

EKSISTERER DET EN WEEKENDVOLATILITET I DET NORDISKE FINANSIELLE KRAFTMARKEDET?

IS THERE A WEEKEND VOLATILITY IN THE NORDIC FINANCIAL POWER MARKET?

PÅL ANDERS TALLAKSTAD OG SJUR HAGESTANDE MONSEN

UNIVERSITETET FOR MILJØ- OG BIOVITENSKAP
INSTITUTT FOR ØKONOMI OG RESSURSFORVALTNING
MASTEROPPGAVE 30 STP. 2012



Forord

Denne oppgaven markerer avslutningen på vår toårige mastergrad i økonomi og administrasjon med fordypning i finansiering og investering. Gjennom utdannelsen har vi begge fått stor interesse for finansielle markeder og råvaremarkeder og da spesielt det nordiske kraftmarkedet.

Problemstillingen som ligger til grunn for denne oppgaven gjorde oss i stand til å kombinere disse interessene.

Vi vil først og fremst takke vår hovedveileder Espen Gaarder Haug for forslag til problemstilling, tett oppfølging, god veiledning og mange interessante diskusjoner underveis. Dette har bidratt til å gjøre arbeidet med oppgaven både spennende og svært lærerikt.

Tilgang til data har vært avgjørende for at vi har kunnet skrive denne oppgaven. Vi vil derfor få rette en stor takk til Lise Mejlholm ved NASDAQ OMX Commodities som ga oss tilgang til deres FTP-server. Her har vi fått tilgang til data for det finansielle kraftmarkedet. I tillegg vil vi takke Nord Pool Spot AS for rask tilgang til data for det fysiske kraftmarkedet via deres FTP-server.

Til slutt vil vi takke Ken Tore Tallakstad for nøye gjennomlesing og gode tilbakemeldinger i slutfasen av oppgaven.

Eventuelle feil og mangler er forfatterens hele og fulle ansvar.

Ås 14. mai 2012

Pål Anders Tallakstad

Sjur Hagestande Monsen

Sammendrag

Denne masterutredningen undersøker hvorvidt det eksisterer en weekendvolatilitet i det nordiske finansielle kraftmarkedet. Analysen tar utgangspunkt i daglige sluttkurser for forwardkontrakter med leveringsperiode et kvartal og et år. De to kontraktstypene analyseres hver for seg.

Vi gjennomfører også en kort analyse av volatiliteten på underliggende spotpris. Resultatene våre viser at denne er svært volatil og en kjøper eller en selger av nordisk kraft vil derfor utsettes for høy prisrisiko ved å ha en usikret posisjon. Volatiliteten i de finansielle kontraktene er imidlertid betydelig lavere enn volatiliteten til spotprisen.

Gitt en forutsetning om at markedet for omsetting av forwardkontraktene er effisient kan variansen for lørdag og søndag estimeres med utgangspunkt i totalvariansen for sluttkursen fredag og sluttkursen mandag. Resultatene viser at det, gitt våre forutsetninger, eksisterer en volatilitet på lørdag og søndag til tross for at de finansielle kontraktene ikke omsettes i helgen. Volatiliteten for lørdag og søndag reflekteres derfor i prisendringene på mandag.

Resultatene fra analysen av weekendvolatiliteten brukes videre til å illustrere tre typer tilnærminger til Value at Risk, henholdsvis historisk metode, parametrisk metode og Monte Carlo-simulering. Med dette ønsker vi å vise i hvilken grad Value at Risk kan betraktes som et godt estimat på potensielle tap i dette markedet. Vi bruker også Conditional Value at Risk (Expected Shortfall) som kan gi et mer nyansert bilde av prisrisikoen.

Til slutt illustreres konsekvensene for prising av opsjoner med kort løpetid ved bruk av ulike volatilitetsestimater. I denne oppgaven defineres kort løpetid som opsjoner med løpetid på maks seks ukedager. Vi bruker Black -76 opsjonsprisindemodell for prising av opsjoner på kvartalskontrakter og årskontrakter og finner store avvik i prosentvise prisforskjeller for out-of-the-money opsjoner.

Abstract

In this thesis we analyze the weekend volatility in the Nordic financial power market. The analysis uses daily closing prices for forward contracts with delivery period of one quarter and one year respectively. The two different categories of contracts are analyzed separately.

To be able to compare the volatility of the financial contracts with the underlying spot price we also exhibit an analysis of the underlying spot price. Our results show that this is highly volatile, implying that an unhedged buyer or seller of Nordic power is exposed to major price risk. The volatility of the financial contracts, however, is significantly lower than the volatility of the spot price.

Given the assumption of efficient markets in the buying and selling of forward contracts, the variance for Saturday and Sunday can be estimated by using the variance from Friday close to Monday close. The results indicate, given our assumptions, that there is some volatility on Saturday and Sunday, despite the fact that the financial markets are closed during the weekends. The volatility for Saturday and Sunday is therefore reflected in the price changes on Monday.

The results from the analysis of the weekend volatility are further used to estimate different Value at Risk measures based on three different methods. These are the historical method, the parametric method and Monte Carlo simulation. The results are used to illustrate to what extent Value at Risk adequately estimates the potential loss in this market. We also use Conditional Value at Risk (Expected Shortfall) which may give a better estimate of the actual price risk.

Finally, we illustrate the consequences for the pricing of shorter term options when different measures of volatility are used. In this thesis, we define shorter term options as options with maturity of six days or less. We use the Black-76 model to price options on quarterly and yearly contracts and find that the relative price differences are significant for out-of-the-money options.

Innhold

1. Innledning	1
1.1. Problemstilling	1
2. Nord Pool Spot	3
2.1. Det fysiske kraftmarkedet.....	3
2.2. Det finansielle kraftmarkedet	4
2.2.1. Forwardkontrakter og futureskontrakter	4
2.2.2. Opsjoner.....	7
3. Tidligere forskning	9
3.1. Markedseffisiens.....	9
3.2. Weekendeffekt	10
3.2.1. Weekendavkastning.....	11
3.2.2. Weekendvolatilitet.....	11
4. Teori	14
4.1. Value at Risk.....	14
4.1.1. Tre metoder for å beregne Value at Risk	16
4.1.2. Kritikk av Value at Risk	16
4.1.3. Conditional Value at Risk	18
4.2. Opsjoner.....	19
4.2.1. Black-Scholes.....	20
4.2.2. Black -76.....	22
4.2.3. Vega og vegaelastisitet for opsjoner.....	23
5. Metode	26
5.1. Avkastning.....	26
5.2. Volatilitet.....	26
5.2.1. Varians og standardavvik	26
5.2.2. Skjevhet.....	26
5.2.3. Kurtose	27
5.3. Jarque Bera normalitetstest.....	27
5.4. Modell for å konstruere ukedagsvariabler	28
5.5. T-test på gjennomsnitt.....	28
5.6. Estimering av volatilitet for lørdag og søndag	29
5.6.1. Annualisering av varians og standardavvik.....	30
6. Data	32

7. Analyse av spotprisen	34
8. Analyse av forwardkontrakter.....	38
8.1. Deskriptiv statistikk.....	38
8.1.1. Levene's test for homogenitet i varians.....	41
8.1.2. Estimert volatilitet for lørdag og søndag	42
8.2. Fordeling av avkastninger	45
8.2.1. Numerisk eksempel.....	49
8.3. Weekendvolatilitet.....	49
9. Implikasjoner for risikostyring i det finansielle kraftmarkedet.....	51
9.1. Value at Risk.....	51
9.1.1. Historisk metode (ikke-parametrisk)	52
9.1.2. Parametrisk metode	54
9.1.3. Monte Carlo-simulering	56
9.1.4. Value at Risk oppsummert.....	58
9.1.5. Numerisk eksempel: Value at Risk og Conditional Value at Risk	59
9.2. Opsjoner med kort løpetid, kvartalskontrakter.....	60
9.2.1. Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag.....	61
9.2.2. Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag.....	62
9.2.3. Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag	63
10. Konklusjon	65
11. Litteratur.....	67
12. Figuroversikt	70
13. Tabelloversikt.....	70
14. Vedlegg	72
14.1. Fullstending oversikt over analyserte forwardkontrakter	72
14.2. Fordeling av avkastninger	73
14.3. Monte Carlo-simulering	76
14.4. Oversikt over VaR/CVaR estimater.....	78
14.5. Opsjoner med kort løpetid, årskontrakter.....	79
14.5.1. Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag.....	79
14.5.2. Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag.....	80
14.5.3. Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag	81

1. Innledning

Dereguleringen av det nordiske kraftmarkedet startet i 1991 og markedet har siden utviklet seg til å bli et velfungerende marked som i stor grad likner andre finansielle råvaremarkeder. Dette innebærer blant annet etablering av et marked for finansielle kontrakter. I denne oppgaven tar vi utgangspunkt i to typer terminkontrakter som handles på det nordiske finansielle kraftmarkedet: Kvartalskontrakter og årskontrakter.

Kraft som råvare skiller seg fundamentalt fra mange andre energiråvarer og i motsetning til eksempelvis olje og gass har kraft svært begrensede lagringsmuligheter og må konsumeres i det øyeblikket den er produsert. I tillegg forekommer leveringen av kraft over en periode, for eksempel et kvartal eller et år, og ikke på ett bestemt tidspunkt slik som terminkontrakter i mange andre råvaremarkeder.

Risikoen i spotprisen er studert av blant andre av Lucia og Schwartz (2002) som viser at denne har et svært høyt historisk standardavvik med periodevis store hopp i prisen. Det er imidlertid gjort noe mindre forskning på risikoen i terminkontraktene og vi har ikke funnet studier av hvordan denne volatiliteten fordeler seg over ulike ukedager. Vi har heller ikke funnet tidligere studier av weekendvolatiliteten i det nordiske kraftmarkedet, til tross for at weekendeffekten er blitt påvist i en rekke andre råvare- og aksjemarkeder¹. Motivasjonen for denne oppgaven er derfor å undersøke, ved hjelp av sluttkurser på finansielle kraftkontrakter, om funnene som er gjort i andre finansielle markeder også kan påvises i det finansielle markedet for nordisk kraft.

Volatiliteten i det finansielle kraftmarkedet vil påvirke en aktørs potensielle gevinst eller tap. Følgelig er det nødvendig med gode estimater på prisrisikoen som legges til grunn for risikostyringen. I denne oppgaven vil vi derfor gjennomføre en grundig analyse av volatiliteten på det finansielle kraftmarkedet.

1.1. Problemstilling

Problemstillingen i denne oppgaven er todelt. Vi ønsker å undersøke om volatiliteten i kraftkontraktene er avhengig av om markedet er åpent for handel, eller om det også er volatilitet over helgen. Dette leder til følgende problemstilling:

Eksisterer det en weekendvolatilitet på det nordiske finansielle kraftmarkedet?

¹ Se for eksempel Fama (1965), French (1980) og Fench & Roll (1986).

Videre ønsker vi å undersøke hvilke implikasjoner en eventuell weekendvolatilitet har for aktørene som opererer i det finansielle kraftmarkedet. Derfor er vi interessert i å studere følgene av denne volatiliteten og hvordan denne påvirker risikostyringen:

Hvilke implikasjoner har dette for risikostyring i det finansielle kraftmarkedet?

Weekendvolatiliteten defineres som risikoen som løper over helgen. Markedet tilføres nyheter også på lørdag og søndag og man kan anta at disse vil reflekteres i åpningskursen på mandag. Dette betyr at volatiliteten kan estimeres med utgangspunkt i sluttkursen på fredag og åpningskursen på mandag. Etersom vi ikke har tilgang til åpningskurser for det finansielle kraftmarkedet benytter vi sluttkurs fredag til sluttkurs mandag for kontraktene, for slik å identifisere en eventuell weekendvolatilitet. Da volatiliteten over denne perioden baseres på tre dager, hvorav én av disse er en handledag (mandag), estimerer vi i også volatiliteten for kun lørdag og søndag, hvilket vil avdekke den faktiske volatiliteten over helgen, mens markedet er stengt.

Resultatet av analysen vil danne grunnlaget for en vurdering av risikostyringen i dette markedet. I denne oppgaven benyttes daglige prisobservasjoner i analysen av forwardkontraktene, da de fleste store aktører i markedet må antas å kunne trekke seg ut av sine porteføljer i løpet av kort tid.

2. Nord Pool Spot

De følgende avsnittene gir en kort oversikt over kraftmarkedet på Nord Pool Spot AS (heretter Nord Pool). For en detaljert beskrivelse, se for eksempel Lucia og Schwartz (2002).

Medlemmene i markedet for nordisk kraft består av over 350 produsenter, cirka 500 distributører og cirka 350 leverandører i tillegg til finansielle aktører som for eksempel investeringsbanker². I det fysiske markedet kan produsenter og konsumenter selge og kjøpe kraft til spotpris mens det finansielle markedet brukes av markedsaktørene til å sikre seg mot fremtidige fluktasjoner i spotprisen og til ren spekulasjon (Nord Pool Spot AS 2012).

Det nordiske kraftmarkedet består per 2012 av landene Danmark, Finland, Estland, Norge og Sverige og har totalt cirka 14 millioner sluttbrukere av strøm³. Kildene til kraftproduksjon er forskjellig på tvers av de fem medlemslandene. Tabell 2.1 viser andelen kraftproduksjon fra henholdsvis vannkraft, fossilt brensel, atomkraft og andre fornybare energikilder for de respektive medlemslandene.

Tabell 2.1: Oversikt over ulike kilder til kraftproduksjon for medlemslandene på Nord Pool

	Andelen kraftproduksjon fra ulike energikilder fordelt på medlemsland				
	Atomkraft	Fossilt brensel	Vannkraft	Andre fornybare energikilder	Ukjent energikilde
Danmark	-	71,50 %	0,10 %	28,40 %	-
Estland	-	92,40 %	0,20 %	7,40 %	-
Finland	28,40 %	40,20 %	16,60 %	13,80 %	1,00 %
Norge	-	4,30 %	95 %	0,70 %	-
Sverige	38,40 %	5,40 %	45,70 %	10,60 %	-

Tall fra 2010. Kilde: ENTSO-E

2.1. Det fysiske kraftmarkedet

Elspot er Nord Pools day-ahead auksjonsmarked hvor strøm kjøpes og selges og har cirka 340 medlemmer⁴. Markedsaktører som ønsker å kjøpe eller selge kraft må sende ordre til Nord Pool innen klokken 12.00 dagen før kraften leveres til ledningsnett. Basert på innmeldt tilbud og etterspørsel for hver time påfølgende dag, konstrueres aggregerte tilbuds- og etterspørselskurver for hver time det påfølgende døgnet. Dette danner grunnlaget for beregning av spotprisen for hver time, også kalt systemprisen, og er den prisen som ville vært gjeldende dersom det ikke var flaskehals i ledningsnett. På grunn av flaskehalsene deles imidlertid det europeiske

² Per 12. mai 2012: Nord Pool Spot AS

³ Husholdninger og bedrifter

⁴ Per 12. april 2012: Nord Pool Spot AS

kraftmarkedet opp i 13 ulike prisområder⁵ som tar hensyn til at det er begrenset kapasitet mellom enkelte leveringsområder. Norge er for eksempel delt opp i fem ulike prisområder som alle kan ha forskjellig områdepris. Den daglige spotprisen beregnes som et aritmetisk gjennomsnitt av prisene for hver time i løpet av døgnet. Dette er referanseprisen for de finansielle terminkontraktene. For eksempel vil forwardkontraktene beregnes mot den daglige spotprisen i leveringsperioden.

Elbas er intradagmarkedet for kraft og benyttes i hovedsak til å sikre at det til enhver tid er likevekt mellom tilbud og etterspørsel i kraftmarkedet. For eksempel kan et atomkraftverk bli stengt på kort varsel etter at aktørene har meldt inn tilbud og etterspørsel og *Elbas* sørger for at markedet da kan bringes tilbake til likevekt.

2.2. Det finansielle kraftmarkedet

2.2.1. Forwardkontrakter og futureskontrakter

De finansielle kraftkontraktene handles via råvarebørsen NASDAQ OMX Commodities (heretter NASDAQ) og består av futureskontrakter, forwardkontrakter, opsjoner og contracts for difference. Disse kontraktene gjør markedsaktører i stand til å handle standardiserte kontrakter på kraft med levering inntil seks år frem i tid. Terminkontrakter med leveringsperiode på en dag og en uke klassifiseres som futures, mens kontrakter for månedlig, kvartalsvis og årlig levering klassifiseres som forwards. Alle kontraktene omsettes i euro/MWh og minste størrelse på kontraktene er 1 MWh. Både futureskontraktene og forwardkontraktene bruker spotprisen som referansepris når det finansielle oppgjøret skal beregnes i leveringsperioden. Det betyr at en aktør som er long en forwardkontrakt vil bli kompensert for differansen mellom kontraktsprisen og spotprisen dersom spotprisen er høyere enn kontraktsprisen i leveringsperioden. Kontraktene handles på rullerende basis og innebærer at når en kontrakt går til levering og ikke lenger handles, vil en ny kontrakt bli listet for handel.

⁵ Per 27. mars 2012

Tabell 2.2: Oversikt over finansielle kontrakter med handelssymbol, leveringsperiode og gjennomsnittlig kontraktstørrelse i MWh

Handelssymbol	Leveringsperiode	Kontrakt størrelse (gjennomsnitt)
Base load (kl. 00:00-24:00)		
ENODxxxx-yy	Dag xxxx	24 MWh
ENOWxx-yy	Uke xx år yy	168 MWh
ENOMmmm-yy	Måned mmm år yy	720 MWh
ENOQx-yy	Kvartal x år yy	2184 MWh
ENOYR-yy	År yy	8760 MWh
Peak load (kl. 08:00-20:00, man-fre)		
ENOPLWxx-yy	Uke xx år yy	60 MWh
ENOPLMmmm-yy	Måned mmm år yy	252 MWh
ENOPLQx-yy	Kvartal x år yy	780 MWh
ENOPLYR-yy	År yy	4380 MWh

Kilde: Nord Pool Spot AS

Tabell 2.2 viser de ulike futureskontraktene og forwardkontraktene som omsettes på NASDAQ, samt gjennomsnittlig størrelse på kontraktene. Kontraktstørrelsen beregnes ut fra antall timer i leveringsperioden. Det er viktig å merke seg at størrelsen vil variere avhengig av hvilken periode kontrakten gjelder for. For eksempel består ulike måneder av ulikt antall timer. Kontraktstørrelse gjengis derfor i tabell 2.2 som den gjennomsnittlige størrelsen for de respektive leveringsperiodene.

Ettersom det er stor variasjon i etterspørselen etter strøm på ulike tider av døgnet tilbys to ulike hovedtyper kontrakter kalt henholdsvis *base load* kontrakter og *peak load* kontrakter. Peak load er perioden mellom klokken 08:00-20:00, mandag til fredag, hvor etterspørselen etter strøm er størst. Base load kontraktene dekker alle timene i den aktuelle perioden, inkludert helgedager. Det er altså mulig å handle terminkontrakter med levering kun mellom klokken 08:00-20:00 mandag til fredag.

Analysen i denne oppgaven tar utgangspunkt i base load forwardkontrakter med levering for henholdsvis et kvartal og et år da disse kontraktene har høyest volum og dermed er mest likvide. Dette kan skyldes at flere finansielle aktører, som ikke ønsker levering av kraft, har startet handel i markedet (Botterud m.fl. 2009). Dette gir også flere observasjoner innenfor hver individuelle kontrakt da disse forwardkontraktene handles over en lengre periode enn kontraktene med månedlig, ukentlig, og daglig levering. Handleperioden for de analyserte kontraktene er gjengitt i tabell 14.1 i vedlegget.

Forwardkontraktene vi baserer analysen på, betegnes med følgende handelssymbol i markedet:

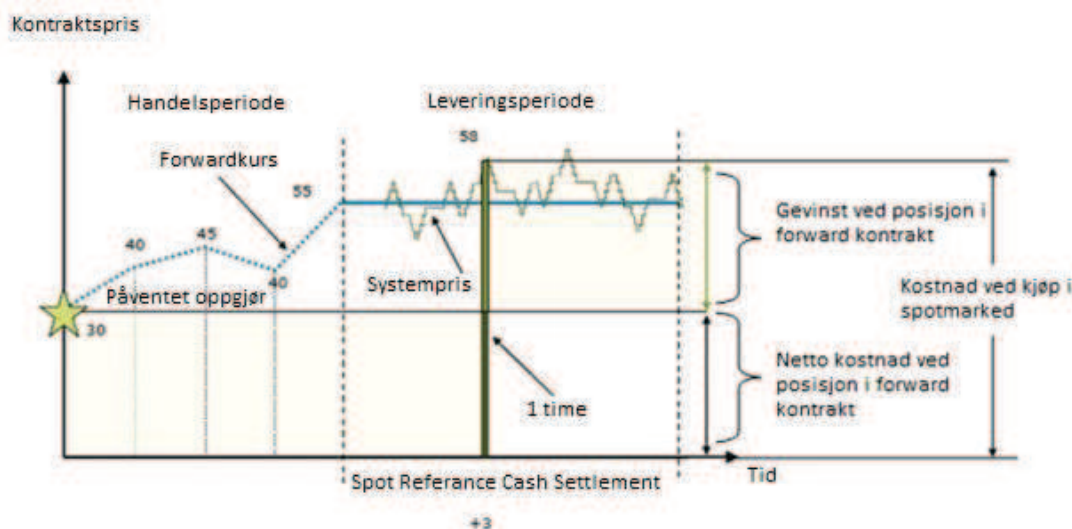
- *ENOQx-yy* (Energy Nordic Quarterly): Forwardkontrakt for kvartal x, år yy. Kontrakten går til levering første kalenderdag i kvartal x og utløper den siste kalenderdagen i dette kvartalet. For eksempel vil ENOQ3-12 kontrakten ha leveringsperiode alle timer i 3. kvartal i år 2012.

- ENOYR-yy (Energy Nordic Yearly): Forward kontrakt for år yy. Kontrakten går til levering første kalenderdag i år yy og løper frem til siste kalenderdag i desember i år yy. For eksempel vil ENOYR-13 ha levering hver time i år 2013.

Disse kontraktene betegnes som forwardkontrakter, men er i realiteten swapkontrakter (Haug 2007). En forwardkontrakt er en avtale om bytte av kontantstrøm på ett bestemt tidspunkt i fremtiden mens en swapkontrakt innebærer bytte av kontantstrøm over flere datoer i fremtiden (Hull 2012). Slik forwardkontraktene beskrives på Nord Pool kan disse sammenliknes med en swapkontrakt da de nettopp innebærer en avtale om å bytte fra flytende til fast kraftpris over leveringsperioden.

Prisen på forwardkontrakten vil kontinuerlig endre seg gjennom hele handleperioden avhengig av tilbud og etterspørsel fra aktørene i markedet. Daglig gevinst eller tap som følge av endringer i markedsprisen akkumuleres over hele handleperioden og realiseres ved begynnelsen av leveringsperioden. Forwardprisen på den siste handledagen regnes deretter mot spotprisen kontinuerlig under hele leveringsperioden, hvor avviket mellom den daglige spotprisen og forwardprisen debiteres eller krediteres kundens konto avhengig av om det er netto tap eller gevinst. Spotprisen fungerer altså som referanseprisen til forwardkontraktene i leveringsperioden.

Figur 2.1 viser et numerisk eksempel på hvordan dette oppgjøret utføres i praksis dersom man kjøper en forward til 30 euro/MWh (forwardkurs F_t) på et gitt tidspunkt og tar levering av kraft.



Figur 2.1: Eksempel på long forwardkontrakt. Kilde: Nord Pool ASA

Siste dag i handleperioden er forwardprisen 55 euro/MWh (forwardkurs F_T) som betyr at den som er long kontrakten oppnår en gevinst på (55 – 30) euro/MWh tilsvarende 25 euro/MWh. Videre

beregnes avviket mellom den siste observerte forwardprisen F_T og den daglige spotprisen (spotpris S_t) gjennom hele leveringsperioden. Denne differansen debiteres kundens konto dersom spotprisen er høyere enn forwardprisen ($S_t > F_T$) og krediteres kundens konto dersom spotprisen er lavere enn forwardprisen ($S_t < F_T$). Dette avviket legges deretter til gevinsten oppnådd under handleperioden. Total gevinst eller tap på kontrakten illustrert i figur 2.1 blir da følgende, med notasjon:

$$((F_T - F_t) + (S_t - F_T)) \cdot MWh = Total\ gevinst/tap$$

En kraftprodusent har dermed en måte å sikre sin egen fremtidige inntekt for salg av strøm, og reduserer risikoen knyttet til svingninger i systemprisen. Motsatt vil en konsument kunne sikre sine fremtidige strømkostnader, og dermed redusere risikoen for økte kostnader som følge av høyere strømpriser.

Verdien på forwardkontraktene baseres på forventet gjennomsnittlig spotpris gjennom leveringsperioden. Dette i motsetning til en forward som prises med utgangspunkt i forventet spotpris på ett gitt tidspunkt. Fleten og Lemming (2003) argumenterer for at forwardprisen ikke nødvendigvis konvergerer mot spotprisen på begynnelsen av leveringsperioden, nettopp fordi referanseprisen er et gjennomsnitt for leveringsperioden og ikke prisen på ett gitt tidspunkt i fremtiden.

2.2.2. Opsjoner

En opsjon er en rett, men ikke en plikt til å kjøpe underliggende aktiva til en fastsatt pris på et avtalt tidspunkt i fremtiden. De standardiserte opsjonene på NASDAQ er europeiske og kan derfor bare utøves ved forfall. En kjøpsopsjon gir innehaveren rett til å kjøpe en forwardkontrakt på opsjonens utløpsdato. Da opsjonen ikke innebærer en forpliktelse om kjøp gir dermed kjøpsopsjonen innehaveren en forsikring mot at kraftprisen i leveringsperioden blir høyere enn kontraktsprisen. Dersom forwardprisen i markedet er lavere enn utøvelsesprisen på opsjonen, kan innehaveren kjøpe forwardkontrakten til markedsprisen i stedet og la være å utøve opsjonen.

En salgsopsjon gir innehaveren rett til å selge en forwardkontrakt på opsjonens utløpsdato til en fastsatt pris. I likhet med kjøpsopsjonen innebærer heller ikke salgsopsjonen en forpliktelse. Salgsopsjonen gir derfor innehaveren en forsikring mot at kraftprisen i leveringsperioden blir lavere enn kontraktsprisen. Dersom forwardprisen er høyere enn utøvelsesprisen på opsjonen kan innehaveren selge forwardkontrakten til markedsprisen i stedet.

Opsjonene gjør markedsaktørene i stand til å utsette kjøp eller salg av forwardkontrakten, men allikevel sikre en fremtidig terminpris. Som nevnt i avsnitt 2.2.1 vil prisen på forwardkontrakten fluktuere i handleperioden. Opsjonene innebærer at man ikke er eksponert for disse fluktuasjonene.

Underliggende forwardkontrakter for kraftopsjonene som omsettes i markedet er til enhver tid de to nærmeste årskontraktene og de to nærmeste kvartalskontraktene. Forfall på opsjonene er satt til tredje torsdag i måneden før leveringsperiodens start. For eksempel vil en opsjon på kvartalskontrakten med levering i tredje kvartal 2012 ha forfall tredje torsdag i juni 2012⁶. Hver opsjon har fem ulike utøvelsespriser basert på prisen på underliggende kontrakt ut fra enten siste omsatte pris eller sluttkursen på respektiv kontrakt. Ny utøvelsespris settes dersom kontraktsprisen på underliggende er under (over) nest laveste (høyeste) utøvelsespris (Nord Pool Spot AS).

Opsjonspremien oppgis i euro per MWh og total verdi per kontrakt regnes ut ved å multiplisere opsjonspremien med antall timer levering i underliggende forwardkontrakt. Minste prisbevegelse på opsjonsprisen i markedet er 0,01 euro.

