



Norges miljø- og  
biovitenskapelige  
universitet

Masteroppgave 2016  
30 studiepoeng  
Fakultet for samfunnsvitenskap  
Handelshøyskolen

## **Volatilitetsforskjeller mellom handletid og ikke-handletid ved Oslo Børs.**

- En empirisk analyse for perioden 2002-2015.

Mats S. Finstad og Ganesha Thayaparanathan  
Økonomi og administrasjon

## Forord

Denne oppgaven markerer avslutningen på vår mastergrad i økonomi og administrasjon, ved Norges miljø- og biovitenskapelige universitet (NMBU). Masteroppgaven tok utgangspunkt i weekend-effekten, da denne anomalien interesserer oss, men oppdaget tidlig at dette fagfeltet er blitt forsket mye på både internasjonalt og i Norge. Vi gjorde derfor en ny vri på problemstillingen, og bestemte oss i stedet for å analysere forskjeller i volatilitet mellom handletid og ikke-handletid for likvide aksjer på Oslo Børs. Dette har vi gjort ved å analysere daglige open- og close kurser for 11 aksjer og OBX-indeksen i perioden januar 2002 – desember 2015. Da det foreligger færre tilgjengelige studier om forskjeller i volatilitet på det norske aksjemarkedet fant vi det vel så interessant som weekend-effekten. Oppgaven har vært krevende, men svært lærerik og spennende. Den største utfordringen oppdaget vi allerede da datainnsamlingen startet. Netfonds, hvor datasettet i oppgaven er hentet fra, har kun tilgjengelig data for få utvalgte selskaper fra 2002. Dersom vi hadde hatt tilgjengelig data, ville det vært ønskelig å analysere alle aksjene som inngår eller har inngått i OBX-indeksen.

Først og fremst ønsker vi å takke vår hovedveileder, Espen G. Haug for hjelp og støtte igjennom hele masteroppgaven. I tillegg ønsker vi å rette en stor takk til professor Ole Gjølberg for all hjelp vi har mottatt underveis.

Ås, 15.august 2016

Mats Sebastian Finstad

Ganesha Thayaparanthan

## Sammendrag

Gjennom empiriske analyser som er basert på daglige open- og close kurser, undersøker vi volatilitetsforskjeller i- og utenfor handletiden for 11 utvalgte aksjer på Oslo Børs i perioden januar 2002-desember 2015. Vi sammenligner graden av prisendringer i handletiden med natten og helgen, og aksjene som studeres inngår- eller har inngått i OBX-indeksen i den undersøkte tidsperioden. Vi finner en signifikant høyere volatilitet under børsens handletid enn utenfor, hvor den tidsjusterte variansen i gjennomsnitt er 6,12 og 21,7 ganger større enn henholdsvis natten og helgen. Det at intradager innehar størst varians til tross for at de strekker seg over en kortere tidsperiode enn natten og helgen, er med på å argumentere mot kalendertid-hypotesen grunnet mangelen på proporsjonalitet mellom varians og tid. Nyheter påvirker volatiliteten, noe en kan se av kursendringene fra sluttkurs til åpningskurs, men handel virker tilsynelatende å være den største driveren da prisbevegelsene hovedsakelig finner sted i handletiden. Samtidig er det ut ifra vårt grunnlag vanskelig å estimere den påvirkning nyheter har på kursendringer relativt til handel, da de fleste relevante nyheter trolig også forekommer i handletiden. Videre tester vi offentlige nyheters påvirkning på aksjevolatiliteten, ved å sammenligne kursendringen på dager hvor Norges Bank annonserer sin rentebeslutning, med vanlige handledager. Vi finner ingen signifikant forskjell i variansen mellom disse dagene, men gjennomsnittlig handlet volum var høyere på rentemøtedagene for 9 av 11 selskaper, noe som tyder på at annonseringen trigger handel. Samtidig er det rimelig å anta at en eventuell renteendring allerede ville vært priset inn av markedet, dersom endringen var som forventet.

Avslutningsvis viser vi hvordan en ignorering av volatilitetsforskjellene påvirker opsjonsprising. Ved å følge kalendertid-hypotesen, og ignorere at det eksisterer ulik volatilitet i ulike perioder av døgnet og uken, overpriser eksempelvis en 25 % delta kjøpsopsjon som er priset over en helg med hele 2176 %. Alternativt blir en 25 % delta kjøpsopsjon priset fra mandag til fredag close, underpriset med ca. 35 % ved å følge kalendertid-hypotesen. Forskjellene blir mindre for lengre løpetider, slik at en ignorering av ulik volatilitet mellom periodene gir størst utslag på kort sikt.

## Abstract

This thesis provides an evaluation of the differences in volatility between trading and non-trading time, at Oslo Stock Exchange during a 14-year period from January 2002 – December 2015. Eleven blue-chip stocks are analyzed, comparing the volatility over a general trading day with that over a weekend and overnight. Through comprehensive empirical analysis, we find a significant larger variance during the trading hours, than non-trading hours. The 24-hour time-adjusted variance when the exchange is open, is 6.12 times greater than overnight, and 21.7 times larger compared to the weekend. The results lead to a rejection of the calendar-time hypothesis, due to the lack of proportionality between variance and the duration of the examined periods. A rejection of the aforementioned hypothesis does not disprove the relevance of news, which we can observe through the price movements outside the trading hours, but trading still seems to be the main driver of volatility. It is reasonable to assume that relevant news may occur more frequently during the trading hours, and based on our available data it is difficult to tell the relative impact of news on the return variance compared to trading. Further, we test the impact of public information by comparing the volatility on trading days where the Central Bank of Norway announce the key policy rate, with that of trading days where we assume no such macroeconomic news. We find no significant differences in the variance between these days, but the average traded volume was higher on the trading days of the announcement for 9 out of 11 stocks. If the outcome were as expected, one can assume that a potential change in the key policy rate already would have been reflected in the stock price. Thus, the announcement would not have affected the return variance as much as expected on the day of the announcement.

Finally, we show the implications of ignoring the volatility differences on option pricing. By ignoring the existent differences, and assuming the calendar-time hypothesis to hold, one overvalues a 25 % delta call, priced at Friday close and maturing at the time of Monday's open by 2176 %. Equivalently, a 25 % delta call priced at Monday open and maturing at Friday close is undervalued by 35 %. The rate of mispricing declines for longer maturities, which argues that ignoring the differences, has biggest impact on options with shorter maturities.

# Innholdsfortegnelse

1.0	Innledning og problemstilling.....	7
2.0	Oppdeling av døgnet .....	10
2.1	Handletid på Oslo Børs.....	11
2.2	Handletid-hypotesen vs. kalendertid-hypotesen.....	12
3.0	Tidligere studier.....	14
4.0	Metode .....	19
4.1	Avkastning og sannsynlighetsfordeling.....	19
4.2	Value-at-Risk og Conditional Value-at-Risk.....	24
4.3	Prising av opsjoner .....	25
5.0	Data: utvalgte aksjer og opsjoner .....	30
6.0	Empirisk analyse .....	34
6.1	Er volatiliteten større i handletiden sammenlignet med over natten? .....	34
6.1.1	Er kurtose og varians ustabile over tid?.....	40
6.2	Er volatiliteten i handletiden signifikant høyere enn helgen? .....	42
6.3	Value-at-Risk .....	45
6.4	Hvordan påvirker beslutningen om styringsrenten aksjevolatiliteten?.....	49
6.5	Oppsummering .....	52
7.0	Opsjonsprising og risikostyring .....	54
8.0	Konklusjoner.....	62
9.0	Appendiks.....	68

## Appendiks

A: Varians og standardavvik – intradag vs. rentemøter.....	68
B: Varians og standardavvik – intradag vs. over natten .....	69
C: Varians og standardavvik – intradag vs. helg .....	70
D: Avkastningsfordeling – intradag vs. over natten .....	71
E: Avkastningsfordeling – haler intradag .....	75
F: Avkastningsfordeling – haler over natten .....	79
G: 250 dagers rullerende varians og Fisher-kurtose .....	83
H: F-test .....	87
I: Sampling Error .....	88
J: Opsjonsanalyse +/- 10 % delta.....	90
K: Opsjonsanalyse binomisk modell.....	92
L: Formler benyttet i analysen .....	95

## Tabeller

Tabell 1 Åpningstider på Oslo Børs .....	11
Tabell 2 Tidsgrunlaget for beregning av varians for ulike perioder .....	21
Tabell 3 Forutsetninger ved Black-Scholes-Merton modellen .....	25
Tabell 4 Undersøkte aksjer - ticker-kode, bransje og markedsverdi .....	30
Tabell 5 Antall observerte daglige avkastninger for Frontline og DNO .....	32
Tabell 6 Opsjoner i utvalget .....	33
Tabell 7 Deskriptiv statistikk for daglige avkastninger, intradag og over natten. ....	37
Tabell 8 Deskriptiv statistikk for daglige avkastninger, intradag og helg.....	44
Tabell 9 95 % og 99 % VaR og CVaR - venstrehale for begge porteføljer .....	46
Tabell 10 95 % og 99 % VaR og CVaR - høyrehale for begge porteføljer .....	47
Tabell 11 Varians og volum - rentemøtedager vs. vanlige handledager.....	51
Tabell 12 Estimert volatilitet for opsjonsprising .....	54
Tabell 13 Resultater for opsjonsgruppe 1.....	55
Tabell 14 Resultater for opsjonsgruppe 2 .....	59
Tabell 15 Resultater for opsjonsgruppe 3 .....	59

## Figurer

Figur 1 Illustrasjon av handelsdøgnet ved Oslo Børs .....	11
Figur 2 Indeksert kursutvikling for aksjer med høyest markedsverdi.....	31
Figur 3 Varians for intradag vs. over natten.....	34
Figur 4 Tidsjustert varians intradag vs. over natten.....	36
Figur 5 Avkastningsfordeling intradag - Subsea 7 .....	39
Figur 6 Avkastningsfordeling intradag - Norske Skog .....	39
Figur 7 Avkastningsfordeling over natten - Subsea 7.....	39
Figur 8 Avkastningsfordeling over natten - Norske Skog .....	39
Figur 9 Venstrehale intradag - Norske Skog.....	40
Figur 10 Høyrehale intradag - Norske Skog.....	40
Figur 11 Venstrehale over natten - Norske Skog .....	40
Figur 12 Høyrehale over natten - Norske Skog. ....	40
Figur 13 250 dagers rullerende varians for Storebrand .....	41
Figur 14 250 dagers rullerende Fisher-kurtose for Storebrand .....	41
Figur 15 Varians for intradag vs. helg.....	42
Figur 16 Tidsjustert varians intradag vs. helg.....	43
Figur 17 Varians vanlige handledager vs. rentemøtedager .....	50
Figur 18 Vega for kjøpsopsjon.....	56
Figur 19 DdeltaDvol for kjøpsopsjon.....	57

## 1.0 Innledning og problemstilling

Formålet med denne oppgaven er å avdekke eventuelle volatilitetsforskjeller mellom handletid og ikke-handletid for aksjer på Oslo Børs med utgangspunkt i kalendertid-hypotesen, samt å undersøke hvorvidt offentlige nyheter påvirker aksjekursen. Informasjonsflyten i dagens finansielle marked er kontinuerlig, men børsen er kun åpen for handel i en begrenset tidsperiode av døgnet. Forskjeller i volatilitet mellom handletid og ikke-handletid, samt hvilke faktorer som påvirker prisendringer, herunder nyheters påvirkning kontra handel, er et mye diskutert tema i finanslitteraturen. De foreliggende studiene av forskjeller i- og utenom åpningstidene til Oslo Børs, har i hovedsak fokusert på avkastningseffekter og ikke spesifikt studert volatiliteten (Holm 2007 og Amundsen & Bryhn 2015). Derimot er det blitt utført flere studier av ulike utenlandske børser hvor det er avdekket en signifikant høyere varians i handletiden enn utenfor, der to hypoteser ofte omtales: Kalendertid-hypotesen og handletid-hypotesen (French 1980). Ifølge førstnevnte hypotese er det nyheter som driver prisendringer, hvor kalendertid er den avkastningsgenererende tiden. Videre skal variansen til avkastningene mellom to punkter i tid være proporsjonale med kalendertiden som avkastningene beregnes over. Ifølge handletid-hypotesen er det handel i seg selv som driver prisendringer, og handletid er den relevante tiden som genererer avkastninger.

Det å ta hensyn til eventuelle volatilitetsforskjeller i- og utenfor handletiden vil kunne gi investorer et bedre informasjonsgrunnlag i deres kortsiktige risikostyring. For eksempel vil tradere og market-makere kunne avdekke en eventuell over/undervurdering av risiko, samt feilpriseringer i markedet ved å inkludere disse effektene sin risikovurdering. I perioder med høy volatilitet er det større usikkerhet knyttet til prisutviklingen. Av den grunn er det viktig å ha en forståelse av ulike volatilitetseffekter i finansmarkedet som blant annet prisendringer utenom børsens åpningstider, den ulike graden av kursendringer mellom ulike perioder, samt årsaken bak disse omstendighetene.

Vi vil i hovedsak teste kalendertid-hypotesen i den videre analysen, da tilgjengelig data for analysen ikke gir grunnlag for en tilfredsstillende test av handletid-hypotesen. De tidligere studiene som presenteres i kapittel 3, viser at en historisk sett har ligget et sted mellom



begge hypotesene. I dagens åpne marked, blir nyheter umiddelbart tilgjengelig på tvers av landegrensene til alle døgnets tider. I tillegg er flere selskaper i større grad notert på ulike børser verden over. Dermed er det rimelig å anta at kalendertid-hypotesen er mer aktuell nå enn tidligere, og vi anser det som høyst relevant å teste våre funn opp mot hypotesen.

Volatiliteten over en handledag, natten samt helgen blir analysert for å avdekke eventuelle forskjeller mellom periodene. Prisendringene over natten og helgen blir omtalt som «gap-risiko» eller «hopperisiko», da endringene finner sted til tross for at det ikke foregår handel i disse tidsrommene. Kursendringen forekommer dermed som et hopp i prisen fra sluttkurs (close) til åpningskurs (open) påfølgende handledag. Videre i oppgaven vil prisendringer fra close til open for enkelhetsskyld bli omtalt som volatilitet. Analysen tar utgangspunkt i daglige open- og close kurser for 11 aksjer som inngår- eller har inngått i OBX-indeksen<sup>1</sup> i perioden januar 2002 til desember 2015. Ettersom formålet er å analysere daglige aksjekurser er det viktig at verdipapiret handles relativt ofte, slik at aksjekursen til enhver tid reflekterer all tilgjengelig informasjon som er i markedet. De utvalgte selskapene anses som likvide og er fordelt over ulike bransjer med hovedvekt i energisektoren. OBX-indeksen består av de 25 mest likvide aksjene, og er inkludert som et referansepunkt da indeksen reflekterer den generelle avkastningen på Oslo Børs. Hovedanalysen består av tre deler, hvor vi estimerer volatiliteten for de definerte tidsrommene og sammenligner følgende:

- (1) Variansen til avkastninger over handledtiden (open – close) med variansen til avkastninger over natten (close – open).
- (2) Variansen til avkastninger over handledtiden (open – close) med variansen til avkastninger over helgen (fredag close – mandag open).
- (3) Variansen til avkastninger over vanlige handledager (open – close) rundt rentemøter hvor det antas at det ikke har forekommet nyheter av større betydning, med variansen på handledager (open – close) hvor Norges Bank annonserer sin rentebeslutning.

Sammenligningen i punkt 3 ovenfor, gjennomføres med den hensikt å evaluere offentlige nyheters påvirkning på volatiliteten. Videre undersøkes det hvilke konsekvens det medfører for

---

<sup>1</sup> OBX-indeksen rebalanseres hvert halvår (sist rebalansert 18.12.2015). [http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/de-tails/OBX\\_OSE/overview](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/de-tails/OBX_OSE/overview) (3.2.2016).

opsjonsprising ved å ignorere volatilitetsforskjellen mellom handletid og ikke-handletid, da opsjoner ofte benyttes til risikostyring ved investeringer i aksjer og andre verdipapirer. Hvilke implikasjoner forskjeller i volatilitet har for opsjonsprising, blir vist gjennom teoretiske eksempler av opsjoner med ulike løpetider og innløsningskurser. Opsjonsanalysen vil kunne gi en praktisk tilnærming til problemstillingen, og gjøre det enklere å forstå relevansen ved å ta hensyn til volatilitetsforskjellene.

Oppgaven er strukturert i åtte hoveddeler. Del 2 definerer og forklarer oppdelingen av døgnnet, i tillegg til en kort presentasjon av handelsdagen på Oslo Børs. Tidligere litteratur og metode for å teste forskjellen i volatilitet beskrives i del 3 og 4. Introduksjon av utvalgte aksjer og opsjoner, samt analysen presenteres i del 5 til 7. I del 8 oppsummeres og konkluderes rapporten.

## 2.0 Oppdeling av døgnet

Finansiell informasjon som er relevant for prisingen av finansielle aktiva genereres og akkumuleres døgnet rundt. Den regulære handletiden på Oslo Børs tilsvarer omtrent en tredjedel av et døgn, mens det ikke foregår handel i to tredjedeler av døgnet. Dette medfører at nyheter og hendelser som oppstår etter børsens stengtids, først blir reflektert i aksjeprisene når åpningskursen settes ved første handel påfølgende dag. For å teste forskjeller i volatilitet mellom handletid og ikke-handletid, deles døgnet opp i *intradag* og *over natten*. I tillegg analyseres prisendringer over helgen.

*Intradag* er tiden det foregår handel ved Oslo Børs, dvs. i tidsrommet fra åpningskursen settes til sluttkursen fastsettes ved slutten av handledagen (open- close, alle hverdager). *Over natten* er perioden fra børsen stenges for handel på ettermiddagen til børsen gjenåpner påfølgende dag (close- open, alle hverdager). *Helg* er tidsrommet fra børsen stenger fredag ettermiddag til børsen åpner på mandag morgen (fredag close- mandag open). Det skilles mellom natt og helg, da helgen går over en lengre periode sammenlignet med natten, selv om begge beregnes fra sluttnotering til påfølgende åpningskurs. I tillegg kan det være ulik grad av informasjonsgenerering over natten og helgen, hvilket kan gi utslag i volatiliteten. Dersom viktig markedsrelevant informasjon forekommer hyppigere i en av periodene, vil det være grunnlag for større kursendringer over den aktuelle perioden sammenlignet med den andre perioden. Med denne oppdelingen av døgnet og uken, får en analysert volatilitetsforskjeller innenfor- og utenom handletiden, men også over ulike tidshorisonter hvor det ikke foregår handel.

