,3\% + \frac{38,494\%^2}{2}\right)0,25}{38,494\%\sqrt{0,25}} = 0,0631$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} = 0,0631 - 38,494\% * \sqrt{0,25} = -0,1294$$

$$\begin{aligned} N(0,0631) &= N(0,06) + 0,31(N(0,07) - N(0,06)) \\ &= 0,5239 + 0,31(0,5279 - 0,5239) \end{aligned}$$

$$N(d_1) = 0,5252$$

$$\begin{aligned} N(-0,1294) &= N(-0,12) - 0,94(N(-0,12) - N(-0,13)) \\ &= 0,4522 - 0,94(0,4522 - 0,4483) \end{aligned}$$

$$N(d_2) = 0,4485$$

Herefter kan indsættes direkte i formelen for call-optioner, hvormed optionspræmien d. 30/12-2008 bliver:

$$c = 247,72 * 0,5252 - 252e^{-4,3\%*0,25} * 0,4485 = 18,27 \text{ kr.}$$

På samme måde findes den daglige optionspræmie for de resterende observationsdage med udgangspunkt i samme input, dog hvor S_0 ændres i takt med udviklingen i kursen på OMXC20-indekset, som optionen relaterer til. For 2016 anvendes de i afsnit 5.1.4 angivne karakteristika samt de for dagen beregnede d_1 og d_2 . Optionspræmien d. 30/12-2016 kan med baggrund i disse data beregnes som:

$$c = 883,959 * 0,4596 - 900e^{-0,3\%*0,25} * 0,4162 = 31,9496^{11}$$

Den samlede oversigt over de daglige optionspræmier for begge observations år er beregnet i Excel, og findes i bilag 7.

Efter at have beregnet de daglige optionspræmier opstilles porteføljen og dens daglige afkast. Afkastet på optionen er beregnet som den procentuelle daglige ændring i optionspræmien.

¹¹ Se bilag 7 for bagvedliggende datasæt

Dato	Observation	Kurser/priser				Dagligt afkast			
		OMXC20	USD/DKK	Swap	Option	OMXC20	USDDKK	Swap	Option
31-12-2007	0	464,14	5,11	4,73%	214,85				
02-01-2008	1	460,53	5,07	4,55%	211,24	-0,78%	-0,90%	-0,18%	-1,69%
03-01-2008	2	454,48	5,05	4,55%	205,19	-1,32%	-0,28%	0,003%	-2,90%
04-01-2008	3	443,17	5,05	4,49%	193,89	-2,52%	0,01%	-0,06%	-5,66%
22-12-2008	247	246,39	5,35	3,65%	17,58	-0,99%	-0,16%	-0,08%	-7,08%
23-12-2008	248	245,95	5,35	3,71%	17,35	-0,18%	0,06%	0,05%	-1,29%
29-12-2008	249	247,02	5,35	3,66%	17,90	0,43%	0,01%	-0,05%	3,12%
30-12-2008	250	247,72	5,30	3,65%	18,27	0,28%	-0,90%	-0,003%	2,02%

Tabel 6: Kurser og daglige afkast år 2008 på enkeltaktiver (egen tilvirkning). Se bilag 8 for fuldt datasæt

Efter de daglige afkast er beregnet, kommer den historiske simulations simple fremgangsmåde i brug. Da observationssættet indeholder 250 observationer, må VaR med 99%-konfidensniveau være identisk med det 2,5 største daglige tab (jeg oprunder til 3. største tab).

For at finde netop dette tab foretager jeg en rangering af de daglige afkast. Det største negative daglige afkast i observationsperioden rangeres som nr. 1, næststørste tab som nr. 2 osv.

Dato	Afkast	Gevinst/tab
06-10-2008	-7,2270%	-5.058.907
20-11-2008	-5,9563%	-4.169.408
22-10-2008	-4,6555%	-3.258.859
06-11-2008	-3,9693%	-2.778.490
29-09-2008	-3,7545%	-2.628.173
01-12-2008	-3,4406%	-2.408.402
05-11-2008	-3,3915%	-2.374.047
27-10-2008	-3,2802%	-2.296.148
17-12-2008	-3,2772%	-2.294.050
12-11-2008	-3,2125%	-2.248.758

Tabel 7: Udsnit af rangerede daglige afkast 2008 (egen tilvirkning). Se bilag 8 for fuld rangering.

På samme måde som foretaget ovenfor, beregnes og rangeres de daglige afkast for år 2016, hvilket giver denne rangering:

Dato	Afkast	Tab/gevinst
08-02-2016	-5,7816%	-4.047.103
28-10-2016	-5,7803%	-4.046.184
03-02-2016	-3,8581%	-2.700.703
11-02-2016	-3,2139%	-2.249.705
15-01-2016	-3,2093%	-2.246.530
14-06-2016	-3,1941%	-2.235.903
20-01-2016	-3,1591%	-2.211.354
24-02-2016	-2,9773%	-2.084.089

09-02-2016	-2,9683%	-2.077.815
27-06-2016	-2,8373%	-1.986.131
05-08-2016	-2,7203%	-1.904.180
02-11-2016	-2,6621%	-1.863.491
24-06-2016	-2,5861%	-1.810.246
04-11-2016	-2,1918%	-1.534.234

Tabel 8: Udsnit af rangerede daglige afkast 2016 (egen tilvirkning). Se bilag 9 for fuld rangering

Det samlede portefølje-VaR med 99% konfidensniveau ved anvendelse af historisk simulation beregnes herefter som $3.258.859 + 2.700.703 = \text{kr. } 5.959.562$.

Ved anvendelse af den historiske simulation fås altså et højere VaR end ved Delta Normal metoden.

Konkret bliver VaR kr. 1.450.550 højere, hvilket resulterer i større kapitalkrav. Man kunne derfor ud fra disse beregninger foranlediges til at tro, at institutterne ville foretrække Delta Normal tilgangen, men dette er imidlertid ikke tilfældet. En af årsagerne hertil har sammenhæng med kravet om backtesting, hvis man anvender den interne metode. Institutterne skal kontrollere antal overskridelser af det beregnede VaR og herudfra øge deres kapitalkrav med en multiplikationsfaktor afhængig af antallet af overskridelser. På volatile markeder er der risiko for, at forudsætningerne som antages ved Delta Normal ikke opfyldes, og der opleves flere overskridelser end det tilladte. Dette resulterer i, at institutternes modeller skal ændres.

5.2.3 Backtesting af model

Efter at have foretaget beregninger af VaR efter de to valgte tilgange, er det relevant at se på modellernes validitet. De beregnede resultater differentierer sig fra hinanden, hvorfor man kan have en formodning om de enkelte tilganges nøjagtighed. Som tidligere beskrevet er backtesting også et krav for, at institutterne kan få lov at benytte sig af interne beregningsmodeller.

Tages indledningsvis et kig på Delta Normal beregningerne for 2008 og 2016 er VaR beregnet til hhv. kr. 2.815.611 og 1.693.401. Jf. figur 6 vurderes modellen at være valid og i "grøn zone" hvis der for backtestingperioden maksimalt er 4 overskridelser.

Ved hjælp af tabel 7, hvor de største daglige tab for 2008 er rangeret, kan det aflæses, at det beregnede Delta Normal VaR overskrides to gange på observationsperioden på et år. Aflæses de rangerede daglige afkast ligeledes for 2016 (tabel 8), kan det dog konstateres, at der for observationsperioden har været hele 13 observationer, som overstiger det beregnede VaR. Den anvendte Delta Normal VaR-model er således i "grøn" i 2008, men i 2016 må den forkastes som følge af de mange overskridelser.

Ved historisk simulation gøres ingen afkastfordelingsantagelser. Da metoden foretager en rangering af historiske afkast, og VaR findes som den X'te afkastobservation (afhængig af antal observationer og konfidensniveau), vil backtesting for den historiske periode ikke på noget tidspunkt give flere overskridelser

end tilladt, hvis backtesten alene ser tilbage på den anvendte observationsperiode. En backtesting af den historiske simulation vil derfor som udgangspunkt tage udgangspunkt i minimum 2 års afkastobservationer.

5.2.4 Sammenligning af resultater

Som det ses af de forudgående beregninger, er der en forskel på, hvorvidt man beregner VaR ud fra Delta Normal metoden eller ved brug af historisk simulation. For 2008 udgør VaR ved Delta Normal kr. 2.815.611 mens resultatet ved historisk simulation er kr. 3.258.859. Samme billede og forskel imellem resultaterne gør sig gældende i 2016. Hvordan kan dette lade sig gøre, når datagrundlaget er det samme?

For at besvare dette spørgsmål må fokus rettes imod forudsætningerne, som antages under Delta Normal VaR. Ved denne tilgang forudsættes en normalfordelingsantagelse, hvilket tilnærmelsesvis kan siges at være opfyldt, hvis der er tale om en stor veldiversificeret portefølje. Dog vil der ved finansielle afkast ofte være tale om en skæv fordeling med en kurtosis, som afviger fra den forudsatte for normalfordelingen, nemlig 3.

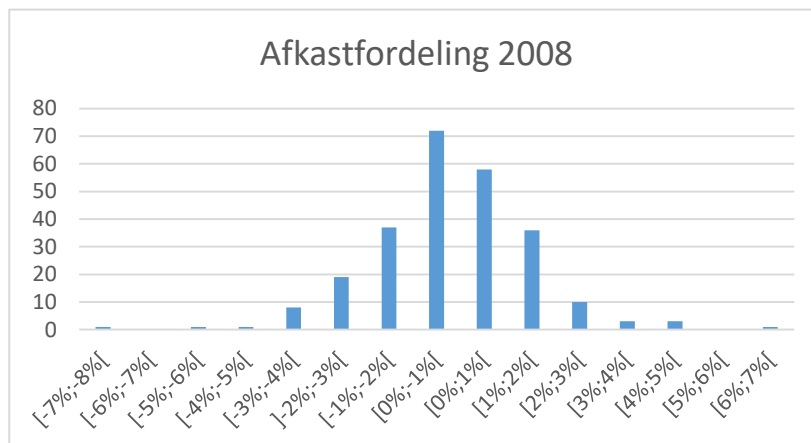
Ydermere vil der oftest opleves en skævhed i fordelingen, hvilket ligeledes vil have betydning for resultaternes forskellighed. Skævheden for observationssættet findes som

$$\frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma} \right)^3, \text{ hvor } n \text{ er den konkrete observation, } x_i \text{ er afkastet på tidspunkt } i.$$

Skævheden for 2008 beregnes som -0,069, hvormed det kan konstateres, at der er tale om en venstreskæv fordeling, hvor medianen er højere end gennemsnittet.

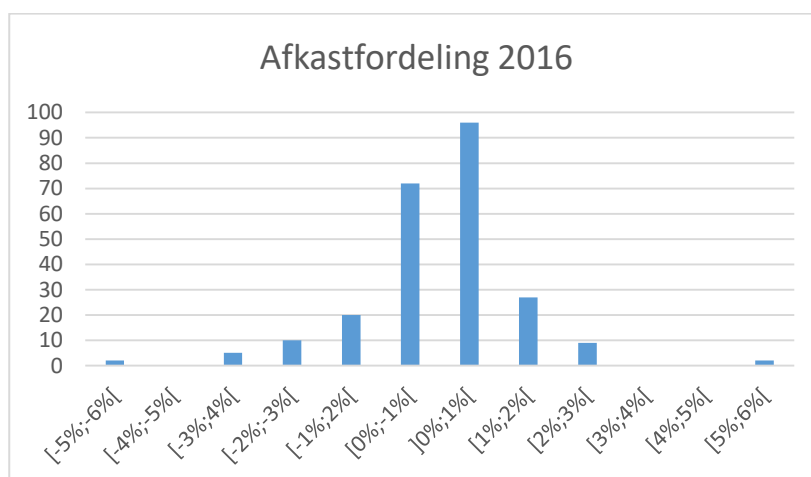
Foretages ligeledes en beregning af kurtosis ud fra formlen $\frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma} \right)^4$, beregnes denne for 2008 til 2,468. Kurtosis er således under 3,00, som gælder for normalfordelingen. Den lavere kurtosis betyder, at der er en mindre topstejlhed end normalfordelingen tilsiger.