⁶ Kontrakten går til levering fra og med 1. juli

3. Tidligere forskning

I dette kapitlet nevner vi noen viktige teorier og forskningsartikler som er relevant for problemstillingen i denne oppgaven. Det er gjort mye forskning rundt de temaene vi kommer inn på i oppgaven og tidligere funn fra andre markeder vil gi oss et sammenlikningsgrunnlag når vi i kapittel 8 analyserer det finansielle kraftmarkedet. Eventuelle antagelser i denne oppgaven bygger på teoriene vi presenterer i dette kapitlet.

3.1. Markedseffisiens

Teorien om effisiente markeder, også kjent som Efficient Market Hypothesis (EMH), ble publisert av Eugene Fama i 1970. Teorien bygger på antagelsen om at markedsaktører er nyttemaksimerende og har rasjonelle forventninger, og at disse forventningene tilpasses etterhvert som ny informasjon blir gjort tilgjengelig. Markedet betraktes derfor som effisient når prisene på finansielle instrumenter reflekterer all tilgjengelig informasjon. I hovedsak defineres tre former for markedseffisiens:

- Svak form: Markedsprisene reflekterer all historisk prisinformasjon. Tidligere priser kan derfor ikke nøyaktig predikere fremtidige priser.
- Semisterk form: Markedsprisene reflekter all offentlig informasjon som er tilgjengelig for markedsaktørene. Kun investorer med innsideinformasjon vil derfor kunne oppnå høyere avkastning enn resten av markedet.
- Sterk form: Markedsprisene reflekter både offentlig informasjon og innsideinformasjon. Ettersom alle aktører har tilgang på den samme informasjonen vil derfor ingen av disse kunne oppnå unormalt høy avkastning.

Et problem med hypotesen er at den ikke er godt definert og at den derfor vanskelig å motbevise. En test på markedseffisiens kan gi resultater som indikerer at et marked er ineffisient, selv om dette ikke nødvendigvis er tilfellet. På bakgrunn av resultatene i slike tester kan man dermed ikke konkludere at markedet er ineffisient, da dette kan skyldes preferanser og risikoaversjon hos aktørene i markedet (Lo, MacKinlay 1999). En test på markedseffisiens er derfor samtidig en test på en rekke andre hypoteser, og resultatene kan derfor ikke si noe om hva som eventuelt gjør markedet ineffisient. Dette er kjent som *the joint hypothesis problem*. På bakgrunn av dette kan vi ikke med sikkerhet uttale oss om hvorvidt det finansielle markedet knyttet til handel av forwardkontrakter på NASDAQ er effisient eller ikke. Analysene vi utfører kan allikevel gi en indikasjon på hvorvidt markedet er effisient, ettersom weekendeffekten er en anomali som bryter med hypotesen om effisiente markeder. Dersom det eksisterer et systematisk mønster i avkastning og volatilitet over

helgen, bør dette ifølge EMH prises inn i markedet, noe som vil reversere effekten. Dersom effekten ser ut til å vedvare kan dette indikere at markedet er ineffisient.

Et annet problem knyttet til denne hypotesen er at den ikke tar hensyn til prisen på informasjon. Særlig institusjonelle aktører betaler en høy pris for informasjon fra blant annet Reuters og Bloomberg, og det er rimelig å anta at disse aktørene forventer en høyere avkastning på grunn av den ekstra kostnaden. Det er derfor lite trolig at prisene som observeres i markedet til enhver tid reflekterer all tilgjengelig informasjon. Dersom dette var tilfellet ville aktører som betaler for denne informasjonen ikke bli kompensert for det (Grossman & Stiglitz 1980). Som i de fleste markeder antar vi at det er en kostnad knyttet til det å oppdrive informasjon som er relevant for aktørene som opererer i det finansielle kraftmarkedet. Tilgang på informasjon og kapital kan være et argument for hvorfor institusjonelle aktører ofte gjør det bedre i markedet enn privatpersoner. På det nordiske kraftmarkedet er det i stor grad institusjonelle aktører som opererer, og markedet er ikke like tilgjengelig for privatpersoner som for eksempel aksjemarkedet. Det er derfor rimelig å anta at de fleste aktørene som operer på det finansielle kraftmarkedet også har tilgang på den samme informasjonen. Vi har derfor liten grunn til å tro at eventuelle tegn til ineffisiens på dette markedet skyldes informasjonsfordeler blant aktørene.

For videre analyser i denne oppgaven forutsetter vi at det finansielle kraftmarkedet uttrykker en svak form av markedseffisiens. Dette gir oss dermed et grunnlag for å uttale oss om hvordan avkastning og volatilitet teoretisk sett forholder seg over helgen. Hovedfokus vil likevel ikke være å avgjøre hvorvidt markedet er effisient eller ikke, men å avgjøre hvorvidt det eksisterer en weekendeffekt i dette markedet, og hvilke implikasjoner dette eventuelt har for risikostyring.

3.2. Weekendeffekt

Weekendeffekten er en mye diskutert anomali innen finansteori som refererer til hvordan ulike finansielle instrumenter oppfører seg annerledes gjennom helgen i forhold handledagene.

Terminkontraktene handles kun i perioden mandag til fredag, men det er ikke uvanlig at sluttkursen på fredag er ulik åpningskursen på mandag. Dette skyldes det faktum at aktørene i markedet mottar og behandler informasjon fortløpende, enten det er en helgedag eller handledag. Følgelig vil informasjon som avsløres i helgen bli priset inn på førstkommande mandag. Dette gjelder for øvrig alle perioder hvor kontraktene ikke handles, enten det gjelder helgen, helligdager eller over natten. Dette fører til at det kan oppstå et hopp (avvik) mellom sluttkursen fredag og åpningskursen mandag, hvor dette avviket påvirker weekendavkastning og weekendvarians. Det er derfor vanlig å

skille weekendeffekten i to grupper: «Weekend drift» og «weekend volatilitet», hvor drift og volatilitet refererer til henholdsvis avkastning og varians/standardavvik.

3.2.1. Weekendavkastning

Cross (1973) fant en signifikant negativ avkastning fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag i Standard & Poor 500 indeksen (S&P 500) og ga denne tilnavnet *mandagseffekten*. French (1980) undersøkte også ukedagsavkastningen på S&P 500 indeksen og fant signifikant negativ avkastning for mandag over hele perioden 1953 til 1977 og for fem underperioder. French plotter avkastningene for hver enkelt ukedag i histogrammer, som viser at mandagen har flest negative observasjoner sammenliknet med de andre ukedagene, altså en negativ kurtose og dermed større sannsynlighet for negative hopp i prisen i forhold til andre ukedager.

Rogalski (1984) viste at den negative avkastningen oppstod i perioden markedet var stengt, mellom sluttkurs fredag og åpningskurs mandag. I tillegg viste Rogalski at avkastningen fra åpningskurs mandag til sluttkurs mandag (mandagsavkastning) ikke var signifikant forskjellig fra andre ukedager. Weekendeffekten ble derfor en bedre beskrivelse av denne anomalien. Harris (1986) undersøkte fenomenet videre på intradagnivå og konkluderer med at den såkalte weekendeffekten oppstod i løpet av de første 45 minuttene med handel på mandagen. I likhet med Rogalski (1984) avslørte Harris (1986) også at avkastningen på mandag totalt sett ikke var signifikant forskjellig fra andre ukedager.

Det viser seg forøvrig at weekendeffekten i mange finansielle aktiva og markeder har forsvunnet etter at disse funnene ble publisert. Blant annet konkluderte Schwert (2002) med at weekendavkastningen på S&P 500 i perioden 1978-2002 ikke lenger var signifikant forskjellig fra null.

3.2.2. Weekendvolatilitet

Volatiliteten til en råvare eller en aksje viser variabiliteten til avkastningen, men viser ikke retningen på pristrenden (Bookstaber & Pomerantz 1989). Volatilitet er et resultat av uventede prisendringer og er derfor nært knyttet til ny informasjon. Dersom markedet ikke ble tilført ny informasjon ville prisene bli satt lik den neddiskonterte forventede fremtidige verdien av underliggende aktiva og resulterte i en jevn prisutvikling (Bookstaber & Pomerantz 1989).

Informasjon som påvirker kraftprisene vil i stor grad være faktorer som påvirker tilbud og etterspørsel etter kraft. Dette kan være forventet tilsig av vann til vannreservoarer, nyheter om stengte atomkraftverk og politiske avgjørelser om for eksempel utbygging av kraftnettet. Nyhetenes innvirkning på prisen vil avhenge av nyhetens betydning for tilbud og etterspørsel av kraft.

Bookstaber og Pomerantz (1989) legger til grunn tre forutsetninger for sin volatilitetsmodell, basert på forholdet mellom volatilitet og informasjonsflyt:

- Informasjon kommer i diskre «pakker» og sannsynligheten for at ny informasjon kommer er en funksjon av tiden. Jo lengre man venter, jo større sannsynlighet er det for at ny informasjon kommer. Motsatt får man at jo kortere tidsperiode man betrakter jo mindre blir sannsynligheten for at ny informasjon kommer.
- Ulik informasjon har ulik betydning for markedet og vil derfor i varierende grad påvirke volatiliteten. Enkelte nyheter vil i større grad enn andre øke volatiliteten i markedet.
- Når informasjonen har nådd markedet, vil det ta tid før markedet har «fordøyd» betydningen av informasjonen. Markedet vil bruke tid på å analysere betydningen av informasjonen.

Forutsetningene impliserer at det er høyere sannsynlighet for at informasjon tilføres markedet over helgen ettersom denne består av to dager. Dette er derfor en mulig årsak til at volatilitet over helgen kan være høyere enn for individuelle handledager.

Dersom variansen for en vanlig handledag bestående av én kalenderdag er σ^2 , bør variansen over tre handledager være $3\sigma^2$, forutsatt at variansen er den samme for hver enkelt handledag.

Forutsatt at markedet tilføres nyheter med samme frekvens og omfang over helgen som en tilfeldig handledag, bør også variansen over de tre kalenderdagene fra fredag til mandag være $3\sigma^2$. Om dette ikke er tilfellet indikerer det at volatiliteten per helgedag er lavere enn volatiliteten per handledag (Fortune 1999). French og Roll (1986) undersøkte tre ulike hypoteser som mulig forklaringer til at volatiliteten for en helgedag er lavere enn volatiliteten for en handledag:

- Nyheter offentliggjøres hyppigst når markedene er åpne, altså at volatiliteten påvirkes av for eksempel juridiske avgjørelser og informasjon om oppkjøp.
- Volatiliteten påvirkes i stor grad av privat informasjon og denne informasjonen påvirker kun prisen når informerte investorer handler. Dersom informerte investorer handler når markedet er åpent vil volatiliteten følgelig være større i denne perioden.
- Handel skaper volatilitet, for eksempel ved at investorer overreagerer på hverandres handler og følgelig vil volatiliteten øke i markedenes åpningstid.

French og Roll konkluderer med at det er forskjeller i informasjonsflyten mellom handleperioden og helgen som fører til ulik volatilitet mellom helgedager og handledager.

Fama (1965) studerte sluttkursene i 11 tilfeldig valgte selskaper fra S&P 500 indeksen. Fama påpeker at nyheter, for eksempel politiske og økonomiske nyheter, også publiseres over helgen. Forutsatt at det er nyheter som driver endringene i aksjekursene bør det være slik at variansen til avkastningen er proporsjonal med tiden målt i kalenderdager. Fama sammenlikner avkastningen fra en vanlig handledag med weekendavkastningen, definert som sluttkurs fredag til sluttkurs mandag og finner at weekendvariansen er 22% høyere enn for vanlige handledager. Altså under tre ganger så høy.

Roll (1984) undersøkte weekendeffekten på futuresmarkedet for frossen appelsinjuice, med fokus på værreporters innvirkning på volatiliteten. I likhet med Fama (1965) finner heller ikke Roll en varians som er tre ganger så høy over helgen. Roll finner imidlertid en varians fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag som er cirka 54% høyere enn gjennomsnittlig varians for de øvrige ukedagene. Han konkluderer dermed at det også er andre faktorer enn nyheter om været som driver prisen på frossen appelsinjuice.

Oppsummert viser tidligere studier at variansen fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag (definert som weekend) er høyere enn en vanlig handledag, hvor en mulig forklaring er at informasjon samles opp over helgen. Likevel er ikke weekendvariansen tre ganger så høy som en handledag, hvilket impliserer at variansen for en individuell helgedag er lavere enn en handledag. I analysen i kapittel 8 ønsker vi derfor å avsløre hvorvidt det er signifikante forskjeller mellom volatiliteten over helgen og individuelle handledager.

4. Teori

I følgende kapittel utdyper vi teorien rundt to sentrale verktøy innenfor finansiell risikostyring, herunder Value at Risk og opsjoner. Med utgangspunkt i resultatene fra analysen vil vi i kapittel 9 vise hvilke implikasjoner weekendvolatilitet har for bruken av disse risikostyringmetodene.

4.1. Value at Risk

Value at Risk (heretter VaR) ble introdusert i 1994 av J.P. Morgan via deres RiskMetrics™ tjeneste⁷, og har blitt et utbredt verktøy for å måle og kontrollere markedsrisiko. VaR beskriver maksimalt potensielt tap av en investering som følge av markedets bevegelser. Mer spesifikt gir VaR et estimat på det maksimale tapet vi kan oppnå innenfor et instrument eller en portefølje gitt en spesifisert sannsynlighet.

VaR tallfester volatiliteten innenfor et marked, men volatiliteten i seg selv sier som nevnt lite om retningen på pristrenden. Aktører som benytter VaR er følgelig interessert i hvor store tap denne volatiliteten kan påføre deres posisjoner. VaR_{α} for et spesifisert signifikansnivå er derfor definert som det 100α - prosentilet av en gevinst/tap fordeling, hvor $0 \leq \alpha \leq 1$ (Artzner m. fl. 1999).

Vanligvis blir VaR benyttet for den venstre halen til en fordeling, det vil si den delen av prisfordelingen som viser negative avkastninger⁸. Ettersom det er mulig å shortsølge forwardkontraktene vi analyserer er det likevel hensiktsmessig å inkludere et estimat for den høyre halen i fordelingen. Et VaR estimat for nedsiden sier ikke noe om hvor mye man kan tape på en short posisjon i markedet, og er derfor av liten interesse for aktørene som har en shortposisjon⁹.

En av hovedårsakene til at dette har blitt et populært verktøy for å måle risiko er at VaR gir ett enkelt tall som kvantifiserer risikoen til en investering eller en portefølje av investeringer. VaR er med andre ord et estimat på hvor mye verdien av en investering kan reduseres innenfor en gitt tidsperiode, gitt et bestemt signifikansnivå, som oftest 95% og 99%. Dersom man for et signifikansnivå på 99% har et VaR estimat på 100 000 euro, indikerer dette at det kun er 1% sannsynlighet for at tapet blir større enn 100 000 euro.

Basel komiteen for banktilsyn vedtok i 1996 en endring av Basel I som krever at banker og finansinstitusjoner skal ha nok kapital til å dekke 10 dagers VaR på sin samlede portefølje. Dette er

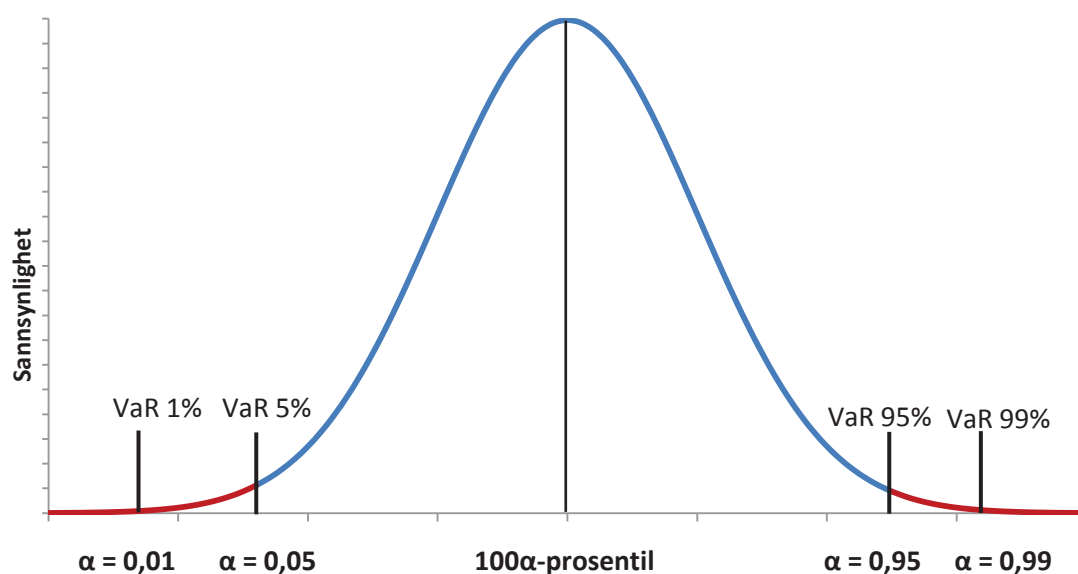
⁷ RiskMetrics™ er et system bestående av ulike metoder for å måle markedsrisiko i porteføljer bestående av forskjellige instrumenter

⁸ Nedre prosentil

⁹ Et VaR estimat for venstre hale (negative observasjoner) vil beskrive maksimalt potensiell gevinst for en aktør som er short. Følgelig er man nødt til å beregne VaR for høyre hale (positive observasjoner) for å finne maksimalt tap for disse posisjonene.

noe av årsaken til at VaR har blitt utbredt som et verktøy innenfor risikostyring. Aktører som handler i det fysiske kraftmarkedet er også pålagt av Nord Pool Spot AS å stille en sikkerhetsmargin som minimum dekker potensielle porteføljetap basert på et VaR estimat¹⁰.

I denne oppgaven beregner vi 1-dags VaR på 95% og 99% signifikansnivå. Følgelig er VaR på 95% signifikansnivå betegnet som $VaR_{5\%}$ for venstre hale (long posisjon) og $VaR_{95\%}$ for høyre hale (short posisjon). Tilsvarende VaR estimat for 99% signifikansnivå betegnes som $VaR_{1\%}$ og $VaR_{99\%}$. Sammenhengen illustreres i figur 4.1, som viser en gevinst/tap fordeling. Venstre side av fordelingen viser antall observasjoner med negativ avkastning, mens den høyre side viser antall observasjoner med positiv avkastning.



Figur 4.1: VaR på 95% og 99% signifikansnivå illustrert ved normalfordelingen.

For å gi et konkret eksempel på hva prosentilet beskriver kan man betrakte en fordeling med 100 observasjoner. Ved å benytte $VaR_{5\%}$ på 95% signifikansnivå finner man den femte laveste verdien (femte største tap) i fordelingen. Man kan dermed si med 95 % sikkerhet at tapet ikke vil bli større enn denne verdien. VaR estimatet beregnes ved følgende likning:

$$VaR_{\alpha} = Z_{\alpha} * \sigma \quad (4.1.)$$

Hvor Z_{α} er det 100α -prosentilet av den spesifiserte fordelingen og σ er standardavvik. VaR oppgis som et prosenttall ettersom standardavviket er beregnet på bakgrunn av avkastningsdata (prosentvis endring i forwardpris). Estimaten uttrykker derfor hva maksimalt prosentvis tap er for et spesifisert signifikansnivå.

¹⁰ Nordic SPAN® (Standard Portfolio Analysis of Risk) er «et system for beregning av sikkerhetskrav utviklet av Chicago Mercantile Exchange» (Markedskraft 2012)

Det er ofte interessant for brukerne av VaR å øke tidshorisonten fra én dag til t dager, i tillegg til å gjøre om VaR estimatet til absolutte verdier. Likning (4.2.) beskriver hvordan dette gjøres i praksis (Hull 2012).

$$VaR_{\alpha}(V, t) = V[VaR_{\alpha}\sqrt{t}] \quad (4.2.)$$

Hvor t er antall dager. Ved å multiplisere VaR med kvadratroten av t finner man et VaR estimat for på maksimalt tap over de neste t dagene. Ved deretter å multiplisere dette estimatet med posisjonens verdi V får man det maksimale tapet oppgitt som en absoluttverdi. Usikkerheten knyttet til nøyaktigheten av VaR estimatet vil øke desto større t er, og det benyttes ofte korte tidsperioder (eksempelvis 10- dagers VaR).

4.1.1. Tre metoder for å beregne Value at Risk

Det finnes flere ulike metoder for å beregne VaR. Alle metoder beregner VaR som beskrevet i likning (4.1.), men baseres på ulike fordelinger. Følgelig vil det 100α - prosentilet (Z_{α}) endres avhengig av den spesifiserte fordelingen, og man ender opp med ulike VaR estimater. I kapittel 9 bruker vi følgende metoder for å beregne VaR estimater til de respektive forward kontraktene:

1. *Historisk metode (ikke-parametrisk)*: Finner det nedre- og øvre 100α - prosentilet av distribusjonen til de historiske avkastningsdataene.
2. *Parametrisk metode*: VaR estimatene baseres på en antagelse om at det finansielle instrumentets avkastninger følger en normalfordeling. Det er derfor tilstrekkelig å beregne historisk gjennomsnittlig avkastning og standardavviket til de historiske avkastningene.
3. *Monte Carlo-simulering*: Simulering av avkastningsdata basert på en spesifisert antagelse om fordelingen til disse avkastningene. Metoden er fleksibel og kan justeres for å bedre estimere den faktiske fordelingen.

4.1.2. Kritikk av Value at Risk

En svakhet med VaR som mål på et finansielt instruments risiko er at den ofte baseres på normalfordelingen (JP Morgan). Allerede i 1915 viste Mitchell empirisk at fordelingen av prisendringer for råvarer ikke er normalfordelt, men at fordelingen har fete haler¹¹. Et VaR estimat som baseres på normalfordelingen vil derfor kunne underestimere den faktiske risikoen. Ved å stole ukritisk på VaR estimatene kan man dermed bli eksponert for ekstreme prisendringer uten å være fullstendig klar over den faktiske risikoeksponeringen. Analysen av forwardkontraktene som følger i

¹¹ Se Haug (2007)

kapittel 8 viser også at avkastningen i forwardkontraktene ikke er normalfordelt og fordelingen har fete haler.

Ved VaR estimering kan også andre sannsynlighetsfordelinger benyttes, dersom disse gir et mer korrekt bilde på avkastningenes fordeling (for eksempel student t fordeling, generalisert pareto fordeling, cauchy fordeling, m.m.). Alternative fordelinger kan dermed være bedre egnet til å forklare den observerte fordelingen, men det er likevel ingen garanti for at disse reflekterer fordelingen av fremtidig avkastning.

Finanskrisen som startet i 2008 avdekket betydelige svakheter ved bruk av VaR som et risikostyringsverktøy. I en rapport fra mai 2012 foreslår Basel komiteen for banktilsyn en endring av rammeverket hvor et av forslagene er å fokusere mer på stresstesting og bruk av *Expected Shortfall* (også kjent som *Conditional Value at Risk*) som estimat på potensielt tap, fremfor VaR (Basel komiteen for banktilsyn 2012). På side 1 i sin rapport skriver Basel komiteen blant annet:

«Finanskrisen avdekket fundamentale svakheter i utformingen av rammeverket for kapitalisering og finansiell handel og kravet til kapitaldekning viste seg å være for lavt til å dekke tapene som oppstod»

Sitatet beskriver et av de største problemene knyttet til bruken av VaR estimater som mål på risikoeksponering og potensielle tap. VaR estimatet gjengir kun hvor mye man maksimalt kan forvente å tape for et bestemt signifikansnivå (Yamai & Yoshida 2002). VaR sier dermed ingen ting om hvor store tapene kan bli dersom disse først blir høyere enn hva VaR foreslår. Det er derfor lett å tolke VaR feil ettersom estimatet sier hvor mye man maksimalt kan forvente å tape for en gitt sannsynlighet, for eksempel 95%. Selv om man har et VaR estimat basert på en fordeling som eksakt beskriver fremtiden er det fremdeles en viss sannsynlighet for at det faktiske tapet man kan oppnå er langt høyere enn VaR estimatet. Et argument som ofte benyttes mot å bruke VaR er at det kan føre til investeringer med høyere risiko (Basak & Shapiro 2001). Observasjoner som ligger utenfor VaR estimatet (fete haler) kan bli oversett, men samtidig utgjøre en betydelig del av risikoen til et instrument. Dermed kan investeringsalternativer med høy forventet avkastning (og høyere risiko) og relativt lav VaR bli foretrukket fremfor andre alternativer.

Under normale omstendigheter kan VaR være en god beskrivelse av den kortsiktige risikoen for en investering, men estimatet fanger ikke opp risikofaktorer som for eksempel politisk uro, likviditetsrisiko og risiko knyttet til personell som kan tilføre betydelig risiko (Beder 1995). Uavhengig av hvor gode VaR estimater man benytter vil det alltid kunne oppstå ekstreme prisbevegelser som ligger utenfor disse estimatene. Et paradoks ved å benytte VaR som estimat på maksimalt tap er at

disse tapene er forbundet med ekstreme prisbevegelser. Som beskrivelsen antyder er det i slike perioder høy volatilitet, og dersom likviditeten i markedet svekkes som følge av dette er det ingen garanti for at man kommer seg ut av sin posisjon for å begrense tapet. Dersom man først oppnår et tap tilsvarende VaR kan derfor det faktiske tapet bli langt større fordi man ikke kommer seg ut av posisjonen.

På tross av de mange svakhetene forbundet med Value at Risk er det fremdeles et populært mål på risiko. Intuisjonen bak estimatet er forståelig og muligheten til å vise potensielle tap i absoluttverdier gjør at man får et klarere bilde av konsekvensene ved høy volatilitet. Dersom VaR estimatene ikke brukes ukritisk og ikke tolkes som absolutt vitenskap kan det gi et godt supplement til annen risikoanalyse, for eksempel stresstesting. Videre velger vi derfor å benytte de ulike metodene nevnt ovenfor til å beregne 1-dags VaR for forwardkontraktene handlet på nordisk kraft. Kombinert med den øvrige analysen på volatiliteten kan VaR estimatene gi en indikasjon på hvorvidt de gir et korrekt bilde av volatiliteten i disse kontraktene.

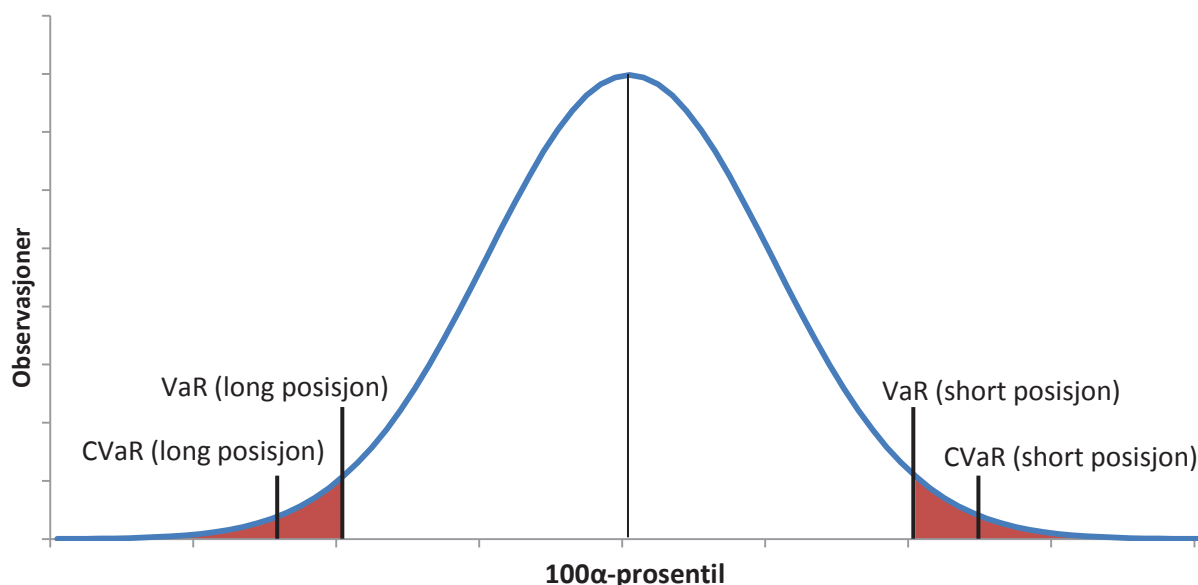
4.1.3. Conditional Value at Risk

Conditional Value at Risk (CVaR), også kalt Expected Shortfall eller Tail VaR, ble utviklet av Hallerbach (1999) og Tasche (2000) som et alternativ til VaR og estimerer hva man gjennomsnittlig kan forvente å tape dersom tapet blir større enn VaR estimatet. Tidligere forskning har vist at under perioder med ekstreme prisbevegelser er VaR dårlig egnet til å fange opp den faktiske risikoen man er eksponert for (Yamai & Yoshida 2002), ettersom ekstreme prisendringer både er større og inntreffer oftere enn normalfordelingen forutsetter. Under slike perioder vil CVaR være et bedre estimat på risiko enn VaR. CVaR defineres på følgende måte (Yamai & Yoshida 2002):

$$\text{Long posisjon: } CVaR_{\alpha} = E[-R | -R \leq VaR_{\alpha}] \quad (4.3.)$$

$$\text{Short posisjon: } CVaR_{\alpha} = E[R | R \geq VaR_{\alpha}] \quad (4.4.)$$

Tradisjonelt sett defineres CVaR som forventet avkastning R (gjennomsnitt), dersom avkastningen er mer negativ enn VaR, og beskriver følgelig tap ved long posisjoner (nedre hale). Det motsatte vil være tilfellet for en short posisjon, hvor forventet avkastning er mer positiv enn VaR estimatet, som fører til et høyere tap for en slik posisjon. Forventet avkastning (tap) er dermed gjennomsnittlig verdi for alle observasjoner utenfor VaR estimatet. Dette er illustrert i figur 4.2.