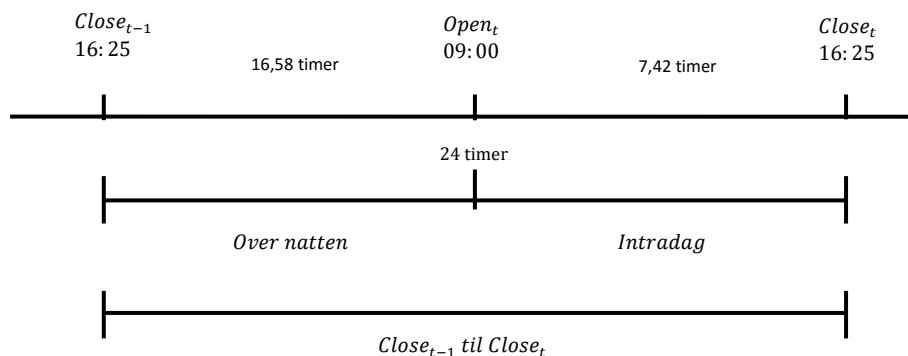
## 2.1 Handletid på Oslo Børs

Tabell 1 viser åpningstidene på Oslo Børs.<sup>2</sup>

Tabell 1 Åpningstider på Oslo Børs.

Åpningstider på Oslo Børs <sup>3</sup>		
	Start	Slutt
Førbørsperioden	08:15	09:00
<b>Regulær handel*</b>	<b>09:00</b>	<b>16:20</b>
<b>Sluttauksjon*</b>	<b>16:20</b>	<b>16:25</b>
Etterbørsperioden	16:25	17:30

I førbørsperioden publiseres overnattede ordre fra foregående handelsdag. I perioden regulær handel, vil ordrebøkene åpnes og det legges til rette for automatisk matching av handler. Når den regulære handelen avsluttes, starter sluttauksjonen. I denne perioden kan medlemmer sette inn nye-, endre eksisterende- eller slette ordre. I etterbørsperioden kan medlemmer slette egne ordre, men ikke legge inn nye- eller endre eksisterende ordre.



Figur 1 Illustrasjon av handelsdøgnet ved Oslo Børs.

Figur 1 viser i hvilket tidsrom open- og close kursen settes, hvordan døgnet deles opp, samt antall timer i hver periode. De daglige open- og close kursene fastsettes basert på første og siste handel i tidsrommet 09:00 til 16:25, det vil si fra start for regulær handel til sluttauksjonen er avsluttet. Dermed er det dette tidsrommet som blir definert som handletid i analysen. Tidsrommet beskrevet som *over natten* strekker seg fra kl. 16:25 til kl. 09:00 neste dag (mandag til fredag). Helgen strekker seg fra fredag kl. 16:25 til kl. 09:00 påfølgende mandag.

<sup>2</sup> All informasjon om åpningstider og handledagen er innhentet fra Oslo Børs (9.2.2016).

<sup>3</sup> Periodene som er merket med stjerne (\*), tilsvarer tidsrommet definert som handletid i analysen.

Det må nevnes at åpningstidene for regulær handel var fra kl. 10:00 til kl. 16:00 i perioden januar 2002- desember 2005 og at sluttauksjon ikke ble innført før 2003. Det ble testet for forskjeller i volatilitet mellom periodene med ulike åpningstider, uten at vi fant signifikante avvik. Derfor forutsettes det for enkelthetskyld at handletiden har vært lik (09:00-16:25) gjennom hele perioden i den videre analysen.

Det foregår ingen handel direkte knyttet til Oslo Børs utenom åpningstidene. Det kan dog forekomme avtaler om handel som inngås bilateralt med medlemmer utenfor børsens handelssystem og åpningstider. Disse handlene blir rapportert som «off book handler» når børsen åpner igjen, og vil derfor ikke ha en direkte innvirkning på open- og close prisene. Trolig vil disse handlene ha en indirekte påvirkning, da en investors forventninger til det aktuelle selskapet kan endres som følge av dette. På handledager fluktuerer aksjekursene ettersom transaksjonene utføres, men når børsen er stengt som ved natt, helg og helligdager er det ingen transaksjoner som utføres. Allikevel kan det forekomme en endring fra sluttkurs til åpningskurs påfølgende dag. Denne «gap-risikoen» kommer av en endring i forventinger om selskapet etter børsens stengt tid. Forventningene kan endres grunnet nyheter som for eksempel bransjenyheter, offentlige reguleringer, resultatrapporter og andre bedriftsspesifikke nyheter. Dersom en holder posisjoner fra sluttkurs til påfølgende åpningskurs, kan en risikere et større kursfall som følge av eventuelle negative nyheter, uten mulighet for å endre sin posisjon før børsen gjenåpnes for handel. Hvis en forventer et kursfall over natten, kan denne risikoen hegdes ved å for eksempel selge verdipapiret før børs slutt eller kjøpe en salgsoption.

## 2.2 Handletid-hypotesen vs. kalendertid-hypotesen

Når en undersøker volatilitetsforskjeller mellom handletid og ikke-handletid, er det et underliggende spørsmål om hva som driver prisendringene. Er det handel i seg selv som skaper volatilitet eller er det nyheter? Dersom det er handel som driver prisendringene, kan en undersøke dette ved å blant annet se på sammenhengen mellom handlet volum og volatilitet. Hvis prisendringer drives gjennom hele døgnet uavhengig av handel, kan en teste dette ved å se på nyheters påvirkning på volatiliteten. Det er blitt utført en rekke empiriske studier om dette temaet. French (1980) satte denne problemstillingen i system da han skilte mellom to hypoteser; handletid-hypotesen og kalendertid-hypotesen.

Handletid-hypotesen, beskrevet av French (1980), går ut på at det er handel som skaper prisendringer og at den aktive handletiden er den avkastningsgenererende tiden. Den siste handledagen i uken blir dermed betraktet som den siste kalenderdagen i uken. Ifølge denne teorien skal avkastningsfordelingen for hver enkelt dag være lik, gitt lik handletid, mens variansen skal være lik null utenfor handletiden. I denne sammenheng argumenterer blant andre Clark (1973), Epps & Epps (1976), Tauchen & Pitts (1983) og Bessembinder & Seguin (1993) at variansen per transaksjon skal være positivt korrelert med volumet til transaksjonen.

Kalendertid-hypotesen tar utgangspunkt i at den kontinuerlige nyhetsstrømmen driver volatiliteten, hvor kalendertid er den relevante avkastningsgenererende faktoren. Fama (1965) hevder at dersom de økonomiske- og politiske nyhetene som inntreffer blir oppfattet kontinuerlig av investorer, vil variansen til avkastningene mellom to punkter i tid være proporsjonale med antall kalenderdager mellom punktene, og ikke handletiden. For eksempel skal variansen til avkastningen fra fredag (close) til mandag (close) være tre ganger større enn variansen fra mandag (close) til tirsdag (close). Dette fordi det er tre kalenderdager over helgen, mot ett døgn mellom mandag og tirsdag. Dermed skal volatiliteten være uavhengig av handelen i perioden. En eventuell forkastelse av kalendertid-hypotesen, innebærer imidlertid ikke at handletid-hypotesen gjelder, da hypotesene er uavhengige av hverandre.

### 3.0 Tidligere studier

Tilgjengelige studier som omfatter handletid versus ikke-handletid på Oslo Børs har i hovedsak fokusert på avkastninger og i mindre grad volatilitet. Internasjonalt er det derimot gjort en rekke studier om volatilitet i denne konteksten, der noen utvalgte forskningsartikler presenteres i dette kapitlet. En vil se av de omtalte studiene at volatiliteten generelt sett viser seg å være høyere i handletiden, men at nyheters påvirkning på kursendringer fortsatt er høyst relevant.

**Fama** (1965) analyserte kursendringer for 30 aksjer som inngikk i Dow Jones Industrial Average (DJIA)<sup>4</sup> indeksen for perioden 1957-1962, og tok utgangspunkt i kalendertid som den avkastningsgenererende faktoren. Hypotesen ble testet på 11 tilfeldige aksjer av de 30 undersøkte selskapene, der kursendringene over helgen og helligdager ble sammenlignet med kursendringene på vanlige ukedager. Avkastningen over helgen ble beregnet over 72 timer, mens vanlige ukedager ble beregnet over 24 timer. Resultatene viser at den gjennomsnittlige helgevariansen kun var 22 % høyere enn ukedager, og ikke tre ganger større slik Fama først forventet.

**Clark** (1973) tok for seg handletid som den avkastningsgenererende tiden, og testet hvorvidt det var en lineær sammenheng mellom variansen til avkastningen og handlet volum i markedet for bomullsfutures i perioden 1947-1955. Han antok at prisene utviklet seg med ulik styrke på forskjellige dager, fordi informasjonsflyten varierer fra dag til dag. Dager hvor det ikke er ny tilgjengelig informasjon vil handelen være redusert og prisene utvikler seg i mindre grad. På dager hvor det kommer ny informasjon som bryter med gamle forventninger, vil derimot handelen øke sammen med volatiliteten. Han hevder derfor at volum åpenbart er et mål på graden av prisutvikling. Sammenhengen mellom variansen og handlet volum viser seg å ikke være lineær, men fortsatt positivt korrelert. Dette forklarer han med at investorer til enhver tid vil holde ulike posisjoner ut i fra deres forventninger om fremtidig prisutvikling. Denne forventningen vil endre seg så fort det kommer ny informasjon som investorene finner relevant. Dersom den nye informasjonen tolkes forskjellig, eller kun er tilgjengelig for et fåtall investorer først, vil store prisendringer være sammenfallende med et

---

<sup>4</sup> Dow Jones Industrial Average indeks er basert på 30 industriaksjer fra det amerikanske markedet.

høyt handlet volum. Hvis den nye informasjonen derimot tolkes likt av samtlige investorer, vil de endre forventningene sine i samme retning, slik at det vil forekomme større prisendringer til relativt lavere volum.

**French** (1980) tok utgangspunkt i Clark (1973) og Famas (1965) teori, da han skilte mellom kalendertid- og handletid som den genererende tiden for avkastninger. Han undersøkte daglige avkastninger for Standard & Poor 500 indeksen<sup>5</sup> fra 1953 til 1977. French viser til lignende resultater som Fama, hvor standardavviket fra fredag close til mandag close kun var 12- 22 % større enn standardavviket for de resterende dagene.

**Roll** (1984) fant argumenter mot kalendertid-hypotesen i sin studie av frossen appelsinjuice futures ved New York Cotton Exchange, i perioden oktober 1975 til desember 1981. 98 % av den amerikanske produksjonen er konsentrert i midt-Florida, og været i dette området er følgelig en avgjørende faktor for produksjonen av denne råvaren. Det faktum at produksjonen var konsentrert rundt Orlando-området gjorde det også enklere å måle denne variabelen. Til tross for dette er det kun en liten del av prissvingningene som kan forklares med overraskelser i været. I tillegg undersøkte han andre forhold som påvirker tilbud og etterspørsel - som priser på substitutter, produksjonskostnader, eksport- og generell etterspørsel for råvaren - uten å finne en sterk sammenheng her heller. Et annet moment som avviser kalendertid-hypotesen er at forholdet mellom variansen på mandager og de resterende ukedagene kun var 1,54, til tross for at mandagsavkastningene ble beregnet over tre kalenderdager, mens resterende dager ble beregnet over 24 timer. Variansen på dager etter helligdager var også relativt sett for lav til å støtte opp under hypotesen. En stor del av prisvolatiliteten ble til slutt stående igjen uten forklaring, noe som kan indikere at studiet heller mot handle-tid-hypotesen.

**French og Roll** (1986) studerte hvilken påvirkningskraft ny relevant informasjon hadde på volatiliteten til aksjeavkastninger. De undersøkte volatiliteten til samtlige aksjer på New York Stock Exchange (NYSE) og American Stock Exchange (AMEX) i perioden 1963-1982. De fant at variansen var over seks ganger høyere under en gjennomsnittlig handledag (open-close)

---

<sup>5</sup> Standard & Poor 500 er basert på 500 likvide aksjer fra det amerikanske markedet.



sammenlignet med når børsen var stengt. De presenterte og testet to mulige hypoteser om de høye avkastningene i handletiden: 1) Handel i seg selv skaper volatilitet. 2) Strømmen av ny relevant informasjon som påvirker volatiliteten, forekommer hyppigere i handletiden. Videre delte de informasjonen inn i privat og offentlig informasjon, hvor offentlig informasjon er informasjon som er tilgjengelig for alle samtidig, mens privat informasjon kun påvirker prisene når de som sitter på informasjonen handler. Hypotesen om offentlig informasjon tilsier at variansen ikke skal være avhengig av hvorvidt børsen er åpen for handel eller ikke, mens ifølge de to resterende hypotesene skal variansen være lavere over perioder der det ikke foregår handel. Resultatene viser at i gjennomsnitt 4- 12 % av den daglige variansen er forårsaket av feilprising som følge av at investorer overreagerer på handler utført av andre, men at denne faktoren ikke kunne forklare de store forskjellene mellom volatiliteten under handletid og ikke-handletid. Offentlig informasjon viser seg også å ha minimal påvirkning på variansen i deres studie. De konkluderer videre med at de store forskjellene kunne tilskrives at ny informasjon i mye større grad oppstår under handletiden, sammenlignet med når børsen er stengt, samt at privat informasjon i hovedsak påvirker svingningene.

**Lockwood og Linn (1990)** undersøkte variansen per time for avkastningene under handletiden for Dow Jones Industrial Average indeksen (DJIA) i perioden januar 1964 – februar 1989. Resultatene viser til en avtagende volatilitet fra børsen åpnet til tidlig ettermiddag, før volatiliteten steg mot børs slutt. Dette kunne indikere at investorer ved børsåpning handler på informasjonen de opparbeider seg fra forrige børs slutt, før de handler på eventuell ny informasjon som kommer i løpet av handledagen. Perioden ble videre delt inn i seks delperioder, hvor hver delperiode representerte nye markedsforhold i det amerikanske aksjemarkedet. Resultatene viser seg å være sammenfallende for samtlige delperioder. I likhet med tidligere forskning, viser de også til en høyere volatilitet i handletiden sammenlignet med over natten (f.eks. French & Roll 1986).

**Tsiakas (2008)** testet i hvilken grad nyheter som akkumuleres utenom børsens åpningstider påvirker forventet avkastning- og volatiliteten i handletiden. Han tok for seg seks store aksjeindekser i perioden 2000-2004, tre på det amerikanske- og tre på det europeiske markedet.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup> Amerikanske indekser: Dow Jones Industrial Average, Standard and Poor 500 og Nasdaq 100. Europeiske indekser: Londons FTSE 100, CAC 40 fra Paris og Frankfurt DAX 30.

Volatiliteten viser seg å være signifikant høyere under handletiden, sammenlignet med over natten for alle indeksene ved 99 % konfidensnivå, men at avkastningene over natten har en betraktelig høyere kurtose. Avkastningene over natten har samtidig en mer positiv skjevhet sammenlignet med intradag. Videre utviklet han modeller for stokastisk volatilitet, og testet ulike hypoteser om den prediktive effekten informasjon akkumulert over natten har på volatiliteten i handletiden. Resultatene viser at relevant informasjon som blir tilgjengelig over perioder uten handel har en betydelig prediktiv effekt på neste handels-økt.

**Bomfim** (2003) undersøkte effekten offentlige nyheter har på aksjemarkedet gjennom S&P 500 indeksen, for perioden juni 1989 til desember 1998. Studiet tok utgangspunkt intradager rundt møtet til Federal Open Market Committee (FOMC)<sup>7</sup> og dager der rentebeslutningen blir publisert. Bomfim konkluderer med at daglige fluktuasjoner i aksjemarkedet blir påvirket av makroøkonomiske nyheter. Uventede rentebeslutninger viser seg å påvirke den kortsiktige volatiliteten i markedet. Positive overraskelser fra Federal Reserve (FED) sine møter, viser til å ha en større effekt på volatiliteten sammenlignet med negative overraskelser. Det ble ikke påvist noe forskjeller i volatiliteten rundt de planlagte rentemøtedagene sammenlignet med regulære handledagene.

**Boes, Drost og Werker** (2005) gjennomførte et studie om hvordan perioden over natten, hvor det ikke handles på hjemmemarkedet, påvirket opsjonsprising. De tok utgangspunkt i S&P 500 indeksen som underliggende, og utviklet modeller som tok hensyn til hopperisikoen i opsjonsprisingen, og testet hvilke implikasjoner dette medførte. De skiller mellom «tilfeldige hopp» - og hopp over natten i aksjekursen. Førstnevnte kommer av viktige nyheter som publiseres i handletiden, mens sistnevnte reflekterer den generelle prisendringen som finner sted over natten. Ved å implementere hopperisikoen i modellene, fant de at denne faktoren stod for en signifikant del av volatiliteten til underliggende, og således hadde en viktig innvirkning for opsjonsprising. Hopperisikoen stod for halvparten av den daglige variansen, hvor hopp over natten omfattet omtrent en fjerdedel av den totale risikoen. De konkluderer med at modellen som inkluderer denne risikoen over natten, gir mer presise opsjonspriser. Videre viser de at en må bruke ulike parametere i estimeringen av stokastisk risiko og hopperisiko,

---

<sup>7</sup> Federal Open Market Committee (FOMC) er en komité i det amerikanske sentralbanksystemet Federal Reserve System (FED) som er med på beslutningen vedrørende styringsrenten.

da det er to ulike prosesser. Modellen ble videre mer presis når hopperisikoen ble skilt i form av tilfeldige hopp i handletiden og hopp over natten. Resultatene var sammenfallende for begge undersøkte periodene.

## 4.0 Metode

I denne delen utreder vi metoder som benyttes i den videre analysen, herunder beregning av avkastninger, varians, tidsjusteringen av varians, samt hypotese-tester. I tillegg inkluderes kurtose og skjevhet for å kunne si noe om fordelingen, ekstreme verdier og validitet til testene. Videre presenteres metoder for Value-at-Risk og Conditional Value-at-Risk, før vi avslutningsvis forklarer teori og metode for opsjonsanalysen, der vi viser hvordan volatilitetsforskjellene mellom de ulike periodene påvirker opsjonsprising.

### 4.1 Avkastning og sannsynlighetsfordeling

I denne analysen har vi benyttet logaritmiske avkastninger som er beregnet ut ifra daglige open og close kurser. For å sammenligne volatiliteten i handletiden mot ikke-handletid, må følgelig avkastningene beregnes for flere tider på døgnet og i uken. Avkastningene over helgen og natten er beregnet ved å se på prisendringer fra close til open:

$$R_{lukkert} = \ln \frac{P(\text{open})_t}{P(\text{close})_{t-1}}$$

Hvor  $R_{lukkert}$  er avkastningen for helg samt over natten,  $P(\text{open})_t$  er åpningskursen for dag  $t$  og  $P(\text{close})_{t-1}$  er sluttkursen for dag  $t-1$ , hvor  $t$  referer til de gjeldene dagene.

Avkastninger for samtlige intradager beregnes ved:

$$R_{handletid} = \ln \frac{P(\text{close})_t}{P(\text{open})_t}$$

Hvor  $R_{handletid}$  er avkastningen fra open til close for hver enkelt handledag.  $P(\text{close})_t$  er sluttkursen for dag  $t$  og  $P(\text{open})_t$  er åpningskursen for samme dag. Hvor  $t$  referer til alle ukedager.