Det kan ud fra de beregnede værdier konstateres, at normalfordelingsantagelsen ikke kan gøres gældende på modelporteføljen. Dette kan være en forklarende faktor for, hvorfor de beregnede VaR differentierer i forhold til hinanden. Fordelingen af afkastobservationerne kan ses i figur 8, hvor det tydeliggøres, at der er tale om en venstreskæv fordeling.



Figur 8: Afkastfordeling modelportefølje 2008 (egen tilvirkning)

Foretages samme beregninger for afkastene i 2016, er billedet imidlertid anderledes. Her er skævheden $-0,3812$, altså forsat venstreskæv, men kurtosis beregnes til $4,45$, og er således større end det for normalfordelingen forudsatte.



Figur 9: Afkastfordeling modelportefølje 2016 (egen tilvirkning)

At kurtosis overstiger grænseværdien 3 for normalfordelingsantagelsen betyder, at ekstreme tilfælde forekommer oftere, end fordelingen forudsætter. I histogrammet for afkastfordelingerne i 2016 observeres en mere udtalt skævhed, hvor negative afkastobservationer forekommer hyppigere end de positive. Denne fordeling bidrager til, at den historiske simulation vil give højere VaR end Delta Normal, netop fordi normalfordelingsantagelsen ikke er gældende for modelporteføljen. Dette er ligeledes en forklarende observation omkring Delta Normals mange overskridelser. Ved den historiske simulation observeres i stedet på de historiske afkastudsving hvorfra VaR udledes. VaR, ved den historiske simulation, tager således

afsæt i den faktisk observerede fordeling, og afspejler derfor i højere grad den sande fordeling for modelporteføljen.

5.2.5 Delta Normal (EWMA-volatilitet)

I det foregående er der foretaget beregning af VaR ud fra den simple volatilitet. I det følgende vil jeg beregne VaR med udgangspunkt i EWMA-volatiliteter.

Ved anvendelse af EMWA-volatilitet skal observationerne vægtes således, at de nyeste observationer tillægges den største vægt. I mine videre beregninger vil jeg tage udgangspunkt i en lambda på 0,9966, idet dette er den Danske Bank anvender og dermed også godkendt af Finanstilsynet. (Danske Bank, Risk report 2011, s. 82). Det skal bemærkes at Danske Banks observationsperiode er med 500 observationer, altså to år, hvor perioden for modelporteføljen er ét år. Med lambda 0,9966 vægtes seneste års observationer for Danske Bank således med 70%, mens beregningen for modelporteføljen medtager alle årets observationer, men blot vægter sidste kvartals observationer højest.

EMWA-volatiliteterne med lambda 0,9966 kan beregnes ud fra formelen i afsnit 4.1.2:

$$OMXC20_{2008}\sigma_t^2 = 0,9966 * 2,4346\%^2 + (1 - 0,9966) * 0,2830\%^2 = 0,0005907$$

$$OMXC20_{2008}\sigma_t = \sqrt{0,0005907} = 2,4305\%$$

På samme måde beregnes EMWA-volatiliteterne for de øvrige aktiver, hvilket giver flg. værdier:

Daglige EMWA-volatiliteter		
	2008	2016
OMXC20	2,4305%	1,3852%
USD/DKK	0,8800%	0,5183%
Swap	1,4683%	10,0717%
Option	2,4305%	1,3852%

Tabel 9: Daglige EMWA-volatiliteter (egen tilvirkning). Fulde beregninger i bilag 1-3.

Sammenlignes EMWA-volatiliteterne med de beregnede volatiliteter, som er fundet ved den simple metode (tabel 3), kan det konstateres, at volatiliteterne ikke er fuldkommen ens. For 2008 er de beregnede EMWA-volatiliteter lavere for OMCX20, swaprenten og optionen, mens samtlige volatiliteter i 2016 er lavere, når de er beregnet ud fra EMWA-metoden.

Men hvorfor er differencen i de beregnede EMWA-volatiliteter ikke ens for de to perioder? Forklaringen skal findes i afkastfordelingerne for de fire aktiver i observationsperioderne. Med udgangspunkt i tabel 7 og 8, som viser en rangeret oversigt over de observationer med størst negative afkast for hhv. 2008 og 2016, kan datoerne for observationerne aflæses. For 2008 ligger de 10 observationer med størst negativt afkast alle i andet halvår. Omvendt er det tilfældet for 2016, hvor der kun er én observation, som ligger i andet

halvår. Da EMWA-volatiliteter tillægger de seneste observationer en større vægt end ved den simple metode, vil den beregnede EMWA-volatilitet og den simpelt beregnede være tættere på hinanden i 2008 end i 2016.

Efter at have beregnet EMWA-volatiliteterne for observationerne kan VaR nu beregnes med udgangspunkt i den tidligere anvendte formel. Resultaterne for beregningerne ses i tabel 10.

10-Delta Normal VaR 99% konfidens, EMWA-volatilitet			
	2008	2016	
OMXC20	1.790.824	1.020.615	
USD/DKK	324.163	191.210	
Swap	953.035	598.783	
Option	895.412	510.307	
	3.963.433	2.320.915	6.284.349
Portefølje VaR	2.810.743	1.690.650	4.501.392
Diversifikationsgevinst	1.152.691	630.266	1.782.956

Tabel 10: Delta Normal-VaR, EMWA-volatilitet (egen tilvirkning). Se datasæt i bilag 4 for beregninger

Som det ses ud fra tabellen, bliver det samlede portefølje-VaR for de to år ved EMWA-tilgangen kr. 4.501.392 imod kr. 4.509.012 ved anvendelse af volatiliteter ved den simple metode. Det kan konstateres, at vægtningen i observationsperioderne for modelporteføljen bidrager til et lavere VaR og deraf afledte lavere kapitalkrav.

Årsagen til faldet i VaR skyldes at afkastene nu vægtes forskelligt. De største negative udfald ligger tilbage i tid i forhold til beregningsdagene ultimo 2008 og 2016, hvorfor deres afkast vægtes lavere. Havde der i stedet været tale om, at der i den seneste måned op til beregningsdagen havde været stor volatilitet, ville resultatet være anderledes. Her ville det have betydet, at VaR baseret på EMWA-volatiliteter måtte overstige beregningen ved den simple volatilitet.

5.2.6 Historisk simulation, vægtede observationer

Ligesom det er muligt at benytte EMWA-volatiliteter ved beregning af Delta Normal VaR, er det også muligt at anvende vægte ved historisk simulation. Da historisk simulation ikke benytter volatiliteter eller korrelationer, findes VaR i stedet ved at vægte afkastobservationerne. Der er således ingen ændring til de i forvejen opstillede observations- og rangeringstabeller. Der skal således alene tilføjes en vægtning af de enkelte observationer.

Måden hvorpå observationsvægten findes er ved:

$Vægt = \frac{\lambda^{n-i}(1-\lambda)}{1-\lambda^n}$, hvor n er antal afkastobservationer, og i er observationsnummeret. Vægten for den 30/12-2008 kan derfor beregnes som:

$$Vægt_{30/12-2008} = \frac{0,9966^{250-250}(1 - 0,9966)}{1 - 0,9966^{250}} = 0,5932\%$$

Som det ses af beregningen, vægtes den seneste afkastobservation med 0,5932% når der er tale om 250 observationer og en lambda på 0,9966. På samme måde som ovenfor beregnes de enkelte afkastobservationers vægte dagligt for hhv. 2008 og 2016, hvilket er foretaget i bilag 8 og 9.

I nedenstående tabel (11) udvides tabel 7 også med afkastobservationernes vægt samt den akkumulerede vægt. Ud fra den udvidede tabel kan VaR ved historisk simulation baseret på vægtede observationer findes.

Dato	Afkast	Gevinst/tab	Vægt	Akk. Vægt
06-10-2008	-7,2270%	-5.058.907	0,4868%	0,4868%
20-11-2008	-5,9563%	-4.169.408	0,5447%	1,0316%
22-10-2008	-4,6555%	-3.258.859	0,5071%	1,5387%
06-11-2008	-3,9693%	-2.778.490	0,5265%	2,0652%
29-09-2008	-3,7545%	-2628172,7	0,4786%	2,5438%
01-12-2008	-3,4406%	-2.408.402	0,5579%	3,1017%
05-11-2008	-3,3915%	-2.374.047	0,5247%	3,6264%
27-10-2008	-3,2802%	-2.296.148	0,5124%	4,1388%
17-12-2008	-3,2772%	-2.294.050	0,5812%	4,7199%
12-11-2008	-3,2125%	-2.248.758	0,5337%	5,2537%

Tabel 11: Udsnit af rangerede afkast 2008 inkl. afkastvægtning (egen tilvirkning). Se bilag 8 for fuld rangering

Da det regulatorisk kræves, at man finder VaR med 99% konfidensniveau, må VaR ved historisk simulation finde frem til den akkumulerede vægt på 1%. Som det ses af tabellen, findes VaR derfor som andenstørste observation og ikke tredjestørste, som det var tilfældet ved den simple volatilitet. Årsagen hertil skal findes i, at observationerne ligger forholdsvis tæt på dagen for beregningen, hvorfor observationerne tillægges en høj vægt.

Rettes blikket imod år 2016 kan man af tabel 12 se, at VaR er identisk med den historiske simulation, som ikke tager udgangspunkt i vægte. Men hvordan kan dette være tilfældet når størstedelen af de negative afkastobservationer findes i 1. halvår af 2016? Svaret skal findes i én enkelt observation, nemlig d. 28/10-2016. Denne dag opleves det 2. største tab i observationsperioden. Dagen for observationen ligger forholdsvis tæt på beregningsdagen, hvilket resulterer i at vægten for observationen er høj, og den akkumulerede vægt derfor øges væsentligt. Med en akkumuleret vægt på 0,78% efter anden observation ville selv den ældste observation i datasættet resultere i, at tredje observation ville udgøre VaR ved den historiske simulation.

Dato	Afkast	Tab/gevinst	Vægt	Akk. Vægt
08-02-2016	-5,7816%	-4.047.103	0,2733%	0,2733%
28-10-2016	-5,7803%	-4.046.184	0,5080%	0,7814%
03-02-2016	-3,8581%	-2.700.703	0,2706%	1,0519%
11-02-2016	-3,2139%	-2.249.705	0,2761%	1,3281%
15-01-2016	-3,2093%	-2.246.530	0,2588%	1,5869%
14-06-2016	-3,1941%	-2.235.903	0,3639%	1,9508%
20-01-2016	-3,1591%	-2.211.354	0,2615%	2,2123%
24-02-2016	-2,9773%	-2.084.089	0,2847%	2,4970%
09-02-2016	-2,9683%	-2.077.815	0,2743%	2,7713%
27-06-2016	-2,8373%	-1.986.131	0,3752%	3,1465%

Tabel 12: Udsnit af rangerede afkast 2016 inkl. afkastvægtning (egen tilvirkning). Fuldt datasæt i bilag 9

VaR ved den historiske simulation for 2008 og 2016 med vægtning af observationerne bliver således kr. 6.870.111 imod kr. 5.959.562, hvis der ikke benyttes vægte.

5.2.7 Backtesting af model

Ved beregning af VaR ud fra EMWA-volatiliteter og vægtning af afkastobservationerne er det ligeledes relevant at backteste modellen. De beregnede VaR ved de vægtede volatiliteter fordeler sig som:

10-dages VaR			
	2008	2016	SUM
Delta Normal-VaR	2.810.743	1.690.650	4.501.392
Historisk simulation	4.169.408	2.700.703	6.870.111

Tabel 13: Beregnede VaR ud fra EMWA-volatiliteter & vægtede observationer (egen tilvirkning)

Det kan aflæses af tabellen, at de beregnede VaR ud fra EMWA-volatiliteter er marginalt lavere, end det er tilfældet for beregningerne foretaget ud fra de simple beregnede volatiliteter. Omvendt er VaR ved historisk simulation højere ved vægtning af afkastobservationerne. Ved anvendelse af vægtede observationer overstiger VaR ved den historiske simulation i højere grad Delta Normal end de tidligere foretagne beregninger på simple volatiliteter og uden vægtning af afkastene.