Figur 4.2: Conditional VaR illustrert ved normalfordelingen. CVaR er verdien til den gjennomsnittlige observasjonen utenfor VaR estimatet.

Om man eksempelvis har et VaR estimat på -4%, men samtidig har to observasjoner i fordelingen på -5% og -6%, beregnes CVaR som gjennomsnittet av disse to observasjonene, det vil si -5,5%. I kapittel 9 beregner vi i tillegg til VaR også CVaR basert på de ulike metodene beskrevet ovenfor.

4.2. Opsjoner

Opsjoner innebærer større fleksibilitet i forhold til forwardkontrakter da opsjonen kan gå til forfall uten at innehaveren trenger å ta levering av underliggende aktiva. Innehaveren av en forwardkontrakt er derimot forpliktet til å kjøpe eller selge underliggende dersom forwardkontrakten går til forfall. Fischer Black og Myron Scholes publiserte i 1973 det som senere er blitt kjent som Black-Scholes opsjonsprisindemodell (heretter Black-Scholes). Denne modellen brukes til å prise opsjoner hvor aksjer er underliggende aktiva og en rekke andre opsjonsprisindemodeller tar utgangspunkt i Black-Scholes modellen. Fischer Black publiserte i 1976 en modell til prising av opsjoner på forwardkontrakter og futureskontrakter (heretter Black -76) og er den modellen de fleste markedsaktørene på det nordiske kraftmarkedet benytter til prising av opsjoner på nordisk kraft (Haug 2005).

I det følgende benytter vi forkortelsene:

ATM: At-the-Money opsjoner. En kjøpsopsjon eller en salgsopsjon hvor prisen på underliggende er lik utøvelsesprisen.

ITM: In-the-Money opsjoner. Enten en kjøpsopsjon hvor utøvelsesprisen er lavere enn prisen på underliggende eller en salgsopsjon hvor utøvelsesprisen er høyere enn prisen på underliggende.

OTM: Out-of-the-Money opsjoner: Enten en kjøpsopsjon hvor utøvelsesprisen er høyere enn prisen på underliggende eller salgsopsjon hvor utøvelsesprisen er lavere enn prisen på underliggende.

De to neste avsnittene beskriver Black-Scholes og Black -76 modellene med de forutsetninger disse opsjonsprisinde modellene bygger på.

4.2.1. Black-Scholes

Black-Scholes modellen bygger på følgende forutsetninger om markedet og prisen på underliggende aktiva (Black & Scholes 1973):

- 1) Risikofri rente er kjent og konstant i opsjonens løpetid.
- 2) Aksjekursen følger en random walk og fordelingen av aksjekursene er log normalfordelt med konstant varians.
- 3) Aksjen betaler ikke utbytte i opsjonens løpetid.
- 4) Opsjonen er europeisk, altså kan den bare innløses ved forfall.
- 5) Det er ingen transaksjonskostnader knyttet til kjøp og salg av underliggende aksje.
- 6) Markedet er perfekt, det eksisterer ingen risikofrie arbitrasjemuligheter.
- 7) Shortsalg av aksjen er tillatt.

Under disse forutsetningene vil opsjonsverdien kun avhenge av variabler som er observerbare og kjente konstanter, bortsett fra volatiliteten til underliggende aksje (σ) som må estimeres.

Black-Scholes modellen defineres som følger:

$$c = SN(d_1) - Xe^{-rT}N(d_2) \quad (4.5.)$$

$$p = Xe^{-rT}N(-d_2) - SN(-d_1) \quad (4.6.)$$

der

$$d_1 = \frac{\ln(S/X) + (r + \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (4.7.)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} \quad (4.8.)$$

og

c = Verdi av call (kjøpsopsjon)

- p = Verdi av put (salgsopsjon)
 X = Utøvelsespris
 S = Pris på underliggende
 r = Risikofri rente
 $N(x)$ = Den kumulative normalfordelingen
 T = Tid til forfall, oppgitt i antall år

For en tolkning av uttrykkene som inngår i Black-Scholes formelen tar vi utgangspunkt i likning (4.5.) og skriver denne som:

$$c = e^{-rT} [SN(d_1)e^{rT} - XN(d_2)] \quad (4.9.)$$

$N(d_2)$ er sannsynligheten for at opsjonen vil utøves i en risikonøytral verden¹². $SN(d_1)e^{rT}$ er den forventede verdien av aksjekursen i en risikonøytral verden, gitt at aksjekursen er høyere enn utøvelsesprisen (Hull 2012).

French (1984) foreslår en alternativ opsjonsprisinde modell basert på Black-Scholes modellen som tar hensyn til at renter akkumuleres over kalenderdager, mens volatilitet i stor grad akkumuleres over handledager. French undersøker også om weekendeffekten har innvirkning på prisingen av kjøpsopsjoner på Chicago Board Option Exchange (CBOE) ved å studere de 30 aksjene med mest likvide kjøpsopsjoner. Gjennom statistiske tester finner French at markedet ikke priser inn en høyere varians over en helg i forhold til vanlige handledager. Samtidig viser resultatene at simulerte opsjonspriser med en modell som tar hensyn til at renter akkumuleres over kalenderdager og at volatiliteten akkumuleres over handledager er nærmere de observerte opsjonsprisene i markedet. French finner at markedet benytter følgende tilnærming til d_1 og d_2 ved prising av opsjoner på CBOE¹³:

$$d_1 = \frac{\ln(S/X) + rT + \sigma^2 t/2}{\sigma\sqrt{t}} \quad (4.10.)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{t} \quad (4.11.)$$

der

$$t = \frac{\text{Antall handledager til forfall}}{\text{Antall handledager per år}}$$

¹² En verden hvor forventet avkastning er lik risikofri rente

¹³ Formelen for call og put er den samme som Black-Scholes modellen

$$T = \frac{\text{Antall kalenderdager til forfall}}{\text{Antall kalenderdager per år}}$$

Prisforskjellene blir større ved økt løpetid for opsjonen fordi differansen mellom kalenderdager og handledager blir større for en lengre tidshorisont.

4.2.2. Black -76

Black -76 opsjonsprisinde modell brukes til å prise opsjoner på futures- og forwardkontrakter. I mange markeder er futureskontraktene mer likvide enn underliggende aktiva, noe som medfører at flere handler opsjoner på futureskontrakter enn den underliggende eiendelen (Hull 2012). En annen grunn til at disse opsjonene ofte er mer likvide er at prisen på den underliggende futureskontrakten kjent på kjøpstidspunktet, mens spotprisen ikke er kjent før leveringstidspunktet. I kraftmarkedet, som i en rekke andre råvaremarkeder, medfører ikke utøvelse av opsjonen fysisk levering av den underliggende råvaren, men leveringen skjer ved kontantoppgjør gjennom leveringsperioden, det vil si en swap.

Etterspørselen etter strøm er størst i vintermånedene. Dette skyldes at strøm er den viktigste energikilden til oppvarming på det nordiske markedet. I tillegg vil nedbøren om vinteren ofte falle som snø og vil ikke kunne benyttes til kraftproduksjon før den smelter. Kombinasjonen av høy etterspørsel til oppvarming og mindre tilgang til vann i kraftproduksjonen fører til at spotprisen får sesongvariasjoner med forventet høyere pris i vintermånedene sammenliknet med sommermånedene. Det er imidlertid viktig å merke at underliggende aktiva for opsjoner på nordisk kraft er forwardkontrakter, ikke spotprisen. I et effisient marked bør spotprisens sesongvariasjoner allerede være reflektert i forwardprisen (Haug 2006). Lucia og Schwarz (2002) viser at dette er tilfellet i det nordiske kraftmarkedet hvor de finner en høyere terminpris for vintermånedene sammenliknet med sommermånedene. Dette er reflektert i forwardkurvene. Black -76 brukes av markedsaktører til å prise opsjoner på nordisk kraft og modellen kan også utvikles til å prise de standardiserte nordiske kraftopsjonene (Haug 2006).

Under følger Black -76 modellen:

$$c = e^{-rT} [FN(d_1) - XN(d_2)] \quad (4.12.)$$

$$p = e^{-rT} [XN(-d_2) - FN(-d_1)] \quad (4.13.)$$

der

$$d_1 = \frac{\ln(F/X) + \sigma^2 T/2}{\sigma\sqrt{T}} \quad (4.14.)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} \quad (4.15.)$$

og

c = Verdi av call (kjøpsopsjon)

p = Verdi av put (salgsopsjon)

X = Utøvelsespris

F = Pris på underliggende

r = Risikofri rente

$N(x)$ = Den kumulative normalfordelingen

T = Tid til forfall, oppgitt i antall år

Forskjellen mellom Black-76 modellen og Black-Scholes modellen er at spotprisen på underliggende aktiva (S) er erstattet med den diskonterte forwardprisen (F). I tillegg er det ikke noe renteledd i d_1 og d_2 fordi renteleddet er medregnet i prisen på forwardkontrakten.

4.2.3. Vega og vegaelasticitet for opsjoner

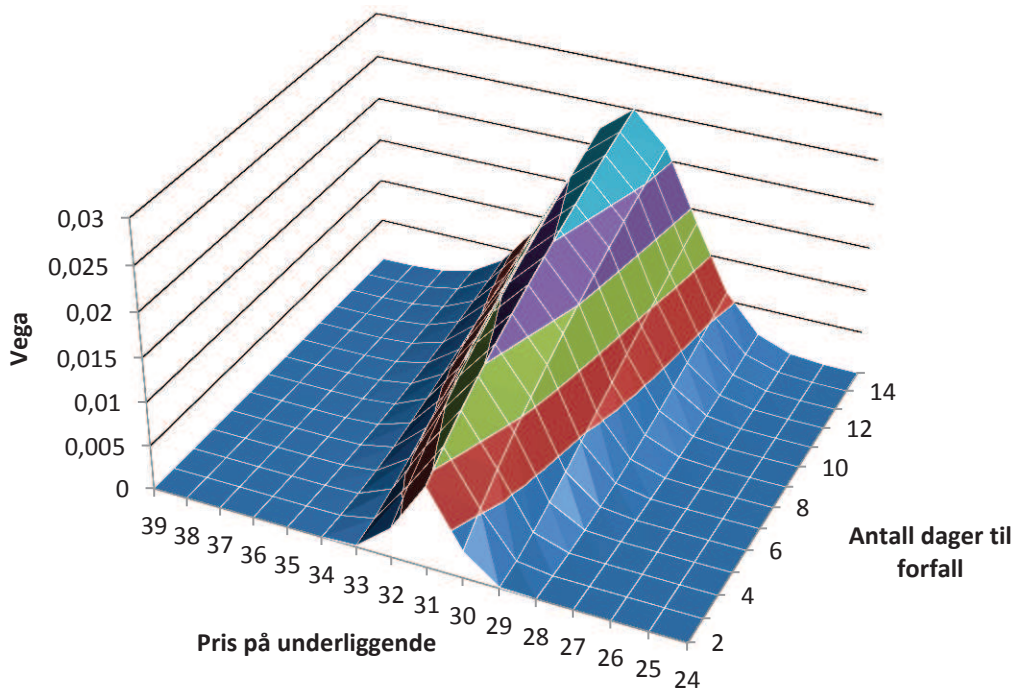
Black-Scholes modellen forutsetter som nevnt at volatiliteten til underliggende aktiva er konstant i opsjonens løpetid. I virkeligheten vil volatiliteten endre seg over tid (Hull 2012). Vega er opsjonsprisens sensitivitet for en liten endring i volatiliteten på underliggende aktiva og utledes fra Black-Scholes modellen. En høy vega innebærer at opsjonsprisen er svært sensitiv for endringer i volatiliteten. Dersom vega er nær null vil endringer i volatiliteten ha liten betydning for opsjonsprisen. Vega er definert som følger:

$$Vega_{call,put} = \frac{\partial c}{\partial \sigma} = \frac{\partial p}{\partial \sigma} = Se^{-rT} N'(d_1)\sqrt{T} > 0 \quad (4.16.)$$

der $N'(d_1)$ er tetthetsfunksjonen for en sannsynlighet ved normalfordeling definert som:

$$N'(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \quad (4.17.)$$

Figur 4.3 viser vega for en put med utøvelsespris $X = 31$, risikofri rente $r = 1,85\%$ og volatiliteten på underliggende $\sigma = 30\%$ for ulike priser på underliggende og ulik tid til forfall.



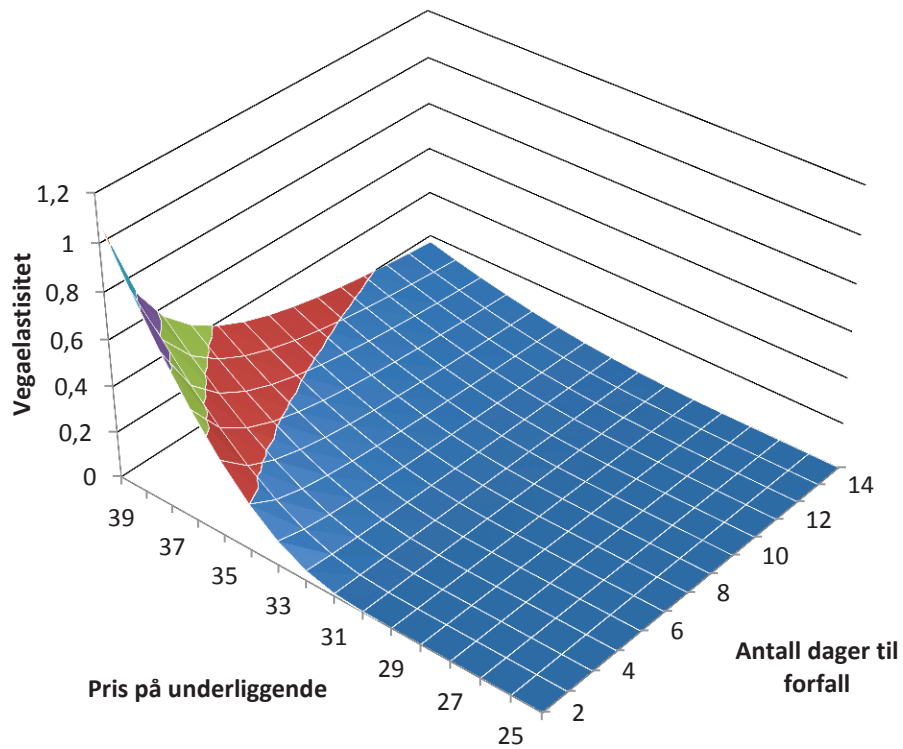
Figur 4.3: Vega for putopsjon med $X=31$, $r=1,85\%$, $\sigma=30\%$

Vega er høyest for ATM-opsjoner og opsjonsprisen er derfor mer sensitiv til endringer i euroverdi ved en endring i volatiliteten til underliggende sammenliknet med ITM-opsjoner og OTM-opsjoner. OTM-opsjoner vil alltid ha størst prosentvis prisendring ved endringer i implisitt volatilitet. Dette betegnes som vegaelastisiteten og angir prosentvis endring i opsjonsprisen gitt ett prosentpoengs endring i implisitt volatilitet:

$$Vegaelastisitet_{call} = Vega \frac{\sigma}{c} \geq 0 \quad (4.18.)$$

$$Vegaelastisitet_{put} = Vega \frac{\sigma}{p} \geq 0 \quad (4.19.)$$

Jo lavere opsjonspris, jo høyere er vegaelastisiteten. OTM-opsjoner er billigere enn opsjoner som er ATM og ITM og gir størst prosentvis økning i pris ved økt implisitt volatilitet. Dersom man ønsker å spekulere i økt implisitt volatilitet bør man altså kjøpe dype OTM-opsjoner, som gir størst prosentvis prisøkning ved økt implisitt volatilitet samtidig som disse opsjonene er billigere enn ATM og ITM opsjoner (Haug 2006). Ulempen med dype OTM-opsjoner er at disse ofte er lite likvide. Figur 4.4 viser vegaelastisiteten for en put med utøvelsespris $X = 31$, risikofri rente $r = 1,85\%$ og volatiliteten på underliggende $\sigma = 30\%$ for ulike priser på underliggende og ulik tid til forfall.



Figur 4.4: Vegaelastisitet for putopsjon med $X=31$, $r=1,85\%$, $\sigma=30\%$

Figur 4.4 viser også at vegaelastisiteten er størst nær forfall. Dette betyr at estimatet på weekendvolatiliteten vil ha stor betydning for prisen på opsjoner med svært kort løpetid, for eksempel opsjoner med løpetid fra markedsslutt fredag til markedsslutt mandag.

5. Metode

Videre vil vi beskrive de statistiske testene og de analytiske metodene som er brukt for å finne og analysere weekendvolatiliteten i det finansielle kraftmarkedet. Microsoft Excel er brukt i analysen i denne oppgaven hvor vi har implementert de nødvendige analysemodellene.

5.1. Avkastning

Avkastningen for de finansielle kontraktene og spotprisen er beregnet som daglige logaritmiske endringer i sluttkursen på følgende måte:

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (5.1.)$$

der R_t er avkastning på dag t , P_t er sluttkurs for dag t og P_{t-1} er sluttkurs for dag $t - 1$. Videre i oppgaven refererer vi til logaritmiske prisendringer som avkastning.

5.2. Volatilitet

Analysen av volatilitet (prisisiko) tar utgangspunkt i avkastninger. Parameterne som er benyttet for å beskrive volatiliteten i avkastningene er varians og standardavvik for å beskrive prisvariasjonen rundt gjennomsnittet. Skjevhet og kurtose brukes for å beskrive fordelingen av avkastningene. De følgende tre avsnittene beskriver hvordan disse parameterne beregnes.

5.2.1. Varians og standardavvik

Variansen til avkastningene er definert som:

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (R_t - \bar{R}_t)^2 \quad (5.2.)$$

der n er antall observasjoner, R_t er avkastning for dag t og \bar{R}_t er gjennomsnittlig total avkastning.

Standardavviket er definert som:

$$\sigma_t = \sqrt{\sigma_t^2} \quad (5.3.)$$

5.2.2. Skjevhet

Skjevhet angir symmetrien, evt. asymmetrien, i fordelingen av avkastningene og indikerer om observasjonene er konsentrert symmetrisk rundt gjennomsnittet, evt. om observasjonene er

konsentrert over eller under gjennomsnittet. Skjevhet kan være null, positiv eller negativ. En normalfordelt tidsserie har skjevhet på null. Ved positiv skjevhet er høyre hale lengre enn den venstre, og man har flest observasjoner til høyre for gjennomsnittet. Ved negativ skjevhet er den venstre halen lengre enn den høyre, og man har flest observasjoner til venstre for gjennomsnittet. Skjevhet er definert som:

$$S = \frac{\mu_3}{\sigma^3} = \frac{\mu_3}{(\sigma^2)^{3/2}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (R_t - \bar{R}_t)^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (R_t - \bar{R}_t)^2\right)^{3/2}} \quad (5.4.)$$

der μ er gjennomsnittet, σ er standardavviket, n er antall observasjoner, R_t er avkastning på dag t og \bar{R}_t er gjennomsnittlig avkastning.

5.2.3. Kurtose

Kurtose er et mål på haletykkelse. En fordeling med positiv kurtose har fete haler, altså flere observasjoner rundt gjennomsnittet og flere observasjoner i halene av fordelingen enn en Gauss normalfordeling. Dette er en såkalt leptokurtic fordeling og har en høyere spiss rundt gjennomsnittet enn normalfordelingen. En fordeling med negativ kurtose har korte haler og en flatere topp rundt gjennomsnittet enn normalfordelingen. Dette kalles platykurtic fordeling. Excel rapporterer Fisher kurtose, definert som:

$$K = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3 = \frac{\mu_4}{(\sigma^2)^2} - 3 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (R_t - \bar{R}_t)^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (R_t - \bar{R}_t)^2\right)^2} - 3 \quad (5.5.)$$

der μ er gjennomsnittet, σ er standardavviket, n er antall observasjoner, R_t er avkastning på dag t og \bar{R}_t er gjennomsnittlig avkastning. Fisher kurtose er null ved normalfordeling.

Den deskriptive statistikken er tillegg supplert med histogrammer som illustrerer fordelingen av avkastninger sammenliknet med en overliggende Gauss normalfordelingskurve.

Normalfordelingskurven er justert for gjennomsnittet og standardavviket til dataene som illustreres.

5.3. Jarque Bera normalitetstest

Jarque Bera (1980) teststatistikk kombinerer de statistiske testene for henholdsvis skjevhet og kurtose. Testen undersøker nullhypotesen om begge disse er null. Forkasting av nullhypotesen betyr avvik fra normalfordelingen. Jarque Bera normalitetstest er definert som:

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right) \quad (5.6.)$$

Excel rapporterer som nevnt Fisher kurtose, noe som gir følgende formel for Jarque Bera normalitetstest:

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{K^2}{4} \right) \quad (5.7.)$$

der ($K = K - 3$). Jarque Bera tester nullhypotesen om at både $S = 0$ og $K = 0$ og er kji kvadratfordelt med to frihetsgrader, som gir en kritisk verdi på 5% nivå på 5,99. Dette betyr at nullhypotesen om normalfordeling forkastes dersom man observerer en JB teststatistikk som er høyere enn 5,99.

5.4. Modell for å konstruere ukedagsvariabler

Vi benytter modell (5.8.) for å isolere henholdsvis hel- og ukedagsobservasjoner (Fama 1980).

$$R_{Dag} = R_1 D_{1t} + R_2 D_{2t} + R_3 D_{3t} + R_4 D_{4t} + R_5 D_{5t} + e_t \quad (5.8.)$$

Hvor R_t er prosentvis prisendring på tidspunkt t , D_t er en dummyvariabel for en spesifikk ukedag ($D_{1t} = 1$ dersom observasjon t forekommer over en weekend, og 0 ellers). Modellen gir oss en variabel med avkastninger for hver individuell ukedag, samt en for weekend. Ettersom det vil være minimum seks ukedager mellom hver observasjon innenfor hver nye variabel antas det at disse observasjonene vil være uavhengig av hverandre (Eksempelvis vil det være minimum én uke mellom hver tirsdagsobservasjon i tirsdagsvariabelen).

5.5. T-test på gjennomsnitt

Gjennomsnittlig avkastning testes med en t-test definert som følger:

$$t_{\bar{R}_t} = \frac{\bar{R}_t - H_0}{SE_{\bar{R}_t}} \quad (5.9.)$$

der

$$SE_{\bar{R}_t} = \frac{\sigma_{\bar{R}_t}}{\sqrt{n}} \quad (5.10.)$$

$SE_{\bar{R}_t}$ er standardfeilen til avkastningen, $\sigma_{\bar{R}_t}$ er estimert standardavvik for avkastningen og n er antall observasjoner.

Hypotesen som testes er:

$$H_0: \bar{R}_t = 0$$

$$H_1: \bar{R}_t \neq 0$$

Testen undersøker nullhypotesen om at gjennomsnittlig avkastning er lik null.

5.6. Estimering av volatilitet for lørdag og søndag

Utgangspunktet for estimeringen av volatilitet over lørdag og søndag bygger på teorien om effisiente markeder. Ved å forutsette at markedet kan beskrives ved svak form effisiens, kan ikke dagens avkastning benyttes for å estimere morgendagens avkastning. Dette impliserer følgelig at kovariansen mellom prisene på disse dagene er lik null, hvilket gjør at vi kan addere/subtrahere varianser for ulike dager. Variansen til en sum er definert som:

$$\sigma_{(x+y)}^2 = \sigma_x^2 + \sigma_y^2 + 2Cov_{xy} \quad (5.11.)$$

Forutsatt at $Cov_{xy} = 0$ får vi følgende uttrykk:

$$\sigma_{(x+y)}^2 = \sigma_x^2 + \sigma_y^2 \quad (5.12.)$$

Gitt denne forutsetningen kan vi beregne variansen for lørdag og søndag. Ettersom vi ikke har tilgang på åpningskurser på mandag er vi i tillegg avhengig av å estimere variansen for mandag. Likning (5.13.) – (5.18.) nedenfor beskriver hvordan vi beregner variansen for lørdag, søndag og mandag i avsnitt 8.1.2. Notasjonene vi bruker i følgende utledning er:

$\sigma_{Man}^2, \sigma_{Tir}^2, \sigma_{Ons}^2, \sigma_{Tor}^2, \sigma_{Fre}^2, \sigma_{Lør}^2, \sigma_{Søn}^2$: Variansen for respektiv ukedag angitt av fotskriften.

σ_{WE}^2 : Variansen for weekend fra handelsslutt fredag til handelsslutt mandag.

σ_{LS}^2 : Estimert varians for hver av helgedagene (lørdag eller søndag).

σ_W^2 : Gjennomsnittlig varians for ukedagene tirsdag til torsdag.

Ettersom weekend variabelen inneholder avkastningene mellom sluttkurs fredag og sluttkurs mandag kan weekendvariansen beskrives som en funksjon av variansen til lørdag, søndag og mandag:

$$\sigma_{WE}^2 = \sigma_{Lør}^2 + \sigma_{Søn}^2 + \sigma_{Man}^2 \quad (5.13.)$$

Ettersom det ikke er noen handel i forwardkontraktene på lørdag og søndag forutsettes det at variansen ikke er signifikant forskjellig mellom disse to dagene. Vi antar dermed at variansen for lørdag og søndag er den samme:

$$\sigma_{L\theta r}^2 = \sigma_{S\theta n}^2 = \sigma_{LS}^2 \quad (5.14.)$$

Likning (5.13.) kan dermed skrives som:

$$\sigma_{WE}^2 = 2\sigma_{LS}^2 + \sigma_{Man}^2 \quad (5.15.)$$

Det forutsettes videre at variansen for mandag er lik gjennomsnittlig varians for de øvrige handledagene. Mandagens varians defineres dermed som gjennomsnittet av variansen fra tirsdag til fredag:

$$\sigma_{Man}^2 = \sigma_{\bar{W}}^2 = \frac{\sigma_{Tir}^2 + \sigma_{Ons}^2 + \sigma_{Tor}^2 + \sigma_{Fre}^2}{4} \quad (5.16.)$$

Ved å løse likning (5.15.) med hensyn på $2\sigma_{LS}^2$ får vi et estimat på total varians over helgen (lørdag og søndag), og resultatet kan følgelig betraktes som weekendvolatilitet:

$$2\sigma_{LS}^2 = \sigma_{WE}^2 - \sigma_{Man}^2 \quad (5.17.)$$

Ettersom vi antar at variansen for lørdag og søndag er lik, finner vi variansen for hver individuell helgedag ved å løse likning (5.17.) med hensyn på σ_{LS}^2 .

$$\sigma_{LS}^2 = \frac{\sigma_{WE}^2 - \sigma_{Man}^2}{2} \quad (5.18.)$$

Nøyaktigheten av dette estimatet avhenger i stor grad av estimatet for mandagens varians. Vi mener det er en rimelig antagelse at de øvrige handledagenes volatilitet er representative for mandagsvolatiliteten. Likevel vil man få et mer nøyaktig estimat ved å beregne mandagens varians fra åpningskurs mandag til sluttkurs mandag.