I tidligere studier av blant annet Fama (1965), Roll (1984) m.fl. er avkastningene for en handledag beregnet fra  $\text{close}_{t-1}$  til  $\text{close}_t$ . Dersom en skulle benyttet denne metoden, ville man

inkludert en natt i beregningen av intradagsavkastningene, noe som ville gitt upresise resultater når en sammenligner avkastningen over natten med avkastningen gjennom en regulær handledag. Dermed er det i denne sammenheng mer hensiktsmessig å beregne handledagsavkastningene fra  $open_t$  til  $close_t$ .

Standardavvik er ofte brukt for å vurdere risikoen til et investeringsobjekt. Allikevel velger vi hovedsakelig varians for å definere volatilitet, fordi variansen er en lineær funksjon av tiden og således mer intuitivt i forhold til problemstillingen angående tid. Standardavvik og varians tar begge utgangspunkt i antagelsen om normalfordelte avkastninger. I den utstrekning avkastningene ikke er normalfordelte, kan standardavvik og varians over- eller undervurdere risiko. For å teste hvorvidt dataen er normalfordelt, kan en beregne blant annet skjevhet, kurtose og samtidig teste disse med en Jarque Bera-test. Dersom aksjeavkastningen ikke er normalfordelt, vil den estimerte variansen være mer ustabil over tid sammenlignet med tilfellet av en normalfordeling (Lee & Wu 1982).

Skjevhet beskriver symmetrien til avkastningsfordelingen rundt gjennomsnittet, der en normalfordeling vil ha en skjevhet lik null. En positiv skjevhet vil føre til at fordelingskurven heller mot oppsiden og gir en lengre høyrehale. Dette innebærer at mer enn halvparten av de observerte avkastningene vil være lavere enn gjennomsnittet, med andre ord at det har forekommet flere mindre tap og noen ekstreme positive utfall. En negativ skjevhet tilsvarer det motsatte, med flere små positive avkastninger og noen ekstreme tap. I dette tilfellet vil standardavviket underestimere nedsiderisikoen (Bodie, Kane & Marcus 2014). Kurtose, introdusert av Karl Pearson (1905) er et mål på hvor «fete» halene- og hvor høy toppen vil være i sannsynlighetsfordelingen. En normalfordeling vil ha en kurtoseverdi på 3, men alternativt kan en subtrahere tallet 3 fra den estimerte verdien og får da «eksess-kurtose», også kalt Fisher-kurtose. I dette tilfellet vil en normalfordeling ha en kurtose omtrent lik 0, og det er dette målet som benyttes videre i rapporten. En positiv Fisher-kurtose (leptokurtisk fordeling) kan indikere at det eksisterer flere ekstreme observasjoner i halene og/eller flere observasjoner rundt gjennomsnittet sammenlignet med normalfordelingen. Ved en negativ Fisher-kurtose (platykurtisk fordeling) vil de observerte avkastningene være mindre konsentrert rundt gjennomsnittet, men samtidig vise til mindre ekstreme avkastninger sammenlignet med «leptokurtisk» fordeling. Ifølge DeCarlo (1997) gir observasjoner i halene større utslag

for kurtose-verdien, enn observasjoner rundt gjennomsnittet. I tillegg kan kurtosen være følsom for utvalgsstørrelse og er ustabil over tid (Mandelbrot 1967).

Jarque-Bera (JB) er en normalitetstest som tester hvorvidt avkastningenes skjevhet og kurtose samsvarer med en Gauss-normalfordeling, det vil si en skjevhet og Fisher-kurtose omtrent lik 0. Følgelig vil JB-verdien være 0 ved normalfordelte variable, da testen tar utgangspunkt i skjevhet og kurtose. Jarque-Bera testen egner seg kun for store utvalgsstørrelser (Carol 2008), og er foretatt slik:

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

Hvor  $n$  er antall observasjoner,  $S^2$  er den kvadrerte skjevheten og  $K^2$  er den kvadrerte Fisher-kurtosen.

JB-verdiene testes med utgangspunkt i en nullhypotese, hvor  $H_0$ : normalfordelte avkastninger mot  $H_1$ : ikke normalfordelte avkastninger. Verdiene blir testet mot kritisk verdi, 5,99 fra kji-kvadratfordelingstabellen med 2 frihetsgrader, ved et 5 % signifikansnivå. Nullhypotesen om normalfordeling forkastes dersom JB-verdien > 5,99.

For å kunne sammenligne variansen for de ulike periodene, justeres den for faktisk tid som ligger til grunn. Det kan bli noe upresist å direkte sammenligne de ikke-justerte variansene, da for eksempel avkastningen over natten er beregnet over flere timer enn for en handledag. Tabell 2 viser tidsgrunnlaget for de ulike periodene i timer og dager.

**Tabell 2** Tidsgrunnlaget for beregning av varians for ulike perioder.

Periode	Timer og minutter	Timer	Dager
Handledag ( $open_t - close_t$ )	7 timer og 25 min	7,42	0,31
Over natten ( $close_{t-1} - open_t$ )	16 timer og 35 min	16,58	0,69
Helg ( $fre_{close} - man_{open}$ )	64 timer og 35 min	64,58	2,69

Variansene justeres slik at de blir vektet likt i forhold til tidsgrunnlaget. Timer som ligger til grunn regnes om til en vanlig 24 timers dag, slik det fremkommer av tabell 2, før en videre benytter dette målet til å justere variansen:

$$\sigma_t^2 \text{ Justert} = \frac{\sigma_t^2}{Dager_t}$$

Hvor  $\sigma_t^2 \text{ Justert}$  er den tidsjusterte variansen for periode  $t$ ,  $\sigma_t^2$  er den opprinnelige variansen for periode  $t$ , og  $Dager_t$  er antall dager som ligger til grunn i periode  $t$ . Periode  $t$  kan være handledag, helg eller over natten.

Volatiliteten for de ulike tidsrommene sammenlignes ved å benytte statistiske tester. I statistisk teori skiller en mellom parametriske- og ikke-parametriske tester. Har en et valg, vil den førstnevnte metoden vanligvis gi størst teststyrke (Andersen, Bollerslev & Diebold 2002). Parametriske tester forutsetter ofte at variablene som testes følger en spesifikk fordeling, f.eks. Gauss-normalfordeling, i motsetning til ikke-parametriske tester som ikke legger like sterke forutsetninger om fordeling til grunn. Derfor er ikke-parametriske tester ofte bedre egnet når variablene ikke er normalfordelte, hvilket er tilfellet for de undersøkte avkastningsseriene i denne analysen. Der hvor parametriske tester tar utgangspunkt i parametere fra deskriptiv statistikk som for eksempel standardavvik og varians, vil ikke-parametriske tester bruke de faktiske dataene som ligger til grunn. Ikke-parametriske tester vil dermed by på problemer når en sammenligner handledager med natt og helg, da de tidsjusterte variansene benyttes til dette formål. Derfor inkluderes en parametrisk F-test i analysen for å kunne sammenligne handledager med natt og helg, til tross for ikke-normalfordelte data.

Hartley's F-Max-test (1950) benyttes for å teste for likhet i variansen mellom handledtid og henholdsvis natt og helg. F-testen er en parametrisk test som forutsetter normalfordeling og likt antall observasjoner. Allikevel er denne F-testen benyttet for å sammenligne handledagen med natten og helgen, da testen tillater å benytte de tidsjusterte variansene. Denne testen gjennomføres med utgangspunkt i  $H_0$ : Variansen over natt/helg er signifikant lik variansen på intradag, mot  $H_1$ : Variansen over natt/helg er signifikant forskjellig fra variansen på

intradag. Dersom F-verdien er større enn kritisk verdi, forkastes nullhypotesen. Verdien testes mot kritisk verdi i F-fordelingen med  $n-1$  frihetsgrader for et gitt signifikansnivå. Siden flere av forutsetningene brytes, som tilfeller av asymmetriske fordelinger og ulikt antall observasjoner, vil denne testen ha en noe redusert teststyrke. Testen benyttes likevel som et supplement for å bekrefte hvorvidt de tidsjusterte variansene for de ulike periodene er signifikant like eller ikke.

Rentemøtedagene og handledagene det sammenlignes med, strekker seg over en like lang tidsperiode med lik handletid, slik at en tidsjustering av variansen er ikke nødvendig. Det blir derfor utført en ikke-parametrisk Brown-Forsythe-Levene's test, hvilket er en videreføring av Levene's testen (1960), for å teste hvorvidt variansene til rentemøtedager og vanlige handledager er homogene. Denne testen er også benyttet i studiene til blant andre Roll (1984) og Lockwood & Linn (1990).

I den opprinnelige Levene's testen benyttet en gjennomsnittet til observasjonene, men det ble stilt spørsmålsteget ved robustheten. Brown og Forsythe (1974) fant senere ut at testen presterte bedre ved å benytte medianen til observasjonene, istedenfor gjennomsnittet når en undersøker data med skjeve fordelinger. Brown-Forsythe-Levene's testen (BFL) utføres ved å først estimere den absolutte differansen mellom hver enkelt avkastning og tilhørende gruppes median:

$$Z_{ij} = |R_{ij} - \widetilde{R}_i|$$

Hvor  $R_{ij}$  er avkastning  $j$  i gruppe  $i$  og  $\widetilde{R}_i$  er medianen for gruppe  $i$ , hvor  $i$  referer til rentemøtedager eller vanlige handledager. Deretter utføres en faktor-ANOVA (Analysis of variance) for de beregnede  $Z_{ij}$  verdiene for rentemøtedager og vanlige handledager, hvor  $H_0$ : Variansene er signifikant like og  $H_1$ : Variansene er signifikant ulike. Nullhypotesen forkastes dersom testresultatet er større enn  $F_{\alpha, k-1, n-k}$  fra F-fordelingstabellen. Hvor  $\alpha$  spesifiserer signifikansnivået,  $k-1$  og  $n-k$  er antall frihetsgrader, der  $k$  tilsvarer antall grupper som undersøkes, mens  $n$  er antall observerte avkastninger.



## 4.2 Value-at-Risk og Conditional Value-at-Risk

Som nevnt kan forekomster av skjevhet og høye kurtose-verdier indikere at det eksisterer flere ekstreme observasjoner sammenlignet med normalfordelingen. For å kvantifisere opp- og nedsiderisiko, og dermed undersøke hvor sårbar periodene er for ekstreme observasjoner beregnes Value-at-Risk (VaR). VaR anslår det potensielt største tapet- eller gevinsten en kan forvente seg over en periode, til et gitt konfidensnivå. Konfidensnivået spesifiserer sannsynligheten for at de observerte avkastningene vil holde seg innenfor den beregnede VaR-verdien. Svakheten til modellen er at den ignorerer størrelsen på avkastningene som overskrider VaR-verdien, noe som kan føre til en over/undervurdering av risiko. Derfor kan Conditional Value-at-Risk (CVaR), også kalt expected shortfall, være et bedre mål da den angir et estimat på det forventede gjennomsnittet av de 5 % laveste- og høyeste avkastningene ved 95 % konfidensnivå.

Parametrisk- og/eller historisk metode benyttes ofte ved beregning av VaR. Den parametriske metoden forutsetter at avkastningene er normalfordelte og tar utgangspunkt i avkastningenes standardavvik i beregningen. Parametrisk VaR beregnes som:

$$95 \% VaR_{parametrisk} = (\bar{R} \pm \sigma * 1,645)$$

$$99 \% VaR_{parametrisk} = (\bar{R} \pm \sigma * 2,326)$$

Hvor  $\bar{R}$  er den gjennomsnittlige avkastningen og  $\sigma$  er standardavviket. 1,645 og 2,326 er z-verdiene og finnes i standardnormalfordelings kvantiltabell for tilhørende konfidensnivåer (95 % og 99 %). For å finne det potensielle tapet eller gevinsten i norske kroner (NOK), multipliseres investert beløp med tilhørende VaR-verdi. Siden modellen forutsetter normalfordelte avkastninger, hvilket ikke er tilfellet for de undersøkte aksjene, vil en potensielt utsette seg for større tap som følge av en undervurdering av risiko. VaR og CVaR er likevel kalkulert etter den parametriske metoden for å belyse eventuelle over- eller undervurderinger av risiko som følge av antagelsen om normalfordeling.

Den historiske metoden forutsetter ikke normalfordeling i motsetning til den parametriske metoden. Her sorteres de observerte avkastningene for perioden fra lavest til høyest verdi, og ved 95 % konfidensnivå, vil det 5. og 95. prosentilet i rekken av de sorterte avkastningene

tilsvare VaR-verdiene. Alle observasjoner vektes likt, og de eldste observasjonene vil ha like stor innvirkning i VaR-estimatet som de nye, uavhengig av om periodens data er representativ for nåtiden eller ikke. Ved å benytte seg av den historiske metoden antar en at fortiden vil gjenta seg på eksakt samme måte, noe som er urealistisk. Er datagrunnlaget hentet fra en periode med unormalt lav volatilitet er sannsynligheten stor for å underestimere et fremtidig Value-at-Risk estimat. Samtidig blir den historiske metoden et bedre mål desto mer data som inkluderes, slik at en tar høyde for faktorer som potensielle økonomiske kriser og sykler. Dette vil dermed bidra til et mer realistisk bilde av virkeligheten (Linsmeier & Pearson 2000).

Conditional Value-at-Risk ved f. eks. 95 % konfidensnivå, kan genereres ved å beregne gjennomsnittet av de 5 % laveste avkastningene, dersom målet er å finne det forventede tapet ved 5 % av de verste tilfellene. I motsatt tilfelle beregner en gjennomsnittet av de 5 % høyeste avkastningene.

### 4.3 Prising av opsjoner

Volatilitetsforskjeller kan ha en innvirkning på prising av opsjoner. En opsjonskontrakt på aksjer ved Oslo Børs tilsvarer 100 underliggende og er av amerikansk opsjonstype. Implikasjoner for opsjonsprising ved å ta hensyn til volatilitetsforskjeller mellom ulike perioder av døgnet og uken, blir vist gjennom hypotetiske eksempler av opsjonskontrakter med ulike løpetider og utøvelsespriser til gitte deltaverdier. I analysen benyttes Black-Scholes-Merton (BSM) modellen for opsjonsprising, hvor forutsetningene i tabell 3 ligger til grunn.

**Tabell 3 Forutsetninger ved Black-Scholes-Merton modellen.**

Forutsetninger ved Black-Scholes-Merton modellen	
1. Volatiliteten er konstant over tid.	5. Ingen dividendeutbetaling under opsjonens levetid.
2. Aksjeavkastningene følger en log-normal fordeling.	6. Effisient marked. Ingen risikofrie arbitrasjemuligheter.
3. Short-salg av aksjen er tillatt.	7. Kontinuerlig handel. Man kan handle ønsket volum av aksjer og opsjoner til alle tider.
4. Ingen transaksjonskostnader eller skatt i forbindelse med handel av opsjoner og underliggende aksjer.	8. Risikofri rente er kjent, konstant og lik for alle opsjoners løpetid.

BSM-modellen for europeiske opsjoner blir benyttet til tross for at opsjonskontraktene for enkeltaksjer ved Oslo Børs er av amerikansk type, da analysen tar for seg hypotetiske eksempler med fiktive priser. Formålet er å vise teoretiske eksempler som illustrerer forskjellene mellom priser på opsjoner med relativt kort løpetid ved bruk av ulike volatilitetsestimater. Grunnet dette vil forutsetningene modellen bygger på være av mindre relevans i denne sammenheng. Derimot vil disse antagelsene tillate en å beregne opsjonspremien ved hjelp av gitte konstanter, hvor kun volatiliteten estimeres for hver opsjon. Opsjonsprisene blir beregnet med et volatilitetsmål som tar hensyn til ulik volatilitet på ulike dager, og et volatilitetsmål som ignorerer forskjeller i volatiliteten mellom ulike dager og perioder.

BSM-modellen for henholdsvis kjøps- og salgsopsjon er som følger:

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

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

Hvor:

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

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

Hvor:

$c, p$  = Opsjonspremie kjøpsopsjon/salgsopsjon.

$S_0$  = Pris på underliggende aksje.

$K$  = Utøvelsespris.

$\sigma$  = Volatiliteten (standardavviket) til underliggende aksje.

$r$  = Risikofri rente.

$N(x)$  = Den kumulative normalfordelingen.

$T$  = Tid til forfall (år).

For å vise effekten ulik volatilitet over ulike dager har på opsjonspremien, må vi estimere to volatilitetsmål til BSM-modellen: Ett som tar hensyn til volatilitetsforskjeller og ett som ignorerer at det eksisterer ulik volatilitet på ulike dager. Sistnevnte følger kalendertid-hypotesen om at kalendertid er den relevante avkastningsgenererende tiden, og antar et proporsjonalt forhold mellom varians og tid. Volatiliteten som tar hensyn til ulik volatilitet på ulike dager, er beregnet ved å summere variansen til hver enkelt dag/periode i opsjonens levetid:

$$\sigma_T^2 = \sum_{t=1}^T \sigma_t^2$$

Hvor  $T$  er opsjonens levetid og  $t$  er alle dager og helger som er inkludert i opsjonens levetid. Dersom periode  $T$  eksempelvis strekker seg over åtte dager fra mandag til mandag vil mandagsvariansen bli inkludert to ganger. Den estimerte variansen for opsjonens levetid omgjøres til standardavvik og annualiseres for å beregne opsjonsprisen:

$$\sigma_{T, \text{annualisert}} = \sigma_T \sqrt{\frac{365}{\text{Kalenderdager}_T}}$$

Hvor  $\text{kalenderdager}_T$  referer til antall dager i opsjonens levetid  $T$ .

Standardavviket som ignorerer ulik volatilitet på ulike dager, estimeres med utgangspunkt i variansen over en hel kalenderuke, der ukes-variansen blir estimert ved:

$$\sigma_{uke}^2 = \sum_{t=1}^T \sigma_t^2$$

Hvor  $t$  referer til alle handledager, netter samt helg. Deretter beregnes volatiliteten som ignorerer volatilitetsforskjeller for hver enkelt dag:

$$\sigma_T^{2*} = \sigma_{uke}^2 \frac{\text{Kalenderdager}_T}{7}$$

Hvor  $\sigma_T^{2*}$  er variansen som ignorerer volatilitetsforskjeller for opsjonens løpetid  $T$ .

Videre beregnes det annualiserte standardavviket som:

$$\sigma_{T,annualisert}^* = \sigma_T^* \sqrt{\frac{365}{\text{Kalenderdager}_T}}$$

Opsjonens delta viser opsjonsprisens sensitivitet for en enhets endring i prisen på underliggende. Delta for en kjøpt kjøpsopsjon er positiv og vil befinne seg i intervallet 0-1, mens en kjøpt salgsoptions delta vil være negativ og befinne seg i intervallet 0- (-1). Dermed vil en økning i prisen på underliggende øke prisen for en kjøpsopsjon og redusere prisen for en salgsoptions. DdeltaDvolatilitet viser hvor sensitiv en opsjons delta er for en endring i volatiliteten (Haug 2003). For en ATM-opsjon<sup>8</sup> vil ikke deltaverdien endre seg, uansett hvilket volatilitets-estimat en måtte benytte i opsjonsprisingen. For ITM-opsjoner ( $\text{Delta} > |50|$ ), eksisterer det et negativt forhold mellom volatiliteten og opsjonens delta. Dette innebærer at for en økning i volatilitet, vil absoluttverdien til delta reduseres og bevege seg mot ATM ( $\text{Delta} = |50|$ ). Motsatt for OTM opsjoner ( $\text{Delta} < |50|$ ), vil en økning i volatiliteten føre til økning i den absolute deltaverdien.