Backtestingen viser samme resultat med beregningerne baseret på EMWA-volatiliteter, som det var tilfældet ved simple volatilitet, altså med 2 overskridelser i 2008 og 13 overskridelser i 2016.

Figur 6 viser sandsynligheden for, at modellen er korrekt i den kumulerede kolonne. Det kan således aflæses, at der er 25,7% sandsynlighed for at opleve 2 eller flere overskridelser, hvis modellen er korrekt. Derimod er sandsynligheden for at opleve 13 eller flere overskridelser, hvis modellen er korrekt tilnærmelsesvis 0%.

5.2.8 Sammenligning af resultater

Ved anvendelse af EMWA-volatiliteter og observationsvægte må det igen konstateres, at der er forskel på de beregnede VaR ved de to metoder. Ved Delta Normal tilgangen opleves et marginalt lavere beregnet VaR end tidligere, hvilket set i forhold til kapitalkravene er ønskværdigt. Dog kunne det konstateres, at validiteten af Delta Normal beregningen allerede oplever problemer ved backtestingen med det højere resultat. At EMWA-volatiliteter resulterer i et lavere beregnet VaR, forstærker for modelporteføljens tilfælde, at tilgangen må forkastes.

Rettes blikket imod den historiske simulation, har beregningerne vist, at modellen fortsat resulterer i højere VaR end ved Delta Normal. Ved de vægtede afkastobservationer udgør den 2. rangerede observation VaR, hvor det ved den simple metode var 3. observation. Årsagen til at der ved brug af vægtning fås en højere VaR er, at der med den anvendte lambda på 0,9966 sker en tung vægtning af de seneste observationer. Summeres vægtene for 4. kvartal udgør disse ca. 33% af den samlede vægt, hvorfor afkastobservationer for denne del af året får en stor betydning for det beregnede fundne VaR. Det er netop denne tunge vægtning, som resulterer i, at der i 2008 opleves et større VaR. Andenstørste tab i de 250 observationer opleves d. 20/11-2008, hvilket vægtes med 0,55%. Denne høje vægtning betyder, at den akkumulerede vægt hurtigt overstiger 1%, som netop er grænsen med det ønskede konfidensniveau på 99%.

5.3 Delkonklusion

Den interne metode for opgørelse af den generelle markedsrisiko efterlader institutterne med flere valg omkring beregningsmetoder og dataudvælgelse. Vigtigst af alt er, at de anvendte data skal afspejle institutternes risiko bedst muligt, og at modellerne skal være valide.

I beregningen af VaR på modelporteføljen er der taget udgangspunkt i to tilgange: Delta Normal og historisk simulation. Resultaterne for de to metoder differerer med kr. 416.497 i Delta Normals favør ud fra simple volatiliteter. Årsagen til denne difference skal findes i antagelserne, som gøres ved Delta Normal VaR, nemlig normalfordelingsantagelse. Ved beregning af skævhed og kurtosis for modelporteføljen i afsnit 5.2.4 kan det konstateres, at denne antagelse ikke er korrekt for den sammensatte portefølje. Der opleves i begge observationsår en mere venstreskæv fordeling end normalfordelingen. Samtidig hermed er fordelingen for 2008 mere platykurtisk end normalfordelingen tilsiger, mens fordelingen for 2016 er mere leptokurtisk.

Netop disse forskelle må konstateres at være forklaringen på, at backtestingen af Delta Normal VaR for 2016 resulterer i hele 13 overskridelser og dermed en forkastning af modellen.

Udfordringerne omkring skævhed og kurtosis opfanges derimod af den historiske simulation som i stedet for normalfordelingsantagelsen tager udgangspunkt i den reelle historiske fordeling. Dette er også årsagen til, at VaR ved den historiske simulation overstiger det beregnede ud fra Delta Normal.

Jeg har i mit datasæt taget udgangspunkt i beregninger for 2 år, 2008 og 2016. Der er i disse datasæt hhv. 250 og 252 observationer. Disse observationer er ved de indledende beregninger blevet vægtet ens, hvilket ikke nødvendigvis afspejler den rigtige risiko ud fra de aktuelle markedsforhold. Herudover kan der opleves store uforklarlige fald i VaR, når ekstreme afkastobservationer pludseligt ikke længere indgår i beregningen. En tilgang hvor der tages højde for denne udfordring er ved anvendelse af EMWA-volatiliteter i Delta Normal VaR og ved vægtning af observationerne ved den historiske simulation. De fundne VaR, når der foretages denne vægtning, afviger fra de tidligere beregnede. Delta Normal VaR falder kr. 7.620, mens VaR ved historisk simulation forøges med kr. 132.475.

Det kan således konstateres, at der med den valgte lambda på 0,9966 sker en stigning i VaR ved historisk simulation, hvilket skyldes afkastfordelingen. De største negative afkast i 2008 findes i sidste kvartal, hvor afkastene vægtes højest. Det bliver ud fra de akkumulerede vægte derfor allerede den anden rangerede observation, som giver VaR, og ikke tredjestørste som ved traditionel historisk simulation.

Igennem de foretagne beregninger er det bemærkelsesværdigt, at Delta Normal VaR i alle beregninger er lavere end VaR ved historisk simulation. Der tegner sig et mønster af, at Delta Normal undervurderer risikoen på modelporteføljen hvad enten det er i et stresset år eller et normalt år. Backtesting bekræfter denne frygt, idet der i 2016 opleves hele 13 overskridelser ved anvendelse af Delta Normal, hvilket ud fra de tidligere viste statistiske sandsynligheder ikke kan lade sig gøre, hvis modellen er korrekt.

En vigtig faktor i beregningen af VaR hvad enten det er Delta Normal eller historisk simulation, er den valgte observationsperiode. Beregnes nøgletallene på baggrund af en stille periode vil risikoen underestimeres ved begge tilgange, såfremt man er på vej ind i en volatil periode på de finansielle markeder.

Grundlæggende kan man stille spørgsmålet, om historiske afkast er retvisende for fremtiden. Netop dette spørgsmål er også en af grundene til, at kapitalkravsregninger kræver reservering af kapital på baggrund af både en stresset og en normal periode.

5.4 Expected Shortfall

Efter mine beregninger af VaR ud fra de to beregningsmetoder i foregående afsnit vil jeg nu beregne ES ud fra forslaget i FRTB. Herudfra vil jeg analysere på resultaterne og deres indvirkning på kapitalkravet for den konkrete modelportefølje.

5.4.1 Delta Normal

Ligesom VaR er et godt risikostyringsnøgletal, er ES det også. Da ES med 97,5%-konfidensniveau forventes snarligt vedtaget og implementeret, er det interessant at analysere på, hvilken konsekvens ændringen af beregningsmetoden vil have til institutternes kapitalkrav. Jeg vil derfor i forlængelse af mine VaR beregninger på modelporteføljen beregne ES. Beregningen af ES kan ske på baggrund af simple volatiliteter eller EMWA-volatiliteter ligesom ved beregning af VaR.

For at beregne ES ud fra Delta Normal-metoden, anvendes formelen:

$$ES_{Delta\ Normal} = \frac{\sqrt{T} * \sigma_{portefolje} * MV_{portefolje} * e^{-\frac{n^2}{2}}}{\sqrt{2 * \pi} * (1 - X)}$$

Som input i formelen for ES Delta Normal skal porteføljevolutiliteten anvendes. Denne tager, ligesom portefølje-VaR, højde for diversifikationsgevinster og indbyrdes korrelationer. Porteføljevolutiliteten findes som:

$$\sigma_{portefolje} = \sqrt{\begin{aligned} &\sigma_{OMX}^2 * w_{OMX}^2 + \sigma_{valuta}^2 * w_{valuta}^2 + \sigma_{swap}^2 * w_{swap}^2 + \\ &\sigma_{option}^2 * w_{option}^2 + 2\rho_{OMX,valuta} * \sigma_{OMX} * w_{omx} * \sigma_{valuta} * w_{valuta} \\ &+ 2\rho_{OMX,swap} * \sigma_{OMX} * w_{OMX} * \sigma_{swap} * w_{swap} + 2\rho_{OMX,option} * \sigma_{OMX} * w_{omx} \\ &* \sigma_{option} * w_{option} + 2\rho_{valuta,swap} * \sigma_{valuta} * w_{valuta} * \sigma_{swap} * w_{swap} \\ &+ 2\rho_{valuta,option} * \sigma_{valuta} * w_{valuta} * \sigma_{option} * w_{option} + 2\rho_{swap,option} * \sigma_{swap} \\ &* w_{swap} * \sigma_{option} * w_{option} \end{aligned}}$$

hvor porteføljevægtene er beregnet som:

Porteføljevægte				
	2008		2016	
	MV	w	MV	w
OMXC20	10.000.000	0,14	10.000.000	0,14
USD/DKK	5.000.000	0,07	5.000.000	0,07
Swap	50.000.000	0,71	50.000.000	0,71
Option	5.000.000	0,07	5.000.000	0,07
SUM	70.000.000	1,00	70.000.000	1,00

Tabel 14: Porteføljevægte 2008 & 2016 (egen tilvirkning)

Efter at have beregnet porteføljevægtene kan disse, samt de tidligere beregnede korrelationer (tabel 5), anvendes til beregningen af porteføljevolutiliteterne. De beregnede daglige volatiliteter er hhv. 0,5459% i 2008 og 0,3283% i 2016.¹²

Efter at have beregnet porteføljevolutiliteterne kan ES ved Delta Normal-metoden for 2008 og 2016 beregnes som:

$$ES_{Delta\ Normal08} = \frac{\sqrt{10} * 0,5459\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{1,96^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi * (1 - 0,975)}} = 2.824.841$$

$$ES_{Delta\ Normal16} = \frac{\sqrt{10} * 0,3283\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{1,96^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi * (1 - 0,975)}} = 1.698.952$$

Som det ses af de beregnede ES, afviger disse ikke væsentligt fra de tidligere beregnede VaR. ES resulterer i en stigning i risikoberegningen på kr. 14.781. Dette på trods af at der er beregnet på et konfidensniveau på 97,5% i ES-beregningen imod 99% ved VaR. Resultatet afviger ikke mere, da netop 97,5% konfidensniveau for ES svarer til 99% konfidensniveau for VaR, givet forudsætningen omkring normalfordelingsantagelsen.

5.4.2 Historisk simulation

Udover ES ved Delta Normal kan ligeledes ES ved historisk simulation udledes. For at finde ES ud fra den historiske simulation, tages et kig på de rangerede afkast i tabel 11 og 12. Herudfra findes ES som et gennemsnit af overskridelserne. Det skal dog bemærkes, at forslaget i FRTB ændrer konfidensniveauet til 97,5%. Det må derfor forventes, at der er 2,5% dage hvor afkastet forventes at overstige VaR. Med hhv. 250 og 252 observationer må der således forventes 6-7 overskridelser, hvorfor gennemsnittet oprundes til at medtage de 7 største negative afkastobservationer.

$$ES_{historisk\ simulation08} = \frac{5.058.907+4.169.408+3.258.859+2.778.490+2.628.173+2.408.402+2.374.047}{7} = 3.239.470$$

$$ES_{historisk\ simulation16} = \frac{4.047.103+4.046.184+2.700.703+2.249.705+2.246.540+2.235.903+2.211.354}{7} = 2.819.640$$

Det kan konstateres, at ES ved den historiske simulation resulterer i højere værdier end de beregnede ved Delta Normal. I 2008 bliver værdien kr. 414.629 højere, mens det i 2016 er hele kr. 1.120.688. Årsagen hertil er, at antagelsen omkring normalfordeling i modelporteføljen ikke er 100% opfyldt. I 2016 er skævheden og kurtosis større end i 2008, hvorfor de ekstreme observationer forekommer hyppigere. At fordelingen samtidig er venstreskæv, giver en tykkere "hale" med negative resultater. Da den historiske

¹² Se beregningerne i bilag 6

simulation blot tager et gennemsnit af de rangerede afkastobservationer, som overskrider VaR, opleves derfor en højere værdi grundet disse tykkere haler.