5.6.1. Annualisering av varians og standardavvik

Daglig standardavvik og varians annualiseres ved skalering, noe som gir årlig standardavvik og varians basert på de empiriske resultatene. Dette forutsetter konstant varians, på lik linje med Black-Scholes opsjonsprisindemodell. Vi definerer σ_D^2 og σ_D som henholdsvis daglig varians og daglig standardavvik, mens σ_A^2 og σ_A defineres som henholdsvis annualisert varians og annualisert standardavvik. σ_D^2 og σ_D skaleres opp ved å multiplisere med henholdsvis t og \sqrt{t} . Videre bruker vi 365 dager i annualiseringen og får dermed:

$$\sigma_A^2 = \sigma_D^2 \cdot t = \sigma_D^2 \cdot 365 \quad (5.19.)$$

og

$$\sigma_A = \sigma_D \cdot \sqrt{t} = \sigma_D \cdot \sqrt{365} \quad (5.20.)$$

Ved å forutsette at variansen er konstant og lik uavhengig av ukedag, betyr det at sammenhengen mellom en varians beregnet for t dager og annualisert varians blir:

$$\sigma_A^2 = \sigma_D^2 \cdot \frac{365}{t} \quad (5.22.)$$

For standardavvik får vi:

$$\sigma_A = \sigma_D \cdot \sqrt{\frac{365}{t}} \quad (5.23.)$$

Avkastningen over en weekend beregnes som avkastningen fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag og det er følgelig en varians for tre kalenderdager. For å annualisere varians og standardavvik for weekend får vi dermed:

$$\sigma_A^2 = \sigma_D^2 \cdot \frac{365}{3} \quad (5.24.)$$

$$\sigma_A = \sigma_D \cdot \sqrt{\frac{365}{3}} \quad (5.25.)$$

I tillegg beregnes varians og standardavvik for lørdag og søndag. Dette utgjør volatiliteten for to dager og vi får:

$$\sigma_A^2 = \sigma_D^2 \cdot \frac{365}{2} \quad (5.26.)$$

$$\sigma_A = \sigma_D \cdot \sqrt{\frac{365}{2}} \quad (5.27.)$$

Den annualiserte volatiliteten skal derfor være den samme dersom volatiliteten er lik for alle kalenderdager, uavhengig av om det er en helgedag eller en handledag.

6. Data

Kjøp og salg av nordisk kraft gjøres via kraftbørsen Nord Pool som setter spotprisen for hver av de 24 timene det påfølgende døgnet basert på tilbud og etterspørsel meldt inn av markedsaktørene.

Spotprisedataene benyttet i analysen i denne oppgaven er hentet fra FTP-serveren til Nord Pool Spot AS og består av priser for hver time samt den daglige spotprisen. Vi tar utgangspunkt i spotprisen fra 3. januar 2005 til 30. desember 2011. Alle tall er oppgitt i euro.

Nord Pool introduserte en ny struktur i futures- og forwardkontraktene i 2003. Dette innebar at såkalte blokkkontrakter ble erstattet med månedskontrakter og at sesongkontrakter ble erstattet med kvartalskontrakter. I tillegg ble alle kontrakter med levering fra og med 2006 oppgitt i euro i stedet for norske kroner. For at analysen skal bli konsistent benyttes derfor data for kontrakter med den nye strukturen.

Denne oppgaven tar utgangspunkt i forwardkontraktene med leveringsperiode i henholdsvis et kvartal og et år. De analyserte prisene strekker seg over perioden fra 3. januar 2005 til 30. desember 2011. Årsaken til at disse kontraktene er valgt skyldes at disse kontraktene handles over lengre tidsrom og inneholder derfor flere observasjoner i forhold til de øvrige terminkontraktene. De er også de mest likvide kontraktene i form av open interest og antall omsatte kontrakter. Kvartalskontraktene og årskontraktene har overlappende leveringsperioder og de analyseres derfor hver for seg.

Via FTP-serveren til NASDAQ har vi fått tilgang til daglige sluttkurser for kvartalskontraktene og årskontraktene. Alle avkastninger som faller etter én eller flere helligdager er tatt ut av datasettet. Datapunktene for 7. januar 2005 er også fjernet da det ikke er noe datapunkt for den 6. januar 2005. Dersom en eller flere helligdager ligger for eksempel på fredag eller en mandag, er avkastningen etter langhelgen tatt ut av datasettet. De analyserte avkastningene består derfor utelukkende av weekendavkastninger og avkastninger fra én enkelt handledag.

Ved å benytte likning (5.8.) definerer vi fem nye variabler med avkastningsdata, en for hver handledag i uken (med unntak av mandag), samt weekend. Dette betyr at avkastninger for tirsdaysvariabelen består av avkastningen fra handelsslutt mandag til handelsslutt tirsdag, osv. Weekendvariabelen inneholder avkastningen fra handelsslutt fredag til handelsslutt mandag, altså avkastningen for tre kalenderdager. I tillegg til disse ukedagsvariablene inkluderer vi også en variabel for det komplette datasettet til henholdsvis kvartals- og årskontrakter. Denne variabelen inneholder dermed alle observasjoner (uavhengig av dag) for de respektive kontraktene, og vi definerer denne som «datasett». Totalt antall observasjoner i datasett er henholdsvis 15630 for kvartalskontrakter og

7738 for årskontraktene. I tabell 6.1 er de definerte ukedagsvariablene som analyseres listet opp med antall datapunkter for hver variabel.

Tabell 6.1: Antall observasjoner for ukedagsvariablene som ligger til grunn for analysen i denne oppgaven.

	Antall observasjoner	
	Kvartalskontrakter:	Årskontrakter:
Weekend	3060	1513
Tirsdag	3097	1537
Onsdag	3241	1601
Torsdag	3125	1548
Fredag	3107	1539
Totalt	15630	7738

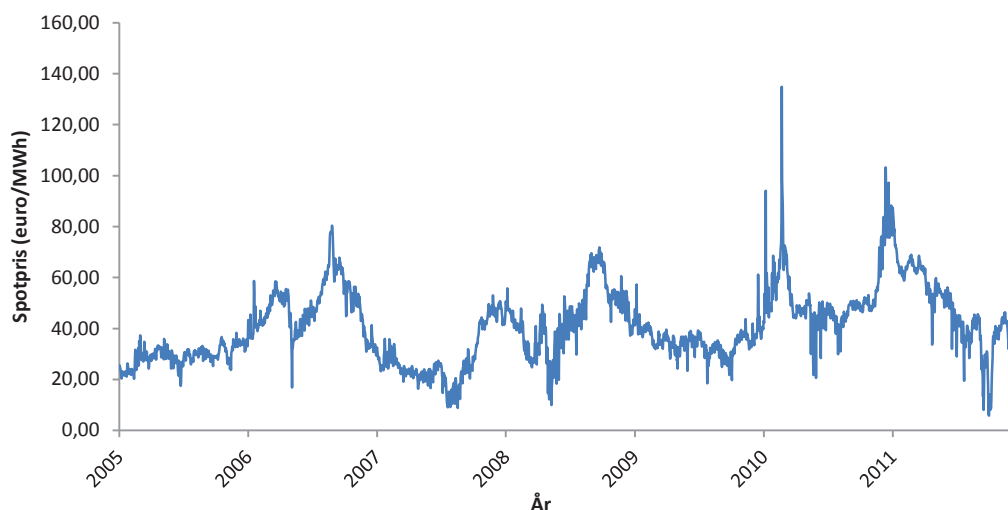
På NASDAQ handles det til enhver tid 11 ulike kvartalskontrakter og 5 ulike årskontrakter. For å få flest mulig datapunkter benyttes pooled cross sections across time (Studenmund, 2011). Dette har likhet med paneldata, men observasjonene fordelt på de ulike kontraktene er innenfor ulike tidsperioder. Alternativt kunne vi benyttet rullerende kontrakter, men dette gir langt færre datapunkter til analysen, totalt 1718 for årskontrakter og 1660 for kvartalskontrakter. Disse skal igjen deles i fem ulike ukedager som gir svært få datapunkter i hver dataserie.

Forwardkontraktene har også en endelig sluttdato. Dette kan medføre problemer når aktørene i markedet ruller over i ny kontrakt ved forfall og kan gi et rulleringshopp som medfører en bias når man analyserer prisseriene. Vi beregner derfor avkastningen innenfor hver enkelt kontrakt før de slås sammen til et datasett for henholdsvis kvartalskontrakter og årskontrakter.

Svakheter ved datasettet slik det er satt opp er at det ikke kan behandles som en kontinuerlig tidsserie, men dette vil ikke ha betydning for vår problemstilling. Da vi ikke har data for volum over alle årene i de ulike kontraktene kan det hende at det for noen dager har vært få eller ingen handler.

7. Analyse av spotprisen

I følgende avsnitt vil vi kort studere noen egenskaper ved den underliggende spotprisen og da spesielt volatiliteten. Vi rapporterer beskrivende statistikk for hele perioden sett under ett og illustrerer fordelingen av avkastningene ved hjelp av histogrammer.



Figur 7.1: Utvikling i spotpris fra 2005 til 2012

Utviklingen i spotprisen, illustrert i figur 7.1 viser tydelig at denne fluktuerer mye over hele perioden og kan gjøre til dels store hopp. Positive prishopp kan etterfølges av negative prishopp kort tid etter. For eksempel økte spotprisen fra 82,01 euro/MWh den 21.02.2010 til 134,80 euro/MWh den 22.02.2010, noe som tilsvarer en prisøkning på 64,4%. Den 23.02.2010 var prisen 98,08 euro/MWh, tilsvarende en prisreduksjon på 27,2% fra nivået på 134,80 euro/MWh.

Tabell 7.1 viser deskriptiv statistikk for spotprisen og avkastningen til spotprisen over perioden fra 03.01.2005 til 30.12.2011.

Tabell 7.1: Deskriptiv statistikk for spotprisen, absoluttverdi og logaritmiske prisendringer

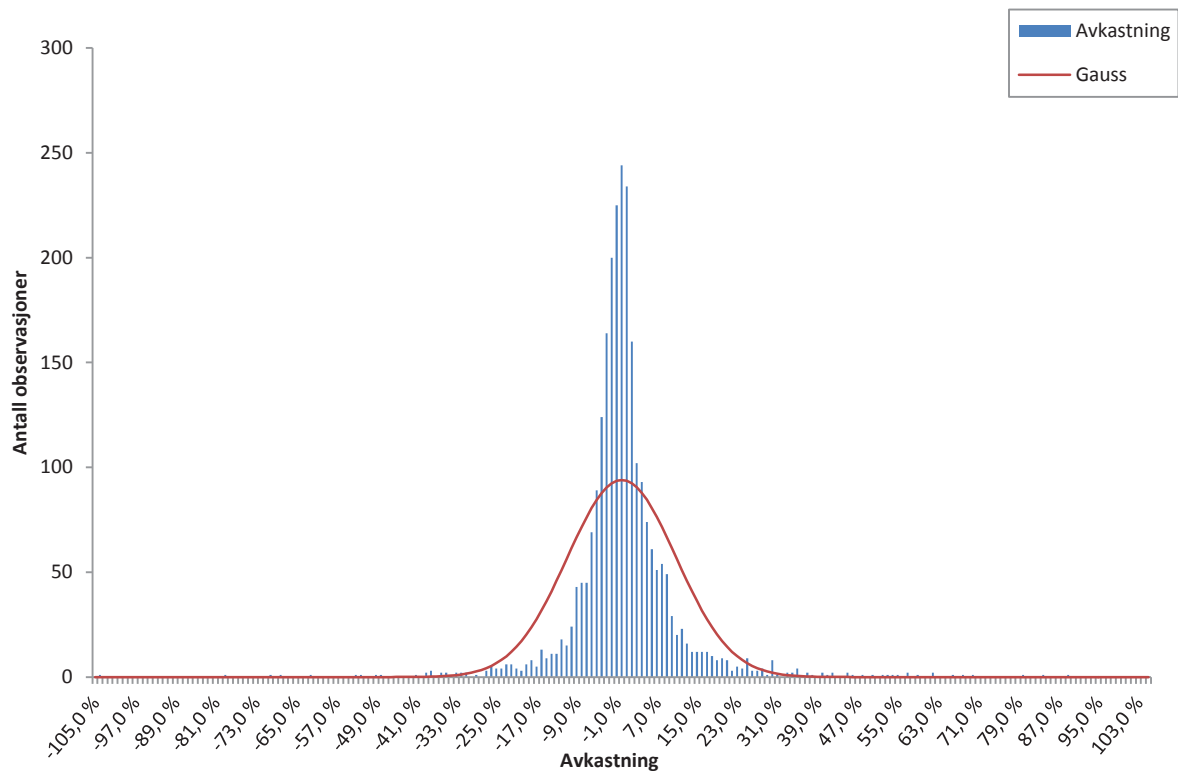
	Spotpris (Euro/MWh)	Avkastning, spotpris
Gjennomsnitt	40,84	0,01 %
Median	39,36	-0,01
Min	5,79	-104,39 %
Maks	134,80	88,64 %
Stdavvik, daglig	14,21	10,85 %
Stdavvik, annualisert	271,47	207,28 %
Skjevhet	0,73	0,62
Kurtose	1,28	16,31
Antall observasjoner	2556	2555
Jarque Bera	404**	28456**

Variansen er annualisert ved å multiplisere daglig varians med 365

Standardavviket er annualisert ved å multiplisere daglig standardavvik med $\sqrt{365}$

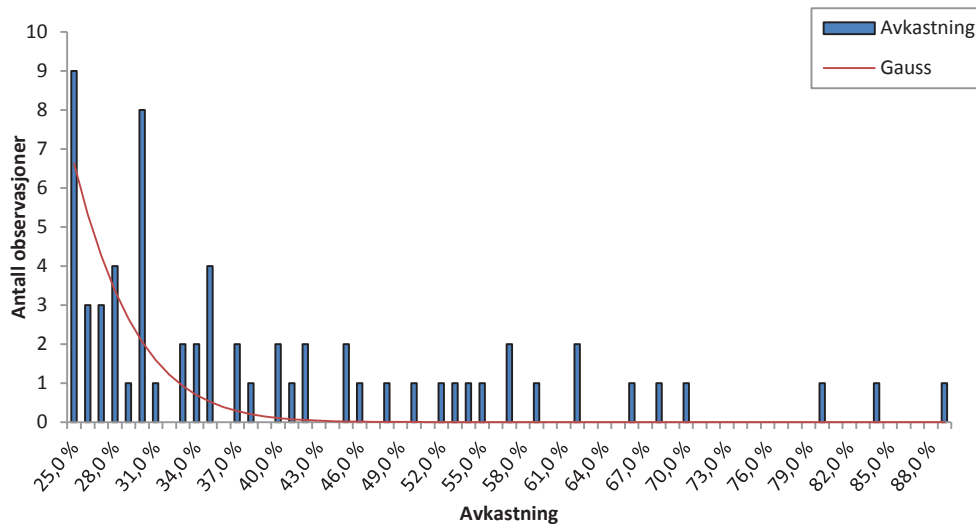
*** Signifikant på 1% nivå*

Gjennomsnittlig spotpris for perioden var 40,84 Euro/MWh med et maksimum på 134,80 Euro/MWh og et minimum på 5,79 Euro/MWh. Gjennomsnittlig avkastning var 0,01 %. Både spotprisen og avkastningen til spotprisen har positiv skjevhet. Den positive skjevheten til avkastningene indikerer at det er større sannsynlighet positive volatilitetssjokk enn et negativt volatilitetssjokk. Kurtosen til avkastningen er positiv og indikerer derfor at det er fete haler i fordelingen. Jarque Bera teststatistikk viser at vi kan forkaste nullhypotesen om normalfordeling. Volatiliteten er svært høy med et annualisert standardavvik i på 207,28%.

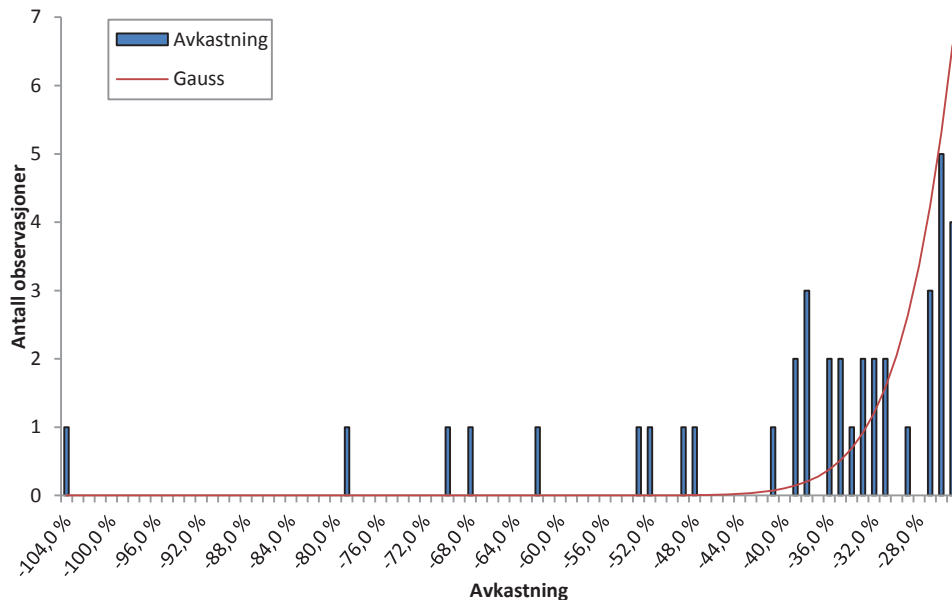


Figur 7.2: Fordeling av spotprisavkastning med overliggende normalfordelingskurve.

Figur 7.2 viser fordelingen til spotprisavkastningen i perioden 2005-2012. Det går frem av fordelingen at spotprisen er svært volatil. Sammenliknet med normalfordelingen, justert for gjennomsnittet og standardavviket til spotprisen, ser vi at den historiske fordelingen har flere observasjoner rundt gjennomsnittet og færre observasjoner rundt 1 og 2 standardavvik enn hva normalfordelingen antar. Figur 7.3 og 7.4 viser henholdsvis øvre og nedre hale av avkastningen til spotprisen. Disse viser at en stor andel av observasjonene er ute i halene til fordelingen, hvilket indikerer at dersom det forekommer tilbudssjokk eller etterspørselssjokk kan dette føre til ekstreme prisbevegelser i spotprisen.



Figur 7.3: Øvre hale i fordelingen av spotprisavkastning med overliggende normalfordelingskurve



Figur 7.4: Nedre hale i fordelingen av spotprisavkastning med overliggende normalfordelingskurve

Figurene viser at spotprisen har fete haler. Prisendringen på under -100% skyldes at vi benytter logaritmiske prisendringer og innebærer ikke en negativ kraftpris. Figurene viser også at det er flere observasjoner i den øvre halen sammenliknet med den nedre, noe som gjenspeiler den positive kurtosen. Dette betyr at det har vært flere ekstreme økninger enn reduksjoner i spotprisen.

8. Analyse av forwardkontrakter

I følgende kapittel analyserer vi de ulike kvartals- og årskontraktene, hvor vi blant annet ser på eventuelle forskjeller i avkastning og volatilitet mellom helg og ukedager. Resultatene fra denne analysen benyttes videre for å estimere volatiliteten for lørdag og søndag. I tillegg ser vi på distribusjonen til avkastningene for de individuelle dagene, og i hvor stor grad disse avviker fra normalfordelingen.

8.1. Deskriptiv statistikk

Tabell 8.1 og 8.2 viser den deskriptive statistikken for ukedagsvariablene vi definerte i avsnitt 5.4. Variablene inkluderer alle avkastningene som forekommer på en bestemt dag, og vi kan dermed identifisere avkastning og risiko for weekend og individuelle handledager¹⁴. Videre benytter vi disse resultatene for å avgjøre hvorvidt det er signifikante forskjeller mellom avkastning og risiko for henholdsvis weekend og individuelle handledager.

Tabell 8.1: Deskriptiv statistikk for avkastningene til kvartalskontraktene (ENOQ)

	Weekend	Tirsdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Datasett
Gjennomsnitt, daglig	-0,15 %	0,02 %	-0,01 %	0,08 %	0,13 %	0,01 %
Stdavvik, daglig	2,32 %	1,71 %	1,64 %	1,76 %	1,55 %	1,82 %
Varians, daglig	0,0005	0,0003	0,0003	0,0003	0,0002	0,0003
Stdavvik, annualisert	25,57 %	32,74 %	31,31 %	33,56 %	29,66 %	34,68 %
Varians annualisert	0,0654	0,1072	0,0981	0,1127	0,0880	0,1202
Fisher kurtose	3,42	2,80	5,38	7,90	4,91	5,16
Skjevhet	-0,20	-0,01	-0,42	-0,95	-0,61	-0,44
Min	-15,65 %	-9,92 %	-13,06 %	-12,13 %	-10,65 %	-15,65 %
Maks	12,73 %	10,74 %	7,99 %	10,21 %	7,87 %	12,73 %
Ant. obs.	3060	3097	3241	3125	3115	15638
Jarque Bera	1516**	1012**	4006**	8605**	3323**	17878**
t-verdi, gjennomsnitt	-3,48*	0,58	-0,45	2,42*	4,66*	0,42

* Signifikant på 5% nivå

** Signifikant på 1% nivå

Resultatene i tabell 8.1 viser at avkastningen over weekend er tydelig negativ med en gjennomsnittlig avkastning på -0,15%. Siste handledag i uken (fredag) har derimot en gjennomsnittlig avkastning på 0,12%. t-testen viser at avkastningene for weekend, torsdag og fredag er signifikant forskjellige fra 0. Dette indikerer at det er et forholdsvis stort avvik mellom sluttkurs fredag og sluttkurs mandag på kvartalskontraktene. Verdiene for gjennomsnittlig avkastning

¹⁴ Variablen tirsdag inneholder alle avkastninger i datasettet som faller på tirsdager, etc. Weekendvariablen inneholder avkastningene mellom sluttkurs fredag og sluttkurs mandag.

indikerer i tillegg at prisene for kontraktene har en tendens til å stige i løpet av uken, ettersom avkastningen går fra å være negativ ved ukens begynnelse, til å ende positivt ved ukens slutt. Samtidig viser statistikken at maksimum avkastning observert i weekend variabelen er 12,73%, hvilket er høyere enn maksimum avkastningen for samtlige handelsdager. Det samme gjelder for minimum avkastning som er mer negativ for weekend (-15,65%) enn for de individuelle handledagene. Dette indikerer at de mest ekstreme prisbevegelsene forekommer mellom sluttkurs fredag og sluttkurs mandag, som også uttrykkes ved weekend variabelens varians.

Statistikken for kvartalskontraktene viser at volatiliteten over weekend er høyere enn andre ukedager. Variansen over en weekend er 93,3% høyere enn en gjennomsnittlig handledag. Variansen til weekend er dermed nesten dobbelt så høy som variansen til handledagene. Volatilitet over helgen er derfor høyere enn for resten av uken. Dette er likevel lavere enn antagelsen om at variansen er tre ganger så høy over en weekend, og indikerer at en individuell helgedag har lavere varians enn en handledag. De annualiserte verdiene for varians og standardavvik er imidlertid lavere for weekend enn for de øvrige ukedagene, og skyldes metoden vi benytter for å annualisere resultatene¹⁵.

Jarque Bera teststatistikk indikerer at hypotesen om normalfordeling kan forkastes for hver ukedag, samt for hele datasettet. Fisher kurtose er positiv for alle dager, noe som indikerer fete haler i fordelingen. Skjevhet er negativ for alle dager som betyr at det er større sannsynlighet for negative volatilitetssjokk enn positive volatilitetssjokk. Videre vil vi studere deskriptiv statistikk for årskontraktene, gjengitt i tabell 8.2.

¹⁵ Ved annualisering av weekend varians og standardavvik tar vi hensyn til at variabelen består av tre dager. Weekend varians og standardavvik vil følgelig annualiseres ved å multiplisere med henholdsvis $\frac{365}{3}$ og $\sqrt{\frac{365}{3}}$. Dette beskrives i detalj i kapittel 5.6.1.

Tabell 8.2: Deskriptiv statistikk for avkastningene til årskontraktene (ENOYR)

	Weekend	Tirsdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Datasett
Gjennomsnitt, daglig	-0,10 %	0,04 %	-0,03 %	0,04 %	0,08 %	0,01 %
Stdavvik, daglig	1,56 %	1,18 %	1,18 %	1,32 %	1,09 %	1,28 %
Varians, daglig	0,0002	0,0001	0,0001	0,0002	0,0001	0,0002
Stdavvik, annualisert	17,22 %	22,57 %	22,59 %	25,30 %	20,91 %	24,43 %
Varians annualisert	0,0297	0,0509	0,0510	0,0640	0,0437	0,0597
Fisher kurtose	3,60	5,77	9,65	9,96	6,87	7,09
Skjevhet	-0,31	0,57	-0,94	-1,40	-0,30	-0,55
Min	-8,36 %	-5,38 %	-8,99 %	-9,63 %	-8,04 %	-9,63 %
Maks	7,34 %	9,19 %	7,39 %	5,58 %	6,73 %	9,19 %
Ant. obs.	1513	1537	1601	1548	1539	7738
Jarque Bera	842**	2213**	6444**	6898**	3049**	16607**
t-verdi, gjennomsnitt	-2,39*	1,27	-0,98	1,15	2,77*	0,41

* Signifikant på 5% nivå

** Signifikant på 1% nivå

Gjennomsnittlig avkastning er -0,10% og 0,08% for henholdsvis weekend- og fredagsvariabelen, hvor begge estimatene er signifikant forskjellig fra null. Som i kvartalskontraktene gir resultatene en indikasjon om at prisene har en tendens til å øke i løpet av uken, ettersom avkastningene går fra å være negative ved ukens begynnelse til å bli positive ved ukens slutt. Det er imidlertid mindre forskjeller i maksimum- og minimumavkastninger mellom ukedagene enn hva som er resultatet i kvartalskontraktene. Dette indikerer at eventuelle ekstreme prisendringer fordeles jevnt over hele uken, og at disse prisendringene ikke er markant større over helgen enn for andre dager. Størst negativ avkastning har historisk inntruffet på en torsdag med en avkastning på -9,63 %.

Variansen for weekend er 69,8 % høyere enn gjennomsnittet for tirsdag til fredag, altså mindre enn tre ganger så høy. Likevel viser dette at også for årskontrakter er weekendvolatiliteten høyere enn den gjennomsnittlige volatiliteten for en gjennomsnittlig handledag. Dette forholdet er imidlertid lavere for årskontraktene enn for kvartalskontraktene.

Jarque Bera teststatistikken indikerer at hypotesen om normalfordeling kan forkastes for hver enkelt dag, samt for hele datasettet. Fisher kurtose er positiv og viser at prisendringene innehar leptokurtose, altså at det er fete haler i fordelingen og dermed flere ekstremobservasjoner enn normalfordelingen tilsier. For hver enkelt dag, bortsett fra tirsdag er det negativ skjevhet som betyr at det er større sannsynlighet for negative volatilitetssjokk enn positive volatilitetssjokk. Motsatt for tirsdager hvor det er større sannsynlighet for positive volatilitetssjokk enn negative volatilitetssjokk. Skjevhet for hele dataserien viser at sannsynligheten for negative volatilitetssjokk samlet sett er større enn et positivt volatilitetssjokk.