En opsjons delta, priset med BSM-modellen beregnes ved:

$$\begin{aligned} \text{Delta}_{kjøpsopsjon} &= N(d_1) \\ \text{Delta}_{salgsoptions} &= N(d_1) - 1 \end{aligned}$$

BSM-modellen antar som nevnt at volatiliteten er konstant gjennom hele løpetiden, mens den i virkeligheten vil variere over tid. Dette påvirker følgelig verdien av opsjonen og derfor kan det være relevant å se nærmere på opsjonens vega. Vega viser opsjonsprisens endring i NOK for 1 % endring i volatiliteten. Jo nærmere vega er null, desto mindre sensitiv er opsjonsprisen for en endring i volatiliteten. I motsatt tilfelle, en veldig positiv eller negativ vega, indikerer en større sensitivitet for en endring i volatiliteten. Vega er størst for at the money

---

<sup>8</sup> ATM = At the money, ITM = In the money, OTM = Out of the money.

opsjoner, mens den gradvis reduseres jo lengre out of/in the money opsjonen går. Den prosentvise endringen i opsjonsprisen for 1 % endring i volatiliteten omtales som vega-elasticitet (Haug 2003). Der vega er størst for at the money opsjoner, er vega-elasticiteten størst for out of the money opsjoner.

## 5.0 Data: utvalgte aksjer og opsjoner

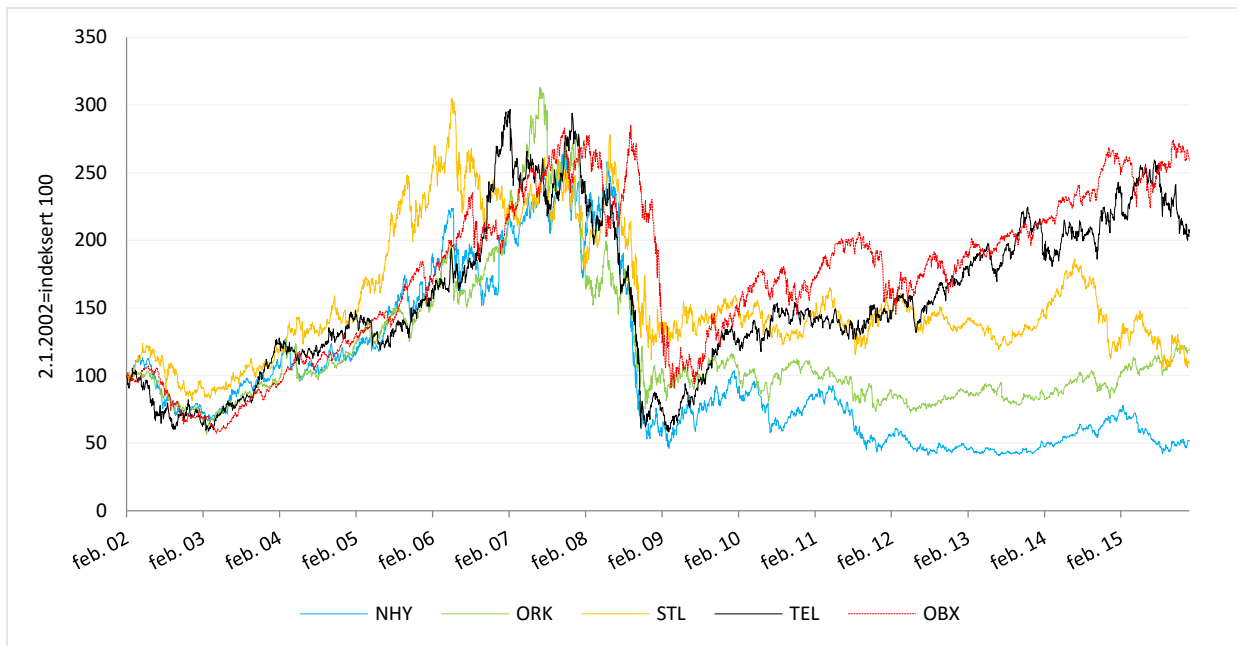
Analysen er basert på observasjoner over 14 år, fra 2.1.2002 til 31.12.2015. Oppgaven omfatter 11 blue chip aksjer som inngår,- eller har inngått i OBX-indeksen ved Oslo Børs gjennom analyseperioden. De utvalgte aksjene er fordelt over ulike bransjer og blir ansett som likvide da de omsettes relativt ofte.<sup>9</sup> I tabell 4 vises en oversikt over selskapene som er inkludert i analysen.

**Tabell 4 Undersøkte aksjer - ticker-kode, bransje og markedsverdi per 23.2.2016 (Netfonds).**

Selskap	Ticker	Bransje	Markedsverdi
Det Norske Oljeselskap	DNO	Olje og gass	7 326 583 728 NOK
Fred Olsen Energy	FOE	Energi	1 700 702 840 NOK
Frontline	FRO	Olje og gass	13 003 623 036 NOK
Norsk Hydro	NHY	Aluminium og fornybar energi	70 490 771 263 NOK
Norske Skog Industri	NSG	Papirindustri	360 896 689 NOK
Orkla	ORK	Merkevarer og kapitalvarer (detaljhandel)	73 108 297 098 NOK
Schibsted A	SCHA	Media	26 126 074 469 NOK
Statoil	STL	Olje og gass	396 348 834 903 NOK
Storebrand	STB	Bank og finans	15 220 451 613 NOK
Subsea 7	SUBC	Olje og gass	16 761 196 083 NOK
Telenor	TEL	Telekommunikasjon	191 586 044 628 NOK

Figur 2 viser kursutviklingen til de fire største selskapene rangert etter markedsverdi samt OBX-indeksen. Fra 2002 ser man en markant vekst for selskapene frem til et kraftig fall i 2008, hvilket skyldes den globale finanskrisen som inntraff høsten 2008. Sommeren 2014 ble oljesektoren rammet av et tilbudsoverskudd som førte til et større kursfall for selskaper tilknyttet denne sektoren.

<sup>9</sup> Oslo Børs, «OBX Total Return Index» <http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OBX.OSE/overview> (2.2.2016).



Figur 2 Indeksert kursutvikling for aksjer med høyest markedsverdi per 23.2.2016 (2.1.2002-31.12.2015).

Kursdata som er innhentet fra Netfonds Bank er justert for splitt og spleis, men ikke dividende.<sup>10</sup> Når aksjen går ex-dividende, kan det virke som om det har forekommet større svingninger i aksjekursen, selv om dette ikke er tilfellet. For å unngå denne effekten, justeres datasettet for dividende. Justeringen er utført ved å fjerne kursnoteringer på ex-dividende-datoen for de respektive selskapene<sup>11</sup>, slik at disse dagene blir ekskludert fra analysen.

Selskapene ved Oslo Børs har ulik frekvens på dividendeutbetalingene. Noen betaler utbytte årlig, enkelte betaler flere ganger i året mens det i andre selskap kan gå år uten noen form for utbyttebetaling. Dette fører følgelig til at en får ulikt antall observasjoner av daglige avkastninger mellom selskapene ved å justere dividenden med den overnevnte metoden. Det mangler også noteringer for enkelte sporadiske dager i datasettene. Disse hullene kan potensielt forklares med for eksempel børs pauser, at det ikke eksisterte omsetning på det aktuelle verdipapiret eller feil i systemene til Netfonds og/eller Oslo Børs. Dette bidrar også til et ujevnt antall observasjoner mellom selskapene.

<sup>10</sup> Data innhentet fra <http://www.netfonds.no/quotes/market.php> (2.1.2016).

<sup>11</sup> Dividendedata er innhentet fra de respektive selskaperens hjemmeside, Yahoo Finance og Morningstar (26.1.2016).



**Tabell 5 Antall observerte daglige avkastninger for Frontline og DNO.<sup>12</sup>**

Antall observerte daglige avkastninger			
	Handledager	Helg	Over natten
Frontline	3476	663	2693
DNO	3513	679	2752
Differanse	37	16	59
Prosentvis differanse	<b>1,06 %</b>	<b>2,41 %</b>	<b>2,19 %</b>

Tabell 5 viser antall observasjoner for Frontline og DNO som henholdsvis har lavest og høyest antall observasjoner i hver kategori. Siden totale observasjoner av daglige avkastninger er høye og den prosentvise differansen mellom laveste og høyeste antall observasjoner i hver kategori er lave, vil trolig forskjellen ikke ha en betydelig innvirkning for den videre analysen av volatilitet.

I tillegg til aksjene, vil tre grupper av hypotetiske kjøpte kjøps- og salgsoptjoner bli satt under lupen for å undersøke konsekvensen ved å ignorere eksistensen av ulik volatilitet over ulike perioder. Av tabell 6 kan en se at gruppe 1 og 2 har en fast noteringsdato for løpetiden til optjonene, mens gruppe 3 har en fastsatt bortfallsdato. I hver gruppe er det fem optjoner med ulike løpetider som blir undersøkt ved tre ulike utøvelsespriser basert på deltaverdiene 25 %, 50 % og 75 % (negative deltaverdier for salgsoptjoner). Det blir tatt utgangspunkt i Statoil-aksjen, der pris på underliggende er satt til 130 NOK, basert på gjennomsnittlig sluttkurs i mars 2016. Risikofri rente er satt til 0,46 % for alle optjoner, basert på den gjennomsnittlige renten i mars 2016 for 3 måneders statskasseveksler.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Selskapene som har de laveste og høyeste antall observasjoner for den undersøkte perioden.

<sup>13</sup> Informasjon er hentet fra <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk/Statskasseveksler-Rente-Daglige-noteringer/> (5.4.2016).

Tabell 6 Opsjoner i utvalget.

Opsjoner – Statoil						
Gruppe 1			Gruppe 2		Gruppe 3	
	Løpetid	Dager	Løpetid	Dager	Løpetid	Dager
1	Fredag close til mandag open.	2,69	Mandag open til fredag close.	4,31	Mandag close til mandag open.	6,69
2	Fredag close til 2. mandag open.	9,69	Mandag open til 2. fredag close.	11,31	Tirsdag close til mandag open.	5,69
3	Fredag close til 3. mandag open.	16,69	Mandag open til 3. fredag close.	18,31	Onsdag close til mandag open.	4,69
4	Fredag close til 6. mandag open.	37,69	Mandag open til 6. fredag close.	39,31	Torsdag close til mandag open.	3,69
5	Fredag close til 12. mandag open.	79,69	Mandag open til 20. fredag close.	137,31	Fredag close til mandag open.	2,69

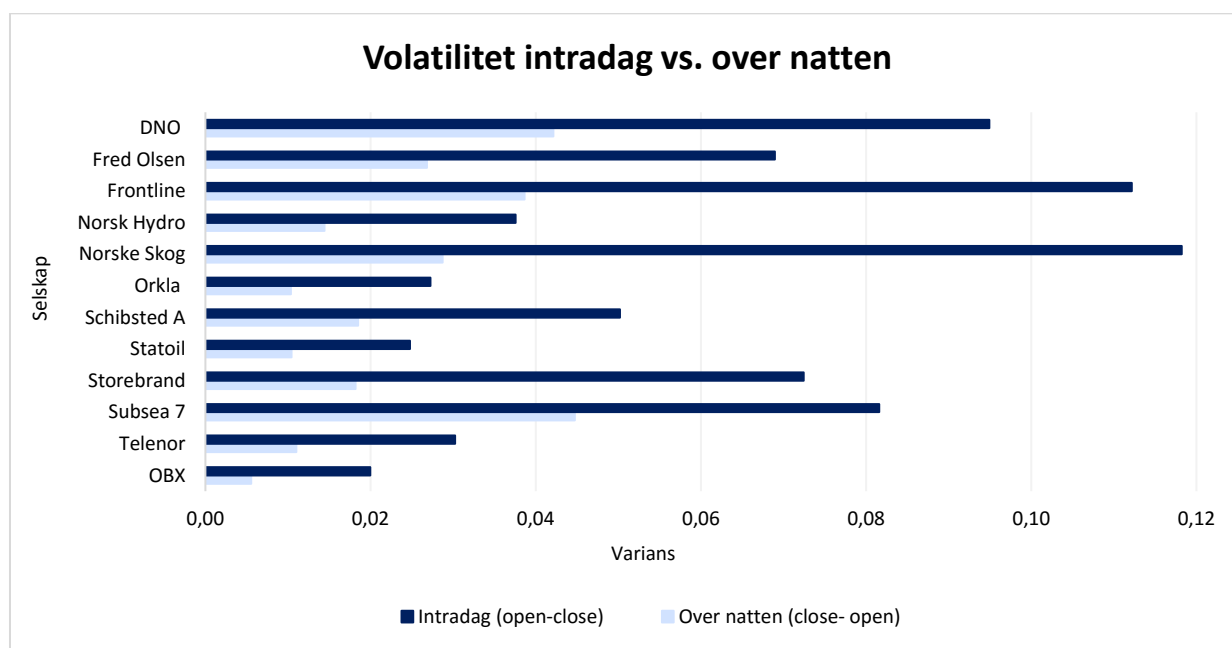
Tabell 6 viser utvalgte opsjoner som vil bli analysert. Gruppe 1 løper fra fredag close til mandag open, men for ulike løpetider. Denne gruppen av opsjoner er valgt for å vise implikasjonen ved å ignorere en lavere volatilitet over helgen enn handletiden som er avdekket i analysen. I gruppe 2 strekker alle opsjonene seg fra mandag open til fredag close, med ulike tids horisonter til bortfall. Denne gruppen av opsjoner er valgt for å vise konsekvensen av å ignorere en høyere volatilitet under intradag. Gruppe 3 har en fastsatt bortfallsdato på mandag open, og har ulike løpetider som strekker seg fra 6,69 til 2,69 dager. Formålet med denne gruppen er å isolere påvirkningen volatilitetsforskjellene har for opsjonsprisen innenfor en uke. På denne måten får en et bedre innsyn i dynamikken mellom den lave volatiliteten over helgen og den høye volatiliteten i handletiden, og hvordan dette videre påvirker opsjonsprisen.

## 6.0 Empirisk analyse

I dette kapitlet blir empiriske resultater presentert. I delkapittel 6.1 presenteres sammenligningen av volatiliteten over handledtiden med over natten, 6.2 sammenligner vi handledtiden med helg, mens i 6.3 ser vi nærmere på halene i avkastningsfordelingene ved bruk av Value-at-Risk. I 6.4 testes offentlige nyheters påvirkning på variansen ved å sammenligne rentemøtedager med vanlige handledager. Resultatene blir presentert i figurer og tabeller som diskuteres nærmere.

### 6.1 Er volatiliteten større i handledtiden sammenlignet med over natten?

Figur 3 og 4 viser henholdsvis den ikke-justerte og tidsjusterte variansen for daglige avkastninger på handledager og over natten. Variansen i figur 4 er justert for tid som beskrevet i kapittel 4.1 og vil være utgangspunktet for den videre diskusjonen i dette delkapitlet.



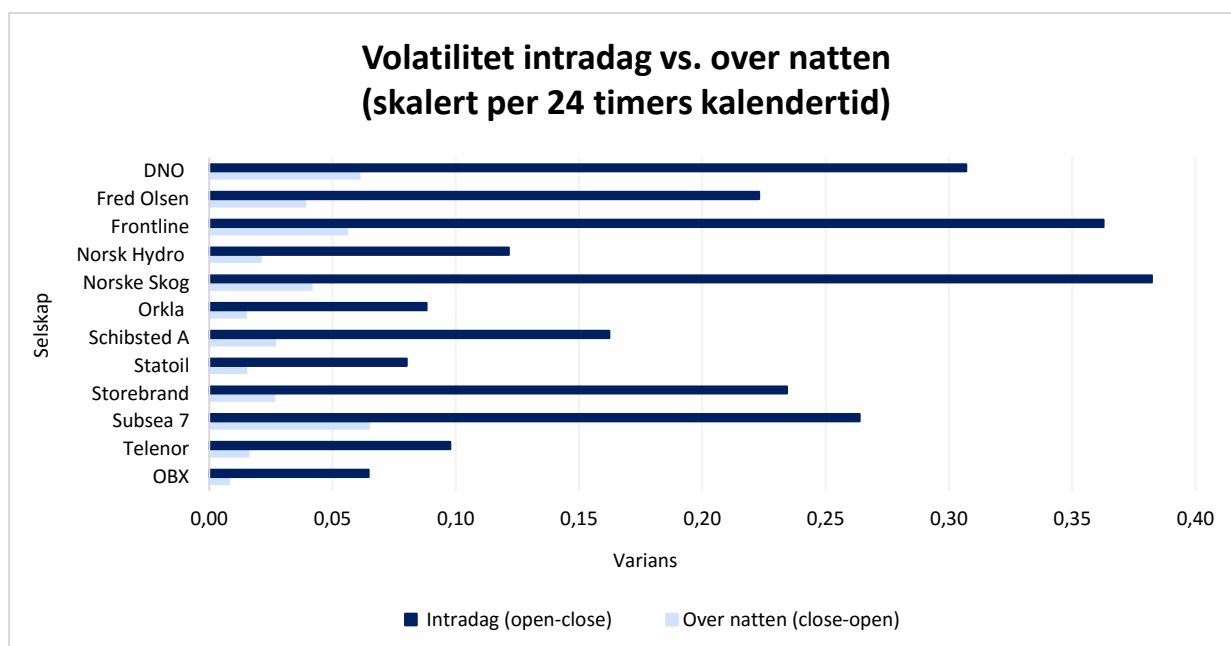
Figur 3 Varians for daglige avkastninger intradag vs. over natten (2.1.2002-31.12.2015).<sup>14</sup>

Av figur 3 fremkommer varians for daglige avkastninger, intradag versus over natten. Den daglige variansen for alle selskapene er i gjennomsnitt 2,74 ganger høyere under handledtiden sammenlignet over natten. Subsea 7 har for perioden det laveste forholdstallet, da variansen i løpet av en handledag kun er 1,82 ganger høyere enn over natten. Norske Skog viser

<sup>14</sup> Variansen er multiplisert med 100.

til den største forskjellen i perioden, hvor variansen er 4,11 ganger høyere gjennom en handledag.

Vi observerer samtidig at de fire største selskapene rangert etter markedsverdi (Statoil, Telemor, Orkla og Norsk Hydro) har den laveste variansen blant de undersøkte selskapene, både under handletiden og over natten. OBX-indeksen er likevel minst volatil i begge tidsrommene, og kan forklares ved at det er en diversifisert indeks som er fordelt over ti ulike sektorer, slik at den bedriftsspesifikke risikoen reduseres. Det at de største selskapene er mindre volatile kan potensielt forklares med at de ofte har større tilgang til kapital, noe som videre gjør dem mer tilpasningsdyktige under ulike markedsforhold. I tillegg er det ofte mer informasjon tilgjengelig knyttet til de større konsernene, slik at det i mindre grad forekommer større daglige svingninger i aksjekursen som følge av overraskelser. Aksjer tilhørende store selskaper er også ofte mer likvide, slik at ubalanse i tilbud og etterspørsel muligens ikke driver volatiliteten i like stor grad for disse verdipapirene. En studie utført av Conrad, Gultekin og Kaul (1991) fant at økonomiske sjokk som berører større selskaper, gir ringvirkninger for de mindre selskapene, men ikke omvendt. Nå er de undersøkte selskapene i denne analysen ansett som store i norsk målestokk, men det kan muligens være at mekanismene mellom store- og små selskaper også spiller en rolle internt mellom de 11 undersøkte aksjene.