5.4.3 Sammenligning af resultater

Beregningen af ES kan foretages på flere måder, ligesom det er tilfældet med VaR. I de foretagne beregninger kan det konstateres, at de beregnede risikonøgletal på porteføljen differerer ved de forskellige beregningsmetoder. Ved anvendelse af Delta Normal ES med 97,5% konfidensniveau opnås tilnærmelsesvis samme værdier som ved Delta Normal VaR med 99% konfidensniveau, hvilket stemmer overens med beskrivelsen i afsnit 3.2. Begge metoder forudsætter, at normalfordelingsantagelsen gør sig gældende, hvilket kan anfægtes på modelporteføljen. Antagelsen er også årsagen til, at Delta Normal ikke giver samme resultat som ved anvendelse af historisk simulation. ES ved historisk simulation tager afsæt i den faktiske fordeling hvilket for modelporteføljen resulterer i, at den historiske simulation resulterer i ES som er kr. 1.535.317 (2008 & 2016 summeret) højere end ved Delta Normal metoden. Ligesom det var tilfældet i beregningen af VaR, resulterer den historiske simulation i en højere værdi, og giver et mere reelt billede af den faktiske risiko på modelporteføljens afkastfordeling. Delta Normal undervurderer porteføljens tykkere halefordeling, hvilket afspejler sig i de beregnede værdier.

5.4.4 Delta Normal (EMWA-volatiliteter)

I beregningen af VaR er der taget udgangspunkt både i simpelt beregnet volatilitet og EMWA-volatilitet, hvilket naturligt også har relevans i ES sammenhæng. Ved anvendelse af de beregnede individuelle EMWA-volatiliteter i tabel 9, resulterer disse, ved brug af formel i afsnit 5.4, i daglige porteføljevolatiliteter på hhv. 0,5450% i 2008 og 0,3278% i 2016.¹³ Volatiliteterne er marginalt lavere end de beregnede ved den simple metode. Ved anvendelse af samme formel som tidligere kan ES med baggrund i EMWA-volatiliteter nu beregnes som:

$$ES_{Delta\ Normal08,EMWA} = \frac{\sqrt{10} * 0,5450\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{1,96^2}{2}\right)}}{\sqrt{2} * \pi * (1 - 0,975)} = 2.819.949$$

$$ES_{Delta\ Normal16,EMWA} = \frac{\sqrt{10} * 0,3278\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{1,96^2}{2}\right)}}{\sqrt{2} * \pi * (1 - 0,975)} = 1.696.123$$

Ved anvendelse af EMWA-volatiliteter bliver ES lavere end ved anvendelse af simple volatiliteter. Billedet i forhold til VaR beregningerne går igen, hvilket naturligvis også var forventet. Der er tale om en meget

¹³ Se beregning i bilag 6

beskeden forskel i resultaterne, hvilket dels skyldes observationsperioden på et år samt tidspunktet for hvornår de negative afkast er forekommet i observationsperioden.

5.4.6 Historisk simulation, vægtede observationer

Ligesom det var tilfældet i VaR beregningerne ved den historiske simulation, er det også i beregningen af ES muligt at anvende vægte på de observerede afkast. Fordelen ved denne metode er, at de seneste afkast tillægges højere forklarende faktor i beregningen af ES. De aktuelle afkastfordelinger, som afspejler markedet i dag, danner således baggrund for, hvor stort et tab som kan forventes fremadrettet.

Igen kan der tages et kig på tabel 11 og 12, hvor de rangerede afkast er opstillet inklusiv deres individuelle samt akkumulerede vægte. Forskellen i forhold til ES ved simpel historisk simulation er, at det vægtede gennemsnit som skal findes, skal baseres på de observationer som akkumuleret vægter 2,5% (jf. ønsket om 97,5% konfidens). Som man kan se i tabel 11, skal der således medtages 5 afkastobservationer. Dog skal man være opmærksom på, at 5. største negative afkastobservation resulterer i en samlet vægt på 2,544%. For at undgå denne overskridelse af konfidensniveauet skal sidste observationen således vægtes 0,044% mindre end den i tabellen beregnede. ES for 2008 ud fra vægtede afkast kan derfor beregnes som:

$$ES_{historisk\ simulation08} = \frac{0,487\% * 5.058.907 + 0,545\% * 4.169.408 + 0,507\% * 3.258.859 + 0,527\% * 2.778.490 + 0,435\% * 2.628.173}{2,5\%}$$

$$= 3.596.971$$

Der kan således med 97,5% sandsynlighed tabes kr. 3.596.971 i gennemsnit de dage hvor VaR overskrides. Samme beregning foretages for 2016, hvor ES fås til:

$$ES_{historisk\ simulation16} = \frac{0,273\% * 4.047.103 + 0,508\% * 4.046.184 + 0,271\% * 2.700.703 + 0,276\% * 2.249.705 + 0,259\% * 2.246.530 + 0,364\% * 2.235.903 + 0,262\% * 2.211.354 + 0,285\% * 2.084.089 + 0,003\% * 2.077.815}{2,5\%}$$

$$= 2.834.803$$

Ser vi på de beregnede ES ud fra vægtede observationer, kan det konstateres, at disse i både 2008 og 2016 overstiger det simpelt beregnede. I 2008 er forskellen signifikant med kr. 357.502, mens der blot er tale om en lille forskel i 2016. At forskellen ikke er ligeså udtalt i begge år skyldes igen afkastfordelingerne. I 2008 findes mere ekstreme afkastobservationer i "halen", end det er tilfældet i 2016. Tages et kig på de medtagne observationer for de to år er de 5 observationer som medtages i ES beregningen i år 2008 alle over kr. 2.600.000, mens det for de 9 observationer som medtages i 2016, kun er 3 af disse, som overstiger

et tab på kr. 2.600.000. Disse mere ekstreme afkast i 2008 skal naturligt afspejle sig i ES, som netop måler tabsrisikoen i "halen".

Det er værd at bemærke, at ES ved anvendelse af vægtet gennemsnit præcist rammer 97,5% konfidensniveau idet vægten af ældste observation som medtages, justeres så der samlet summeres til at der medtages 2,5% i akkumuleret vægt. I beregningen af ES ved historisk simulation, men uden vægtning af observationerne, medtog jeg i begge år 7 afkastobservationer, hvilket reelt svarer til en akkumuleret vægt som overstiger en vægt på 2,5%.

5.4.7 Sammenligning af resultater

I sammenligningen af beregning af ES baseret på EMWA-volatiliteter og vægtning af afkastobservationerne er det iøjnefaldende, at man ved brugen af EMWA opnår et lavere ES, end ved simple volatiliteter mens brugen af vægtede afkast i den historiske simulation giver højere ES. Forskellen ved Delta Normal metoden er relativ beskeden, men ser man på den historiske simulation er forskellen ca. kr. 373.000, hvilket ud af en portefølje på kr. 70.000.000 kan virke beskedent, men i forhold til ønsket om at holde kapitalkravene så lave så muligt er yderst relevant.

Årsagen til den store forskel i 2008 kan aflæses direkte af tabel 11, hvor der ses et udsnit af de rangerede afkasts indeholdende vægtningen. Det kan aflæses, at de observationer som medtages i beregningen af ES, alle ligger i slutningen af observationsperioden, hvorfor deres individuelle vægte hurtigt summeres til 2,5%, som er det ønskede konfidensniveau i beregningen. Dette sammenholdt med at observationernes værdier er betydeligt højere end i 2016 resulterer i et højere ES.

5.5 Delkonklusion

I Baselkomitéen FRTB foreslås en ændring af risikoopgørelsen for markedsrisikoen fra VaR til ES. I denne forbindelse foreslås en ændring i konfidensniveauet således, at der beregnes på et ensidet 97,5% niveau kontra 99%, som det er tilfældet ved VaR i dag. Baggrunden for dette forslag er, at et 97,5% konfidensniveau ved ES svarer til 2,33 standardafvigelse, som er den samme som ved 99% konfidensinterval i beregningen af VaR. Dette bekræftes af det beregnede Delta Normal ES, som sammenlignet med Delta Normal VaR er tilnærmelsesvis enslydende.

Sammenligningen af resultaterne ved beregning af Delta Normal ES ved brug af simple volatiliteter og EMWA-volatiliteter gengiver tilnærmelsesvis konstateringerne ved selv samme VaR beregninger. Ved brug af EMWA-volatiliteter opnås et beskedent fald i ES fremfor ved brugen af simple volatiliteter. Ved anvendelsen af Delta Normal ES indikerer resultaterne derfor, at der ikke opleves en mere retvisende risikoopgørelse ved anvendelsen af ES fremfor VaR. Dog er en væsentlig bemærkning hertil, at der i

beregningerne er foretaget en nedjustering i konfidensniveauet. Havde ES i stedet været beregnet med 99% konfidens, havde resultatet forventeligt set anderledes ud og givet et højere resultat.

Tages i stedet udgangspunkt i beregninger ved den historiske simulation er billedet anderledes. Foretages en sammenligning af resultaterne imellem ikke-vægtede og vægtede observationer, kan det konstateres, at der i både 2008 og 2016 opleves en stigning i ES. Igen opleves et resultat, som viser, at den historiske simulation tager højde for den aktuelle afkastfordeling, og derfor bedre afspejler risikoen på den konkrete portefølje. Ulig Delta Normal resulterer vægtningen af observationerne ved den historiske simulation i en stigning i ES.

Jeg har indtil videre foretaget beregninger af VaR og ES ud fra forskellige tilgange. Sammenligningen imellem Delta Normal VaR og ES med lavere konfidensniveau, som det foreslås i FRTB, har på modelporteføljen ikke givet anledning til større ændringer i institutternes beregnede markedsrisiko. Ved sammenligning af beregningerne på de to risikonøgletal med baggrund i den historiske simulation ses imidlertid en forskel i resultaterne. Beregnes på ikke-vægtede observationer giver ES-beregningen et resultat, som overstiger VaR med kr. 99.548, mens der ved vægtede observationer opleves en forskel på kr. 438.336 som VaR overstiger ES med.

Gennemgående for samtlige beregninger er, at den historiske simulation giver et mere retvisende billede af porteføljens risiko - i hvert fald hvis man ser på porteføljen historisk set. Usikkerheden om fordelingen i fremtiden er lige stor for begge risikonøgletal, hvilket også er et tilbagevendende kritikpunkt i akademikers drøftelse af nøgletallene.

De foretagne beregninger har indtil videre givet et klart billede af, at overgangen til ES ikke resulterer i markant ændrede kapitalkrav til institutterne. Beregningerne har altså ikke resulteret i store ændringer i den beregnede markedsrisiko. Det bemærkes, at der foreløbigt alene er beregnet på 10-dages horisont, hvilket i forslaget fra FRTB ikke er fuldstændig retvisende. I forbindelse med overgangen til ES vil der kræves beregning for forskellige likviditetshorisonter afhængig af aktivklassens omsættelighed.

5.6 Konsekvensanalyse

I følgende afsnit vil jeg beskæftige mig med konsekvensanalyse på min modelportefølje. I forslaget fra Baselkomitéen omkring overgang til ES beskæftiger komitéen sig med forskellige likviditetshorisonter. De differentierede horisonter får indvirkning på ES-beregningerne, hvilket jeg vil analysere nærmere på. Herudover har mine beregning indtil videre, ikke givet indtryk af, at ES resulterer i væsentlige ændringer i kapitalkravene til institutterne. En stor del af min analyse har indtil videre konkluderet, at fordelingen af afkastobservationerne har stor indvirkning på beregningerne. Jeg finder det derfor interessant at analysere

nærmere på, hvilket aktiv i min modelportefølje der bidrager mest til den skæve fordeling, der er konstateret.