Oppsummert viser resultatene for kvartals- og årskontraktene at volatiliteten fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag er høyere enn vanlige handledager som består av én kalenderdag. Variansratioen mellom weekendvarians og handledagsvarians er også høyere enn det som er vist i tidligere studier i andre markeder¹⁶. Alle variabler har positiv kurtose og nullhypotesen om normalfordeling kan forkastes. Resultatene viser også at kvartalskontraktene generelt har høyere volatilitet enn årskontraktene og at weekendvolatiliteten er høyest og mest markant innenfor handel i kvartalskontraktene.

8.1.1. Levene's test for homogenitet i varians

For å teste hvorvidt weekendvariansen er signifikant forskjellig fra variansen for handledagene benytter vi en Levene's test. Ved ikke-normalfordelte prisendringer vil en vanlig F-test på homogenitet i variansen til to utvalg være lite robust (Brown og Forsythe 1974). Alternativet er da å benytte en ikke-parametrisk test for å avgjøre om variansen i to utvalg er homogen. Levene's test er en ikke-parametrisk test som tar utgangspunkt i absolutt avvik fra utvalgets gjennomsnitt. Brown og Forsythe (1974) viser imidlertid at ved å erstatte absoluttavviket fra gjennomsnittet med absoluttavviket fra medianen blir resultatene mer robuste. Brown og Forsythes test med utgangspunkt i en standard Levene's test er definert som følger:

$$z_{ij} = |x_{ij} - \bar{x}_i| \quad (8.1.)$$

der \bar{x}_i er medianen i gruppe i . Dette gir absoluttavvik fra medianen.

$$W_0 = \frac{\sum_i n_i (\bar{z}_i - \bar{z}_{..})^2 / (g - 1)}{\sum_i \sum_j (z_{ij} - \bar{z}_i)^2 / \sum_i (n_i - 1)} \quad (8.2.)$$

der g er antall grupper som sammenliknes, n_i er totalt antall observasjoner

$$\bar{z}_i = \sum_j z_{ij} / n_i : \text{Gjennomsnittet til alle } z_{ij} \text{ for gruppe } j$$

og

$$\bar{z}_{..} = \sum_i \sum_j z_{ij} / \sum_i n_i : \text{Gjennomsnittet for alle } z_{ij}$$

W_0 teststatistikken testes mot F -fordelingen $F_{(\alpha, g-1, n_i-1)}$ der α er signifikansnivå og $g - 1$ og $n_i - 1$ er antall frihetsgrader.

Hypotesen som testes er:

¹⁶ For eksempel fant Fama (1965) en variansratio på 22% og Roll (1984) fant en variansratio på 54%

$$H_0: \sigma_i^2 = \sigma_j^2$$

$$H_1: \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$$

Testen tar utgangspunkt i weekendvariansen og tester denne mot hver enkelt av de øvrige ukedagene for å avgjøre om risikoen er signifikant høyere for weekend. Tabell 8.3 og 8.4 gjengir testresultatene for henholdsvis kvartalskontraktene og årskontraktene.

Tabell 8.3: Levene's test, kvartalskontrakter

Levene's test: Kvartalskontrakter				
Weekend mot:	Teststatistikk	p-verdi	(g - 1)	(n _i - 1)
Tirsdag	125,72**	0,00	1	6156
Onsdag	199,69**	0,00	1	6300
Torsdag	153,63**	0,00	1	6184
Fredag	249,84**	0,00	1	6168

** Signifikant på 1% nivå

Tabell 8.4: Levene's test, årskontrakter

Levene's test: Årskontrakter				
Weekend mot:	Teststatistikk	p-verdi	(g - 1)	(n _i - 1)
Tirsdag	50,91**	0,00	1	3049
Onsdag	61,06**	0,00	1	3113
Torsdag	33,99**	0,00	1	3060
Fredag	84,73**	0,00	1	3051

** Signifikant på 1% nivå

Teststatistikken viser at vi kan forkaste nullhypotesen om homogenitet i varians mellom weekend og de øvrige ukedagene både for årskontraktene og kvartalskontraktene. Levene's test gir signifikante resultater på at weekendvariansen er høyere enn for andre ukedager. Resultatene viser også at testresultatene er mer signifikante for kvartalskontrakter enn for årskontrakter. Dette gjenspeiler resultatene i den beskrivende statistikken for kontraktene hvor forskjellen mellom variansen for weekend og de øvrige ukedagene er størst for kvartalskontraktene.

8.1.2. Estimert volatilitet for lørdag og søndag

For å få et estimat på volatiliteten for lørdag og søndag brukes utledningen diskutert i avsnitt 5.6. Ettersom vi ikke har tilgang på åpningskurser benytter vi gjennomsnittlig handledagsvariens som et estimat på mandagens varians. Under forutsetningen om effisiente markeder (svak form) forutsettes

det at dagens pris ikke kan benyttes for å estimere morgendagens pris, volatilitetene er ukorrelerte. Dette impliserer at kovariansen mellom de daglige prisendringene er lik null og følgelig kan vi subtrahere mandagsvariansen fra weekendvariansen.

Kovariansen mellom R_t og R_{t-1} for kvartalskontraktene og årskontraktene er tilnærmet lik null med korrelasjon¹⁷ lik henholdsvis 0,025 for kvartalskontraktene og 0,027 for årskontraktene.

Beregningene er gjort på hele datasettet. På grunn av den lave kovariansen går vi videre med analysen.

Resultatet blir derfor en teoretisk verdi på weekendvolatiliteten, gitt forutsetningene om effisiente markeder. Alternativet, som ville gitt et mer korrekt estimat, ville være å beregne volatiliteten fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag. Likevel antar vi at gjennomsnittlig handledagsvarians er representativt også for mandagens varians, og at det ikke er noen systematisk forskjell i volatiliteten på tvers av handledager.

Tabell 8.5 og 8.6 viser beregnet daglig og annualisert varians og standardavvik for henholdsvis kvartalskontrakter og årskontrakter for hver av ukedagene og helgedagene. Tallene i den øvre delen av tabellen er hentet fra den deskriptive statistikken (tabell 8.1. og 8.2.) og danner grunnlaget for estimeringen av variansen og standardavviket i den nedre halvdel av tabellen.

Tabell 8.5: Estimert volatilitet for hhv. lørdag, søndag og mandag, kvartalskontrakter

	<i>Daglig volatilitet</i>		<i>Annualisert volatilitet</i>	
	Varians	Stdavvik	Varians	Stdavvik
Weekend	0,00054	2,32 %	0,1961	25,57 %
Tirsdag	0,00029	1,71 %	0,1072	32,74 %
Onsdag	0,00027	1,64 %	0,0981	31,31 %
Torsdag	0,00031	1,76 %	0,1127	33,56 %
Fredag	0,00024	1,55 %	0,0879	29,65 %
Mandag	0,00028	1,67 %	0,1015	31,85 %
Lørdag og søndag	0,00026	1,61 %	0,0473	21,75 %
Volatilitet per dag, weekend	0,00018	1,34 %	0,0654	25,57 %
Volatilitet per dag, lørdag og søndag	0,00013	1,14 %	0,0473	21,75 %

¹⁷ $\rho_{xy} = \frac{Cov_{xy}}{\sigma_x \sigma_y}$

Tabell 8.6: Estimert volatilitet for hhv. lørdag, søndag og mandag, årskontrakter

	Daglig volatilitet		Annualisert volatilitet	
	Varians	Stdavvik	Varians	Stdavvik
Weekend	0,00024	1,56 %	0,0890	17,22 %
Tirsdag	0,00014	1,18 %	0,0509	22,57 %
Onsdag	0,00014	1,18 %	0,0510	22,59 %
Torsdag	0,00018	1,32 %	0,0640	25,30 %
Fredag	0,00012	1,09 %	0,0437	20,91 %
Mandag	0,00014	1,20 %	0,0524	22,90 %
Lørdag og søndag	0,00010	1,00 %	0,0183	13,52 %
Volatilitet per dag, weekend	0,00008	0,90 %	0,0297	17,22 %
Volatilitet per dag, lørdag og søndag	0,00005	0,71 %	0,0183	13,52 %

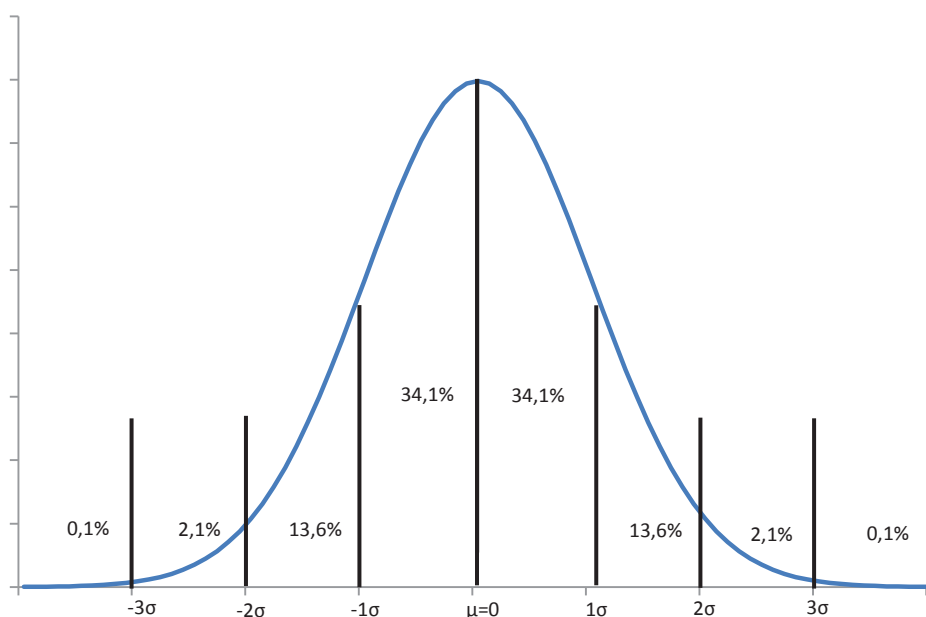
Gjennomsnittlig standardavvik for en vanlig handledag er 1,67% for kvartalskontrakter og 1,20% for årskontrakter, som også er estimert på volatiliteten for mandag. Dette utgjør et annualisert standardavvik på henholdsvis 31,85% og 22,9%. Dersom handel ikke skaper økt volatilitet, og informasjonen som publiseres på lørdag og søndag er av samme antall og betydning som på vanlige handledager, skal weekendvariansen teoretisk sett være tre ganger så høy som mandagens varians. Om dette er tilfelle vil standardavviket være 2,89% for kvartalskontraktene og 2,08% for årskontraktene. Som det går frem av tabell 8.5 og 8.6 er det faktiske standardavvik for weekend 2,32% for kvartalskontraktene og 1,56% for årskontraktene, noe som betyr at variansen ikke er tre ganger så høy.

Estimert totalt standardavvik for lørdag og søndag, som teoretisk sett representerer volatiliteten fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag er 1,61% for kvartalskontraktene og 1,00% for årskontraktene. Annualisert standardavvik for helgen er følgelig 21,75% og 13,52% for de respektive kontraktene.

Forutsettes det at volatiliteten fordeler seg jevnt over lørdag og søndag, blir daglig standardavvik for disse to dagene 1,14% for kvartalskontraktene og 0,71% for årskontraktene som igjen er lavere enn det estimerte standardavviket for en handledag. Estimaten for weekendvarians indikerer dermed at weekendvolatiliteten er lavere enn for én gjennomsnittlig handledag. En mulig forklaring til dette er at handel i seg selv fører til økt volatilitet, og at denne derfor er lavere over helgen når markedet er stengt. Alternativt er informasjonsflyten ulik over helgen sammenliknet med en handledag.

8.2. Fordeling av avkastninger

Tidligere studier konkluderer i stor grad med at fordelingen av avkastningen for råvarer er har positiv kurtose. Dersom fordelingen har positiv kurtose vil det også være færre observasjoner i området mellom halene og litt utenfor gjennomsnittet i forhold til normalfordelingen. Det er altså større sannsynlighet for å observere veldig små og veldig store prisendringer, sammenliknet med en normalfordeling. Figur 8.1 viser andelen observasjoner som befinner seg innenfor gitte standardavvik fra gjennomsnittet forutsatt normalfordeling.



Figur 8.1: Normalfordelingskurve med angitt andel observasjoner innenfor gitte standardavvik

En enkel metode for å beskrive fordelingen av avkastninger er å konstruere frekvenstabeller som angir andelen avkastninger som er observert innenfor gitte standardavvik (Fama, 1965). For hver ukedag beregnes andelen avkastninger av det totale antallet som plasser seg innenfor eller utenfor gitte standardavvik. De empiriske resultatene sammenliknes mot det som er angitt av Gauss normalfordeling. Dataene for prisendring er delt i følgende kategorier:

- Mindre enn et standardavvik fra gjennomsnittet ($|R_t| \leq \sigma_i$)
- Et til to standardavvik fra gjennomsnittet ($\sigma \leq |R_t| \leq 2\sigma_i$)
- To til tre standardavvik fra gjennomsnittet ($2\sigma \leq |R_t| \leq 3\sigma_i$)
- Mer enn x standardavvik fra gjennomsnittet ($x\sigma_i \leq |R_t|$) der $x=1, \dots, 6$

Øverste del av tabell 8.7 og 8.8 viser andelen avkastninger for henholdsvis kvartalskontrakter og årskontrakter som plasserer seg utenfor det angitte antall standardavvik. Den nedre delen av disse tabellene viser andelen avkastninger som plasserer seg innenfor gitte standardavvik fra gjennomsnittet. Avkastningene for hver enkelt dag samt weekend sammenliknes mot antall datapunkter i hele datasettet. Dette betyr at den horisontale summen av andelene gir den totale andelen, som er gjengitt under kolonnen kalt datasett. Kolonnen til høyre i tabellen angir den teoretiske andelen forutsatt Gauss normalfordeling. For eksempel viser normalfordelingen at 31,73% av observasjonene befinner seg utenfor et standardavvik fra gjennomsnittet. Den empiriske andelen for årskontraktene er imidlertid 19,88% (5,40% + 3,85% + 3,48% + 3,85% + 3,30%).

Tabell 8.7: Prisfordelinger, kvartalskontrakter

	Weekend	Tirsdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Datasett	Normal
>1 STD	6,30 %	4,54 %	3,85 %	3,86 %	3,70 %	22,25 %	31,73 %
>2 STD	2,05 %	0,95 %	0,78 %	0,82 %	0,65 %	5,25 %	4,55 %
>3 STD	0,75 %	0,20 %	0,28 %	0,34 %	0,17 %	1,74 %	0,27 %
>4 STD	0,26 %	0,05 %	0,08 %	0,15 %	0,06 %	0,59 %	0,01 %
>5 STD	0,07 %	0,02 %	0,02 %	0,08 %	0,03 %	0,22 %	0,00 %
>6 STD	0,03 %	0,00 %	0,01 %	0,03 %	0,00 %	0,07 %	0,00 %
0 til 1 STD	13,28 %	15,28 %	16,89 %	16,13 %	16,17 %	77,75 %	68,27 %
1 til 2 STD	4,25 %	3,58 %	3,06 %	3,05 %	3,05 %	17,00 %	27,18 %
2 til 3 STD	1,30 %	0,75 %	0,50 %	0,48 %	0,48 %	3,51 %	4,28 %
>3 STD	0,75 %	0,20 %	0,28 %	0,34 %	0,17 %	1,74 %	0,27 %

Tabell 8.8: Prisfordelinger, årskontrakter

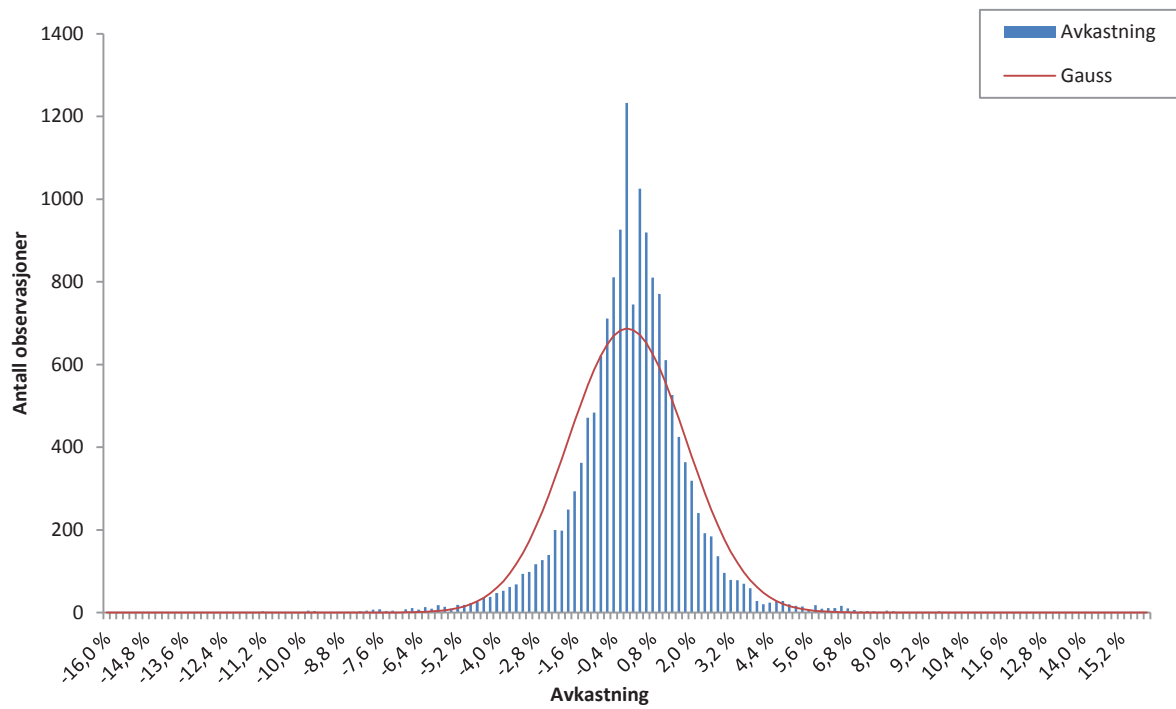
	Weekend	Tirsdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Datasett	Normal
>1 STD	5,40 %	3,85 %	3,48 %	3,85 %	3,30 %	19,88 %	31,73 %
>2 STD	1,90 %	0,87 %	0,75 %	0,98 %	0,65 %	5,14 %	4,55 %
>3 STD	0,62 %	0,26 %	0,25 %	0,41 %	0,17 %	1,71 %	0,27 %
>4 STD	0,30 %	0,06 %	0,12 %	0,23 %	0,08 %	0,79 %	0,01 %
>5 STD	0,08 %	0,03 %	0,08 %	0,14 %	0,05 %	0,37 %	0,00 %
>6 STD	0,03 %	0,03 %	0,04 %	0,06 %	0,01 %	0,17 %	0,00 %
0 til 1 STD	14,15 %	16,01 %	17,21 %	16,15 %	16,59 %	80,12 %	68,27 %
1 til 2 STD	3,50 %	2,99 %	2,73 %	2,87 %	2,65 %	14,73 %	27,18 %
2 til 3 STD	1,28 %	0,61 %	0,50 %	0,57 %	0,48 %	3,44 %	4,28 %
>3 STD	0,62 %	0,26 %	0,25 %	0,41 %	0,17 %	1,71 %	0,27 %

Av tabell 8.7 og 8.8 går det frem at det er en større andel observasjoner utenfor henholdsvis to til seks standardavvik fra gjennomsnittet enn det normalfordelingen tilsier. Et eksempel er at ved en normalfordeling vil 4,55% av observasjonene befinne seg utenfor 2 standardavvik fra gjennomsnittet. Den faktiske andelen er 5,25% for kvartalskontrakter og 5,14% for årskontrakter.

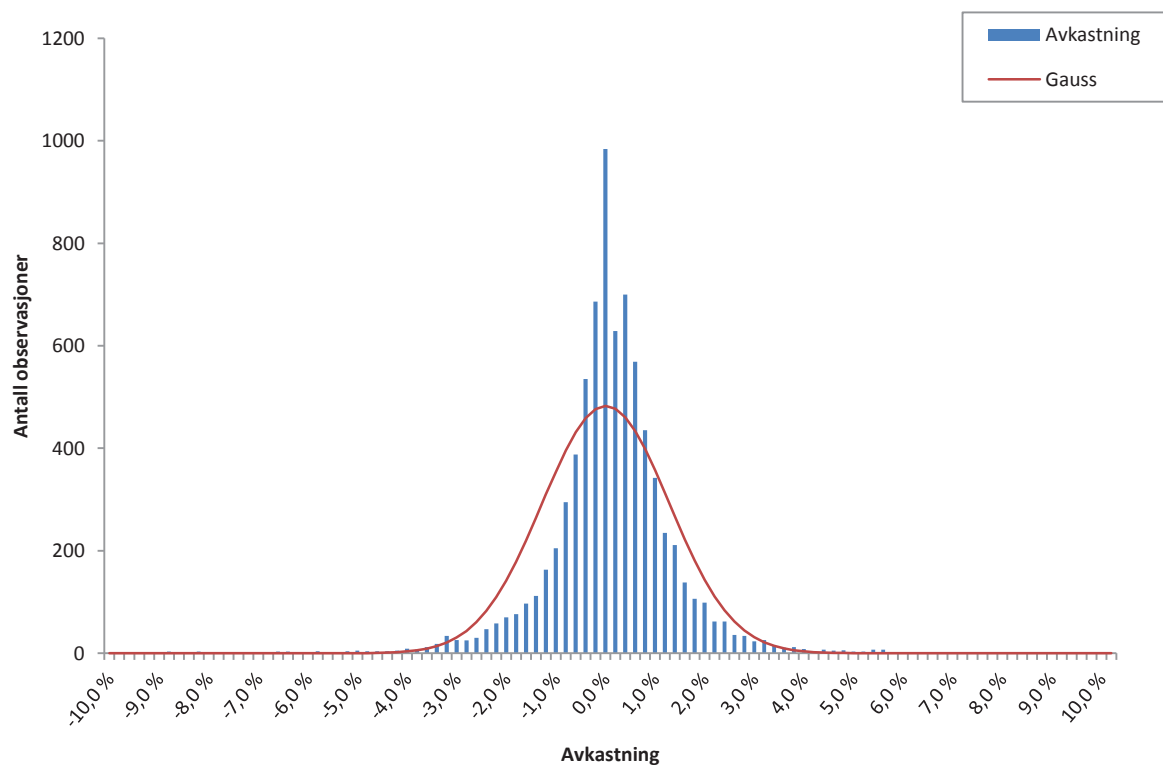
Andelen prisendringer utenfor 5 standardavvik er ved normalfordeling tilnærmet lik null. For kvartalskontraktene og årskontraktene finner vi imidlertid henholdsvis 0,22% og 0,37% av observasjonene utenfor 5 standardavvik fra gjennomsnittet.

Den nedre delen av tabellene viser at weekend har flere observasjoner lenger fra gjennomsnittet sammenliknet med de øvrige handledagene. Weekend har lavest andel observasjoner mellom 0 og 1 standardavvik fra gjennomsnittet, mens andelen som befinner seg mellom henholdsvis 1 og 2 standardavvik og 2 og 3 standardavvik fra gjennomsnittet er høyere for weekend enn for de øvrige ukedager. Se avsnitt 14.2 i vedlegget for histogrammer med en sammenlikning av avkastningene for de ulike ukedagene og weekend.

Resultatene bekrefter også at en stor andel av observasjonene befinner seg rundt gjennomsnittet. Dette går frem av andelen observasjoner som befinner seg utenfor et standardavvik fra gjennomsnittet. Forutsatt normalfordeling vil 31,73% av observasjonene befinne seg utenfor et standardavvik fra gjennomsnittet. Resultatene viser at de faktiske andelene er 22,25% og 19,88% for henholdsvis kvartalskontrakter og årskontrakter. Samlingen av observasjoner rundt gjennomsnittet bekreftes av andelen prisendringer som befinner seg innenfor null til et standardavvik fra gjennomsnittet. Her er andelen 80,12% for årskontraktene og 77,15% for kvartalskontraktene mens tallet for normalfordelingen er 68,27%. Dette fører også til at det er færre observasjoner mellom et og to standardavvik fra gjennomsnittet og to til tre standardavvik fra gjennomsnittet enn normalfordelingen tilsier.



Figur 8.2: Fordeling av avkastninger for kvartalskontrakter



Figur 8.3: Fordeling av avkastninger, årskontrakter

Figur 8.3 og 8.4 viser fordelingen av avkastningene for henholdsvis årskontrakter og kvartalskontrakter og det kan virke som de finansielle kontraktene er nærmere normalfordelingen enn spotprisen. Det kan også virke som fordelingen har kortere haler enn spotprisavkastningen. Vi bygger videre på denne analysen under kapittel 9 hvor vi ser på Value at Risk for de samme fordelingene.

8.2.1. Numerisk eksempel

Dersom avkastningene er normalfordelte vil en avkastning på mer enn 4 standardavvik fra gjennomsnittet forekomme én av cirka 15788 dager, tilsvarende én gang hvert 43. år. De historiske dataene for årskontrakten viser imidlertid at en slik prisendring skjedde én av cirka 126 dager som tilsvarer nesten 3 ganger hvert år. En antakelse om normalfordelte prisendringer vil derfor underestimere den faktiske prisrisikoen. Under følger et numerisk eksempel som viser potensielt tap i euro på en forwardposisjon i en årskontrakt ved en prisreduksjon på 4 standardavvik fra sluttkursen fredag til sluttkursen mandag:

Spotpris forwardkontrakt:	39 euro/MWh
Antall leveringstimer:	8760 timer
Antall kontrakter:	10
Standardavvik, daglig:	1,56 %

Total pris på 10 kontrakter:

$$39 \text{ euro/MWh} \cdot 8760 \text{ timer} \cdot 10 = 3\,416\,400 \text{ euro}$$

En prisreduksjon på 4 standardavvik tilsvarer et totalt tap på:

$$3\,416\,400 \text{ euro} \cdot (-4\sigma) = 3\,416\,400 \text{ euro} \cdot (-4 \cdot 0,0156) = -213\,183 \text{ euro}$$

Med forutsetningene gitt i det numeriske eksemplet vil altså totalt tap på de finansielle kontraktene bli 213 183 euro.

8.3. Weekendvolatilitet

Den foregående analysen viser at volatiliteten fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag er signifikant høyere enn for de øvrige ukedagene. Weekendvariansen er imidlertid ikke tre ganger så høy som variansen over en individuell handledag. Volatiliteten fordelt likt på de tre dagene lørdag, søndag og mandag er derfor lavere enn den gjennomsnittlige volatiliteten for de øvrige ukedagene. For eksempel er volatiliteten for lørdag lavere enn volatiliteten til en vanlig handledag. Likevel indikerer

resultatene i analysen at lørdag og søndag har en viss grad av volatilitet knyttet til seg, selv om det på disse dagene ikke gjennomføres noen handler i kvartalskontraktene og årskontraktene. Dette indikerer at det tilføres nyheter til markedsaktørene også over helgen, og at denne informasjonen prises inn når markedet åpner påfølgende mandag.

Fordelingen av prisendringene for de ulike ukedagene og weekend viser at det er en større andel ekstremprisendringer fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag sammenliknet med de øvrige handledagene hvor det er én kalenderdag mellom sluttkursene. Foreløpig konklusjon er derfor at det er større prisrisiko mellom sluttkursene fra fredag til mandag sammenliknet med de øvrige handledagene.