Figur 4 Tidsjustert varians intradag vs. over natten (2.1.2002-31.12.2015).<sup>15</sup>

Figur 4 viser den tidsjusterte variansen for intradag og over natten. Når en videre skalerer variansen for faktisk tid, blir forskjellene enda større. Variansen skales ved å dividere den daglige variansen på faktiske antall dager som inngår i tidsrommet variansen beregnes for, henholdsvis 0,31 dager for handletid og 0,69 over natten. Siden variansen over en generell handledag i utgangspunktet er større enn over natten, blir naturligvis differansene større ved en tidsjustering når skaleringsfaktoren (tiden) er lavere for handletiden. Etter tidsjusteringen blir den daglige variansen for alle selskapene i gjennomsnitt 6,12 ganger høyere i handletiden enn over natten. For Subsea 7 er nå variansen 4,08 ganger høyere under intradagen sammenlignet med over natten, mens den for Norske Skog er 9,19 ganger høyere. Ifølge kalendertid-hypotesen skal forholdet mellom de justerte variansene være lik 1, da de er vektet med tiden avkastningene er beregnet over. På bakgrunn av disse resultatene forkastes kalendertid-hypotesen med hensyn til proporsjonalitet mellom variansen og tiden. Dette underbygges av F-testen, hvor nullhypotesen om en lik tidsjustert varians på intradag og over natten forkastes ved 95 % konfidensnivå (appendiks H).

Aksjemarkedet er fremtidsrettet, hvilket innebærer at aksjekursen baseres på en rekke forventninger investorer har om fremtidig inntjening og utvikling av selskapet. Kursen endres

<sup>15</sup> Variansen er multiplisert med 100.

over perioder uten handel som følge av endringer i investorenes forventninger til selskapet. Dermed kan en ikke utelukke kalendertid-hypotesens budskap om at nyheter bidrar til å drive prisendringer, selv om det ikke eksisterer et proporsjonalt forhold mellom variansen og tiden som ligger til grunn. En annen faktor verdt å merke seg er at Statoil- og Frontline aksjen også er listet ved New York Stock Exchange (NYSE)<sup>16</sup>, noe som innebærer at disse selskapene blir handlet i en lengre periode utenom åpningstidene til Oslo Børs. Handelen ved NYSE overlapper i skrivende stund de siste 55 minuttene av handledagen ved Oslo Børs, før handelen fortsetter i 5,58 timer (335 minutter) etter børs slutt i Oslo. Er begge markedene integrerte, kan en anse handelen ved NYSE som en forlengelse av handelsøkten ved Oslo Børs. Dermed kan volatiliteten ved starten av påfølgende handledag, forventes å være noe lavere enn for selskaper som ikke handles utenom åpningstidene på hjemmemarkedet (Lowengrub & Melvin 2002). Når handletiden blir forlenget, vil en følgelig ha et større grunnlag for å akkumulere prisinformasjon før neste handelsøkt.

Tabell 7 Deskriptiv statistikk for daglige avkastninger, intradag og over natten (2.1.2002-31.12.2015).<sup>17</sup>

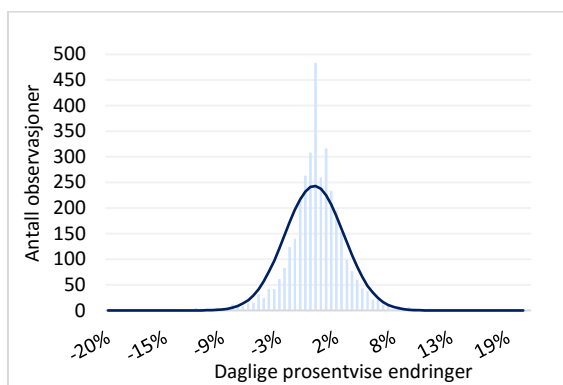
		Intradag vs. over natten					
		Fisher-kurtose	Skjevhet	Min	Maks	Antall observasjoner	JB-verdi
DNO	Intradag	5,18	<b>0,39</b>	-20,03 %	21,64 %	3513	4021
	Natt	32,77	<b>2,34</b>	-12,68 %	<b>26,09 %</b>	2752	125615
FOE	Intradag	8,72	-0,14	-29,00 %	18,77 %	3489	11069
	Natt	22,63	0,03	-14,79 %	20,76 %	2718	58001
FRO	Intradag	<b>12,74</b>	-0,24	<b>-43,48 %</b>	24,51 %	3476	23531
	Natt	18,68	0,96	-13,62 %	25,90 %	2693	39552
NHY	Intradag	11,40	0,11	-15,11 %	23,94 %	3502	18983
	Natt	12,64	-0,63	-10,54 %	10,25 %	2734	18388
NSG	Intradag	8,28	0,09	-33,62 %	<b>29,07 %</b>	3512	10045
	Natt	27,09	-1,00	-24,95 %	14,42 %	2752	84614
ORK	Intradag	8,92	-0,09	-13,11 %	14,60 %	3499	11613
	Natt	40,60	0,36	-11,28 %	16,43 %	2740	188210
SCHA	Intradag	<b>4,32</b>	-0,21	-14,84 %	12,69 %	3504	2746
	Natt	45,89	0,05	-20,28 %	21,07 %	2745	240856
STL	Intradag	4,70	-0,20	<b>-12,75 %</b>	<b>9,35 %</b>	3498	3243
	Natt	<b>5,73</b>	-0,51	<b>-6,84 %</b>	<b>6,48 %</b>	2730	3854
STB	Intradag	9,24	<b>-0,91</b>	-21,92 %	19,21 %	3509	12957
	Natt	11,25	0,55	-8,65 %	12,14 %	2743	14608
SUBC	Intradag	8,66	-0,37	-27,12 %	22,31 %	3482	10973
	Natt	<b>83,27</b>	<b>-4,37</b>	<b>-44,47 %</b>	11,55 %	2712	792180
TEL	Intradag	10,81	-0,66	-22,16 %	11,68 %	3500	17294
	Natt	10,89	-0,29	-8,74 %	7,61 %	2738	13563
OBX	Intradag	11,86	-0,65	-11,27 %	11,02 %	3513	20831
	Natt	13,96	-0,27	-5,97 %	6,92 %	2752	22376

<sup>16</sup> New York Stock Exchange, «Listing directory » (4.3.2016).

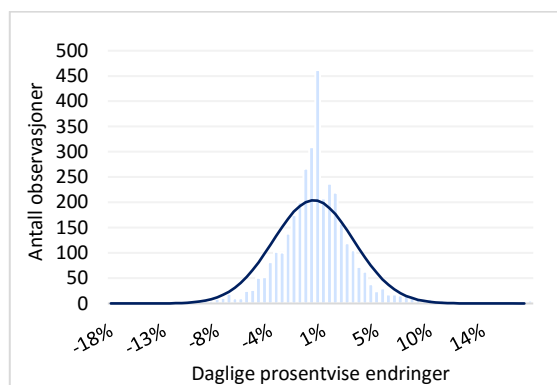
<sup>17</sup> Høyeste og laveste verdi i hver kategori er uthevet for begge periodene.

Tabell 7 viser fordelingen til avkastningene for intradag og over natten. En kan se at Jarque-Bera verdiene er langt høyere enn kritisk verdi, 5,99 ved 5 % signifikansnivå, noe som innebærer at de observerte daglige avkastningene ikke er normalfordelte. Av tabellen fremkommer det at 8 av 11 selskaper i tillegg til OBX-indeksen har negativ skjevhet under handletiden. Den negative skjevheten indikerer at det er større sannsynlighet for negative enn positive ekstremavkastninger. Når det gjelder avkastningene over natten, har 7 av 11 selskaper en mer positiv skjevhet sammenlignet med handletiden. OBX-indeksen har en negativ skjevhet både på intradag og over natten, men med en større nedsiderisiko under handletiden. På grunnlag av de overnevnte funnene er det vanskelig å dra en entydig konklusjon om skjevhet, da det ikke foreligger noe klart mønster under hverken handletiden eller når børsen er stengt.

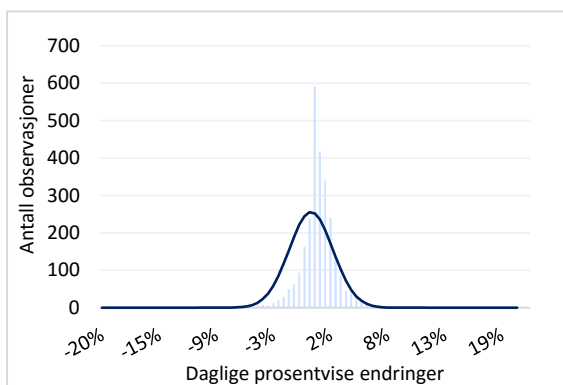
Kurtosen over natten er høyere sammenlignet med intradagen for samtlige selskaper i tillegg til indeksen. Den positive Fisher-kurtosen vitner om at flere observasjoner er sentrert i halene, rundt gjennomsnittet eller begge deler (DeCarlo 1997). Av figurene 5 til 8 ser en at den høye kurtosen over natten ikke i hovedsak skyldes flere ekstreme observasjoner i halene, men også at avkastningsfordelingen har en høyere topp, der flere av observasjonene er konsentrert nærmere sitt gjennomsnitt. Dette underbygges av den lave variansen over natten, sammenlignet med handletiden, som vitner om et lavere avvik fra gjennomsnittet. Flere observasjoner rundt gjennomsnittet er nødvendigvis ikke alene årsaken til en høyere kurtose over natten, da DeCarlo også nevner at kurtosen er følsom for utvalgsstørrelsen, og påvirkes mer av observasjoner i halene. Få ekstreme avkastninger kan ha større innflytelse på kurtosen over natten enn i handletiden, da det er færre observasjoner i førstnevnte periode. Det at kurtosen er mer sensitiv for observasjoner i halene fremkommer av figur 7 og 8, hvor Norske Skog har flere observasjoner rundt gjennomsnittet over natten enn Subsea 7, til tross for at sistnevnte har en vesentlig høyere kurtose.



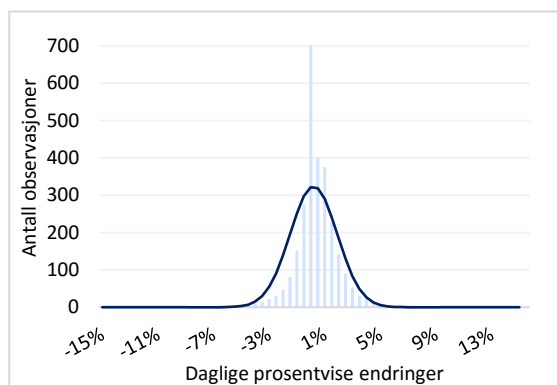
Figur 5 Avkastningsfordeling intradag - Subsea 7 (2.1.2002-31.12.2015).



Figur 6 Avkastningsfordeling intradag - Norske Skog (2.1.2002-31.12.2015).



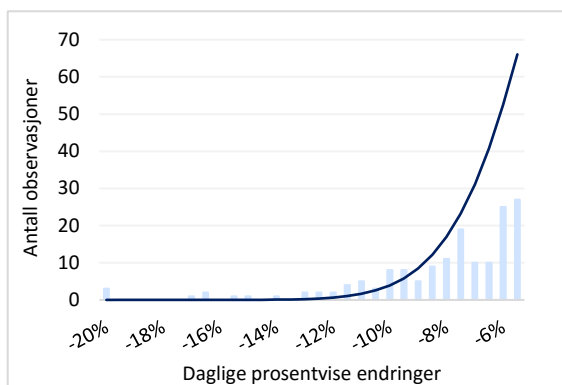
Figur 7 Avkastningsfordeling over natten - Subsea 7 (2.1.2002-31.12.2015).



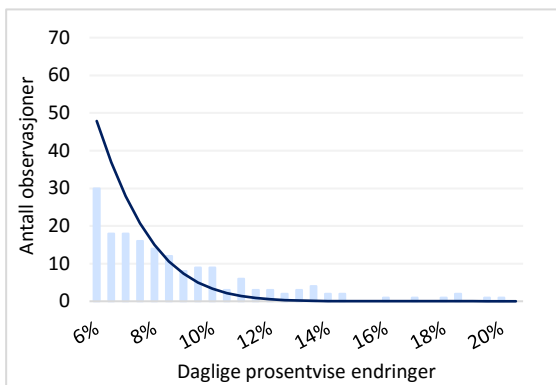
Figur 8 Avkastningsfordeling over natten - Norske Skog (2.1.2002-31.12.2015).

Figur 5 og 6 illustrerer avkastningsfordelingen på intradag for Subsea 7 og Norske Skog, mens figur 7 og 8 viser fordelingen over natten, der den mørkeblå kurven er den hypotetiske normalfordelingen. For begge tidsrommene er det flere observasjoner både i halene, og rundt gjennomsnittet, sammenlignet med Gauss-normalfordelingen. Fordelingen i handletiden ligner mer en normalfordeling, noe som også kan sees for de resterende selskapene i appendiks D. Det at fordelingen i handletiden ligner mer en normalfordeling kan trolig skyldes det faktum at avkastningene i handletiden også påvirkes av handel i motsetning til over natten, som eventuelt kun påvirkes av nyheter og forventninger. Dersom det ikke har forekommet aktuelle nyheter- eller hvis forventningene til selskapet er uendret over natten, vil det være mindre eller ingen endring i åpningskursen påfølgende dag. Dette vil bidra til flere observasjoner rundt null, slik en også kan se av den høye toppen i fordelingene. For avkastningene i handletiden er handel i seg selv en påvirkende faktor som vil kunne gi en større spredning av utfall. Dette igjen fører til at fordelingen gjennom handledagen ligner mer på en normalfordeling, men det er dog viktig å være oppmerksom på ekstreme utfall i halene.

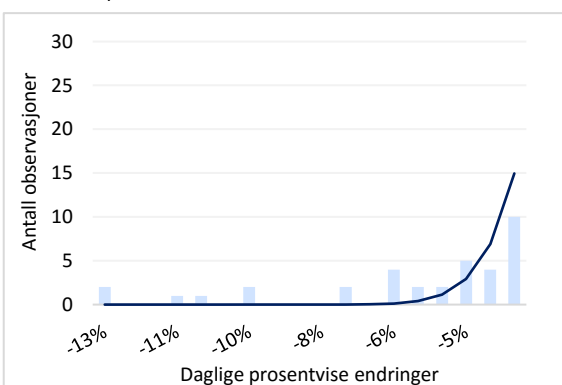




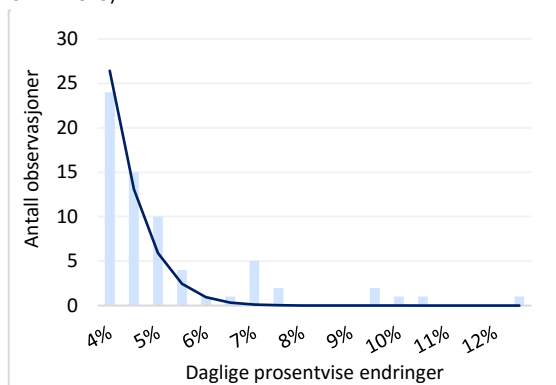
Figur 9 Venstre hale intradag - Norske Skog (2.1.2002-31.12.2015).



Figur 10 Høyrehale intradag - Norske Skog (2.1.2002-31.12.2015).



Figur 11 Venstre hale over natten - Norske Skog (2.1.2002-31.12.2015).

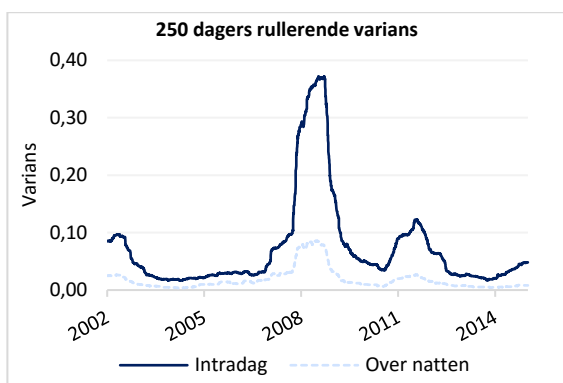


Figur 12 Høyrehale over natten - Norske Skog (2.1.2002-31.12.2015).

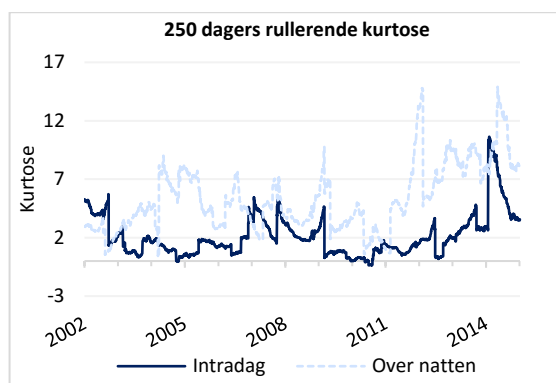
Figur 9 og 10 viser halene i handletiden for Norske Skog, mens figur 11 og 12 illustrerer halene over natten. Det er både flere- og mer ekstreme avkastninger i handletiden enn over natten, slik en så antydninger til i figurene 5 til 8. Disse funnene er sammenfallende for samtlige selskaper (Se appendiks E og F), men det har unntaksvis forekommet enkelte veldig ekstreme avkastninger over natten for noen av selskapene, som for eksempel Subsea 7.

### 6.1.1 Er kurtose og varians ustabile over tid?

Det fremkommer av tidligere studier at både varians og kurtose kan være ustabile over tid (Mandelbrot 1967). For å belyse dette har vi beregnet 250 dagers rullerende varians og kurtose for samtlige selskaper.



Figur 13 250 dagers rullerende varians for Storebrand (2.1.2002-31.12.2015).



Figur 14 250 dagers rullerende Fisher-kurtose for Storebrand (2.1.2002-31.12.2015).

Som en kan se av figur 13 og 14 ovenfor, er det ikke kun aksjekursene som er volatile. Variansen og kurtosen kan også variere over tid. Figur 13 viser 250 dagers rullerende varians for Storebrand, der en ser at variansen er vesentlig høyere i perioden rundt den globale finanskrisen som inntreffer i 2008, sammenlignet med resten av perioden. Denne utviklingen virker å være sammenfallende for alle undersøkte selskaper (Se appendiks G). Variansen for daglige avkastninger har et relativt likt bevegelsesmønster gjennom handledagen og over natten, men skiller seg ut i omfang der variansen som nevnt er høyere under handletiden for hele perioden.