5.6.1 Likviditetshorisonter

I de foregående beregninger af ES er der taget udgangspunkt i en horisont på 10-dage. Som beskrevet i afsnit 3.2 indeholder forslaget i FRTB en overgang til ES, men med krav om beregning på forskellige horisonter afhængig af de underliggende aktivers likviditet. Figur 2 viser, at der skal foretages beregninger med 4 forskellige tidshorisonter: 10, 20, 60 og 120 dage.

I de foregående beregninger har VaR og ES-beregningerne været enslydende i deres resultater. Det er derfor meget interessant at undersøge, hvad likviditetshorisonter har af påvirkning på ES og de deraf afledte kapitalkrav for institutterne.

Foretages Delta Normal beregningerne med udgangspunkt i den simple volatilitet for 2008, som er beregnet tidligere, men med anvendelse af de forskellige likviditetshorisonter, altså hvor $\sqrt{10}$ erstattes, bliver ES i stedet beregnet til:

$$ES_{T=20} = \frac{\sqrt{20} * 0,5459\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{1,96^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi} * (1 - 0,975)} = 3.994.896$$

$$ES_{T=60} = \frac{\sqrt{60} * 0,5459\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{1,96^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi} * (1 - 0,975)} = 6.919.329$$

$$ES_{T=120} = \frac{\sqrt{120} * 0,5459\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{1,96^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi} * (1 - 0,975)} = 9.785.409$$

Det kan konstateres, at den anvendte likviditetshorisont har meget stor betydning for beregningen af ES. For en standard likviditetshorisont på 10 dage giver ES kr. 2.824.841 (beregnet i afsnit 5.4.1), hvilket ved en likviditetshorisont på 120 dage er ca. 3,5 gang så høj, nemlig kr. 9.785.409. Likviditetshorisonterne for aktivklasserne kommer således til at udøve stor indflydelse på ES-beregninger og de kapitalkrav, som institutterne vil blive mødt af fremadrettet.

For min valgte modelportefølje indgår der aktiver, som skal beregnes med en likviditetshorisont på 10 dage (positionen i aktieindekset, rentepositionen og valutapositionen) samt 20 dage (optionspositionen). For at vurdere hvad forslaget omkring implementering af forskellige likviditetshorisonter vil betyde for modelporteføljen, vil jeg beregne Delta Normal ES ved 20-dages horisont.

Da forskellene i forhold til simple volatiliteter og EMWA-volatiliteter har vist sig at være begrænsede for modelporteføljen, foretages alene beregninger baseret på simple volatiliteter.

	T = 10	T = 20	Forskel
2008	2.824.841	3.994.928	1.170.087
2016	1.698.952	2.402.680	703.729
SUM	4.523.792	6.397.609	1.873.816

Tabel 15: Beregnet ES 10- & 20-dages horisont (egen tilvirkning)¹⁴

Af tabel 15 fremgår det tydeligt, at likviditetshorisonten i beregningen har stor effekt på beregningen af ES. Ved ændring af horisonten fra 10 til 20 dage opleves en stigning i ES på næsten kr. 1.875.000, hvilket set i forhold til det oprindeligt beregnede på ca. kr. 4.525.000 er en markant forøgelse.

Det skal bemærkes, at den reelle stigning i ES ikke vil være ligeså stor som tabel 15 giver udtryk for. Årsagen hertil er, at aktivernes likviditetshorisont i modelporteføljen ikke er ens. Der er hidtil beregnet på ES på hele porteføljen og porteføljens samlede beregnede volatilitet.

For at kunne vurdere hvilke aktiver, som bidrager til højest ES i modelporteføljen, er det interessant, at foretage beregninger på aktiverne individuelt. For at kunne analysere på likviditetshorisontens påvirkning på ES for modelporteføljen beregnes ES for hvert enkelt aktiv med 10-dages likviditetshorisont som basis for sammenligningen. Herefter kan ES med 20-dages horisont beregnes for optionspositionen. De øvrige aktiver i modelporteføljen skal jf. figur 2 beregnes med 10-dages horisont.

	<u>2008</u>		<u>2016</u>	
	T = 10	T = 20	T = 10	T = 20
OMXC20	1.799.715		1.025.677	
UDS/DKK	325.225		191.837	
Swap	957.781		601.768	
Option	899.858	1.272.591	512.838	725.263
Ens horisont	3.982.579		2.332.120	
Dif. Horisont		4.355.312		2.544.544
Difference		372.733		212.425

Tabel 16: Beregnet ES individuel likviditetshorisont (egen tilvirkning)¹⁵

Det kan af tabel 16 konstateres, at ændringen i likviditetshorisonten for optionen i modelporteføljen vil resultere i et højere ES. I den samlede modelportefølje udgør optionen kun 7% af værdien, men optionen tegner sig for ca. 29% af det samlede ES. Før ændringen af likviditetshorisont til 20 dage, udgjorde optionens ES ca. 23%.

¹⁴ For beregninger se bilag 10

¹⁵ For beregninger se bilag 10

Det skal bemærkes, at de beregnede ES i tabel 16 ikke tager højde for diversifikationsgevinster i porteføljen. Sammenligningen er foretaget på beregninger af individuelle ES for hver enkelt aktivklasse. En eventuel diversifikationsgevinst vil betyde et mindre samlet ES, som det er set af tidligere beregninger. Diversifikation ændrer dog ikke på konsekvensberegningen, der sammenligner 10- kontra 20-dages likviditetshorisont, hvorfor sammenligningen vurderes at give et retvisende billede.

For modelporteføljen er det tydeligt, at likviditetshorisonter har indflydelse på beregningen af ES. I den opstillede portefølje indgår alene et aktiv, hvor likviditetshorisonten skal øges, men det er let at forestille sig, at store globale institutter har beholdninger i deres trading book, som kræver yderligere forøgelse af likviditetshorisonten. En forøgelse fra 10 til 20 dage gav en mærkbar forskel for modelporteføljen – forestil i stedet et aktiv som historisk er beregnet med 10-dages horisont, men som fremadrettet skal regnes med enten 60 eller 120 dage. Her vil institutterne kunne opleve en stor forskel i forhold til den nuværende VaR tilgang. Baselkomitéens egen konsekvensanalyse på anvendelse af ES og likviditetshorisonter tilsiger, at der for medianbanken forventes en stigning i kapitalkravene ved den interne metode for markedsrisiko på 13%. (BIS, kap. 4, 2015)

5.6.2 Konfidensniveauer

Jeg har tidligere redegjort for, at forslaget i FRTB indeholder overgang fra VaR til ES som regulatorisk risikomål for markedsrisikoen. I den forbindelse er der ligeledes redegjort for, at forslaget indeholder en sænkning af konfidensniveauet fra 99% til 97,5%. Umiddelbart vil man intuitivt forvente, at en sænkning af konfidensniveauet vil resultere i lavere beregnede værdier, men dette er modbevist. Dog kan man med rette stille spørgsmålet, hvorfor man ikke bibeholder et højt konfidensniveau på 99% ved de fremtidige ES beregninger. Hvad ville det have af betydning for beregningerne og dermed kapitalkravene, hvis man bibeholdt et konfidensniveau på 99%? I det følgende vil jeg foretage konsekvensberegninger for netop at besvare dette spørgsmål.

I beregningerne vil de forskellige konfidensniveauer blive anvendt, ligesom der vil blive beregnet på både 10- og 20-dages likviditetshorisonter. Beregningen med forskellige horisonter vil blive foretaget på samme måde som ved tabel 15, altså med beregning på hele porteføljen. Igen skal det indskræpes, at det for modelporteføljen alene er optionselementet, som skal regnes med højere likviditetshorisont, men ved sammenligning af tabel 15 og 16, opnås laveste ES ved beregning ud fra den samlede porteføljebetragtning fremfor individuelle beregninger. Det vurderes derfor at give det mest retvisende billede for den følgende analyse.

Indledningsvis beregnes ES efter Delta Normal metoden med 99% konfidensniveau for hhv. 10- og 20-dages likviditetshorisont:

$$ES_{2008} = \frac{\sqrt{10} * 0,5459\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{2,33^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi * (1 - 0,99)}} = 3.193.421$$

$$ES_{2008} = \frac{\sqrt{20} * 0,5459\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{2,33^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi * (1 - 0,99)}} = 4.516.121$$

$$ES_{2016} = \frac{\sqrt{10} * 0,3283\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{2,33^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi * (1 - 0,99)}} = 1.920.628$$

$$ES_{2016} = \frac{\sqrt{20} * 0,3283\% * 70.000.000 * e^{-\left(\frac{2,33^2}{2}\right)}}{\sqrt{2 * \pi * (1 - 0,99)}} = 2.716.178$$

Af beregningerne kan det som forventet igen konstateres, at en større likviditetshorisont resulterer i øget ES. Interessant er en sammenligning imellem de netop beregnede ES med 99% konfidensniveau og de tidligere beregnede med 97,5% konfidensniveau. I tabel 17 er resultaterne indsat.

Expected Shortfall, Delta Normal, 99% konfidens		
	T = 10	T = 20
2008	3.193.421	4.516.179
2016	1.920.628	2.716.178
Expected Shortfall, Delta Normal, 97,5% konfidens		
	T = 10	T = 20
2008	2.824.841	3.994.928
2016	1.698.952	2.402.680

Tabel 17: Sammenligning ES ved forskellig konfidens og horisont (egen tilvirkning)

De beregnede resultater giver et klart billede af, at man ved bibeholdelse af 99% konfidensniveau på de fremtidige ES-beregninger vil opnå højere resultater og deraf højere kapitalkrav. Vurderes isoleret set på ændringen fra 99% VaR til 97,5% ES opnås ikke en direkte forhøjelse af kapitalkravene, idet resultaterne på beregningerne er tilnærmelsesvis ens. Dog opnår man ved ES fremfor VaR en bedre måling for halerisikoen. Dette er klart en positiv udvikling i risikomålingen, men hvorvidt der opnås højere kapitalkrav som en direkte afledning heraf, er jf. tidligere beregninger tvivlsomt.

Udvider man analysen af ovennævnte resultater og medtager aspektet omkring likviditetshorisonter, opleves en markant ændring i forhold til tidligere. Ved et konfidensniveau på 97,5% og med en korrektion for likviditetshorisonten fra 10 til 20 dage, ses en stigning i ES fra kr. 4.523.792 til kr. 6.397.609. Altså er der tale om en markant ændring.

Interessant ved de ovennævnte betragtninger er sammenligningen med VaR beregningerne, som er foretaget tidligere, og som ES forventes at skulle erstatte. Ved Delta Normal VaR blev det samlede VaR for

2008 og 2016 kr. 4.509.012. Der er dermed ingen større forskel imellem VaR med 99% konfidensniveau og ES ved 97,5%. Medtages forslaget omkring ændring af likviditetshorisonter for individuelle aktiver, bliver resultatet dog anderledes. ES ved 97,5% konfidensniveau og en likviditetshorison på 20 dage, resulterer i ES på kr. 6.397.609. Altså en markant stigning i den beregnede risiko og dermed også i kapitalkravsopgørelsen.

Spørgsmålet om hvorvidt en sænkning af konfidensniveauet giver en dårligere risikomåling, er ved de foretagne beregninger modbevist. ES er et risikonøgletal, som måler halerisikoen, og dermed angiver mere præcist, hvad den reelle risiko er. Ved en sænkning af konfidensniveauet, men samtidig indførelse af differentierede horisontberegninger opnås højere ES-værdier, som direkte øger de finansielle institutters kapitalkrav. Ved ES opnås således både større kapitalkrav og mere præcis angivelse af den reelle risiko konkretiseret til det enkelte instituts beholdning.

I de foregående beregninger er det konstateret, at beregningen af Delta Normal ES ved 97,5% konfidensniveau tilnærmelsesvis giver samme resultat som VaR ved 99% konfidensniveau, givet uændret likviditetshorison. Forudsætningen i beregningerne er en normalfordelingsantagelse, som kun delvist kan gøres gældende på modelporteføljen. Det er derfor ligeledes interessant at undersøge, hvilken forskel de to konfidensniveauer ville resultere i ved historisk simulation. Da resultaterne ved brugen af simpelt gennemsnit og vægtede observationer tidligere har vist sig forskellige, vil jeg foretage beregningen ved begge tilgange.