9. Implikasjoner for risikostyring i det finansielle kraftmarkedet

I siste del av denne oppgaven diskuterer vi noen av implikasjonene weekendvolatilitet har for aktørene som opererer i det finansielle kraftmarkedet. En åpenbar konsekvens av weekendvolatilitet er at posisjoner som holdes over helgen kan påføres tap, uten at man får reversert posisjonen før markedet åpner igjen på førstkommande mandag. I den videre analysen ser vi nærmere på hvilke implikasjoner weekendvolatilitet har for VaR estimater og prising av opsjoner på forwardkontraktene.

Vi diskuterte i kapittel 4 at bruken av VaR for å måle risiko og eventuelle tap var utbredt. Ettersom vi har konstruert avkastningsvariabler for både weekend og hele datasettet vil vi i dette kapitlet vise hvordan VaR estimatene påvirkes av weekendvolatilitet. Samtidig beregner vi VaR og CVaR estimater for basert på de ulike metodene beskrevet i avsnitt 4.1.1. Vi ønsker dermed å avdekke eventuelle svakheter ved de forskjellige metodene, og samtidig se effekten av weekendvolatiliteten på VaR/CVaR estimatene. Tabell 8.7 og 8.8 viste at sannsynligheten for ekstreme prisbevegelser var høyest over helgen, og ettersom VaR er et mål på sannsynligheten av slike observasjoner mener vi at VaR/CVaR basert på weekendavkastninger kan gi et bedre estimat for potensielle tap.

Analysen i kapittel 8 viste oss at volatiliteten ikke er konstant gjennom uken. Som vi var inne på i avsnitt 4.2.3 avhenger opsjonens vega av volatiliteten på underliggende, og en endring i volatilitet vil derfor ha stor innvirkning spesielt på opsjoner med kort løpetid. Dette innebærer at volatiliteten for lørdag og søndag kan ha stor betydning for posisjoner som holdes over helgen. I avsnitt 9.2 viser vi derfor hvordan prisen på opsjoner endres som følge av endringer i volatilitet. Vi legger til grunn de empiriske resultatene for volatilitet (uttrykt ved standardavvik), samt estimert volatilitet for lørdag og søndag for å beregne prisen på opsjoner som holdes over ulike tidsperioder.

9.1. Value at Risk

Hvor vi i avsnitt 8.2 har sett på andelen avkastninger som ligger innenfor og utenfor et gitt antall standardavvik fra gjennomsnittet, benytter vi VaR for beskrive sannsynligheten for at ulike utfall forekommer. Tabell 8.7 og 8.8 viser som nevnt at det er fete haler i fordelingene, og indikerer at sannsynligheten for en haleobservasjon er høyere enn hva normalfordelingen antyder. Vi ønsker i denne delen av oppgaven å belyse noen av problemene dette medfører dersom man benytter VaR som et estimat på risiko.

Vi beregner et 1-dags VaR estimat basert på alle observasjonene i datasettet. I tillegg til dette beregner vi et estimat basert på weekendvariabelen, for slik å illustrere hvor mye høyere potensielle tap kan bli over helgen. Estimaten er definert som «long» og «short» VaR for henholdsvis nedre og

øvre del av fordelingen, ettersom en negativ avkastning vil utgjøre et tap for en aktør i en long posisjon, mens en positiv avkastning vil være et tap for en aktør i en short posisjon.

9.1.1. Historisk metode (ikke-parametrisk)

Den historiske metoden er en av de enkleste metodene man kan benytte for å beregne VaR. Kort fortalt fordeler man observasjonene fra lavest til høyest, og måler deretter det nedre og øvre 100α -prosentilet av disse fordelingene. Ettersom VaR beregnes på bakgrunn av de faktiske bevegelsene i prisen, behøver man ikke å gjøre noen antagelser om hvilken fordeling avkastningene følger.

Tabell 9.1 viser VaR og CVaR med 95% og 99% signifikansnivå basert på de historiske fordelingene til kvartals- og årskontraktene. Estimatenes for weekend baseres kun på avkastning fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag, mens estimatene for datasett inkluderer avkastninger fra alle ukedager.

Tabell 9.1: Historisk VaR/CVaR

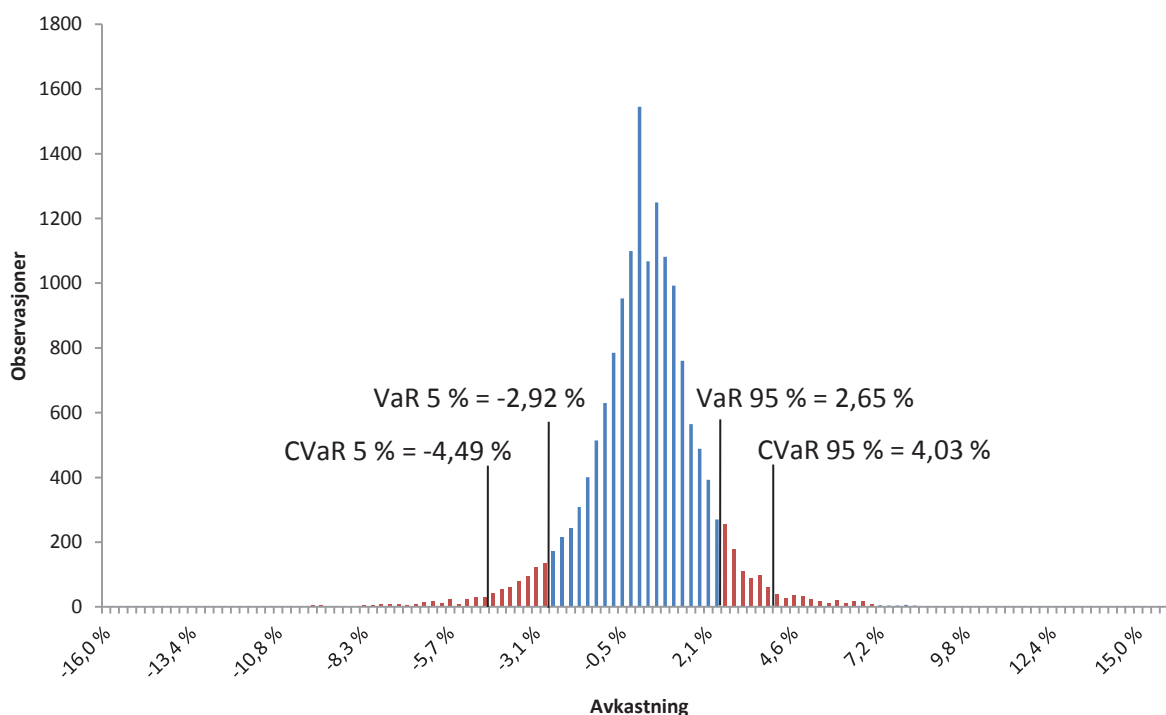
	Kvartalskontrakt		Årskontrakt	
	Weekend	Datasett	Weekend	Datasett
Long:				
$VaR_{5\%}$	-3.93 %	-2.92 %	-2.79 %	-2.01 %
$VaR_{1\%}$	-6.70 %	-5.38 %	-4.74 %	-3.74 %
$CVaR_{5\%}$	-5.70 %	-4.49 %	-4.06 %	-4.48 %
$CVaR_{1\%}$	-8.40 %	-7.35 %	-6.08 %	-5.56 %
Short:				
$VaR_{95\%}$	3.37 %	2.65 %	2.28 %	1.90 %
$VaR_{99\%}$	6.29 %	4.93 %	4.29 %	3.48 %
$CVaR_{95\%}$	5.13 %	4.03 %	3.48 %	2.89 %
$CVaR_{99\%}$	7.87 %	6.45 %	5.45 %	4.68 %

Ettersom årskontraktene har vist seg å ha lavere volatilitet enn kvartalskontraktene vil VaR estimatene bli lavere for årskontrakter (mindre tap). I tillegg ser vi at VaR estimatene for weekend stort sett er høyere enn for datasett, som igjen er et resultat av høyere weekendvolatilitet. Eksempelvis er $VaR_{1\%}$ for kvartalskontrakten -6,7% for weekend og -5,38% for datasett, og indikerer at man undervurderer weekendvolatiliteten ved å benytte VaR for sistnevnte. Ettersom man ikke kan reversere sin posisjon over helgen, vil man kunne bli påført et langt større tap enn hva man forventer dersom man legger til grunn VaR estimatet som baseres på alle ukedager. For CVaR ser vi også at estimatene basert på helgen i stor grad er større enn for alle ukedagene, men forskjellene er ikke like klare. I tillegg er CVaR estimatene betraktelig høyere enn tilsvarende VaR estimat med

samme signifikansnivå, og er en klar indikasjon på at det er ekstreme observasjoner utenfor VaR estimatet.

Betrakter man de positive avkastningene og potensielle tap for short posisjoner ser man at disse generelt sett er lavere sammenlignet med VaR for long posisjoner. VaR estimatene indikerer derfor at det er lavere risiko for store tap dersom man er i en short posisjon, og er et resultat av at prisseriene viser tegn til negativ skjevhet og negative gjennomsnittsverdier. Forskjellene er likevel ikke så markante at vi kan konkludere med dette.

Dette er i utgangspunktet et mål på historisk VaR, og dersom man beregner VaR basert på historiske avkastninger er det nødvendig å anta at disse er representative for fremtiden. Dette er følgelig et problem dersom perioden man henter data fra har en annen volatilitet enn hva man kan forvente å se i fremtiden. For eksempel vil en periode med relativt lav volatilitet høyst sannsynlig underestimere fremtidig VaR. Et annet problem ved å benytte historiske avkastningsdata er at alle observasjoner vektet likt, hvor de eldste observasjonene har like høy innflytelse på estimatet som de nye. Tidligere tilbuds- og etterspørselssjokk i prisen vil derfor ha stor innvirkning på VaR estimatet. Figur 9.1 under illustrerer VaR og CVaR på 95% signifikansnivå basert på datasettet til forwardkontraktene. $VaR_{5\%}$ markerer det nedre femte prosentilet av fordelingen, mens $CVaR_{5\%}$ viser den gjennomsnittlige avkastningen av observasjonene til venstre for $VaR_{5\%}$.



Figur 9.1: Historisk Value at Risk på 95% signifikansnivå for kvartalskontrakter

9.1.2. Parametrisk metode

Den parametriske metoden forutsetter at prisendringene er normalfordelt, og man behøver dermed kun et estimat på prisseriens standardavvik og gjennomsnitt. Fordelen med denne metoden er at man allerede kjenner fordelingen, og man vet derfor hvor det 100α - prosentilet ligger (Det nedre 5% prosentilet til normalfordelingen er -1,65, ofte beskrevet som antall standardavvik fra gjennomsnittet).

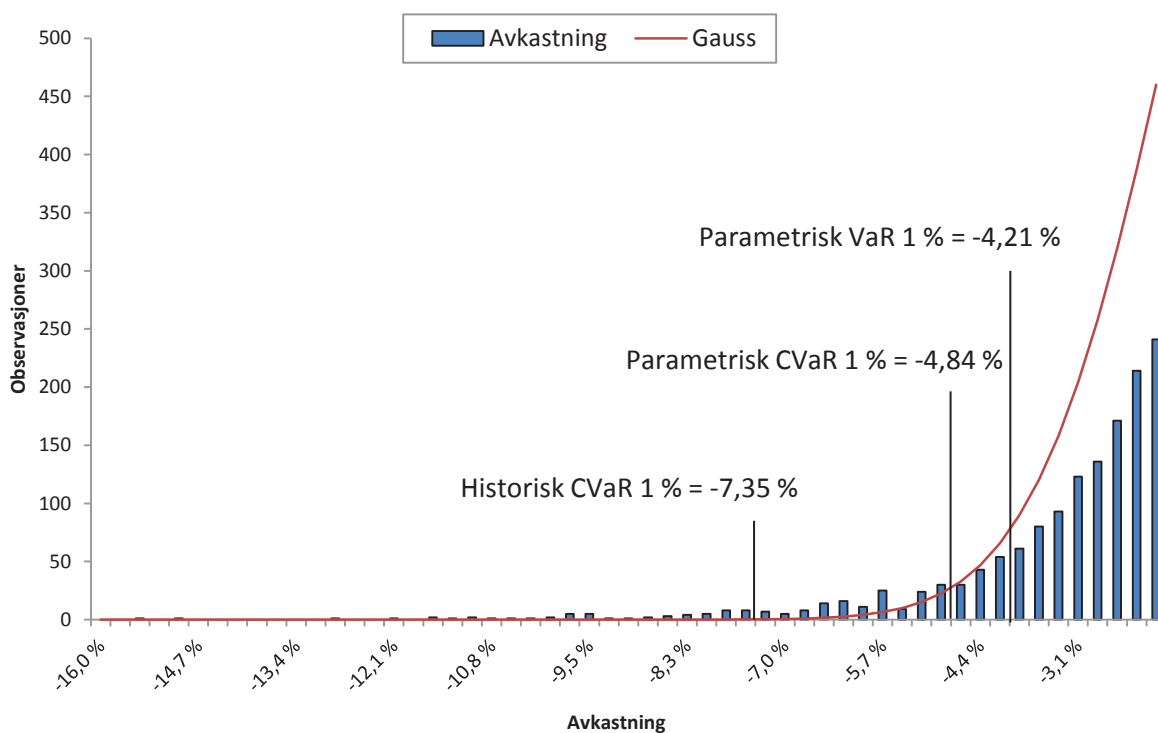
Analysen av forwardkontraktene i kapittel 8 har allerede avslørt at avkastningene ikke er normalfordelt. Likevel velger vi å beregne parametrisk VaR, for slik å illustrere hvordan disse estimatene vil undervurdere den faktiske risikoen. Den parametriske metoden beregner VaR med utgangspunkt i likning (4.1.). Estimatenes for kvartalskontraktene baseres på et standardavvik på 2,32% og 1,82% for henholdsvis weekend og datasett. Tilsvarende standardavvik for årskontrakten er 1,56% og 1,28%.

Tabell 9.2: *Parametrisk VaR/CVaR*

	Kvartalskontrakt		Årskontrakt	
Long:	Weekend	Datasett	Weekend	Datasett
$VaR_{5\%}$	-3.81 %	-2.97 %	-2.57 %	-2.10 %
$VaR_{1\%}$	-5.39 %	-4.21 %	-3.63 %	-2.97 %
$CVaR_{5\%}$	-4.78 %	-3.74 %	-3.22 %	-2.64 %
$CVaR_{1\%}$	-6.18 %	-4.84 %	-4.16 %	-3.41 %
Short:				
$VaR_{95\%}$	3.81 %	2.99 %	2.57 %	2.10 %
$VaR_{99\%}$	5.39 %	4.22 %	3.63 %	2.97 %
$CVaR_{95\%}$	4.78 %	3.74 %	3.22 %	2.64 %
$CVaR_{99\%}$	6.18 %	4.84 %	4.16 %	3.41 %

Ettersom normalfordelingen er symmetrisk blir VaR estimatene for long- og shortposisjoner identiske, noe som ikke nødvendigvis er korrekt. Som vi så under den historiske metoden viste VaR for short posisjoner et noe lavere estimat sammenliknet med VaR for long posisjoner. Sammenliknet med de historiske estimatene gir den parametriske metoden lavere VaR. På 95% signifikansnivå er forskjellene marginale, men jo høyere signifikansnivå man velger å benytte jo større blir de relative forskjellene mellom disse metodene. Det er rimelig å anta at denne metoden er tilstrekkelig for å beskrive VaR med 95% signifikansnivå under normale markedsforhold, men ved å benytte dette som et estimat på potensielle tap åpner man seg samtidig opp for langt høyere tap dersom markedet blir

urolig. Spesielt CVaR estimatene ved normalfordelingen er langt lavere enn for den historiske fordelingen, ettersom det antas å være færre haleobservasjoner. Dersom man først får et tap som overgår VaR er det rimelig å anta at disse faktisk vil bli større enn hva parametrisk VaR tilsier. Figur 9.2 illustrerer forskjellen mellom CVaR estimatene basert på den historiske metoden og den parametriske metoden.



Figur 9.2: Historisk CVaR sammenliknet med parametrisk VaR/CVaR på 99% signifikansnivå

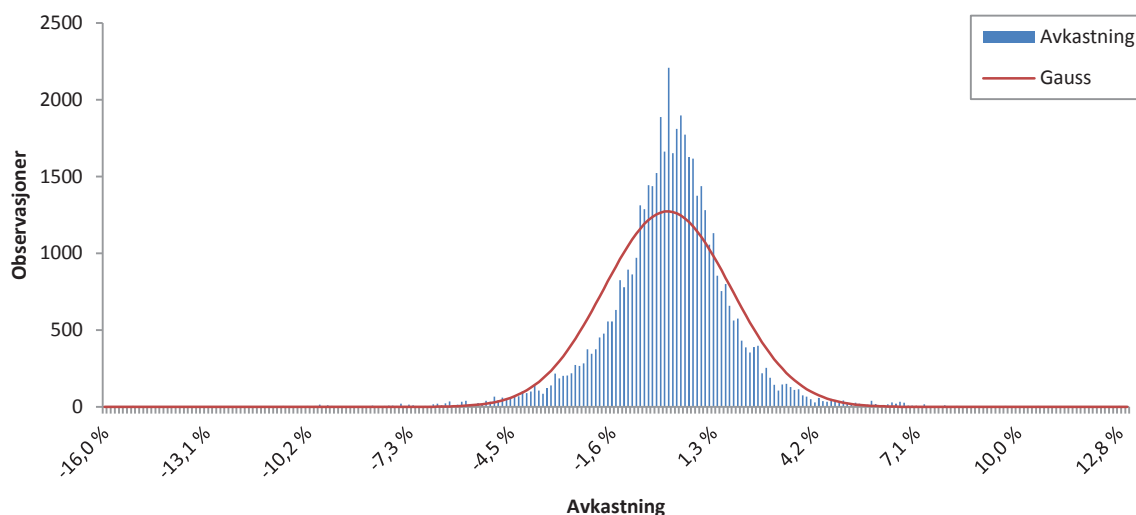
Søylene i figur 9.2 viser den historiske fordelingen til kvartalskontraktene. Ettersom den parametriske metoden baserer seg på normalfordelingen blir eventuelle haleobservasjoner oversett, og følgelig blir CVaR estimatet lavere.

For at VaR og CVaR estimatene skal bli så nøyaktig som mulig er det viktig å ha en viss formening om hvilken type fordeling som beskriver den historiske fordelingen på best mulig måte. Dersom prisserien tydelig indikerer at den ikke er normalfordelt er det ikke gunstig å benytte et VaR estimat som forutsetter dette. I den neste delen av oppgaven benytter vi derfor Monte Carlo-simulering for å estimere VaR og CVaR, hvor vi kan konstruere data som baseres på den historiske fordelingen fremfor normalfordelingen.

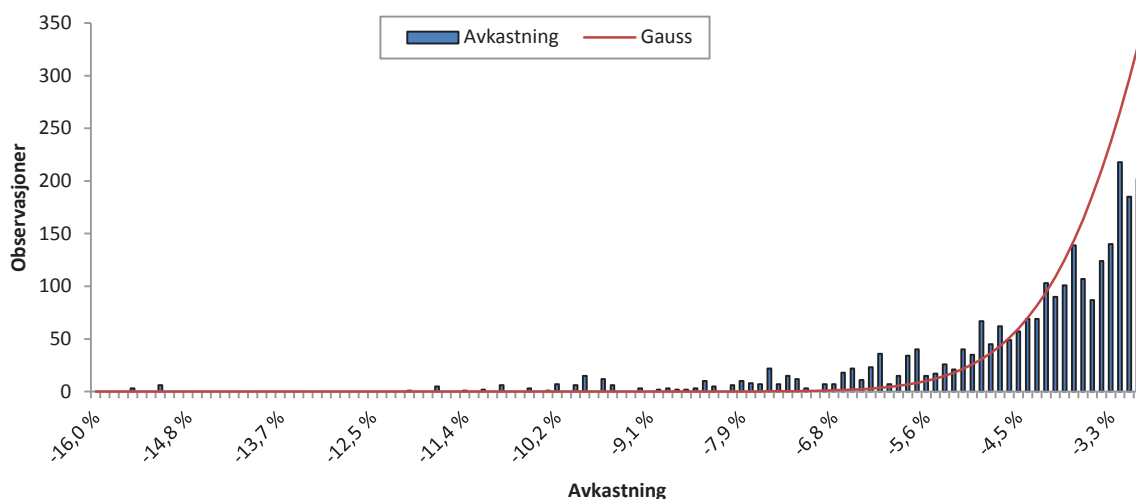
9.1.3. Monte Carlo-simulering

Metoden som betraktes som den mest nøyaktige for å estimere VaR benytter Monte Carlo-simuleringer for å konstruere nye prisserier. En av fordelene ved denne metoden er at man kan simulere data som følger en spesifisert fordeling. Ettersom vår analyse av forwardkontratene tydelig indikerte at avkastningene for disse ikke er normalfordelt velger vi derfor å basere Monte Carlo-simuleringene på den historiske avkastningsdistribusjonen. Dette gjøres ved å beregne sannsynlighetene for at ulike utfall forekommer i de historiske dataene, for så å simulere nye prisserier basert på disse sannsynlighetene. Dette kan dermed betegnes som en Monte Carlo-simulering basert på en diskret distribusjon (hvor utfall og sannsynligheten for disse hentes direkte fra den historiske fordelingen). Som vi var inne på tidligere vil den historiske metoden under- eller overestimere VaR dersom datagrunnlaget inneholder perioder med unormalt lav eller høy volatilitet. Ved å gjennomføre et stort antall simuleringer vil slike perioder få mindre innvirkning på det endelige estimatet, og følgelig kan det sies at estimatet blir mer nøyaktig.

Vi genererer 500 observasjoner og gjennomfører 100 simuleringer for kvartals- og årskontrakter. Dette gir oss nye sett med avkastningsdata for henholdsvis kvartals- og årskontrakter på 50 000 observasjoner. Vi rangerer deretter de nye prisendringsseriene for å finne VaR. Figur 9.3 og 9.4 illustrerer de simulerte avkastningene basert på avkastningsdataene til kvartalskontraktene.



Figur 9.3: Avkastningsdata for kvartalskontrakter generert ved Monte Carlo-simulering



Figur 9.4: Nedre hale av fordelingen i figur 9.3. Ekstreme haleobservasjoner genereres langt utenfor normalfordelingen.

Antall simuleringer som må gjennomføres øker eksponentielt med antall instrumenter i en portefølje, ettersom man må simulere et stort antall datapunkter for at estimatet skal bli nøyaktig. Dette krever høy komputeringskraft og er den største utfordringen ved å benytte Monte Carlo-simuleringer. For å forenkle rammene for VaR beregning velger vi derfor å beregne VaR for ett enkelt instrument. Resultatene for VaR og CVaR basert på simuleringene vises i tabell 9.3.

Tabell 9.3: VaR Monte Carlo-simulering

	Kvartalskontrakt		Årskontrakt	
	Weekend	Datasett	Weekend	Datasett
Long:				
$VaR_{5\%}$	-3,94 %	-2,96 %	-2,84 %	-2,01 %
$VaR_{1\%}$	-6,77 %	-5,25 %	-4,91 %	-3,74 %
$CVaR_{5\%}$	-5,73 %	-4,47 %	-4,06 %	-3,25 %
$CVaR_{1\%}$	-8,46 %	-7,19 %	-6,04 %	-5,63 %
Short:				
$VaR_{95\%}$	3,37 %	2,62 %	2,29 %	1,90 %
$VaR_{99\%}$	6,32 %	4,90 %	4,75 %	3,50 %
$CVaR_{95\%}$	5,16 %	3,98 %	3,52 %	2,91 %
$CVaR_{99\%}$	7,97 %	6,41 %	5,54 %	4,77 %

Tabell 9.3 viser at estimatene er forholdsvis like de vi fant ved den historiske metoden, hvilket skyldes at de simulerte avkastningene baseres på samme sannsynlighetsfordeling som de historiske avkastningene. Som med den historiske metoden er man derfor avhengig av å anta at

datagrunnlaget er representativt for fremtiden. Monte Carlo metoden er likevel langt mer fleksibel enn den historiske, ettersom man kan basere simuleringene på en spesifisert fordeling (Damodaran 2007). Likevel er også denne metoden utsatt for de øvrige problemene med VaR og CVaR.

9.1.4. Value at Risk oppsummert

Av de tre metodene vi har benyttet for å beregne VaR skiller de parametriske estimatene seg mest ut. På 95% signifikansnivå er forskjellene marginale, men i mange tilfeller er parametriske VaR høyere enn for de andre metodene. Dette skyldes at normalfordelingen antar at det er flere observasjoner innenfor dette konfidensintervallet sammenlignet med den historiske fordelingen. Følgelig vil også CVaR på 95% signifikansnivå bli lavere ved normalfordelingen ettersom det er færre ekstreme observasjoner utenfor VaR og gjennomsnittet av disse blir dermed lavere. Dette illustreres i figur 9.2, hvor den historiske fordelingen har observasjoner langt utenfor normalfordelingen. Dette er også årsaken til at avviket mellom estimatene basert på den parametriske metoden og historisk/Monte Carlo metoden øker desto høyere signifikans man benytter.

Basert på analysen av kontraktene og de forskjellige estimatene for VaR, kan vi konkludere med at den parametriske metoden er lite egnet som estimat på potensielt tap i disse kontraktene. Det kommer tydelig frem av analysen at de relative prisendringene ikke er normalfordelt, og følgelig vil ikke et estimat som antar normalfordeling være nøyaktig. Dette forutsetter at fremtiden kan forklares til en viss grad av de historiske prisendringene, og at de relative prisendringene i fremtiden fremdeles viser tegn til skjevhet og kurtose. Det vil derfor være nødvendig å justere eventuelle VaR estimater med fordelinger som bedre beskriver den faktiske fordelingen til prisendringene.

VaR og CVaR estimatene for weekend er betraktelig høyere enn tilsvarende estimater basert på alle ukedager. Dette skyldes at weekendvolatiliteten er høyere enn volatiliteten på individuelle handledager, og det kan dermed være mindre praktisk å benytte VaR estimatet basert på alle ukedager. Spesielt for posisjoner som holdes over helgen vil det potensielle tapet kunne bli betraktelig høyere, ettersom den største andelen av ekstreme prisbevegelser forekommer innenfor denne perioden. Dette kommer frem av tabell 8.7 og 8.8, som viser at helgen er perioden med størst andel observasjoner utenfor 3 standardavvik fra gjennomsnittet.

VaR er et enkelt estimat å forholde seg til, men problemene knyttet til bruken av dette for å måle potensielle tap forblir kontroversiell. Det potensielle tapet kan bli langt større enn hva VaR antyder, og CVaR kan derfor beskrives som et bedre estimat ettersom det i større grad tar hensyn til haleobservasjoner. Likevel vil det være en viss sannsynlighet for at det reelle tapet blir større enn det estimerte. Ekstreme prisbevegelser som overstiger CVaR er sjeldne, men vil forekomme, og i

disse tilfellene er nyttigheten av estimatene begrenset. For å gi et praktisk eksempel på dette bygger vi videre på eksempel 8.2.1 ved å beregne VaR og CVaR for posisjonen beskrevet i dette eksempelet.