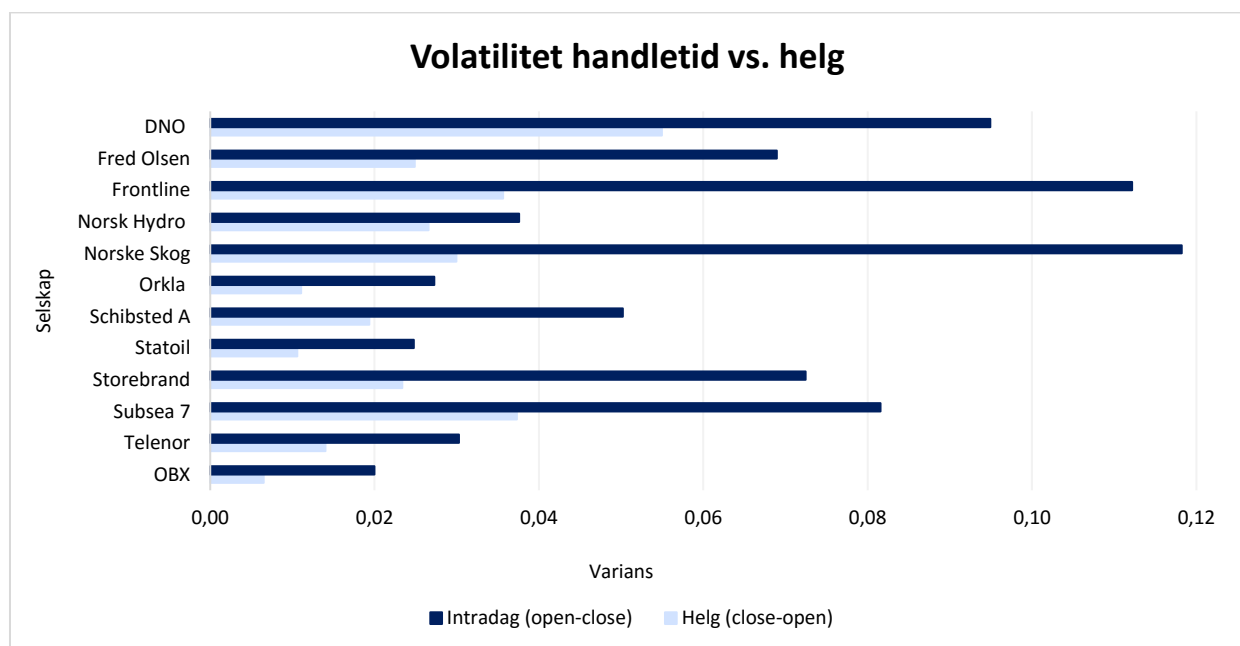
Figur 14 illustrerer 250 dagers rullerende Fisher-kurtose for Storebrand. Kurtosen varierer i større grad enn variansen, og har holdt seg stabilt høyere over natten enn i handletiden, med unntak av små perioder. Dette gjelder også for resterende selskaper, men for fem av verdipapirene kan en observere lengre perioder hvor kurtosen er relativt lik for natt og intradag. Kurtosen avviker likevel over natten med større hopp i enkelte perioder, noe som resulterer i en høyere kurtose-verdi også for disse selskapene for hele perioden sett under ett. Da vi finner at både kurtosen og variansen viser seg å være ustabile over tid, bør en følgelig ta hensyn til dette i risikovurderingen, slik at en kan redusere potensiell feilestimering av risiko.

Dersom man kun baserer analysen på en utvalgt periode, vil en risikere at de fremlagte resultatene ikke nødvendigvis ville samsvart med resultater fra en analyse som omfattet all tilgjengelig data. For å avdekke et eventuelt avvik i estimatene, blir sampling error beregnet

for samtlige selskaper og OBX-indeksen. Standardavviket for nevnte Storebrand er eksempelvis 2,69 % i handletiden sett over hele perioden. Med totalt 3509 observerte avkastninger, er det 95 % sannsynlighet for at den virkelige volatiliteten vil ligge mellom 2,63 % og 2,75 %. Basert på 2743 observasjoner over natten er det estimert et standardavvik på 1,35 %. Det er dermed 95 % sannsynlighet for at den virkelige verdien vil ligge mellom henholdsvis 1,31 % og 1,39 %. Generelt er det ingen av de estimerte verdiene for de ulike selskapene som skiller seg betraktelig ut, selv om det eksisterer ulikt antall observasjoner (se appendiks I). Den relativt lave utvalgsfeilen, kan forklares med at det inkluderes tilstrekkelig med observasjoner i analysen.

## 6.2 Er volatiliteten i handletiden signifikant høyere enn helgen?

I denne seksjonen sammenlignes volatiliteten mellom handletid og helgen. Figur 15 viser variansen for de respektive tidene av uken.

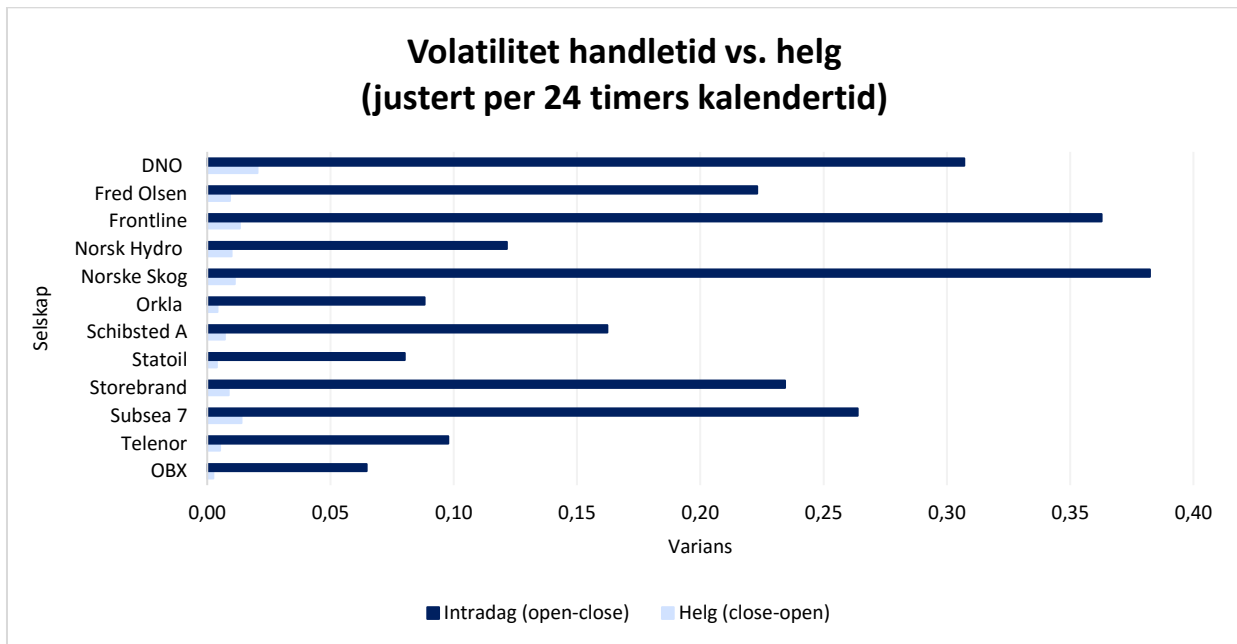


Figur 15 Varians intradag vs. helg (2.1.2002–31.12.2015).<sup>18</sup>

Den gjennomsnittlige variansen over helgen for alle selskapene er 0,03 mot 0,07 under børsens handletid. Dette innebærer at variansen over handletiden i gjennomsnitt er ca. 2,33

<sup>18</sup> Variansen er multiplisert med 100.

ganger høyere enn over helgen. Dette samsvarer ikke med kalendertid-hypotesen som tilsier at variansen skal være proporsjonal med tiden. En regulær handledag på Oslo Børs består av 7,42 timer, eller 0,31 dager, mens det over helgen fra børs slutt fredag til åpning mandag er 64,58 timer, tilsvarende 2,69 dager. I følge kalendertid-hypotesen skal variansen over helgen være omtrent 8,7 ganger større sammenlignet med handledagen, hvilket ikke er tilfellet i denne sammenheng.



Figur 16 Tidsjustert varians intradag vs. helg (2.1.2002-31.12.2015).<sup>19</sup>

Figur 16 illustrerer forholdet mellom de tidsjusterte variansene for intradag og helg. Når variansene justeres for faktisk tid, ser en av figuren at funnene trekker seg enda lenger bort fra kalendertid-hypotesen som tilsier at de tidsjusterte variansene skal være like. Nå er den gjennomsnittlige variansen gjennom handledagen for alle selskaper hele 21,7 ganger høyere enn over helgen, dette til tross for at handledagen strekker seg over en kortere tidsperiode. Den tidsjusterte variansen fra open til close for Norske Skog er hele 34,4 ganger høyere enn over helgen, hvilket er den største forskjellen blant selskapene. Siden tusenårsskiftet har Norske Skog hatt en turbulent periode med både svikt i etterspørselen, driftsunderskudd og høy gjeld. Dette har bidratt til økt usikkerhet rundt selskapet og kraftig fall i aksjekursen. Den laveste forskjellen registres videre hos Norsk Hydro, hvor den tidsjusterte variansen gjennom handledagen er 12,3 ganger høyere sammenlignet med over helgen. Nullhypotesen ved F-

<sup>19</sup> Variansen er multiplisert med 100.

testen om en signifikant lik tidsjustert varians forkastes for samtlige selskaper ved 95 % konfidensnivå, og det konkluderes med en ulik tidsjustert varians mellom helg og handletid. Over helgen observerer en også at de fire største selskapene har de laveste variansene.

Tabell 8 Deskriptiv statistikk for daglige avkastninger, intradag og helg (2.1.2002-31.12.2015).<sup>20</sup>

		Intradag vs. helg					
		Fisher-kurtose	Skjevhet	Min	Maks	Antall observasjoner	JB-verdi
DNO	Intradag	5,18	<b>0,39</b>	-20,03 %	21,64 %	3513	4021
	Helg	21,38	2,16	-10,89 %	<b>24,44 %</b>	679	13458
FOE	Intradag	8,72	-0,14	-29,00 %	18,77 %	3489	11069
	Helg	6,81	-0,43	-9,16 %	8,96 %	673	1320
FRO	Intradag	<b>12,74</b>	-0,24	<b>-43,48 %</b>	24,51 %	3476	23531
	Helg	9,72	0,86	-8,55 %	16,06 %	663	2692
NHY	Intradag	11,40	0,11	-15,11 %	23,94 %	3502	18983
	Helg	<b>46,85</b>	3,00	-11,28 %	20,74 %	676	62827
NSG	Intradag	8,28	0,09	-33,62 %	<b>29,07 %</b>	3512	10045
	Helg	29,19	<b>3,07</b>	<b>-4,62 %</b>	20,27 %	677	25092
ORK	Intradag	8,92	-0,09	<b>-13,11 %</b>	14,60 %	3499	11613
	Helg	15,25	0,26	-7,77 %	8,81 %	665	6449
SCHA	Intradag	<b>4,32</b>	-0,21	-14,84 %	12,69 %	3504	2746
	Helg	18,21	0,49	<b>-11,38 %</b>	12,52 %	673	9321
STL	Intradag	4,70	-0,20	-12,75 %	<b>9,35 %</b>	3498	3243
	Helg	7,11	0,23	-6,11 %	6,04 %	672	1422
STB	Intradag	9,24	<b>-0,91</b>	-21,92 %	19,21 %	3509	12957
	Helg	9,43	0,22	-8,98 %	8,70 %	679	2524
SUBC	Intradag	8,67	-0,37	-27,12 %	22,31 %	3482	10973
	Helg	<b>5,35</b>	-0,11	-8,70 %	10,54 %	669	799
TEL	Intradag	10,81	-0,66	-22,16 %	11,68 %	3500	17294
	Helg	31,44	2,60	-5,80 %	13,87 %	672	28428
OBX	Intradag	11,86	-0,65	-11,27 %	11,02 %	3513	20831
	Helg	10,52	<b>-1,05</b>	-5,01 %	<b>3,78 %</b>	678	3254

Tabell 8 viser fordelingen til de daglige avkastningene for intradag og helg. Ut ifra Jarque-Bera verdiene forkastes nullhypotesen ved 95 % konfidensnivå om normalfordelte avkastninger over helgen. 9 av 11 selskaper har en positiv skjevhet over helgen i motsetning til handletiden, hvor 8 av 11 selskaper som påpekt hadde en negativ skjevhet i perioden. Den positive skjevheten over helgen indikerer at det har forekommet flere tilfeller av positive enn negative ekstremavkastninger. Den positive Fisher-kurtosen i helgen samsvarer med en leptokurtisk fordeling, noe som tilsier at det eksisterer flere observasjoner i halene og/eller flere observasjoner rundt gjennomsnittet sammenlignet med normalfordelingen. Sett bort fra Fred Olsen Energy, Frontline, Subsea 7 og OBX-indeksen, har resterende selskaper en høyere kurtose over helgen enn handletiden.

<sup>20</sup> Høyeste og laveste verdi i hver kategori er uthevet for begge periodene.

### 6.3 Value-at-Risk

I delkapittel 6.1 og 6.2 ble det avdekket skjeve og leptokurtiske avkastningsfordelinger ved handledagen, over natten og helgen. I dette delkapitlet vil halene i fordelingen bli undersøkt nærmere ved hjelp av Value-at-Risk (VaR) og Conditional Value-at-Risk (CVaR). VaR og CVaR blir presentert ved å konstruere to ulike porteføljer av de undersøkte selskapene med en tilhørende hypotetisk investering. Et slikt numerisk eksempel vil gi et mer intuitivt bilde av konsekvensene som følge av fete haler i fordelingen. I portefølje 1 vektet selskapene likt, der det investeres 1 000 000 NOK i hvert selskap (totalt 11 millioner NOK).<sup>21</sup> Denne porteføljen vil vise et likevektet gjennomsnitt av VaR og CVaR verdiene for alle selskapene og det forutsettes at man holder posisjonene over en periode uten jevnlig rebalanseringer. Portefølje 2 er vektet etter hvert enkelt selskaps prosentandel av den samlede markedsverdien for samtlige 11 selskaper, der den totale investeringssummen fremdeles er 11 millioner NOK. Denne porteføljen vil kunne gi en nærmere indikasjon på hvorvidt de større selskapene er mindre volatile, slik man kunne se en tendens til i kapittel 6.1 og 6.2.

Tabell 9 og 10 under viser VaR og CVaR over natten, helgen og i handletiden. Portefølje-avkastningene er estimert ved å multiplisere daglige avkastninger for hvert selskap med tilhørende vektning, for så å addere de vektete avkastningene for hver dag. Dataserien med de summerte vektete avkastningene tilsvarer daglige avkastninger for porteføljen, og VaR-estimaterne blir beregnet som beskrevet tidligere ut ifra denne avkastningsserien.

---

<sup>21</sup> Valuta: Norske kroner (NOK).

Tabell 9 95 % og 99 % VaR og CVaR – venstre hale for begge porteføljer (2.1.2002-31.12.2015).<sup>22</sup>

Portefølje VaR og CVaR – intradag								
	Portefølje 1				Portefølje 2			
Gj.snittlig avk.	-0,13 %				-0,06 %			
Konfidensnivå	95 %		99 %		95 %		99 %	
	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK
Parametrisk VaR	-2,53 %	Kr -278 791	-3,53 %	<b>Kr -388 499</b>	-2,20 %	Kr -242 357	-3,09 %	Kr -339 913
Historisk VaR	-2,44 %	<b>Kr -268 563</b>	-4,54 %	<b>Kr -499 831</b>	-2,13 %	Kr -234 128	-3,82 %	Kr -419 812
Parametrisk CVaR	-3,97 %	Kr -436 895	-5,03 %	Kr -553 482	-3,33 %	Kr -366 543	-4,45 %	Kr -489 237
Historisk CVaR	-3,83 %	Kr -420 820	-6,20 %	Kr -682 031	-3,26 %	Kr -358 296	-5,34 %	Kr -587 329
Portefølje VaR og CVaR – over natten								
Gj.snittlig avk.	0,14 %				0,09 %			
Konfidensnivå	95 %		99 %		95 %		99 %	
	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK
Parametrisk VaR	-1,38 %	Kr -152 026	-2,01 %	Kr -221 512	-1,28 %	Kr -140 280	-1,84 %	Kr -202 804
Historisk VaR	-1,16 %	<b>Kr -127 071</b>	<b>-2,43 %</b>	Kr -267 493	-1,10 %	Kr -120 817	-2,42 %	Kr -266 103
Parametrisk CVaR	-2,40 %	Kr -264 420	-3,23 %	Kr -355 808	-2,16 %	Kr -237 532	-2,28 %	Kr -250 634
Historisk CVaR	-2,12 %	Kr -232 951	<b>-3,91 %</b>	Kr -429 727	-1,96 %	Kr -216 128	-3,46 %	Kr -380 664
Portefølje VaR og CVaR – helg								
Gj.snittlig avk.	0,15 %				0,12 %			
Konfidensnivå	95 %		99 %		95 %		99 %	
	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK
Parametrisk VaR	-1,57 %	Kr -173 034	-2,29 %	<b>Kr -251 487</b>	-1,43 %	Kr -157 292	-2,07 %	Kr -227 851
Historisk VaR	-1,39 %	<b>Kr -153 348</b>	<b>3,20 %</b>	<b>Kr -352 408</b>	-1,27 %	Kr -139 240	-2,59 %	Kr -285 419
Parametrisk CVaR	-2,61 %	Kr -287 461	-3,27 %	Kr -360 003	-2,23 %	Kr -245 217	-2,73 %	Kr -300 129
Historisk CVaR	-2,41 %	Kr -265 102	<b>-3,86 %</b>	<b>Kr -424 426</b>	-2,12 %	Kr -233 568	-3,33 %	Kr -366 679

Tabell 9 viser VaR og CVaR for venstre halen i fordelingen, kalkulert både med parametrisk og historisk metode ved 95 % og 99 % konfidensnivå. Ved 95 % konfidensnivå overvurderer den parametriske metoden VaR for alle tidsrom ved begge porteføljene, sammenlignet med den historiske metoden. Tilfellet er motsatt ved 99 % konfidensnivå, hvor VaR undervurderes av den parametriske metoden. En kan se av tabellen ovenfor at VaR, kalkulert etter den parametriske metoden, er mer negativ ved 95 % konfidensnivå sammenlignet med den historiske metoden, men at differansen ikke er stor mellom metodene. Differansen ved 99 % konfidensnivå er derimot større, og en kan se for portefølje 1 at VaR undervurderes ved både handlediden og helgen med over 100 000 NOK, for en hypotetisk investering på 11 millioner kroner.