Ved et tilbageblik på tabel 11 og 12, som viser et udsnit af rangerede afkastobservationer for modelporteføljen, fandt jeg ES med 97,5% konfidensniveau som et simpelt gennemsnit af de 7 største negative observationer. Da jeg nu ønsker at finde ES ved 99% konfidensniveau foretages samme beregning af det simple gennemsnit, men denne gang alene for 3 afkastobservationer (grundet forventningen om 1% overskridelser og et observationssæt på 250 og 252 observationer).

$$ES_{Historisk\ Simulation08} = \frac{5.058.907 + 4.169.408 + 3.258.859}{3} = 4.162.391$$

$$ES_{Historisk\ Simulation16} = \frac{4.047.103 + 4.046.184 + 2.700.703}{3} = 3.597.997$$

På samme vis beregnes ES ud fra de vægtede afkastobservationer hvor den akkumulerede vægt skal udgøre 1%:

$$ES_{Historisk\ Simulation08} = \frac{5.058.907 * 0,4868\% + 4.169.408 * 0,5132\%}{1\%} = 4.811.060$$

$$ES_{\text{Historisk simulation16}} = \frac{4.047.103 * 0,2733\% + 4.046.184 * 0,5080\% + 2.700.703 * 0,2186\%}{1\%} = 3.752,230$$

Som det også var tilfældet ved de tidligere beregninger, resulterer de vægtede observationer i et højere beregnet ES. Sammenlignes de nye resultater med de tidligere fundne ES med 97,5% konfidens er resultatet tydeligt.

Expected Shortfall, historisk simulation, 99% konfidens		
	Simpelt gns.	Vægtet gns.
2008	4.162.391	4.602.590
2016	3.597.997	3.752.230
Expected Shortfall, historisk simulation, 97,5% konfidens		
	Simpelt gns.	Vægtet gns.
2008	3.239.470	3.596.971
2016	2.819.640	2.834.803

Tabel 18: Sammenligning ES ved forskellig konfidensniveau (egen tilvirkning)

Med et konfidensniveau på 99% overstiger samtlige beregninger resultaterne end ved 97,5% konfidens. Dette var forventeligt grundet afkastobservationerne, men set i forhold til at ES skal træde i stedet for VaR er sammenligningen med de tidligere beregnede VaR-tal mere interessante. VaR ved historisk simulation blev ved ikke-vægtede observationer fundet som kr. 3.258.859 i 2008 og kr. 2.700.703 i 2016. Altså ville kapitalkravene baseret på ES bliver betydeligt højere i forhold til i dag, hvis konfidensniveauet ikke justeres i forbindelse med overgangen til ES. Dette er ikke nødvendigvis i sig selv et mål for lovgiverne – målet må i stedet være at have en så retvisende risikomåling som overhovedet mulig.

5.6.3 Porteføljens sammensætning

Jeg har igennem min analyse flere gange kunne konkludere, at anvendelse af historisk simulation, hvad enten der er tale om VaR eller ES, resulterer i højere værdier end ved anvendelse af Delta Normal metoden. Da jeg har redegjort for, at historisk simulation ikke gør sig nogen antagelser omkring afkastfordelingen, må årsagen til resultaternes difference ligge i netop porteføljens fordeling.

I min modelportefølje har indtil videre været medtaget 4 finansielle aktiver. For at kunne vurdere nærmere på hvilke aktiver, som har effekt på forskellen imellem Delta Normal og historisk simulation, vil jeg indledningsvist tage et kig på deres individuelle daglige volatiliteter.

Aktiv	Volatilitet	
	2008	2016
OMXC20	2,4346%	1,3875%
USD/DKK	0,8799%	0,5190%
Rente	0,2591%	0,1628%
Option	11,1374%	15,6809%

Tabel 19: Individuelle daglige volatiliteter (egen tilvirkning)

Til forskel fra tidligere er der i tabel 19 medtaget den beregnede volatilitet for optionspræmien, der er fastsat ud fra Black-Scholes. Den tidligere anvendte volatilitet for optionen har været lig volatiliteten for OMXC20-indekset, idet jeg igennem opgaven i min Delta Normal beregninger har antaget, at optionen risikomæssigt kunne opgøres som en position i indekset. Da denne antagelse ikke er foretaget ved beregningen via historisk simulation, er det nærlæggende at tænke sig, at en af forklaringerne til de forskellige resultater opstår pga. optionselementet. Når optionspræmiens volatilitet opstilles, kan det også hurtigt konstateres, at denne er meget højere end de øvrige aktivers, hvilket igen bidrager til dette postulat.

Tidligere i denne opgave er porteføljens samlede rangerede afkast opstillet i forbindelse med beregning via historisk simulation. For at kunne analysere på hvilke aktiver som bidrager til, at netop disse dage rangerer højest, er det interessant at se nærmere på de individuelle aktivers daglige afkast på dagene med størst negativt afkast.

Dato	Dagligt afkast			
	OMXC20	USDDKK	Swap	Option
06-10-2008	-11,72%	2,00%	-3,59%	-43,84%
20-11-2008	-5,24%	0,26%	-3,43%	-38,89%
22-10-2008	-6,78%	1,61%	-1,99%	-33,30%
08-02-2016	-5,33%	-0,30%	0,01%	-70,09%
28-10-2016	-5,46%	-0,79%	0,01%	-69,35%
03-02-2016	-4,42%	-1,67%	-0,02%	-43,32%

Tabel 20: Daglig afkastfordeling 2008 & 2016 (egen tilvirkning). Datamateriale i bilag 8 & 9.

Af tabel 20 fremgår det at de aktiver med den højeste volatilitet, også er de aktiver med mest ekstreme negative afkast. Det er tydeligt, at optionen har stor betydning for afkastene de pågældende observationsdage.

Da optionspræmien, udover at blive bestemt af strikeprice, løbetid og den risikofrie rente, også afhænger af kursen på det underlæggende aktiv og dennes volatilitet, må det formodes, at der er en høj korrelation imellem OMXC20-indekset og optionspræmien. Da den historiske simulation ikke kræver beregning af korrelationer, har jeg indtil videre anvendt en korrelation på 1 imellem de to aktiver, idet jeg ved Delta

Normal tilgangen har forudsat, at optionen risikomæssigt kunne mappes til en position i indekset, og derfor følge indeksets volatilitet. Da jeg ønsker at undersøge hvorvidt optionen kan være en forklarende variabel til differencen i mine resultater ved Delta Normal og historisk simulation, er det nu interessant at undersøge det reelle korrelationsforhold imellem optionspræmien fundet ved Black-Scholes og OMXC20-indekset.

$$\rho_{OMX,option08} = \frac{0,63287505}{(250 - 1) * 2,4346\% * 11,1374\%} = 0,9374$$

$$\rho_{OMX,option16} = \frac{0,536147163}{(252 - 1) * 1,3875\% * 15,6809\%} = 0,9818$$

Af korrelationsberegningerne kan det konstateres, at der er meget positiv lineær sammenhæng imellem de to aktiver. Et negativt dagligt afkast på indekset vil derfor med stor sandsynlighed også betyde et negativt afkast(pris) på optionen. Beregningen ud fra de historiske afkast/pris-observationer viser sig således ikke meget forskellig fra min tidligere antagelse omkring en korrelation på 1.

Vendes blikket tilbage mod tabel 20, som viser de daglige afkast for de enkelte aktiver, kan det også konstateres, at der alle dage med negativt afkast på OMXC20 opleves negativt afkast på optionen. Det kan desuden ses, at optionspræmien er meget volatil, idet afkastudsvingene er meget ekstreme i forhold til såvel aktieindekset som de øvrige aktiver.

Ud fra denne iagttagelse vil jeg udskille optionen fra modelporteføljen og undersøge, hvorvidt dette bidrager til tættere resultater imellem Delta Normal og historisk simulation for både VaR og ES.

I beregningerne fjernes optionselementet hvormed modelporteføljen herefter udgøres af 3 aktiver med en samlet markedsværdi på kr. 65.000.000.

Beregningen af Delta Normal VaR foretages ved en simpel korrektion af formelen i afsnit 5.2.1, nemlig ved udskillelse af optionens VaR samt optionens korrelation til de øvrige aktiver.

$$VaR_{Delta\ Normal08} = \sqrt{1.793.835^2 + 324.163^2 + 954.652^2 + 2 * (-0,3724) * 1.793.835 * 324.163 + 2 * 0,662 * 1.793.835 * 954.652 + 2 * (-0,0314) * 324.163 * 954.652}$$

$$= 2.002.128$$

På samme måde beregnes VaR baseret på EMWA-volatiliteter for både år 2008 og 2016.

	2008	2016
Delta Normal VaR, simpel	2.002.128	1.232.977
Delta Normal VaR, EMWA	1.998.658	1.231.003

Tabel 21: Delta Normal VaR, korrigeret portefølje

Af resultaterne ses, at VaR bliver mindre ved udskillelsen af optionselementet. Dette er i sig selv ikke overraskende, idet porteføljen er reduceret med kr. 5.000.000 og aktivet som er fjernet fra porteføljen, var det mest volatile. Det interessante i denne sammenhæng er sammenligningen med resultaterne med den historiske simulation, som igennem alle beregninger i opgaven har oversteget Delta Normal resultaterne i større eller mindre grad.

For at kunne beregne på den historiske simulation under samme forudsætninger som gjort under Delta Normal, må nye porteføljevægte findes for den korrigerede portefølje. Efter udskillelsen af optionen med de øvrige aktiver holdt konstante udgør porteføljevægtene nu:

Korrigeret porteføljevægt		
	Nominal	w
MV OMXC20	10.000.000	0,1538
MV USD/DKK	5.000.000	0,0769
MV Swap	50.000.000	0,7692
	65.000.000	1,0000

Tabel 22: Beregnede porteføljevægte, korrigeret portefølje (egen tilvirkning)

Med de ændrede porteføljevægte kan de nye porteføljeafkast rangeres på samme måde som foretaget tidligere i opgaven. Den nye rangering resulterer i en væsentlig ændring af det beregnede VaR. I tabel 23 er de 5 største negative afkast illustreret for både vægtede og ikke vægtede observationer.

Historisk simulation			Historisk simulation, vægtede afkast				
Tab- og gevinster rangeret med største tab først			Tab- og gevinster rangeret med største tab først				
Dato	Afkast	Gevinst/tab	Dato	Afkast	Gevinst/tab	vægt	Akk. Vægt
06-10-2008	-4,4104%	-2.866.776	06-10-2008	-4,4104%	-2.866.776	0,4868%	0,4868%
17-12-2008	-3,6266%	-2.357.281	17-12-2008	-3,6266%	-2.357.281	0,5812%	1,0680%
20-11-2008	-3,4228%	-2.224.806	20-11-2008	-3,4228%	-2.224.806	0,5447%	1,6127%
29-09-2008	-2,7744%	-1.803.330	29-09-2008	-2,7744%	-1.803.330	0,4786%	2,0914%
01-12-2008	-2,6247%	-1.706.046	01-12-2008	-2,6247%	-1.706.046	0,5579%	2,6492%

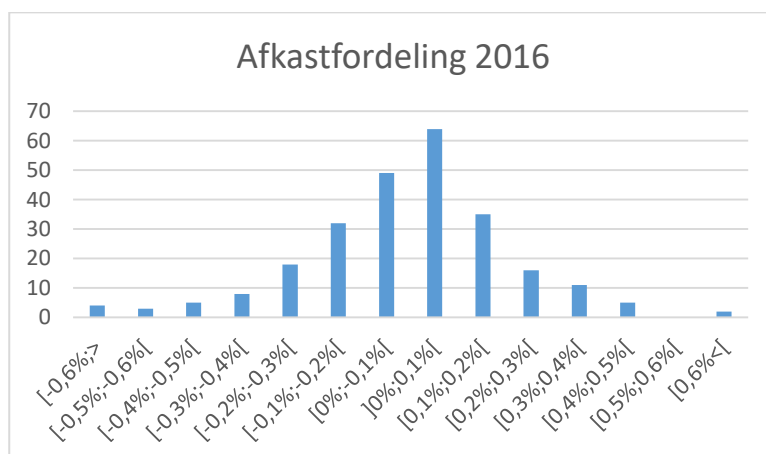
Tabel 23: Rangerede afkastobservationer 2008, korrigeret portefølje (egen tilvirkning)¹⁶

I den nye rangering af afkastene er der kun sammenfald i to af datoerne i forhold til den tidligere analyse. At optionselementet er fjernet fra modelporteføljen betyder altså, at tidspunktet for hvornår de mest negative afkast findes, ikke er ens, på trods af at afkastet på de øvrige aktiver er uændrede i forhold til tidligere. Det kan konkluderes, at den høje volatilitet på optionen har været af meget stor betydning i forhold til de daglige afkast på den samlede portefølje.