9.1.5. Numerisk eksempel: Value at Risk og Conditional Value at Risk

Vi benytter den samme årskontrakten som i det foregående eksempelet, med følgende spesifikasjoner:

Spotpris forwardkontrakt:	39 euro/MWh
Antall leveringstimer:	8760 timer
Antall kontrakter:	10
Standardavvik, daglig:	1,56 %

Total pris på 10 kontrakter:

$$39 \text{ euro/MWh} \cdot 8760 \text{ timer} \cdot 10 = 3\,416\,400 \text{ euro}$$

En prisreduksjon på fire standardavvik tilsvarer et totalt tap på:

$$3\,416\,400 \text{ euro} \cdot (-4\sigma) = 3\,416\,400 \text{ euro} \cdot (-4 \cdot 0,0156) = -213\,183 \text{ euro}$$

VaR på 99 % signifikansnivå basert på alle ukedager (datasett) gir forventet maksimalt tap i en årskontrakt på:

$$VaR_{1\%} = 3\,416\,400 \cdot (-0,0374) = -127\,840 \text{ euro}$$

$$CVaR_{1\%} = 3\,416\,400 \cdot (-0,0563) = -192\,180 \text{ euro}$$

En prisreduksjon på 4 standardavvik kan betegnes som en ekstrem observasjon, og både VaR og CVaR underestimerer det faktiske tapet. Tilsvarende VaR og CVaR basert på weekend gir forventet maksimalt tap på:

$$\text{Weekend } VaR_{1\%} = 3\,416\,400 \cdot (-0,0491) = -167\,689 \text{ euro}$$

$$\text{Weekend } CVaR_{1\%} = 3\,416\,400 \cdot (-0,0604) = -206\,370 \text{ euro}$$

CVaR basert på weekend beskriver med 99% sikkerhet at maksimalt tap ikke vil overstige 206 370 euro. Det reelle tapet som følge av en prisbevegelse på fire standardavvik ble 213 183 euro. CVaR basert på weekend gir i dette tilfellet et mer nøyaktig estimert tap.

9.2. Opsjoner med kort løpetid, kvartalskontrakter

Ved prising av opsjoner med kort løpetid vil det ha stor betydning om det underliggende har høyere volatilitet fra sluttkursen fredag til sluttkursen mandag enn for vanlige ukedager. En opsjon vil underpriseres hvis det forutsettes at volatiliteten over en helg er den samme som for vanlige handledager, dersom den faktiske volatiliteten over helgen i realiteten er høyere. Dette skyldes at volatiliteten som brukes til prisingen av opsjonen vil underestimere faktisk volatilitet i opsjonens løpetid.

I det følgende vil vi benytte Black-76 modellen for prising av opsjoner med kort løpetid. Vi benytter de empiriske funnene av historisk ukedagsvolatilitet og total volatilitet til å prisen opsjoner med følgende løpetid:

- Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag.
- Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag.
- Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag.

Da opsjonene som omsettes på NASDAQ er europeiske opsjoner med forfall tredje torsdag i måneden før levering betyr dette at de to første løpetidene ikke er relevante for aktører som har til hensikt å sitte i posisjonen til forfall, men vil være nyttig for aktører som har til hensikt å selge seg ut av posisjonen før forfall.

Vi tar utgangspunkt i forwardprisene som er listet på NASDAQ for å få en tilnærming til prisen på underliggende kontrakt. Sluttkursen for nærmeste kvartalskontrakt (ENOQ3-12) og nærmeste årskontrakt (ENOYR-13) den 18.04.2012 er henholdsvis 31,30 euro og 39,45 euro. Vi velger å runde disse prisene ned til 31,00 og 39,00 når vi priser opsjonene. Leveringsperioden er henholdsvis 2208 timer for ENOQ3-12 og 8760 timer for ENOYR13. Formålet med det følgende er ikke å undersøke hvordan opsjonene i markedet er priset, men å illustrere forskjellene mellom teoretisk priser på opsjoner med kort løpetid ved bruk av ulike volatilitetsestimater. Alle priser er oppgitt i euro og representerer total pris for opsjonen. Videre følger resultatene for kvartalskontraktene. Resultatene for årskontraktene viser i stor grad det samme som kvartalskontraktene og ligger vedlagt i avsnitt 14.5.

Som risikofri rente benytter vi nominell 1 ukes NIBOR¹⁸ som per 18.04.2012 er 1,85%. X er som nevnt utøvelsesprisen.

¹⁸ Hentet fra Norges Bank

Volatiliteten til underliggende ved prising av opsjoner med kort løpetid tar vi utgangspunkt i følgende formel for standardavviket:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2}{n}} \quad (9.1)$$

der σ_t er estimert daglig standardavvik frem til forfall på opsjonen, σ_i^2 er den estimerte daglige variansen for dag i og n er antall dager til forfall. Dette gir et estimat på gjennomsnittlig volatilitet gjennom opsjonens løpetid basert på den historiske daglige volatiliteten. Black-Scholes opsjonspriseringsmodell forutsetter at volatiliteten er konstant gjennom opsjonens løpetid (Hull 2012). Ved å benytte ovenstående formel tar man allikevel hensyn til at standardavviket er ulikt over de ulike ukedagene. For lengre opsjoner vil betydningen av ulik volatilitet over ulike ukedager ha mindre betydning på opsjonsverdien.

9.2.1. Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag

Verdier benyttet i Black76:

ENOQ3-12	
F:	31,00 euro
r:	1,85 %
T:	6/365 = 0,0164

Estimert volatilitet i opsjonens løpetid med utgangspunkt i historisk varians for de ulike ukedagene og weekend:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{2,32\%^2 + 1,71\%^2 + 1,64\%^2 + 1,76\%^2}{4}} \cdot \sqrt{365} = 35,85\%$$

Det beregnede standardavviket for opsjonens løpetid er noe høyere enn det historiske standardavviket for alle kvartalskontraktene som var 34,68%.

Tabell 9.4: Opsjonspriser for callopsjon på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag

Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag (callopsjon)				
X	Weekend vol** ($\sigma_t = 35,85\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 34,6\%$)	Prisforskjell i %	
28	6636,00	6632,91	0,05 %	
29	4514,25	4500,91	0,30 %	
30	2639,41	2608,45	1,19 %	
31	1254,64	1213,70	3,37 %	
32	463,72	431,21	7,54 %	
33	129,79	113,55	14,30 %	
34	27,24	21,92	24,27 %	

*Weekend vol: Estimert volatilitet fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert volatilitet for alle handledager, kvartalskontrakter

Tabell 9.5: Opsjonspriser for putopsjon på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag

Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag (putopsjon)				
X	Weekend vol** ($\sigma_t = 35,85\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 34,6\%$)	Prisforskjell i %	
28	14,02	10,93	28,27 %	
29	99,59	86,25	15,47 %	
30	432,08	401,12	7,72 %	
31	1254,64	1213,70	3,37 %	
32	2671,04	2638,54	1,23 %	
33	4544,45	4528,21	0,36 %	
34	6649,23	6643,91	0,08 %	

*Weekend vol: Estimert volatilitet fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert volatilitet for alle handledager, kvartalskontrakter

Tabell 9.4 og 9.5 gjengir estimerte opsjonspriser for callopsjoner og putopsjoner med de to ulike volatilitetsestimatene. For ITM opsjoner er det ikke stor prosentvis prisforskjell, men de prosentvise prisforskjellene er store for OTM opsjoner og blir større jo dypere OTM opsjonene er. Det samme resultatet kan observeres for putopsjoner. Prisforskjellene er til dels store til tross for at det ikke er stor forskjell mellom volatilitetsestimatene. I euroverdi er prisforskjellen størst for ATM opsjoner.

9.2.2. Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

Verdier benyttet i Black76:

ENOQ3-12	
F:	31,00 euro
r:	1,85 %
T:	$3/365 = 0,0082$

Tabell 9.6: Opsjonspriser for callopsjon på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag (callopsjon)			
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 25,57\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 34,6\%$)	Prisforskjell i %
29	4416,23	4428,02	0,27 %
30	2263,09	2370,06	4,73 %
31	632,91	858,38	35,63 %
32	63,18	178,76	182,94 %
33	1,75	19,44	1009,10 %

*Weekend vol: Annualisert historisk volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert volatilitet for alle handledager

Tabell 9.7: Opsjonspriser for putopsjon på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag (putopsjon)			
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 25,57\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 34,6\%$)	Prisforskjell i %
29	0,90	12,69	1310,75 %
30	55,43	162,40	193,00 %
31	632,91	858,38	35,63 %
32	2270,84	2386,42	5,09 %
33	4417,08	4434,76	0,40 %

*Weekend vol: Annualisert historisk volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert volatilitet for alle handledager

Når løpetiden på opsjonene blir kortere blir også forskjellene mellom de beregnede opsjonsprisene større. Opsjonene trenger ikke være dypt OTM før de prosentvise forskjellene blir til dels svært store. For en putopsjon på en kvartalskontrakt hvor pris på underliggende er 31 euro og en utøvelsespris på 29 euro er prisforskjellen 1310,75% for de to ulike volatilitetsestimatene. Den store prisforskjellen skyldes i hovedsak kombinasjonen av stor forskjell i volatilitetsestimater og svært kort løpetid på opsjonen.

9.2.3. Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag

Verdier benyttet i Black76:

ENOQ3-12	
F:	31,00 euro
r:	1,85 %
T:	$2/365 = 0,0055$

Tabell 9.8: Opsjonspriser for callopsjon på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag

Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag (callopsjon)			
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 25,57\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 21,7\%$)	Prisforskjell i %
30	2229,30	2216,11	0,60 %
31	516,80	439,59	17,56 %
32	25,43	10,24	148,24 %

*Weekend vol: Annualisert historisk volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert annualisert volatilitet for sluttkurs fredag til åpningskurs mandag, se tabell 8.5

Tabell 9.9: Opsjonspriser for putopsjon på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag

Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag (putopsjon)			
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 25,57\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 21,7\%$)	Prisforskjell i %
30	21,53	8,34	158,17 %
31	516,80	439,59	17,56 %
32	2233,21	2218,02	0,68 %

*Weekend vol: Annualisert historisk volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert annualisert volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag, se tabell 8.5

Tabell 9.8 og 9.9 viser det samme som de foregående tabellene. Prisforskjellene blir svært store etter hvert som man beveger seg dypere OTM. Her er det mindre forskjell i volatilitetsestimatene enn i foregående avsnitt, men løpetiden for opsjonene er redusert med en handledag.

De foregående numeriske eksemplene gir svært enkle og stiliserte eksempler på opsjonsprising, men de viser tydelig hvor viktig det er med nøyaktige estimater på volatiliteten når løpetiden på opsjonen blir svært kort. Selv små forskjeller i volatilitetsestimatene gir svært store relative prisforskjeller. Dersom man ikke tar hensyn til at det indirekte er volatilitet på lørdag og søndag som gjenspeiler seg i prisendringen på mandag vil dette kunne gi til dels svært stor feilprising av opsjonen. Det er imidlertid viktig å merke at det i tillegg til det foregående er mange faktorer som påvirker prisen på opsjoner. For eksempel er det viktig å være klar over volatilitetssmilet som kan ha stor betydning for dype ITM og dype OTM opsjoner (Hull 2012).

OTM opsjoner kan også benyttes som forsikring mot store prissvingninger og er relativt billige. En produsent kan altså forsikre seg mot lave strømpriser ved å kjøpe OTM put på forwards. I forhold til prisendringene dette kan beskytte mot, er disse opsjonene svært billige og gir en billig forsikring mot potensielt store tap.

10. Konklusjon

Formålet med denne oppgaven har vært å avdekke hvorvidt det eksisterer en weekendvolatilitet i det nordiske finansielle kraftmarkedet. For å besvare denne problemstillingen har vi valgt å analysere kvartalskontrakter og årskontrakter som omsettes via råvarebørsen NASDAQ OMX Commodities.

Det finansielle markedet tilknyttet Nord Pool ble i hovedsak etablert for å gi produsenter og konsumenter av nordisk kraft muligheten til å sikre seg mot prisbevegelser i det fysiske markedet. En betydelig andel av handelen på det finansielle markedet gjennomføres også av aktører som ikke deltar i det fysiske markedet, og som derfor ikke har til hensikt å ta levering av kraft. Oppgavens hovedfokus omhandler derfor volatiliteten tilknyttet det finansielle markedet og hvorvidt denne er ulik over helgen sammenlignet med de øvrige handledagene. Samtidig ønsket vi å drøfte hvilke implikasjoner en eventuell weekendvolatilitet har for aktørene som opererer i dette markedet.

Datagrunnlaget i denne oppgaven er basert på daglige prisobservasjoner fra perioden 2005-2011 for det fysiske og det finansielle markedet. Prisobservasjonene for det finansielle markedet er sluttkurs hentet fra 32 kvartalskontrakter og 11 årskontrakter. Vi beregnet deretter daglige avkastninger for henholdsvis spotprisene og forwardkontraktene for videre analyse.

Analysen av spotprisen indikerte at det fysiske markedet er svært volatilt, uttrykt ved et annualisert standardavvik på 207,28%. Jarque Bera testen viste i tillegg at avkastningene ikke var normalfordelte.

Analysen av forwardkontraktene viste at avkastningen var signifikant negativ over helgen og signifikant positiv på fredag for både kvartals- og årskontraktene. Den positive kurtosen indikerer fete haler i fordelingen av avkastningene og vi kan konkludere med at disse ikke er normalfordelte. Videre viste resultatene at variansen fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag var signifikant høyere enn variansen for hver individuelle handledag bestående av én kalenderdag. Samtidig forekom den største andelen av ekstreme avkastninger over helgen. Avviket mellom weekendvarians og handledagsvarians var høyest for kvartalskontraktene og kan skyldes at kvartalskontraktene er mer volatile enn årskontraktene. Vi kan dermed konkludere med at det er høyere weekendvolatilitet (definert ved sluttkurs fredag til sluttkurs mandag), sammenliknet med de øvrige handledagene.

Likevel indikerer resultatene fra vår analyse at weekendvariansen ikke er tre ganger så høy som én individuell handledag. Dette impliserer at variansen for lørdag og søndag isolert sett er lavere enn en enkelt handledag. Dette kan skyldes at nyheter som tilføres markedet oftere forekommer på

handedager, og at disse nyhetene er av større omfang sammenliknet med nyheter over helgen. Alternativt kan dette være en indikasjon på at handel i seg selv skaper volatilitet.

For å illustrere weekendvolatilitetens implikasjoner for risikostyring i det finansielle markedet så vi nærmere på hvilken effekt denne volatiliteten hadde på Value at Risk. VaR estimatene vi beregnet indikerer at bruken av dette verktøyet for å måle potensielle tap i det finansielle kraftmarkedet ikke tar høyde for ekstreme prisbevegelser. Vi så blant annet at estimatene basert på alle ukedagens avkastninger ikke vil være representativ for potensielle tap mellom sluttkurs fredag og sluttkurs mandag (definert som weekend). Som et alternativ så vi også på Conditional Value at Risk, som vi betrakter som et bedre estimat å benytte i dette markedet. Likevel vil begge estimatene kunne undervurdere potensielt tap som følge av ekstreme prisendringer.

Til slutt studerte vi konsekvensene av ulike volatilitetsestimater for prising av opsjoner med løpetid på inntil seks dager. Opsjonsprisingmodellen som brukes av aktørene i markedet er i hovedsak Black-76 og forutsetter konstant volatilitet i opsjonens løpetid. En høy weekendvolatilitet impliserer at volatiliteten ikke er konstant og som en konsekvens vil prisene modellen beregner bli påvirket. Dette betyr at markedsaktørene må justere volatilitetsestimatet for å ta hensyn til weekendvolatiliteten. Resultatene viste at de prosentvise prisforskjellene var størst for out-of-the-money opsjoner gitt ulike estimater på volatiliteten i opsjonens løpetid. Dette kan dermed ha stor innvirkning for aktører som benytter opsjoner som en del av risikostyringen i dette markedet.

Forslag til videre forskning med utgangspunkt i våre resultater vil først og fremst være en nærmere undersøkelse av om det er sesongeffekter i weekendvolatiliteten. Det vil si hvorvidt weekendvolatiliteten (evt weekendeffekten) er mer markant i enkelte sesonger. Dette kan for eksempel gjøres ved å studere weekendvolatiliteten innenfor de ulike kvartalskontraktene. Følgelig vil det være nødvendig å analysere et tilstrekkelig antall kontrakter for å få robuste resultater.

Det kan også være interessant å se på liknende effekter ved bruk av intradagskurser. Dette vil gi et datagrunnlag med langt flere observasjoner, og kan dermed føre til mer nøyaktige estimater for henholdsvis weekendvolatilitet og weekendavkastning. Hovedfokus i denne oppgaven har vært weekendvolatiliteten, men en grundigere analyse av årsakene til den negative weekendavkastningen kan også være interessant.

11. Litteratur

- Acerbi, C. & Tasche, D. (2002). On the coherence of expected shortfall. *Journal of Banking & Finance*, 26 (7): 1487-1503.
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J.M. & Heath, D. (1999). Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*, 9 (3): 203-228.
- Basak, S. & Shapiro, A. (2001). Value-at-risk-based risk management: optimal policies and asset prices. *Review of Financial Studies*, 14 (2): 371-405.
- Basel komiteen for banktilsyn. Fundamental review of the trading book. Tilgjengelig fra: <http://www.bis.org/publ/bcbs219.pdf> (Lastet 4. Mai 2012)
- Beder, T. S. (1995). VAR: Seductive but dangerous. *Financial Analysts Journal*, 51 (5): 12-24.
- Black, F. (1976). The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics*, 3 (1-2): 167-179.
- Black, F. & Myron, S. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81 (3): 637-654.
- Bookstaber, R. M. & Pomerantz, S. (1989). An information-based model of market volatility. *Financial Analysts Journal*, 45 (6): 37-46.
- Botterud, A., Kristiansen, T. & Ilic, M. D. (2010). The relationship between spot and futures prices in the Nord Pool electricity market. *Energy Economics* 32 (5): 967-978.
- Cross, F. (1973). The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, 29 (6): 67-69.
- Damodaran, A. (2007). Value at risk (VAR). Tilgjengelig fra: <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/pdfiles/papers/VAR.pdf> (Lastet 11. mars 2012)
- ENTSO-E (2012). Statistical yearbook 2010. Tilgjengelig fra: <https://www.entsoe.eu/resources/publications/general-reports/statistical-yearbooks/> (Lastet 11. april 2012)
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*, 38 (1): 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance* 25 (2): 383-417.
- Fleten, S.E. & Lemming, J. (2003). Constructing forward price curves in electricity markets. *Energy Economics* 25 (5): 409-424.
- French, D. W. (1984). The weekend effect on the distribution of stock prices: Implications for option pricing. *Journal of Financial Economics*, 13 (4): 547-559.
- French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8 (1): 55-69.
- French, K. R. & Roll, R. (1986). Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders. *Journal of Financial Economics*, 17 (1): 5-26.

- Grossman, S. J. & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, 70 (3): 393-408.
- Hallerbach, W. (1999). Decomposing portfolio value-at-risk: A general analysis. *Discussion paper TI 99-034/2, Tinbergen Institute Rotterdam*, 29
- Harris, L. (1986). A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 16 (1): 99-117.
- Haug, E. G. (2006). Know your weapon part 2, kap. 4 i *The best of Wilmott volume 2*. Hoboken, NJ : Wiley
- Haug, E. G. (2006). Practical valuation of power derivatives. *Wilmott Magazine*, januar
- Haug, E. G. (2007). *The complete guide to option pricing formulas*. New York: McGraw-Hill.
- Haug, E. G. (2007). *Derivatives: models on models*. New York: John Wiley & Sons.
- Hull, J. (2012). Options, futures, and other derivatives. Boston, Mass.: Pearson.
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6 (3): 255-259.
- JP Morgan (2012). An Overview of Value-at-Risk: Part III – Monte Carlo Simulations VaR. Tilgjengelig fra:
<http://www.jpmorgan.com/tss/General/Risk_Management/1159380637650> (Lastet 15. mars 2012)
- Lucia, J. J. & Schwartz E. S. (2002). Electricity prices and power derivatives: Evidence from the Nordic Power Exchange. *Review of Derivatives Research*, 5 (1): 5-50.
- Markedskraft (2012). Risikohåndtering. Tilgjengelig fra:
<<http://www.markedskraft.com/no/Startsiden/Tjenester/Nordic-Marked/Risikohandtering/>> (Lastet 25. mars 2012)
- Michell, W. (1915). The making and using of index numbers. *Bulletin of the Bureau of Labor Statistics*, 173
- Morton, B. B. & Forsythe A. B. (1974). Robust tests for the equality of variances. *Journal of the American Statistical Association*, 69 (346): 364-367.
- NASDAQ OMC Commodities (2012). Trade at Nord Pool ASA's financial market: 8. mars 2010. Tilgjengelig fra:
<http://www.nasdaqomxcommodities.com/digitalAssets/69/69445_tradenordpoolfinancialmarket.pdf> (Lastet 15. februar 2012)
- Nord Pool Spot AS (2012). Tilgjengelig fra:
<<http://nordpoolspot.com/How-does-it-work/Financial-market/>> (Lastet 3. februar 2012)
- Norges Bank (2012). NIBOR. Tilgjengelig fra:
<<http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/rentestatistikk/nibor-nominell-rente-daglige-noteringer/>> (Lastet 18. april 2012)
- Rogalski, R. J. (1984). New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods: A note. *The Journal of Finance* 39 (5): 1603-1614.

Roll, R. (1984). Orange juice and weather. *The American Economic Review*, 74 (5): 861-880.

Schwert, G. W. (2002). *Anomalies and market efficiency*. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

Studenmund, A. H. (2011). *Using econometrics: a practical guide*. Boston: Pearson.

12. Figuroversikt

Figur 2.1: Eksempel på long forwardkontrakt. Kilde: Nord Pool ASA.....	6
Figur 4.1: VaR på 95% og 99% signifikansnivå illustrert ved normalfordelingen.	15
Figur 4.2: Conditional VaR illustrert ved normalfordelingen. CVaR er verdien til den gjennomsnittlige observasjonen utenfor VaR estimatet.....	19
Figur 4.3: Vega for putopsjon med $X=31$, $r=1,85\%$, $\sigma=30\%$	24
Figur 4.4: Vegaelasticitet for putopsjon med $X=31$, $r=1,85\%$, $\sigma=30\%$	25
Figur 7.1: Utvikling i spotpris fra 2005 til 2012	34
Figur 7.2: Fordeling av spotprisavkastning med overliggende normalfordelingskurve.	36
Figur 7.3: Øvre hale i fordelingen av spotprisavkastning med overliggende normalfordelingskurve ..	37
Figur 7.4: Nedre hale i fordelingen av spotprisavkastning med overliggende normalfordelingskurve	37
Figur 8.1: Normalfordelingskurve med angitt andel observasjoner innenfor gitte standardavvik.....	45
Figur 8.2: Fordeling av avkastninger for kvartalskontrakter	48
Figur 8.3: Fordeling av avkastninger, årskontrakter	48
Figur 9.1: Historisk Value at Risk på 95% signifikansnivå for kvartalskontrakter	53
Figur 9.2: Historisk CVaR sammenliknet med parametrisk VaR/CVaR på 99% signifikansnivå	55
Figur 9.3: Avkastningsdata for kvartalskontrakter generert ved Monte Carlo-simulering	56
Figur 9.4: Nedre hale av fordelingen i figur 9.3. Ekstreme haleobservasjoner genereres langt utenfor normalfordelingen.	57
Figur 14.1: Fordeling av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, kvartalskontrakter.....	73
Figur 14.2: Nedre hale av fordelingen av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, kvartalskontrakter.....	74
Figur 14.3: Øvre hale av fordelingen av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, kvartalskontrakter.....	74
Figur 14.4: Fordeling av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, årskontrakter.....	75
Figur 14.5: Nedre hale av fordelingen av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, årskontrakter	75
Figur 14.6: Øvre hale av fordelingen av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, årskontrakter	76
Figur 14.7: Weekendavkastninger med tilhørende sannsynligheter for weekendvariabelen, kvartalskontrakter. Radene mellom rad 6 og rad 3058 er gjemt.	77

13. Tabelloversikt

Tabell 2.1: Oversikt over ulike kilder til kraftproduksjon for medlemslandene på Nord Pool.....	3
Tabell 2.2: Oversikt over finansielle kontrakter med handelssymbol, leveringsperiode og gjennomsnittlig kontraktstørrelse i MWh.....	5
Tabell 6.1: Antall observasjoner for ukedagsvariablene som ligger til grunn for analysen i denne oppgaven.	33
Tabell 7.1: Deskriptiv statistikk for spotprisen, absoluttverdi og logaritmiske prisendringer	35
Tabell 8.1: Deskriptiv statistikk for avkastningene til kvartalskontraktene (ENOQ).....	38
Tabell 8.2: Deskriptiv statistikk for avkastningene til årskontraktene (ENOYR)	40
Tabell 8.3: Levene's test, kvartalskontrakter	42
Tabell 8.4: Levene's test, årskontrakter	42

Tabell 8.5: Estimert volatilitet for hhv. lørdag, søndag og mandag, kvartalskontrakter	43
Tabell 8.6: Estimert volatilitet for hhv. lørdag, søndag og mandag, årskontrakter	44
Tabell 8.7: Prisdeler, kvartalskontrakter	46
Tabell 8.8: Prisdeler, årskontrakter	46
Tabell 9.1: Historisk VaR/CVaR	52
Tabell 9.2: Parametrisk VaR/CVaR.....	54
Tabell 9.3: VaR Monte Carlo-simulering	57
Tabell 9.4: Opsjonspriser for calloption på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag	62
Tabell 9.5: Opsjonspriser for putoption på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag	62
Tabell 9.6: Opsjonspriser for calloption på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag	63
Tabell 9.7: Opsjonspriser for putoption på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag	63
Tabell 9.8: Opsjonspriser for calloption på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag.....	64
Tabell 9.9: Opsjonspriser for putoption på kvartalskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag.....	64
Tabell 14.1: Alle analyserte kontrakter med tickerkode, handleperiode og leveringsperiode. Kilde: NASDAQ OMX Commodities	72
Tabell 14.2: Antall observasjoner for weekend variabelen, samt hele datasettet	76
Tabell 14.3: Oppsummering av VaR (historisk, parametrisk og Monte Carlo-simulering) for kvartalskontrakter.....	78
Tabell 14.4: Oppsummering av VaR og CVaR (historisk, parametrisk og Monte Carlo-simulering) for årskontrakter	79
Tabell 14.5: Opsjonspriser for calloption på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag.....	80
Tabell 14.6: Opsjonspriser for putoption på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag.....	80
Tabell 14.7: Opsjonspriser for calloption på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag	80
Tabell 14.8: Opsjonspriser for putoption på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag	81
Tabell 14.9: Opsjonspriser for calloption på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag.....	81
Tabell 14.10: Opsjonspriser for putoption på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag.....	81

14. Vedlegg

14.1. Fullstending oversikt over analyserte forwardkontrakter

Tabell 14.1: Alle analyserte kontrakter med tickerkode, handleperiode og leveringsperiode. Kilde: NASDAQ