De mest ekstreme prisendringene forekommer i handlediden, og er som forventet med tanke på en vesentlig høyere varians i handlediden sammenlignet med når børsen er stengt. For en hypotetisk investering på 11 millioner NOK i portefølje 1, ville det maksimale tapet over en handledag i 95 % av tilfellene vært under 268 563 NOK etter den historiske modellen. Det

<sup>22</sup> Tall som eksplisitt diskuteres i teksten er uthevet i tabellen.

maksimale tapet over natten (man-fre) for denne porteføljen, ville i 95 % av tilfellene vært under 127 071 NOK, mens det over helgen ville vært 153 348 NOK. Når en ser nærmere på helgen og natten, ser en viktigheten av å inkludere CVaR i risikovurderingen og ikke kun basere seg på VaR: Selv om 99 % VaR er mer negativ for helgen sammenlignet med over natten, observerer en at det er motsatt ved 99 % CVaR, hvilket tilsier at det har forekommet større ekstreme svingninger over natten. VaR tar som nevnt ikke hensyn til verdier som overskrider VaR-estimatet og en observerer at det gjennomsnittlige tapet for henholdsvis 5 % og 1 % av de verste tilfellene er vesentlige høyere enn tilhørende VaR.

VaR for portefølje 2 er mer positive enn portefølje 1, med unntak av 99 % VaR over natten som er en halv prosent høyere for portefølje 2. Dette bygger opp under funnene fra tidligere, hvor de større selskapene virket å være mindre volatile sammenlignet med de mindre, med både lavere varians samt mindre avvik mellom variansen i handletid- og ikke-handletid.

Tabell 10 95 % og 99 % VaR og CVaR – høyrehale for begge porteføljer (2.1.2002-31.12.2015).<sup>23</sup>

Portefølje VaR og CVaR – intradag								
	Portefølje 1				Portefølje 2			
Gj.snittlig avk.	-0,13 %				-0,06 %			
Konfidensnivå	95 %		99 %		95 %		99 %	
	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK
Parametrisk VaR	2,28 %	Kr 250 795	3,28 %	Kr 360 503	2,08 %	Kr 228 567	2,96 %	Kr 326 123
Historisk VaR	1,96 %	Kr 215 454	<b>3,48 %</b>	Kr 383 125	1,80 %	Kr 197 813	<b>3,06 %</b>	Kr 336 120
Parametrisk CVaR	3,40 %	Kr 373 854	4,45 %	Kr 489 830	3,13 %	Kr 344 142	4,23 %	Kr 464 885
Historisk CVaR	2,96 %	Kr 325 106	<b>4,73 %</b>	Kr 520 320	2,68 %	Kr 294 898	<b>4,40 %</b>	Kr 484 182
Portefølje VaR og CVaR – over natten								
Gj.snittlig avk.	0,14 %				0,09 %			
Konfidensnivå	95 %		99 %		95 %		99 %	
	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK
Parametrisk VaR	1,67 %	Kr 183 398	2,30 %	Kr 252 885	1,47 %	Kr 161 533	2,04 %	Kr 224 057
Historisk VaR	1,43 %	Kr 157 455	2,53 %	Kr 278 107	1,29 %	Kr 141 696	2,24 %	Kr 246 302
Parametrisk CVaR	2,49 %	Kr 273 770	3,34 %	Kr 367 433	2,18 %	Kr 239 682	3,06 %	Kr 336 239
Historisk CVaR	2,26 %	Kr 248 148	3,79 %	Kr 417 162	1,93 %	Kr 211 849	3,12 %	Kr 342 819
Portefølje VaR og CVaR – helg								
Gj.snittlig avk.	0,15 %				0,12 %			
Konfidensnivå	95 %		99 %		95 %		99 %	
	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK
Parametrisk VaR	1,87 %	Kr 205 674	2,58 %	Kr 284 127	1,67 %	Kr 183 309	2,31 %	Kr 253 868
Historisk VaR	1,45 %	Kr 106 032	<b>2,99 %</b>	Kr 329 267	1,33 %	Kr 146 589	<b>3,05 %</b>	Kr 335 371
Parametrisk CVaR	3,21 %	Kr 353 183	4,26 %	Kr 468 051	2,85 %	Kr 312 992	3,79 %	Kr 417 240
Historisk CVaR	2,56 %	Kr 281 631	<b>4,82 %</b>	Kr 530 439	2,38 %	Kr 262 295	<b>4,40 %</b>	Kr 483 999

<sup>23</sup> Tall som eksplisitt diskuteres i teksten er uthevet i tabellen.



Tabell 10 viser VaR og CVaR for høyrehalene i avkastningsfordelingen, der en ser at resultatene for oppsiden er veldig lik som for nedsiden. De mest ekstreme positive avkastningene finner sted i handletiden for begge porteføljer. Den parametriske metoden overvurderer VaR ved 95 % konfidensnivå, mens den undervurderer graden av ekstreme utfall ved 99 % nivå. Tenker vi i absoluttverdier, er historisk CVaR større for nedsiden enn oppsiden i handletiden, mens oppsiden er større over helgen. Resultatene er sammenfallende for begge porteføljer, og er som forventet, siden majoriteten av selskapene viser til en negativ skjevhet i handletiden, mens 9 av 11 aksjer har positiv skjevhet i helgen. Over natten har seks selskaper positiv skjevhet, mens skjevheten er negativ for de resterende fem selskapene. Likevel er de absolutte CVaR verdiene større for nedsiden enn oppsiden. Dersom en går tilbake til tabell 7, ser en at Subsea 7 har negativ skjevhet tilsvarende -4,37 over natten, mens 5 av 6 selskaper med positiv skjevhet viser til verdier under 1. Dette vil følgelig ha en innvirkning når alle selskapene vektes likt i portefølje 1. Når det gjelder portefølje 2, har 3 av 4 selskaper som står for majoriteten av andelene en negativ skjevhet (NHY, STL og TEL tilsvarer omtrent 81 % av porteføljen). Derfor er det heller ingen overraskelse at de absolutte CVaR-verdiene over natten er større for nedsiden for denne porteføljen. Det er videre interessant å merke seg at 99 % VaR er høyere for intradag enn helg for portefølje 1, men at 99 % historisk CVaR samtidig er høyere over helgen. En høyere CVaR over helgen innebærer nødvendigvis ikke at de største gevinstene har forekommet i dette tidsrommet, da det er over fem ganger flere observasjoner i VaR-beregningene for intradag enn over helgen. 1 % av avkastningene over helgen tilsvarer langt færre observasjoner enn over en handledag, og følgelig vil 99 % CVaR for sistnevnte inkludere flere avkastninger som ikke er blant de mest ekstreme.

Value-at-Risk analysen bekrefter våre funn fra delkapittel 6.1 og 6.2 om større svingninger i handletiden enn utenfor. Selv om differansene angitt i prosent tilsynelatende kan virke lavt, vil det ha større konsekvens desto større investeringsbeløp. Tendensene er som vist ovenfor relativt like for opp- og nedsiden, og en ser ved begge tilfeller viktigheten av CVaR, da disse verdiene ofte var vesentlig høyere enn tilhørende VaR-verdi. Til tross for at forskjellen mellom portefølje 1 og 2 er marginale, viste forventningen om lavere VaR-verdier for portefølje 2 å stemme. Dette er med på å bygge opp under tidligere observasjoner om en lavere volatilitet blant de største selskapene.

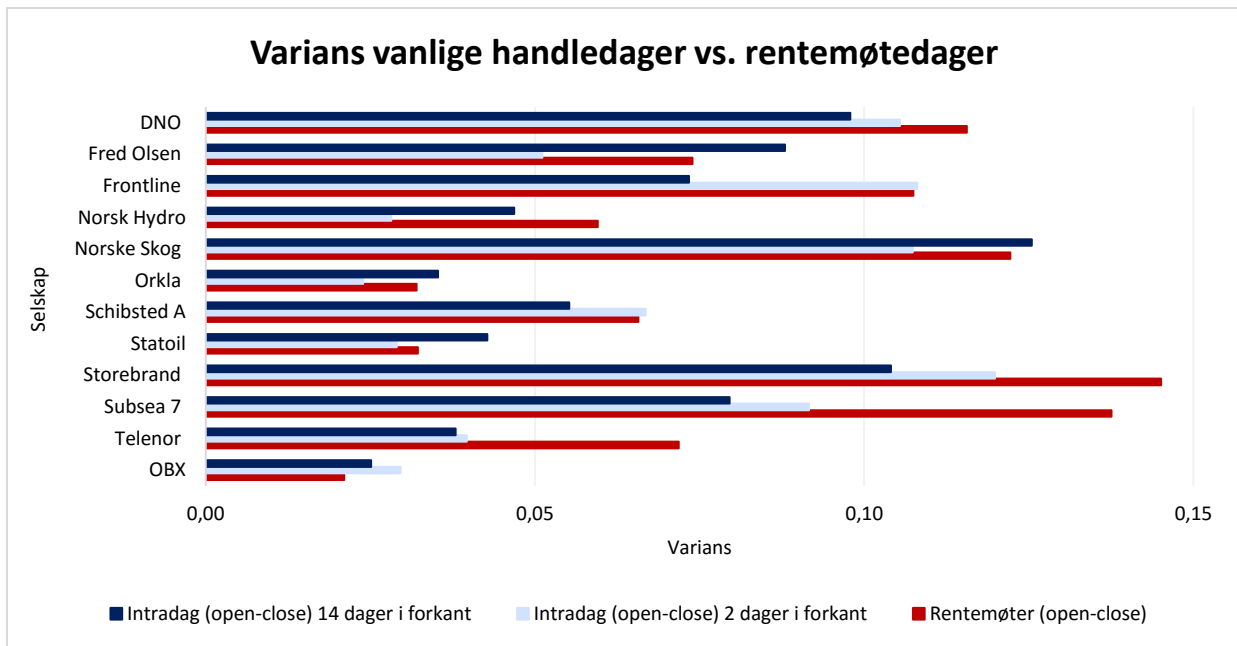
## 6.4 Hvordan påvirker beslutningen om styringsrenten aksjevola-tiliteten?

I dette avsnittet sammenlignes variansen til vanlige handledager, hvor det antas at det ikke har forekommet nyheter av større betydning, med rentemøtedager. Dersom nyheter alene driver prisendringer, skal volatiliteten på rentemøtedager være høyere enn ved vanlige dager, da rentebeslutningen kan anses som en viktig makroøkonomisk nyhet. Det er i denne sammenheng ikke utført en tidsjustering av variansen, da rentemøtedagene er beregnet over en like lang periode som de vanlige intradagene det sammenlignes med.

Handledagen som faller samme dag som annonseringen av sentralbankens rentebeslutning defineres i denne analysen som rentemøtedagen. Rentebeslutning annonseres kl. 10:00, slik at en anseelig del av handledagen vil finne sted etter kunngjøringen. 110 observasjoner av rentemøtedager sammenlignes med vanlige handledager som faller henholdsvis 2- og 14 dager i forkant av publiseringen om renten. Da to dager i forkant kan bære større preg av forventningene til rentebeslutningen, og således påvirke resultatet, valgte vi i tillegg å inkludere en handledag 14 dager i forkant av annonseringen. Renteendringer kan påvirke bedriftenes inntjening og finansieringsevne, som igjen vil ha en indirekte påvirkning på aksjekursen. Det kan tenkes at et selskap som Storebrand vil være mer følsom for renteendringer, da de hovedsakelig driver i banknæringen. I motsatt tilfelle kan en forvente at Orkla, som har sin kjernevirksomhet i dagligvarebransjen<sup>24</sup>, vil være mindre følsom for endringer i renten. Dette fordi etterspørselen etter deres tjenester kan anses som uelastisk, da dagligvarer ikke påvirkes i like stor grad når konsumentenes kjøpekraft endres.

---

<sup>24</sup> <http://www.orkla.no/Om-Orkla> (13.4.16).



Figur 17 Varians vanlige handledager vs. rentemøtedager (2.1.2002-31.12.2015).<sup>25</sup>

Figur 17 viser variansen på rentemøtedager og vanlige handledager. En ser at rentemøtedagene ikke skiller seg nevneverdig ut fra dagene det sammenlignes med, der kun fem av selskapene har den største variansen på rentemøtedagen. Resultatene fra Brown-Forsythe-Levene's (BFL)-testen (se tabell 11) viser at variansen på rentemøtedagene ikke er signifikant forskjellige fra variansen hverken 2- eller 14 dager i forkant, ved 95 % konfidensnivå. Dermed består nullhypotesen i BFL-testen om homogen varians med god margin ved alle tilfeller med unntak av sammenligningen med 14 dager i forkant for Fred Olsen Energy. Som forventet ser vi at variansen på rentemøtedagene er lavest for Orkla, mens Storebrand er den mest volatile.

Videre viser tabell 11 også gjennomsnittlig handlet volum for de ulike selskapene ved regulære handledager og rentemøtedager. For 9 av 11 selskaper finner vi høyest handlet volum på rentemøtedagene, men det er vanskelig å se noen klar sammenheng mellom økt volum og høyere varians. Clark (1973) (ref. kapittel 3) påpekte i sin studie at dersom ny informasjon blir tilgjengelig i markedet og tolkes likt av investorer, kan det forekomme større prisendringer til relativt lavere volum. Det faktum at ni av selskapene har et høyere gjennomsnittlig volum på rentemøtedagene, kan indikere at annonseringen trigger handel, selv om volumet

<sup>25</sup> Variansen er multiplisert med 100.

kun er marginalt større for enkelte av verdipapirene. Hvorvidt renten ble justert opp, ned eller holdt uendret, samt størrelsen på endringene er ikke tatt hensyn til i denne analysen. Følgelig er det da heller ikke undersøkt hvorvidt omfanget av rentebeslutningen var forventet eller ikke. Dersom beslutningen var som forventet, er det rimelig å anta at dette allerede ville vært priset inn i markedet før annonseringen.

Tabell 11 Varians og gjennomsnittlig handlet volum for rentemøtedager samt de regulære handledagene det sammenlignes med (2.1.2002-31.12.2015).<sup>26</sup>

Vanlige handledager vs. rentemøtedager					
	Dag	Varians	Gjennomsnittlig handlet volum	Levene's test	P-verdi <sup>27</sup>
DNO	Rentemøte	0,1156	10 527 257	-	-
	2 dager	0,1054	12 710 181	0,02	0,88
	14 dager	0,0979	13 304 826	0,00	0,99
FOE	Rentemøte	0,0739	295 170	-	-
	2 dager	0,0511	216 666	0,64	0,42
	14 dager	0,0880	283 019	5,99	<b>0,01*</b>
FRO	Rentemøte	0,1075	917 696	-	-
	2 dager	0,1080	739 260	0,02	0,90
	14 dager	0,0734	805 853	1,07	0,30
NHY	Rentemøte	0,0595	15 415 210	-	-
	2 dager	0,0282	12 614 800	1,09	0,30
	14 dager	0,0468	14 145 722	0,13	0,72
NSG	Rentemøte	0,1222	1 569 176	-	-
	2 dager	0,1074	1 473 658	0,00	0,96
	14 dager	0,1255	1 462 482	0,00	0,96
ORK	Rentemøte	<b>0,0320</b>	3 933 919	-	-
	2 dager	0,0239	2 955 597	0,68	0,41
	14 dager	0,0353	3 511 475	0,04	0,84
SCHA	Rentemøte	0,0657	544 139	-	-
	2 dager	0,0668	397 085	0,26	0,61
	14 dager	0,0552	437 240	0,44	0,50
STL	Rentemøte	0,0322	9 014 999	-	-
	2 dager	0,0290	7 515 764	0,02	0,88
	14 dager	0,0428	8 393 362	0,10	0,76
STB	Rentemøte	<b>0,1451</b>	2 697 880	-	-
	2 dager	0,1199	2 277 197	1,21	0,27
	14 dager	0,1041	2 439 028	1,27	0,26
SUBC	Rentemøte	0,1376	1 635 519	-	-
	2 dager	0,0916	1 391 270	0,21	0,65
	14 dager	0,0795	1 835 455	0,21	0,64
TEL	Rentemøte	0,0719	5 867 320	-	-
	2 dager	0,0397	4 393 508	0,19	0,67
	14 dager	0,0380	5 129 949	0,35	0,56
OBX	Rentemøte	0,0210	-	-	-
	2 dager	0,0296	-	0,63	0,43
	14 dager	0,0251	-	0,24	0,62

<sup>26</sup> Variansen er multiplisert med 100.

<sup>27</sup> Ved uthevede tall med stjerne (\*), forkastes nullhypotesen om en signifikant lik varians ved 95 % konfidensnivå.

## 6.5 Oppsummering

Vi finner en signifikant høyere varians i handletiden sammenlignet med når børsen er stengt, hvilket indikerer at handel påvirker prisendringene. Den høye volatiliteten i handletiden versus utenfor handletid er sammenfallende med flere av de nevnte tidligere studiene (French 1980, French & Roll 1986 og Lockwood & Linn 1990 m.fl.). Til tross for at det er vesentlig høyere varians i handletiden, og at handel helt klart virker å ha en stor påvirkning på prisendringene, er det vanskelig å estimere den relative påvirkningen handel har på volatilitet kontra nyheter: Det foregår ingen form for handel direkte tilknyttet Oslo Børs utenom åpningstidene, og dermed er det heller ingen andre perioder med handel å sammenligne den regulære handletiden med. Det er også rimelig å anta at nyheter og annen privat informasjon i større grad genereres i handletiden, da børsen er åpen for handel i samme tidsrom hvor de fleste institusjoner har «kontortid». At man kun har én periode med handel å forholde seg til, samt at nyheter publiseres fortløpende i handletiden, gjør det dermed vanskelig å anslå hvor stor del av prisendringene som påvirkes av henholdsvis handel og nyheter. Hadde vi hatt tilgang til intradagsdata, kunne vi også testet handletid-hypotesen ved for eksempel å undersøke sammenhengen mellom variansen per dag med handlet volum. Alternativt ville to perioder med ulik handletid, gjort det mulig å teste hvorvidt lengre handletid også bidrar til en høyere varians.

Videre forkaster vi kalendertid-hypotesen, basert på ikke-proporsjonalitet mellom varians relativt til tid. Dette merkes spesielt ved sammenligningen av intradag og helg, der det er vesentlig høyere varians i handletiden til tross for at helgen strekker seg over en lengre periode. At handel i stor grad driver volatiliteten er også motstridende med kalendertid-hypotesen. Selv om volatiliteten i handletiden er vesentlig høyere enn over natten og helgen, så bør en likevel ta hensyn til eventuelle endringer som finner sted over ikke-handletiden. Disse endringene kan som kjent forekomme fordi forventningene til selskapet endrer seg i løpet av tiden børsen er stengt, og reflekteres først i åpningskursen påfølgende dag. Forventningene kan påvirkes av handel i andre markeder, samt nyheter som oppstår mens hjemmemarkedet er stengt for handel. Dette samsvarer med kalendertid-hypotesen om at nyheter driver prisendringer.