¹⁶ Se bilag 8 for fuldt datasæt

Sammenholdes de fundne VaR for 2008 kan det igen konstateres, at VaR ved den historiske simulation giver de største resultater. I forhold til beregningerne, som indeholdte optionen, er forskellen ved de simple beregninger cirka halveret, mens forskellen ved EMWA-volatiliteter og vægtede observationer kun er reduceret med ca. 17%.

Den historiske simulation for 2016 giver derimod et andet resultat. Her reduceres VaR voldsomt som følge af udskillelsen af optionen. De fundne VaR er ved ikke vægtede observationer kr. 534.927 og ved vægtede observationer kr. 534.924.¹⁷ Dette set i forhold til de beregnede ved Delta Normal er meget lave værdier, og det er således første gang i opgavens beregninger, at Delta Normal resulterer i større VaR end den historiske simulation. Dette resultat er overraskende grundet de indtil nu konsekvente merværdier ved den historiske simulation. Jeg har tidligere i opgaven konkluderet, at modelporteføljens afkastfordeling inklusiv optionen var venstreskæv. Med resultatet hvor Delta Normal nu overstiger historisk simulation, er det interessant at se om afkastfordelingen i modelporteføljen er ændret, som følge af at optionen er fjernet.



Figur 10: Afkastfordeling, korrigeret portefølje (egen tilvirkning)

Af figur 10 kan det konstateres, at der fortsat er tale om en venstreskæv fordeling. Denne fordeling burde, alt andet lige betyde, at der findes flere negative observationer end positive, og dermed gøre VaR ved den historiske simulation større end ved Delta Normal. Når dette imidlertid ikke er tilfældet, kan kurtosis anvendes for at sammenligne afkastene uden optionen og afkastene, da optionen var medtaget. Beregnes kurtosis for 2016 for den nye fordeling er denne 2,53 sammenlignet med 4,45, da optionen indgik i porteføljen. Den nu platykurtiske fordeling betyder således, at de ekstreme afkastobservationer forekommer sjældnere, end normalfordelingen tilsiger. Denne opdagelse kan være forklarende, i forhold til hvorfor Delta Normal VaR nu overstiger den historiske simulation. En anden væsentlig forklaring er, at afkastintervallet efter optionen er fjernet fra modelporteføljen ligger imellem -0,9% og +0,9%. De ekstreme

¹⁷ Beregninger og datasæt i bilag 9

afkast er således meget mindre, end da optionen indgik i modelporteføljen, hvor afkastende svingede flere procentpoint i forhold til hinanden.

Resultaterne, som har vist sig for VaR, må også forventes at gøre sig gældende for ES. Da Delta Normal VaR oversteg VaR ved den historiske simulation, er det dog interessant at undersøge, hvordan ES vil reagere på den nye modelportefølje.

Efter optionen er fjernet fra modelporteføljen, skal porteføljevolutiliteterne beregnes på ny, idet vægtene er ændret. De nye porteføljevolutiliteter beregnes derfor ud fra de tre resterende aktiver og deres indbyrdes korrelationer:

$$\sigma_{2008} = \sqrt{2,435\%^2 * 0,15^2 + 0,88\%^2 * 0,08^2 + 0,259\%^2 * 0,77^2 + 2 * (-0,37235) * 2,435\% * 0,15 * 0,88\% * 0,08 + 2 * 0,662 * 2,435\% * 0,15 * 0,259\% * 0,77 + 2 * (-0,03143) * 0,88\% * 0,08 * 0,259\% * 0,77}$$

$$= 0,4180\%$$

Den daglige porteføljevolutilitet for 2008 ved simple volatiliteter bliver således 0,4180% imod 0,5459%, da optionen indgik i porteføljen. De nye beregnede volatiliteter fremgår af tabel 24.

Volatiliteter	
Porteføljevolutilitet daglig 2008, simpel	0,4180%
Porteføljevolutilitet daglig 2016, simpel	0,2574%
Porteføljevolutilitet daglig 2008, EMWA	0,4173%
Porteføljevolutilitet daglig 2016, EMWA	0,2570%

Tabel 24: Daglige volatiliteter, korregeret portefølje (egen tilvirkning). Beregninger i bilag 6

Gennemgående for alle volatilitetsberegninger er, at volatiliteterne er faldet, efter optionen er fjernet fra modelporteføljen. Baseret på de nye porteføljevolutiliteter kan Delta Normal ES beregnes. Samtidig kan ES ved historisk simulation findes ved de nye rangerede afkastobservationer, hvor et udsnit ses i den tidligere tabel 23.

Korregeret modelportefølje		
Expected Shortfall, Delta Normal, 97,5% konfidens		
	Simpelt gns.	Vægtet gns.
2008	2.008.691	2.005.205
2016	1.237.018	1.234.963
Expected Shortfall, historisk simulation, 97,5% konfidens		
	Ikke vægtet	Vægtet
2008	2.012.760	1.964.143
2016	439.186	436.336

Tabel 25: Expected Shortfall 2008 & 2016, korregeret portefølje (egen tilvirkning). Beregninger i bilag 10

Ved et kig på de nye beregnede ES kan det hurtigt konstateres, at også ES ved historisk simulation bliver stærkt påvirket af udskillelsen af optionen fra modelporteføljen. Den høje volatilitet, som optionen har bidraget med, har resulteret i store daglige afkastudsving, hvor den historiske simulation opfangede denne store tabsfordeling i "halen". Omvendt opleves nu en platykurtisk fordeling, hvor normalfordelingsantagelsen overvurderer halerisikoen, hvorfor beregninger ved Delta Normal giver højere resultater end ved den historiske simulation. Resultaterne viser fortsat, at ES ved Delta Normal overstiger VaR ved Delta Normal, hvilket i forhold til estimering af risikoen i halen er ønskeligt. ES ved historisk simulation er lavere end VaR. Dette kan forklares ved forskellen på konfidensniveauerne på VaR 99%-konfidens og ES 97,5%-konfidens.

5.7 Delkonklusion

Igennem min konsekvensanalyse har de beregnede resultater givet et klart billede af, at forslaget i FRTB fra Baselkomitéen omkring indførsel af likviditetshorisonter imellem 10-120 dage vil få stor betydning for det beregnede ES. De tidligere sammenligninger af VaR med 10-dages horisont og ES med 10-dages horisont har ikke resulteret i større udsving i resultaterne. At ét eller flere aktiver i porteføljen underlægges en strammere likviditetshorisont har vist sig afgørende for det beregnede ES. I den opstillede modelportefølje indgår alene ét aktiv, hvor likviditetshorisonten skal øges fra 10 til 20 dage. Denne forøgelse viste sig i beregningerne at resultere i en stigning i optionens andel af porteføljens samlede ES på hele 6%-point. Dette er en markant stigning, idet optionen alene udgør ca. 7% af den samlede portefølje. Beregningerne kan forbindes med en usikkerhed, idet de individuelle beregninger ikke tager højde for diversifikationsgevinster, ligesom porteføljebetragtingen ikke har beregnet på forskellige likviditetshorisonter for de enkelte aktiver. Ingen af resultaterne har dog resulteret i lavere beregnede resultater end den nuværende VaR-tilgang. En konklusion omkring at forslaget omkring likviditetshorisonter har stor betydning for de fremadrettede kapitalkravsregninger vurderes derfor at kunne gøres gældende.

I forslaget omkring ændring af VaR til ES i markedsrisikoopgørelsen foreslås en sænkning af konfidensniveauet fra 99% til 97,5%. Dette forslag kan intuitivt forestilles at sænke de fremtidige kapitalkrav, men såfremt normalfordelingsantagelsen kan gøres gældende, har dette vist sig ikke at være tilfældet. ES vil ved normalfordelte afkast give tilnærmelsesvis samme resultat med 97,5% konfidensniveau som VaR ved 99%. I mine beregninger er det tydeliggjort, at bibeholdelse af det nuværende konfidensniveau resulterer i betydelige stigninger i den beregnede markedsrisiko. Man kan argumentere for, at dette er ønskværdigt i forhold til at højne institutternes bonitet, men at sænkningen af konfidensniveauet kombineres med indførslen af forskellige likviditetshorisonter vurderes, at give et bedre og mere retvisende billede af markedsrisikoen på institutternes individuelle handelsbeholdninger. Såfremt

likviditetshorisonter ikke indgik i FRTB, kunne bibeholdelsen af konfidensniveauet dog have været en acceptabel løsning.

I gennem opgaven er det blevet tydeliggjort, at afkastfordelingen på porteføljen er relevant i forhold til præcisionen af de beregnede risikonøgletal. De viste histogrammer har illustreret, at modelporteføljen ikke til fulde følger normalfordelingen. I den foretagne konsekvensberegning har jeg fundet frem til, at optionselementet har en meget høj volatilitet i forhold til de øvrige aktiver i modelporteføljen, samtidig med at korrelationen til aktieindekset er meget høj. Med baggrund i denne opdagelse har jeg udskilt optionen fra modelporteføljen og foretaget konsekvensberegninger, som tydeligt viser, at den samlede porteføljevolaatilitet falder og afkastfordelingen bliver platykurtisk og ikke leptokurtisk, som da optionen indgik i porteføljen. Denne opdagelse stemmer godt overens med, at options implicitte volatilitet på aktieindeks følger et volatilitets skrew, og optionspræmien derfor ikke følger normalfordelingsantagelsen. Dette forhold gør også, at man kan argumentere for en vis modelusikkerhed ved de opstillede karakteristika for optionen, idet de fastsatte strikeprices for optionen resulterer i, at optionen i 2008 overvejende er "deep in-the-money", mens den i 2016 balancerer tættere på strikeprice. Bevægelsen på det underliggende indeks i især 2008 vurderes dog at kunne retfærdiggøre denne forskel.

Udskillelsen af optionen fra modelporteføljen har resulteret i, at der forekommer sjældnere ekstreme afkastobservationer end normalfordelingsantagelse forudsætter. Dette bidrager til, at anvendelse af den historiske simulation resulterer i lavere VaR og ES end ved Delta Normal.

Konsekvensanalysen, hvor optionen er udskilt fra modelporteføljen, har givet et tydeligt billede af, at sammensætningen af porteføljen og dens afledte fordeling, er meget vigtig for beregningen af risikonøgletallene. Desto flere højvolatile aktiver og finansielle instrumenter der indgår, desto større vil såvel VaR som ES være. Dette vil kun blive forstærket i fremtiden, hvor likviditetshorisonterne vil forstærke den negative effekt.

6 Konklusion

Hele verden har gang på gang oplevet finansielle kriser. Et tilbageblik over de seneste 30 år byder på alt fra Black Monday på Wall Street i 1987 til valutakrisen i 1992 og drastisk fald på OMX i 2002-2003. Senest ramte finanskrisen i 2007-2008. Disse begivenheder har alle resulteret i usikkerhed blandt befolkningen og højvolatile markeder. De finansielle institutter føler ligeledes utryghed og justerer deres politikker og forretningsgange, hver gang de oplever en finansiell krise.