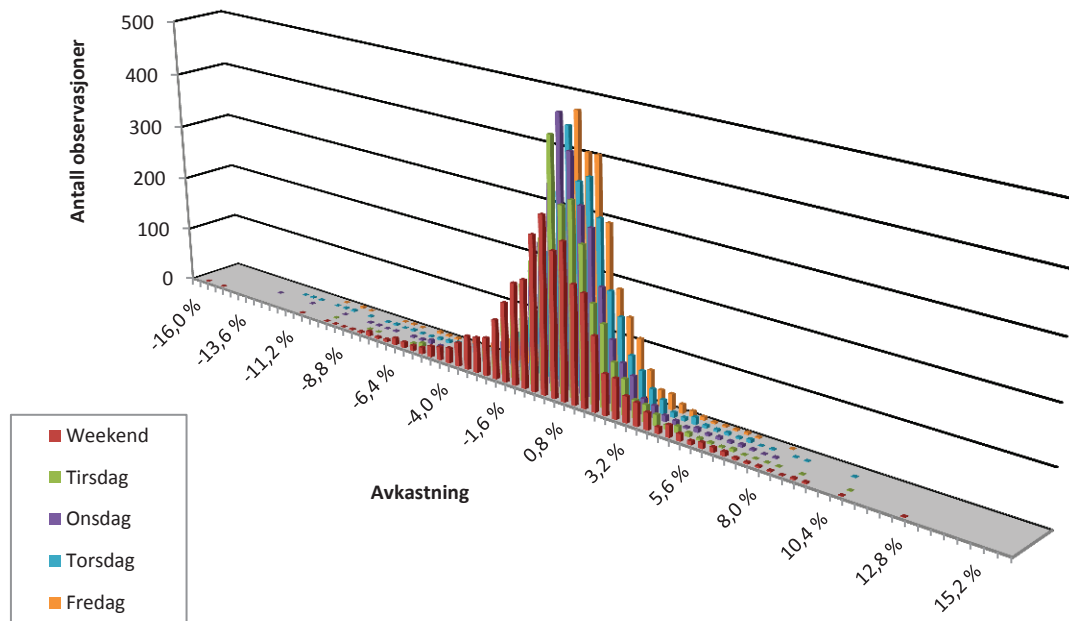
OMX Commodities

	Første handleddag	Siste handleddag	Leveringsperiode, start	Leveringsperiode, slutt
<i>Kvartalskontrakter:</i>				
ENOQ1-06	03.01.2005	30.12.2005	01.01.2006	30.03.2006
ENOQ2-06	03.01.2005	30.03.2006	01.04.2006	30.06.2006
ENOQ3-06	03.01.2005	30.06.2006	01.07.2006	29.09.2006
ENOQ4-06	03.01.2005	29.09.2006	01.10.2006	29.12.2006
ENOQ1-07	03.01.2005	29.12.2006	01.01.2007	30.03.2007
ENOQ2-07	03.01.2005	30.03.2007	01.04.2007	29.06.2007
ENOQ3-07	03.01.2005	29.06.2007	01.07.2007	28.09.2007
ENOQ4-07	03.01.2005	28.09.2007	01.10.2007	28.12.2007
ENOQ1-08	02.01.2006	28.12.2007	01.01.2008	31.03.2008
ENOQ2-08	02.01.2006	31.03.2008	01.04.2008	30.06.2008
ENOQ3-08	02.01.2006	30.06.2008	01.07.2008	30.09.2008
ENOQ4-08	02.01.2006	30.09.2008	01.10.2008	30.12.2008
ENOQ1-09	03.01.2007	30.12.2008	01.01.2009	31.03.2009
ENOQ2-09	03.01.2007	31.03.2009	01.04.2009	30.06.2009
ENOQ3-09	03.01.2007	30.06.2009	01.07.2009	30.09.2009
ENOQ4-09	03.01.2007	30.09.2009	01.10.2009	30.12.2009
ENOQ1-10	02.01.2008	30.12.2009	01.01.2010	31.03.2010
ENOQ2-10	02.01.2008	31.03.2010	01.04.2010	30.06.2010
ENOQ3-10	02.01.2008	30.06.2010	01.07.2010	30.09.2010
ENOQ4-10	02.01.2008	30.09.2010	01.10.2010	31.12.2010
ENOQ1-11	02.01.2009	30.12.2010	01.01.2011	31.03.2011
ENOQ2-11	02.01.2009	31.03.2011	01.04.2011	30.06.2011
ENOQ3-11	02.01.2009	30.06.2011	01.07.2011	30.09.2011
ENOQ4-11	02.01.2009	30.09.2011	01.10.2011	31.12.2011
ENOQ1-12	04.01.2010	30.12.2011	01.01.2012	31.03.2012
ENOQ2-12	04.01.2010	30.03.2012	01.04.2012	30.06.2012
ENOQ3-12	04.01.2010	29.06.2012	01.07.2012	30.09.2012
ENOQ4-12	04.01.2010	28.09.2012	01.10.2012	31.12.2012
ENOQ1-13	03.01.2011	28.12.2012	01.01.2013	31.03.2013
ENOQ2-13	03.01.2011	27.03.2013	01.04.2013	30.06.2013
ENOQ3-13	03.01.2011	28.06.2013	01.07.2013	30.09.2013
ENOQ4-13	03.01.2011	30.09.2013	01.10.2013	31.12.2013
<i>Årskontrakter:</i>				
ENOYR-06	03.01.2005	28.12.2005	01.01.2006	31.12.2006
ENOYR-07	03.01.2005	27.12.2006	01.01.2007	31.12.2007
ENOYR-08	03.01.2005	21.12.2007	01.01.2008	31.12.2008
ENOYR-09	02.01.2006	23.12.2008	01.01.2009	31.12.2009
ENOYR-10	15.06.2006	28.12.2009	01.01.2010	31.12.2010
ENOYR-11	15.06.2006	28.12.2010	01.01.2011	31.12.2011
ENOYR-12	02.01.2007	28.12.2011	01.01.2012	31.12.2012
ENOYR-13	02.01.2008	21.12.2012	01.01.2013	31.12.2013
ENOYR-14	02.01.2009	23.12.2013	01.01.2014	31.12.2014

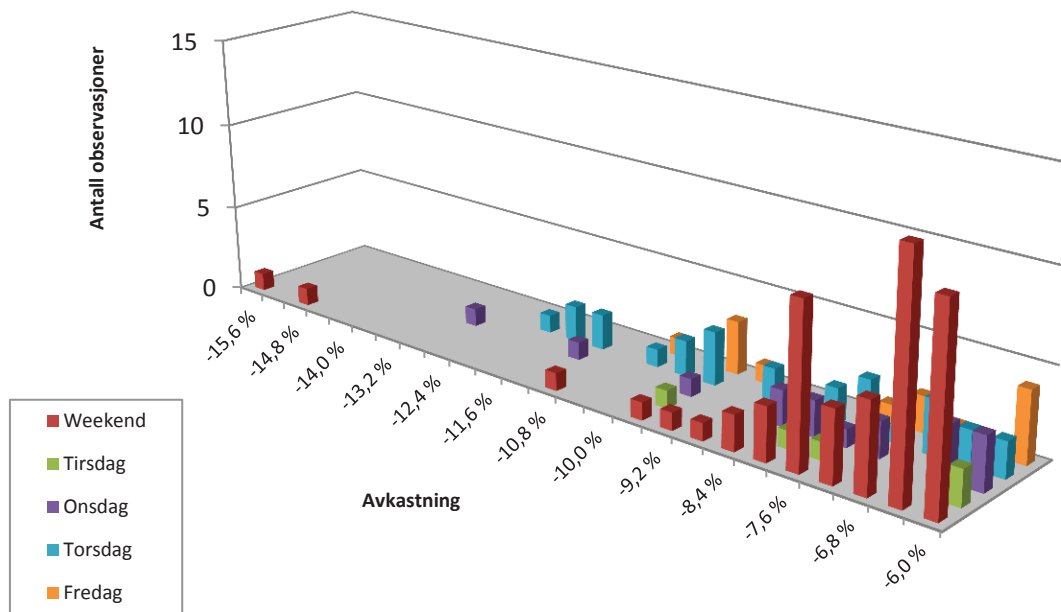
ENOYR-15	04.01.2010	23.12.2014	01.01.2015	31.12.2015
ENOYR-16	03.01.2011	28.12.2015	01.01.2016	31.12.2016

14.2. Fordeling av avkastninger

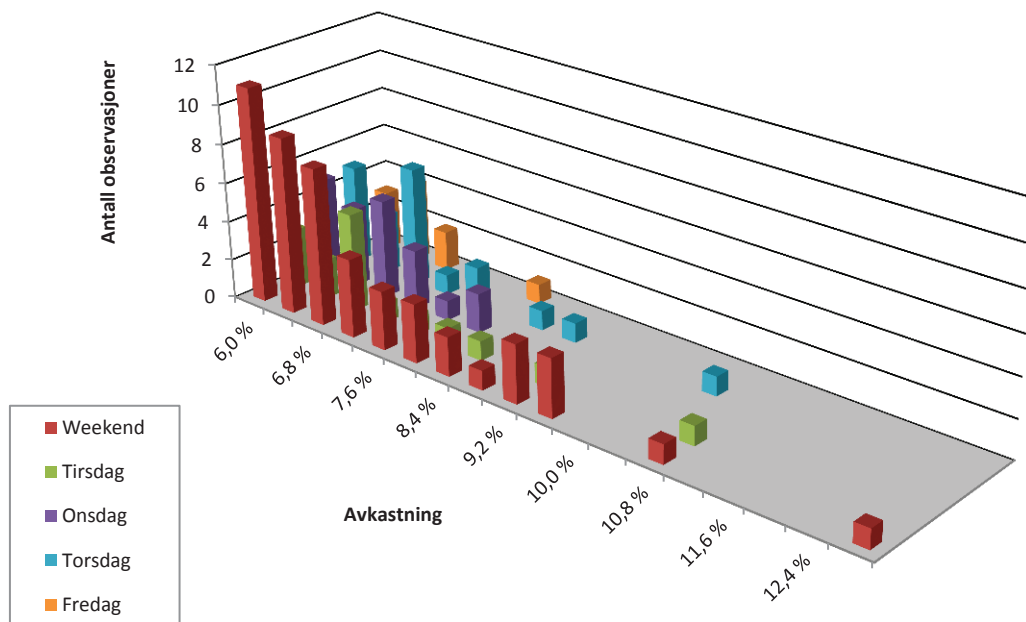
Figur 14.1 til 14.6 viser histogrammer for fordelingen av avkastninger fordelt på de ulike ukedagene og weekend.



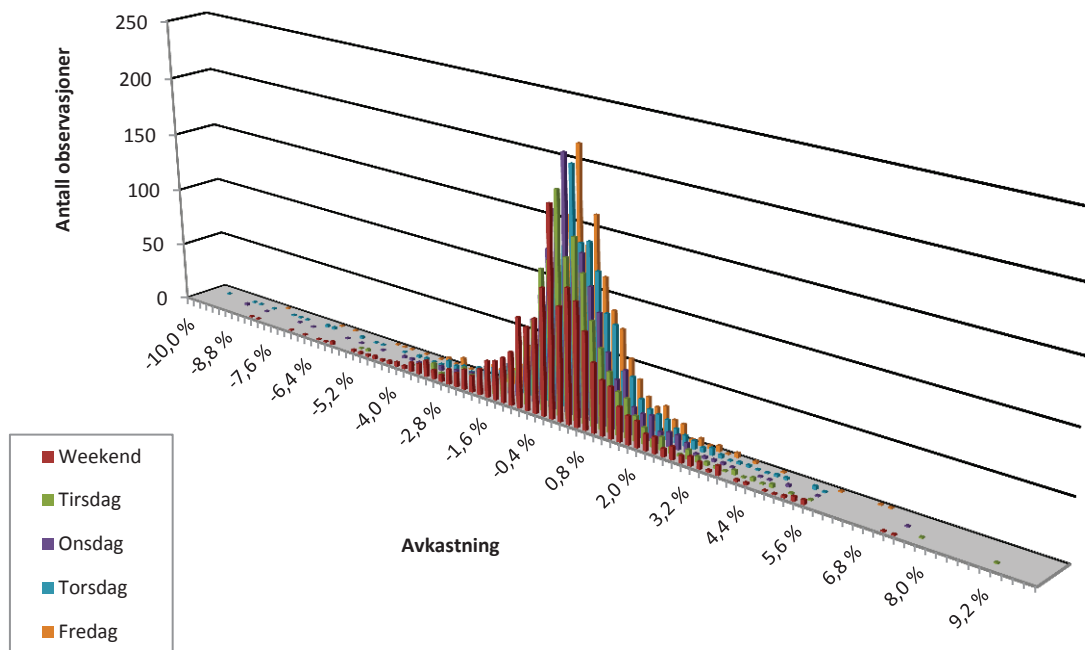
Figur 14.1: Fordeling av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, kvartalskontrakter



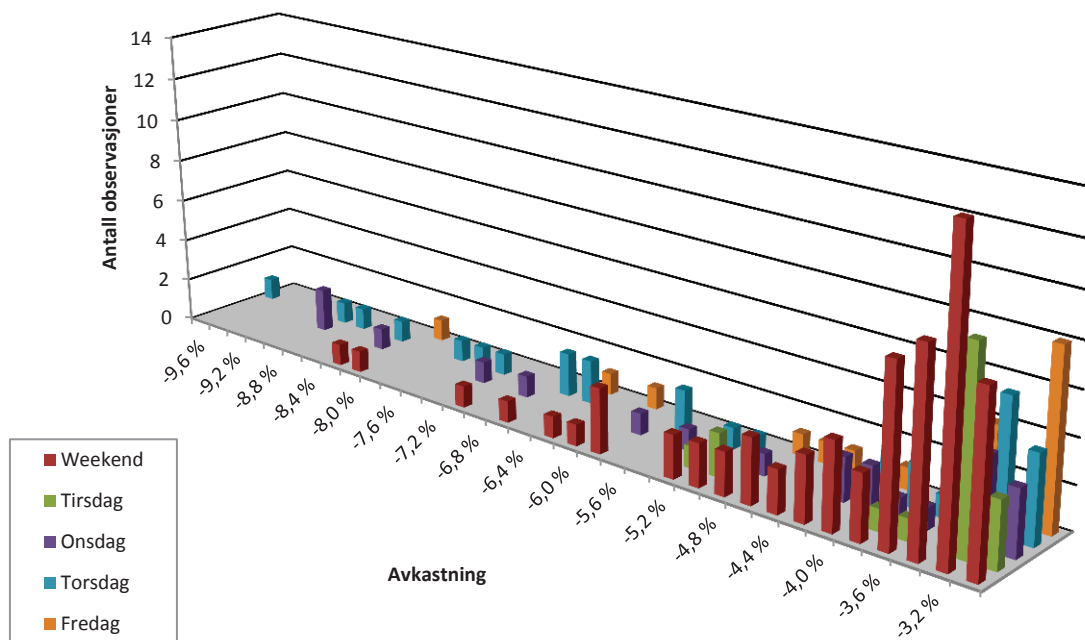
Figur 14.2: Nedre hale av fordelingen av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, kvartalskontrakter



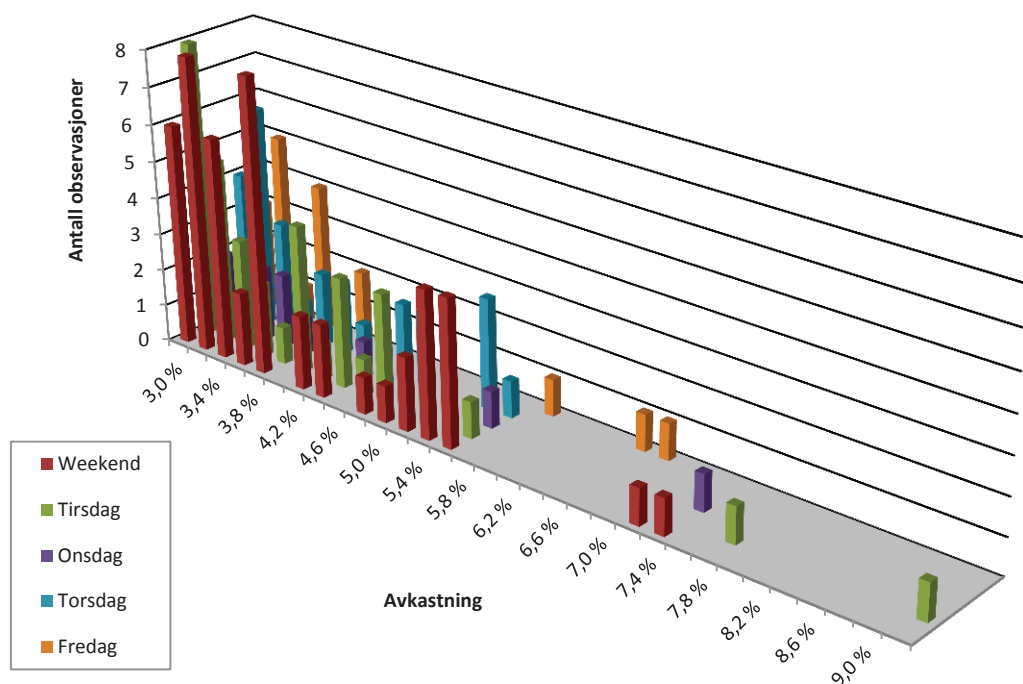
Figur 14.3: Øvre hale av fordelingen av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, kvartalskontrakter



Figur 14.4: Fordeling av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, årskontrakter



Figur 14.5: Nedre hale av fordelingen av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, årskontrakter



Figur 14.6: Øvre hale av fordelingen av avkastninger fordelt på ukedager og weekend, årskontrakter

14.3. Monte Carlo-simulering

For å beregne VaR simulerer vi nye sett med avkastningsdata. Vi beregner VaR for weekend og hele datasettet til henholdsvis kvartals- og årskontrakt. For å simulere de nye settene med avkastningsdata tilegner vi sannsynligheter til hvert enkelt utfall innenfor variablene weekend og datasett. Følgende beskrivelse viser hvordan vi har utført simuleringen for weekend i kvartalskontrakten, og gir oss følgelig Weekend VaR for en slik kontrakt. Fremgangsmåten er identisk for å simulere avkastningsdata for de andre variablene.

Tabell 14.2: Antall observasjoner for weekend variabelen, samt hele datasettet

	Antall observasjoner	
	Kvartalskontrakter:	Årskontrakter:
weekend	3060	1513
Totalt	15630	7738

Totalt antall observasjoner for weekend variabelen er 3060. Datasettet minimum- og maksimum observasjon er henholdsvis -15,65% og 12,73%. De resterende observasjonene ligger derfor innenfor

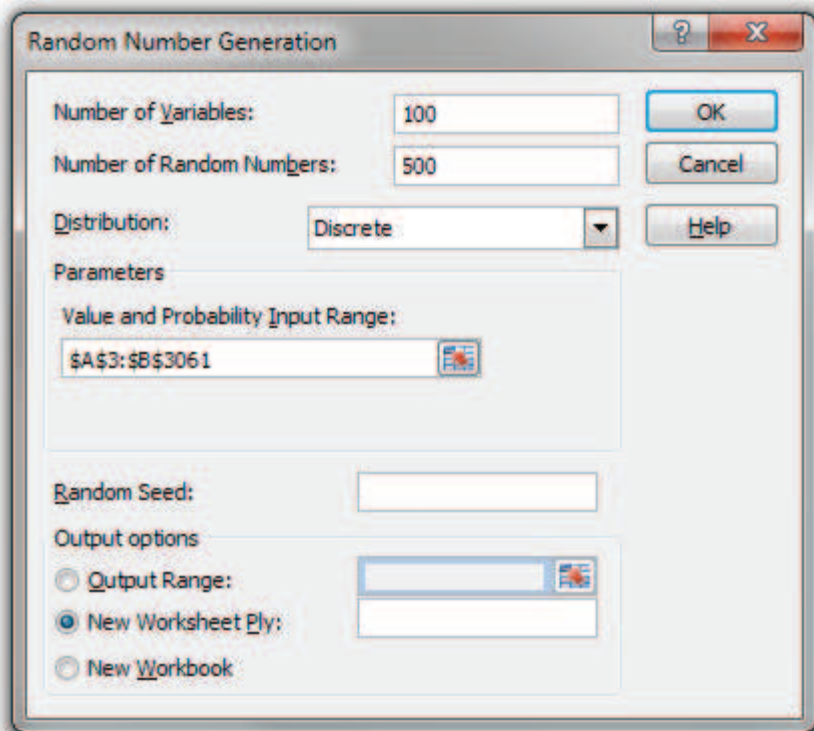
dette intervallet. Vi tilegner alle observasjoner en sannsynlighet ved å bruke følgende funksjoner i Excel:

	A	B	C
1	Weekend avkastning	Sannsynlighet	SUM sannsynlighet
2		=IF(A3=A3;1)/COUNT(\$A\$3:\$A\$3062)	=SUM(B3:B3062)
3	-0.18 %	0.0327 %	100 %
4	2.29 %	0.0327 %	
5	1.03 %	0.0327 %	
6	-0.52 %	0.0327 %	
3058	0.33 %	0.0327 %	
3059	0.62 %	0.0327 %	
3060	-0.44 %	0.0327 %	
3061	-1.71 %	0.0327 %	

Figur 14.7: Weekendavkastninger med tilhørende sannsynligheter for weekendvariabelen, kvartalskontrakter. Radene mellom rad 6 og rad 3058 er gjemt.

Funksjonen i kolonne B vil gi alle observasjoner (like og ulike) verdien 1. Denne deles deretter på antall observasjoner i datasettet (3060 observasjoner). Følgelig får man sannsynligheten for dette utfallet innenfor denne historiske serien. Dersom flere observasjoner har samme verdi vil den individuelle sannsynligheten til hver av observasjonene fremdeles være 0,0327 %. Disse kan dog adderes, hvilket gjør at observasjoner som forekommer oftere vil samlet sett ha en høyere sannsynlighet for å forekomme (for eksempel finnes det 84 observasjoner lik 0 i dette datasettet). Sannsynligheten for at det forekommer en 0 observasjon er derfor 2,75 % ($84 \cdot 0,0327$ %). Sum funksjonen i tabell 14.7 viser at summen av alle sannsynlighetene er lik 100 %.

Vi har nå en deskret distribusjon basert på historiske avkastninger, hvor hvert utfall har en tilhørende sannsynlighet. Vi benytter deretter *Random Number Generator* funksjonen i Excel for å konstruere nye avkastningsdata.



Vi genererer 100 nye variabler med 500 weekendobservasjoner hver. Deretter samler vi alle observasjoner i en serie, som gir oss totalt 50 000 observasjoner med avkastningsdata for kvartalskontrakten. Vi beregner deretter VaR/CVaR på måten beskrevet under avsnitt 4.1.

14.4. Oversikt over VaR/CVaR estimater

Tabell 14.3: Oppsummering av VaR (historisk, parametrisk og Monte Carlo-simulering) for kvartalskontrakter

Kvartalskontrakter	Historisk		Parametrisk		Monte Carlo	
	Weekend	Datasett	Weekend	Datasett	Weekend	Datasett
Long						
$VaR_{5\%}$	-3,93 %	-2,92 %	-3,81 %	-2,97 %	-3,94 %	-2,96 %
$VaR_{1\%}$	-6,70 %	-5,38 %	-5,39 %	-4,21 %	-6,77 %	-5,25 %
$CVaR_{5\%}$	-5,70 %	-4,49 %	-4,78 %	-3,74 %	-5,73 %	-4,47 %
$CVaR_{1\%}$	-8,40 %	-7,35 %	-6,18 %	-4,84 %	-8,46 %	-7,19 %
Short						
$VaR_{95\%}$	3,37 %	2,65 %	3,81 %	2,99 %	3,37 %	2,62 %
$VaR_{99\%}$	6,29 %	4,93 %	5,39 %	4,22 %	6,32 %	4,90 %
$CVaR_{95\%}$	5,13 %	4,03 %	4,78 %	3,74 %	5,16 %	3,98 %
$CVaR_{99\%}$	7,87 %	6,45 %	6,18 %	4,84 %	7,97 %	6,41 %

Tabell 14.4: Oppsummering av VaR og CVaR (historisk, parametrisk og Monte Carlo-simulering) for årskontrakter

Årskontrakt	Historisk		Parametrisk		Monte Carlo	
	Weekend	Datasett	Weekend	Datasett	Weekend	Datasett
Long						
<i>VaR</i> _{5%}	-2,79 %	-2,01 %	-2,57 %	-2,10 %	-2,84 %	-2,01 %
<i>VaR</i> _{1%}	-4,74 %	-3,74 %	-3,63 %	-2,97 %	-4,91 %	-3,74 %
<i>CVaR</i> _{5%}	-4,06 %	-4,48 %	-3,22 %	-2,64 %	-4,06 %	-3,25 %
<i>CVaR</i> _{1%}	-6,08 %	-5,56 %	-4,16 %	-3,41 %	-6,04 %	-5,63 %
Short						
<i>VaR</i> _{95%}	2,28 %	1,90 %	2,57 %	2,10 %	2,29 %	1,90 %
<i>VaR</i> _{99%}	4,29 %	3,48 %	3,63 %	2,97 %	4,75 %	3,50 %
<i>CVaR</i> _{95%}	3,48 %	2,89 %	3,22 %	2,64 %	3,52 %	2,91 %
<i>CVaR</i> _{99%}	5,45 %	4,68 %	4,16 %	3,41 %	5,54 %	4,77 %

14.5. Opsjoner med kort løpetid, årskontrakter

14.5.1. Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag

Verdier benyttet i Black76:

ENOQ3-12	
F:	31,00 euro
r:	1,85 %
T:	6/365 = 0,0164

Estimert volatilitet i opsjonens løpetid med utgangspunkt i historisk varians for de ulike ukedagene og weekend:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1,56\%^2 + 1,18\%^2 + 1,18\%^2 + 1,32\%^2}{4}} \cdot \sqrt{365} = 25,25\%$$

Det beregnede standardavviket for opsjonens løpetid blir noe høyere enn det som er beregnet historisk for alle årskontraktene. Det historiske beregnede standardavviket er 24,43%.

Tabell 14.5: Opsjonspriser for callopsjon på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag

Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag (callopsjon)				
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 25,25\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 24,43\%$)	Prisforskjell i %	
36	26295,18	26289,33	0,02 %	
37	17749,93	17714,35	0,20 %	
38	10063,72	9962,35	1,02 %	
39	4410,81	4267,58	3,36 %	
40	1389,03	1283,28	8,24 %	
41	299,73	256,93	16,66 %	
42	43,36	33,44	29,67 %	

*Weekend vol: Estimert volatilitet fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert volatilitet for alle handledager, årskontrakter

Tabell 14.6: Opsjonspriser for putopsjon på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag

Sluttkurs fredag til sluttkurs torsdag (putopsjon)				
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 25,25\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 24,43\%$)	Prisforskjell i %	
36	23,18	17,32	33,79 %	
37	235,26	199,68	17,82 %	
38	1306,38	1205,01	8,41 %	
39	4410,81	4267,58	3,36 %	
40	10146,37	10040,62	1,05 %	
41	17814,40	17771,60	0,24 %	
42	26315,37	26305,45	0,04 %	

*Weekend vol: Estimert volatilitet fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert volatilitet for alle handledager, årskontrakter

14.5.2. Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

Verdier benyttet i Black76:

ENOYR-13	
F:	39,00 euro
r:	1,85 %
T:	$3/365 = 0,0082$

Tabell 14.7: Opsjonspriser for callopsjon på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag (callopsjon)				
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 17,22\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 24,43\%$)	Prisforskjell i %	
37	17517,84	17538,82	0,12 %	
38	8863,74	9201,53	3,81 %	
39	2127,43	3018,15	41,87 %	
40	119,23	482,45	304,65 %	
41	1,00	32,10	3109,29 %	

*Weekend vol: Annualisert historisk volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert volatilitet for alle handledager

Tabell 14.8: Opsjonspriser for putopsjon på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

Sluttkurs fredag til sluttkurs mandag (putopsjon)			
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 17,22\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 24,43\%$)	Prisforskjell i %
37	0,50	21,49	4184,26 %
38	105,07	442,86	321,49 %
39	2127,43	3018,15	41,87 %
40	8877,90	9241,12	4,09 %
41	17518,34	17549,43	0,18 %

*Weekend vol: Annualisert historisk volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert volatilitet for alle handledager

14.5.3. Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag

Verdier benyttet i Black76:

ENOYR-13	
F:	39,00 euro
r:	1,85 %
T:	$2/365 = 0,0055$

Tabell 14.9: Opsjonspriser for callopsjon på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag

Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag (callopsjon)			
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 17,22\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 13,52\%$)	Prisforskjell i %
38	8792,07	8764,12	0,32 %
39	1737,13	1363,89	27,37 %
40	38,85	6,33	514,20 %

*Weekend vol: Annualisert historisk volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert annualisert volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag, se tabell 8.6

Tabell 14.10: Opsjonspriser for putopsjon på årskontrakt med løpetid fra sluttkurs fredag til åpningskurs mandag

Sluttkurs fredag til åpningskurs mandag (putopsjon)			
X	Weekend vol* ($\sigma_t = 17,22\%$)	Historisk vol** ($\sigma_t = 13,52\%$)	Prisforskjell i %
38	32,96	5,01	557,67 %
39	1737,13	1363,89	27,37 %
40	8797,96	8765,44	0,37 %

*Weekend vol: Annualisert historisk volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag

**Historisk vol: Estimert annualisert volatilitet for sluttkurs fredag til sluttkurs mandag, se tabell 8.6