At de finansielle institutter bliver klogere af hver krise de oplever, er i sig selv glædeligt. Dog har kriserne betydet at flere institutter har måtte lukke, investorer har lidt tab og indskydere har tabt penge. Lukning af pengeinstitutter skaber derfor usikkerhed i samfundet, og har negativ indflydelse på samfundsøkonomien. De finansielle institutter spiller således en særdeles vigtig rolle i samfundet i dag, hvorfor der bør tilstræbes sikkerhed i deres overlevelse, hvilket netop er Baselkomitéens formål helt tilbage fra dens etablering i 1974. Baselkomitéens mandat er at styrke regulering, tilsyn og praksis i hele verden med det formål, at styrke den finansielle stabilitet (Bank for International Settlements, 2016). Komitéen har intet lovgivende mandat, men dens anbefalinger bliver fuldt i stor udstrækning over hele verden.

Reguleringen af de finansielle institutter, som kommer fra komitéen, berører tilnærmelsesvis alle områder af institutternes risici. Anbefalingerne, som er oplevet igennem Basel I, II, 2,5, III og de igangværende drøftelser af Basel IV, peger alle i én retning – nemlig øget reguleret, markedsdisciplin samt krav om mere og bedre kapital.

Denne opgaves fokus har været rettet imod den interne opgørelsesmetode for den generelle markedsrisiko i historisk perspektiv og med det nuværende forslag fra FRTB, som forventes vedtaget snarligt. Institutter, som har anvendt den interne metode, har historisk og benytter sig fortsat af VaR i deres risikomåling. VaR udtrykker det forventede maksimale beløb, man med en given sandsynlighed risikerer at tabe for en given periode (Christensen, 2015, s. 112).

VaR beregningerne har igennem Baselkomitéens arbejde oplevet stramninger, og for at beregne VaR til opgørelse af markedsrisikoen kræves en 10-dages horisont og et 99% konfidensniveau. Ydermere blev det ved Basel 2,5 et krav, at der både skulle beregnes VaR og sVaR, hvilket resulterede i den nuværende metode for opgørelse af kapitalkravene på markedsrisikoen, nemlig

$$\max(VaR_{t-1}, m_c * VaR_{gns60-dage}) + \max(sVaR_{t-1}, m_s * sVaR_{gns60-dage})$$

Andet led i formlen blev således tilføjet ifm. Basel 2,5 og fordoblede med ét kapitalkravet til den generelle markedsrisiko.

VaR er et risikomål, der historisk har været udsat for massiv kritik på grund af dets manglende evne til at måle tabsrisikoen i "halen" af fordelingerne. Baselkomitéen har i FRTB valgt at sige definitivt farvel til VaR som et regulatorisk risikonøgletal for markedsrisikoen, og byder i stedet ES velkommen. ES måler det gennemsnitlige tab i "halen" af fordelingen og vurderes således at være et mere præcist risikomål end VaR, som måler det maksimale tab med en given sandsynlighed. I FRTB foreslås en ændring af konfidensniveau til 97,5% fremfor 99%, som det er kendt i dag ved VaR, hvilket jf. litteraturen beregnes med samme standardafvigelse på 2,33.

For at analysere på effekten af forslaget omkring overgang fra VaR til ES, har jeg i opgaven opstillet en modelportefølje, hvorpå jeg har foretaget beregninger af såvel VaR som ES. Nøgletallene er beregnet og sammenlignet ved Delta Normal og historisk simulation.

I min beregning af VaR og ES ved Delta Normal metoden, opleves ingen større difference i de beregnede resultater. Det beregnede ES giver et marginalt højere resultat end VaR, hvilket er forventeligt idet ES måler det gennemsnitlige tab i "halen", hvor VaR overskrides. Billedet er det samme, om der beregnes på simple volatiliteter eller EMWA-volatiliteter. At resultaterne ikke afviger mere fra hinanden forklares med, at begge nøgletalsberegninger bygger på samme forudsætninger omkring normalfordelte afkast. Desuden er mine indledende beregninger i opgaven foretaget med samme 10-dages horisont. Ved implementering af ES foreslår Baselkomitéen, at der anvendes individuelle likviditetshorisonter på 10-120 dage afhængig af aktivet. At korteste likviditetshorisont er 10 dage ved ES vil således betyde at Delta Normal ES altid vil overstige Delta Normal VaR, og såfremt der indgår ikke højlikvide aktiver, vil forskellen blive markant.

Ved anvendelse af den historiske simulation viser resultaterne sig anderledes. For 2008 er det fundne VaR større end ES. Dette uanset om der anvendes vægte eller beregnes simpelt gennemsnit. I 2016 er det imidlertid omvendt, og ES overstiger VaR. At VaR overstiger ES i 2008 vurderes at kunne skyldes modelusikkerhed idet forskellen i de beregnede resultater alene udgør kr. 19.000. Det skal desuden bemærkes, at vægtningen i de to beregninger er forskellig.

Af de beregnede resultater på modelporteføljen er det således ikke muligt at konkludere, at ES vil resultere i konsekvent højere kapitalkrav overfor pengeinstitutterne ved anvendelse af historisk simulation, som det var tilfældet med Delta Normal. Der er en naturlig interesse for, hvori denne forskel opstår, hvorfor jeg i min analyse har undersøgt, hvorvidt normalfordelingsantagelsen kan gøres gældende, samt hvorvidt et aktiv i porteføljen kan være medvirkende til forskellen.

Jeg har, ved hjælp af histogrammer, at normalfordelingsantagelsen ikke gælder for den opstillede modelportefølje. Ved beregning af kurtosis er det bevist, at der i 2008 med en kurtosis på 2,47 opleves

sjældnere ekstreme observationer end normalfordelingen tilsiger, mens der for 2016 er beregnet kurtosis på 4,45 og at der dermed opleves oftere ekstreme tilfælde. Dette understøtter resultaterne, hvor den historiske simulation for både VaR og ES i samtlige beregninger overstiger de beregnede Delta Normal værdier.

En antagelse igennem mine beregninger på modelporteføljen har været, at optionen kunne opgøres som en risikoposition i OMXC20-indekset. Da denne antagelse alene gælder for Delta Normal metoden, har jeg foretaget en konsekvensanalyse af, hvorvidt udskillelse af optionen fra modelporteføljen medfører andre resultater end de hidtil fundne. Resultatet af beregningerne har igen vist, at Delta Normal ES overstiger Delta Normal VaR. Ved den historiske simulation er VaR størst i samtlige beregninger. Efter udskillelsen af optionen er fordelingen både 2008 og 2016 platykurtiske, hvilket tidligere har vist sig at resultere i, at VaR overstiger ES, og som igen er tilfældet i konsekvensberegningen.

Det er igennem opgaven bevist, at den historiske simulation i samtlige beregninger overstiger Delta Normal. Den historiske simulation giver således et mere præcist billede af den konkrete porteføljes historiske risiko, såfremt denne ikke følger normalfordelingen. Backtest af Delta Normal modellen har også vist, at modelporteføljes fordeling resulterer i mange overskridelser, og at modellen ikke opfylder validitetskravene. Hertil skal dog gøres opmærksom på, at forholdet omkring likviditetshorisonter kan give et andet udfald af backtesten.

De beregnede resultater igennem opgaven giver ikke et entydigt svar på, hvorvidt anvendelse af ES fremfor VaR vil resultere i forhøjede kapitalkrav for institutterne. Dog har beregningerne tydeligt vist, at ES altid overstiger VaR ved Delta Normal ved det foreslåede konfidensniveau. Det er ligeledes synliggjort at ES ved den leptokurtiske fordeling oversteg VaR ved historisk simulation. Altså vil ES i volatile og stressede markeder resultere i et højere kapitalkrav ved den historiske simulation, end det er tilfældet i dag. Der opnås derved en større sikkerhed i målingen af observationerne i "halen" ved brug af ES fremfor VaR. Havde man i forslaget i FRTB bibeholdt et 99% konfidensniveau ved indførslen af ES, ville kapitalkravene utvivlsomt være forhøjet. Isoleret set kunne dette være ønskeligt for at institutterne reserverer tilstrækkelig kapital, men da markedsrisiko kun udgør en lille del af institutternes samlede risiko, må der nødvendigvis være sammenhæng med de øvrige kapitalkrav til f.eks. kreditrisiko og operationel risiko.

Med forslaget om indførsel af ES fremfor VaR tager Baselkomitéen endnu et skridt i retningen af regulering som skal give den bedst mulige måling af den institutspecifikke risiko.

Litteraturliste

Bøger

Andresen, Jørgen Just (2013): *Finansiel Risikostyring*, 1. udgave

Andresen, Jørgen Just (2015): *Finansielle Derivater – anvendelse, prissætning og risikostyring*, 1. udgave

Andresen, Jørgen Just (2017): *Finansiel Risikostyring*, 2. udgave

Baldvinsson, Cato et al (2011): *Dansk Bankvæsen*, 6. udgave, kapital 2

Christensen, Michael (2014): *Obligationsinvestering – teori og praktisk anvendelse*, 8. udgave

Hansen, Kenneth et al (2012): *Statistik i økonomisk perspektiv*, 2. udgave

Hull, John C. (2012): *Risk Management and Financial Institutions*, 3. udgave, kap. 12-13

Hull, John C. (2014): *Fundamentals of Futures and Options Markets*, 7. udgave, kap. 13

Hull, John C. (2015): *Risk Management and Financial Institutions*, 4. udgave, kap. 16-17

Jorion, Philippe (2007): *Value at Risk: The New Benchmarking for Managing Financial Risk*, 3. Udgave, kap 4

Publikationer

Bank for international Settlements: *Standards – minimum capital requirements for market risk*, januar 2016 [BIS]

Bank for international Settlements: *Fundamental review of the trading book – interim impact analyses*, November 2015 [BIS]

Danske Bank: *Risk Management 2016*, s. 50 & 53

Jyske Bank: *Risk and Capital Management 2016*, s. 36-38

Jyske Bank: *Årsrapport 2016*

Nationalbanken, *Finansiel Stabilitet 1. Halvår 2016*,

Nordea Bank: *Capital and Risk Management Report 2015*, s. 39-40

Plesner, Søren (2012): *Farvel til Value-at-Risk som regulatorisk risikomål?*, Finansinvest 1/12

Schøith, Kasper R. (2016): *Den finansielle krise – ophørte pengeinstitutter*, forelæsningslide

Sydbank: *Årsrapport 2016*

Warner, Scott (2015): *Fundamental Review of the Trading Book: Internal Models*, Advantage reply

Website

www.bis.org

<https://www.danskebank.com/da-dk/ir/Regulering/Risikostyring/CRD-kapitalkravsdirektiv/Pages/Soejle-I.aspx?tab=1>

http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/1997/press.html

<http://www.statistikbanken.dk/10278>

Øvrige

Bloomberg

Bilag

- Bilag 1:** OMXC20-indeks datasæt
Beregnete volatiliteter samt Delta Normal VaR
- Bilag 2:** USD/DKK – datasæt
Beregnete volatiliteter samt Delta Normal VaR
- Bilag 3:** 5-årig DK swaprente
Beregnete volatiliteter samt Delta Normal VaR
- Bilag 4:** Beregnede Delta Normal VaR for samlet modelportefølje 2008 & 2016
- Bilag 5:** Korrelationsberegninger for modelportefølje samt modificeret modelportefølje
- Bilag 6:** Beregnede porteføljevolaatiliteter for 2008 & 2016 med og uden option
- Bilag 7:** Black-Scholes beregninger på optionspræmie samt beregnet optionsvolatilitet
- Bilag 8:** Historisk simulation 2008 for modelportefølje samt modificeret modelportefølje
Histogram over afkastfordeling 2008 for modelportefølje
- Bilag 9:** Historisk simulation 2016 for modelportefølje samt modificeret modelportefølje
Histogrammer over afkastfordeling 2016 for modelportefølje & modificeret modelportefølje
- Bilag 10:** Expected Shortfall beregninger