Det er argumentert både for og imot offentlige informasjons påvirkning på volatiliteten. Av de tidligere nevnte studiene på det amerikanske aksjemarkedet, argumenterer Bomfim (2003) for at offentlige nyheter påvirker volatiliteten, mens French & Roll (1986) fant liten til ingen innvirkning av offentlige nyheter. Vår sammenligning av rentemøtedager med vanlig handledager, viser ingen signifikante forskjeller i variansen. Dersom nyheter alene driver prisendringene, ville følgelig variansen på rentemøtedagen vært høyere enn de vanlige handledagene. En svakhet med denne analysen er at det ikke er undersøkt spesifikt om det har forekommet store nyheter på dagene 2- og 14 dager i forkant av rentemøtene. Dermed kan det ha forekommet viktige nyheter på disse dagene som potensielt kunne hatt en innvirkning på variansen. Det er i denne analysen heller ikke undersøkt spesifikt hvordan en eventuell økning- eller reduksjon i styringsrenten påvirker variansen, og hvorvidt rentebeslutningen var forventet eller ikke. Dersom beslutningen var som forventet er det rimelig å anta at denne informasjonen allerede ville vært reflektert i aksjeprisene, og annonseringen ville sannsynligvis ikke ført til en større prisendring. Det ville i denne sammenhengen trolig vært mer hensiktsmessig å undersøke hvordan overraskelser i beslutningen påvirker prisendringene, noe som kan være et aktuelt tema for videre studier.

Avkastningene er skjeve og leptokurtiske både i og utenfor handletiden, der fordelingen i handletiden ligner mer en Gauss-normalfordeling, hvilket er sammenfallende med flere tidligere studier (Masulis & Ng 1995 og Tsiakas 2008). Denne type fordeling har lenge vært et kjent fenomen og er blitt vist tidligere av blant annet Mandelbrot (1963) og Westerfield (1977). Videre finner vi en høyere kurtose over natten sammenlignet med handletiden for samtlige selskaper, noe som er overensstemmende med studien til Tsiakas (2008) av aksjeindekser i USA og Europa. Det ble vist at den høye kurtosen over natten ble påvirket av både observasjoner rundt gjennomsnittet og i halene. En nærmere undersøkelse av fordelingene, indikerer færre ekstremobservasjoner- og flere observasjoner rundt gjennomsnittet over natten enn i handletiden. I tillegg kommer det frem at både kurtose og varians er ustabile over tid, hvor førstnevnte har variert i større grad enn variansen gjennom den undersøkte perioden.

## 7.0 Opsjonsprising og risikostyring

Boes, Drost og Werker (2005), viste i sin studie at opsjonsprisen ble mer presis ved å eksplisitt ta hensyn til hopperisikoen over natten. Med utgangspunkt i dette, vil vi nå drøfte konsekvensene for opsjonsprising ved å ignorere volatilitetsforskjellene mellom ulike perioder som er avdekket i delkapittel 6.1 og 6.2. Tabell 12 viser det historiske standardavviket som benyttes i opsjonspringsmodellen. Standardavvik og varians merket med «\*», er den estimerte verdien som ikke tar hensyn til ulik volatilitet mellom de ulike dagene og periodene. Estimert følger kalendertid-hypotesen, siden variansen for hver periode er basert på antall kalendertimer perioden løper over. Det annualiserte standardavviket som benyttes i modellen, vil dermed være lik for alle løpetider. Vi ser av tabellen at kalendertid-hypotesen overvurderer volatiliteten over helgen og natten, mens den undervurderes over handledagen. For eksempel ser en at helgevariansen som følger kalendertid-hypotesen er 0,0676, sammenlignet med den faktiske variansen i perioden som var 0,0106.

Tabell 12 Estimert volatilitet for opsjonsprising.<sup>28</sup>

Estimert volatilitet for opsjonsprising								
	Kalender timer	Kalender dager	Varians	Varians*	Std.avvik	Std.avvik årlig	Std.avvik*	Std.avvik årlig*
Fre-man (close-open)	64,58	2,69	<b>0,0106</b>	<b>0,0676</b>	1,03 %	11,98 %	2,60 %	30,29 %
Man (open-close)	7,42	0,31	0,0239	0,0078	1,55 %	53,14 %	0,88 %	30,29 %
Man-tirs (close-open)	16,58	0,69	0,0082	0,0174	0,90 %	20,76 %	1,32 %	30,29 %
Tirs (open-close)	7,42	0,31	0,0249	0,0078	1,58 %	54,28 %	0,88 %	30,29 %
Tirs-ons (close-open)	16,58	0,69	0,0101	0,0174	1,00 %	23,05 %	1,32 %	30,29 %
Ons (open-close)	7,42	0,31	0,0272	0,0078	1,65 %	56,68 %	0,88 %	30,29 %
Ons-tors (close-open)	16,58	0,69	0,0109	0,0174	1,04 %	23,95 %	1,32 %	30,29 %
Tors (open-close)	7,42	0,31	0,0240	0,0078	1,55 %	53,26 %	0,88 %	30,29 %
Tors-fre (close-open)	16,58	0,69	0,0126	0,0174	1,12 %	25,78 %	1,32 %	30,29 %
Fre (open-close)	7,42	0,31	0,0236	0,0078	1,54 %	52,82 %	0,88 %	30,29 %
Uke	168	7	<b>0,1759</b>	<b>0,1759</b>	4,19 %	<b>30,29 %</b>	4,19 %	<b>30,29 %</b>

Opsjoner med løpetid over en helg, vil overprises dersom det forutsettes at volatiliteten over helgen er lik som for vanlige handledager, når den faktiske volatiliteten er lavere. I motsatt tilfelle vil en opsjon priset fra for eksempel mandag open til torsdag close, underprises ved å ignorere volatilitetsforskjellene, dersom den faktiske volatiliteten i handledtiden er høyere. Før vi går videre, er det hensiktsmessig å repetere tall som inngår i opsjonspringsmodellen: Pris på underliggende aksje er 130 NOK for alle eksempler av opsjoner og risikofri rente er 0,46 % for alle løpetider. Utøvelsesprisen (strike) er satt basert på gitte deltaverdier, og kan

<sup>28</sup> Variansen i tabellen er multiplisert med 100.

leses av tabellene under sammen med tilhørende løpetid for de ulike opsjonene. Opsjonskontraktene består av 100 underliggende aksjer. Forutsetningene og begrensningene ved Black-Scholes-Merton modellen vil som påpekt tidligere, være av begrenset betydning i denne sammenheng, da formålet er å isolere samt vise konsekvensen av å benytte ulike volatilitetsestimater i opsjonsprisingen.

Tabell 13 Resultater for opsjonsgruppe 1.<sup>29</sup>

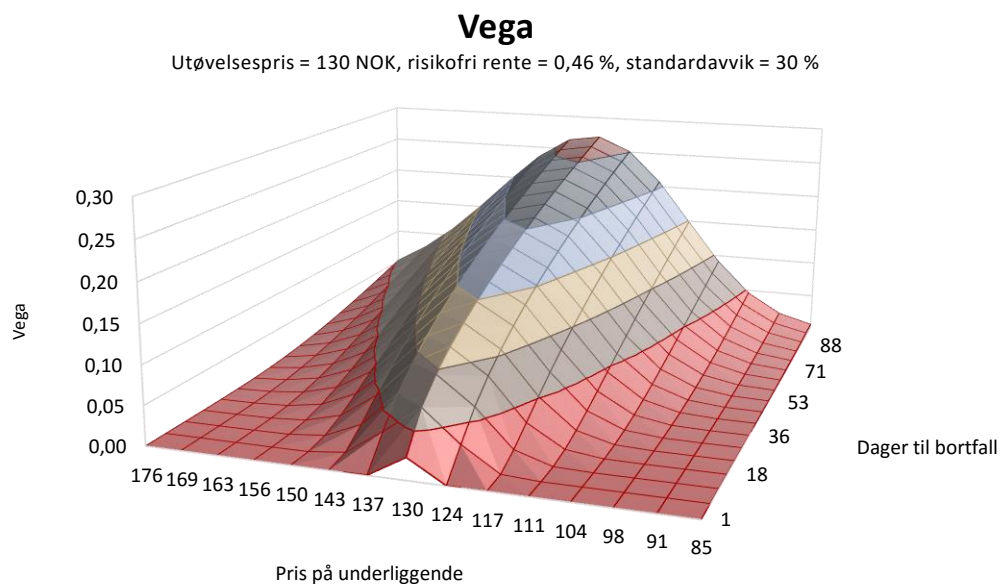
Opsjonsgruppe 1: Priset fra fredag close til mandag open, med ulik tid til forfall											
Periode		Fredag close - mandag open		Fredag close - 2. mandag open		Fredag close - 3. mandag open		Fredag close - 6. mandag open		Fredag close - 12. mandag open	
Dager til forfall		<b>2,69</b>		6,69		16,69		37,69		<b>79,69</b>	
Historisk vol.		11,98 %		26,51 %		28,15 %		29,36 %		29,85 %	
Historisk vol.*		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %	
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca.	Call	53,57	130,00	224,74	130,00	313,51	130,00	492,12	130,00	729,03	130,00
50 % ATM	Call*	135,08		256,70		337,17		507,53		739,52	
Delta ca.	Call	2,16	132,37	74,39	134,32	101,49	136,20	164,44	139,70	242,50	144,86
25 % OTM	Call*	49,27		99,74		119,88		176,54		250,78	
Delta ca.	Call	225,28	127,78	483,45	125,92	641,69	124,72	952,90	122,40	1336,61	119,68
75 % ITM	Call*	273,56		508,17		660,23		965,13		1345,05	
Delta ca.	Put	53,13	130,00	223,15	130,00	310,78	130,00	485,95	130,00	715,98	130,00
-50 % ATM	Put*	134,64		255,11		334,44		501,36		726,47	
Delta ca.	Put	2,55	127,78	73,46	125,92	110,89	124,72	186,64	122,40	292,98	119,68
-25 % OTM	Put*	50,82		98,19		129,44		198,87		301,41	
Delta ca.	Put	238,76	132,37	504,35	134,32	718,13	136,20	1127,74	139,70	1714,44	144,86
-75 % ITM	Put*	285,87		529,70		736,51		1139,84		1722,72	
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
50 % delta Call		81,51	152,17 %	31,96	14,22 %	23,66	7,55 %	15,41	3,13 %	10,50	1,44 %
25 % delta Call		47,11	<b>2176,34 %</b>	25,35	34,07 %	18,39	18,12 %	12,10	7,36 %	8,28	<b>3,41 %</b>
75 % delta Call		48,28	21,43 %	24,72	5,11 %	18,55	2,89 %	12,23	1,28 %	8,43	0,63 %
- 50 % delta Put		81,51	153,43 %	31,96	14,32 %	23,66	7,61 %	15,41	3,17 %	10,50	1,47 %
- 25 % delta Put		48,28	<b>1897,02 %</b>	24,72	33,66 %	18,55	16,72 %	12,23	6,55 %	8,43	<b>2,88 %</b>
- 75 % delta Put		47,11	19,73 %	25,35	5,03 %	18,39	2,56 %	12,10	1,07 %	8,28	0,48 %

Tabell 13 viser resultatene for opsjonsgruppe 1. Ved å ignorere forskjellen i volatilitet, overvurderes prisen for både kjøps- og salgsoptjoner i denne gruppen. Spesielt ser en overvurdering av opsjonsprisen for den korteste løpetiden over helgen, men når en videre analyserer forskjellene for lengre løpetider, blir differansene mindre desto lengre tiden til forfall blir. I denne sammenhengen er det verdt å merke seg de annualiserte standardavvikene i tabell 12, hvor en kan se at den historiske volatiliteten over en uke er lik for begge estimatene. Dermed er det kun den første helgen som i hovedsak utgjør forskjellen i prisene for denne gruppen, da det alltid tillegges hele kalenderuker til opsjonens levetid. Sammenligner en kjøps- og salgsoptjon innenfor samme løpetid med lik utøvelsespris, fremkommer det at de absolutte differansene i NOK er like, men at den prosentvise differansen varierer som følge

<sup>29</sup> Volatilitet merket med stjerne (\*) ignorerer ulik volatilitet på ulike dager, og følger kalendertid-hypotesen.



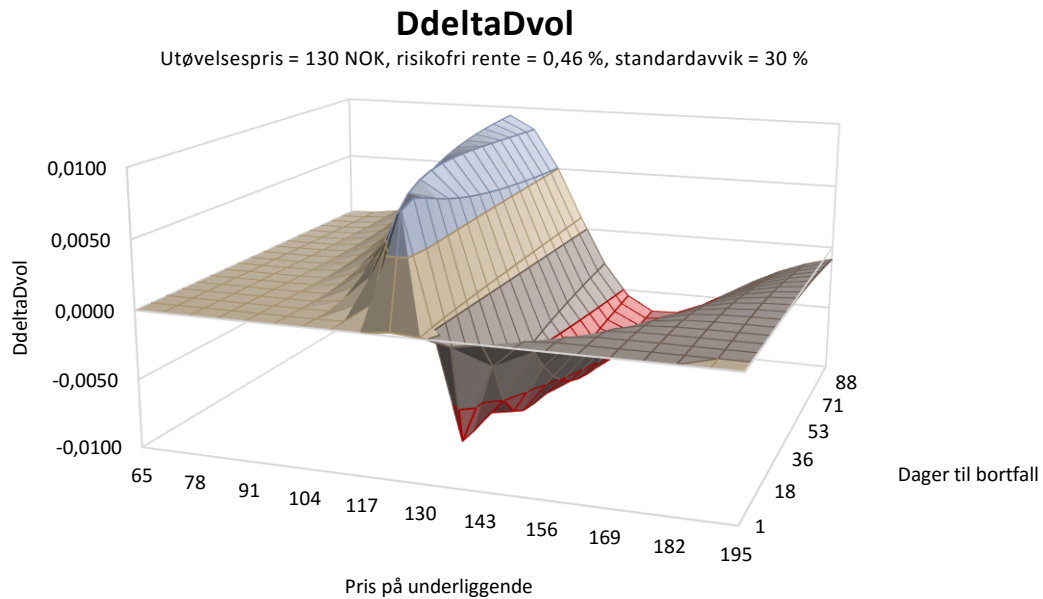
av ulike opsjonspriser. Den absolutte prisdifferansen mellom hvert par av opsjoner beregnet med ulike volatilitetsestimater, er høyest for ATM-opsjoner. Figur 18 illustrerer vega  $\left(\frac{\partial c}{\partial \sigma}\right)$  for en kjøpsopsjon med utøvelsespris = 130 NOK og risikofri rente = 0,46 %, hvor standardavviket for underliggende er 30 %.



Figur 18 Vega for kjøpsopsjon.<sup>30</sup>

Av figur 18 ser en hvordan endringen i NOK alltid er størst for ATM opsjoner for 1 % endring i volatiliteten til underliggende, hvilket samsvarer med resultatene fra tabell 13. En ser også av samme tabell at den prosentvise prisdifferansen er høyest for +/- 25 % delta opsjoner, som viser at OTM opsjoner er mer sensitive for endringer i volatiliteten sammenlignet med ATM- og ITM opsjoner. Dette er som forventet siden vega-elasticiteten er høyest for OTM opsjoner (Constantinides, Harris & Stulz 2013), og kan forklares med at disse har en relativt lavere pris sammenlignet med ATM- og ITM opsjoner.

<sup>30</sup> Figuren er generert ved hjelp av regneark tilhørende boken «The Complete Guide to Option Pricing Formulas», skrevet av Espen Gaarder Haug (2007).



Figur 19 DdeltaDvol for kjøpsopsjon.<sup>31</sup>

Figur 19 viser DdeltaDvolatiliteten  $\left(\frac{\partial \Delta}{\partial \sigma}\right)$  for en kjøpsopsjon med utøvelsespris = 130 NOK og risikofri rente = 0,46 %, hvor det annualiserte standardavviket for underliggende er 30 %. Av figuren ser en at ATM opsjoners delta ikke påvirkes av endringer i volatiliteten til underliggende. Videre kan en observere at DdeltaDvol er positiv for OTM opsjoner, som vil si at delta øker ved en økning i volatiliteten. I motsatt tilfelle, er DdeltaDvol negativ for ITM opsjoner, som følgelig betyr at ITM opsjoners delta reduseres ved en økning i volatiliteten. ITM opsjoner med en lavere delta, har også typisk en lavere opsjonspris enn tilsvarende opsjoner med høyere delta, siden en lavere delta betyr at opsjonen er mindre in the money. I tillegg til en økning i volatiliteten, kan også en redusert delta for ITM opsjoner komme av at innløsningskursen endres. I denne analysen er innløsningskursen lik for hvert par av opsjoner som kalkuleres med de ulike volatilitetsestimatene, slik at det er endringen i volatiliteten som påvirker opsjonens delta. Videre vil vi illustrere sammenhengen mellom delta og volatilitet, samt konsekvensene ved å ikke benytte riktig volatilitetsmål med et eksempel. I denne sammenheng tenker vi oss en investor som ønsker å sette opp en deltanøytral/risikofri portefølje: La oss si at en eksempelvis vil selge 10 OTM kjøpsopsjoner for aksje A, og vil hedge seg ved å kjøpe underliggende tilsvarende delta x antall aksjer. Delta er 0,55 og opsjonene gjelder for totalt 1000 aksjer, dvs. at investoren i dette tilfellet må kjøpe 550 aksjer for å bli delta-nøytral. På

<sup>31</sup> Figuren er generert ved hjelp av regneark tilhørende boken «The Complete Guide to Option Pricing Formulas», Espen Gaarder Haug (2007).

denne måten vil et tap på aksjene bli nøytralisert av en tilsvarende gevinst ved opsjonsposisjonen, og motsatt ved en liten kursøkning for underliggende. Dersom vedkommende for eksempel benytter en lavere volatilitet enn hva tilfellet er i markedet, vil også opsjonsens delta være for lav. Dette innebærer igjen at investoren har kjøpt for få aksjer til å hedge posisjonen sin, og vil dermed ikke oppnå sitt mål om en deltanøytral/ risikofri portefølje.<sup>32</sup> Et mulig studie i forhold til dette, kan være å studere dynamisk delta-hedging over tid i relasjon til volatilitetsforskjellene som diskuteres i oppgaven. Det må dog tilføyes at  $D\Delta DVol$  allerede gir en god indikasjon på utfallet.

Av tabell 14 under, ser en at kalendertid-hypotesen undervurderer opsjonsprisen for gruppe 2, ved at det ikke tas hensyn til den høyere volatiliteten som er avdekket i handletiden. Tilsvarende som for gruppe 1, vil det å tillegge hele kalenderuken til opsjonsens levetid redusere differansen mellom opsjonspremiene for de ulike volatilitetsestimatene, siden volatiliteten over kalenderuken er lik for begge estimatene. En ser at volatiliteten, og dermed opsjonsprisen, konvergerer mot hverandre desto lengre tiden til bortfall er. Den første opsjonen med kortest levetid, er priset fra mandag og forfaller på fredag før helgen starter, slik at differansen blir størst for denne opsjonen. Etter hvert som en tillegger hele uker til opsjonsens levetid, vil en inkludere flere helger som vil utjevne forskjellene, da volatiliteten som nevnt overvurderes over helgen. Den siste opsjonen er priset med en vesentlig lengre løpetid (137,31) for å vise nettopp denne effekten. Utover dette samsvarer funnene med opsjonsgruppe 1, hvor OTM-opsjoner er mest sensitive for endringer i volatiliteten.

---

<sup>32</sup> En opsjons delta vil for øvrig variere med tiden, slik at en deltanøytral portefølje må rebalanseres kontinuerlig.

**Tabell 14 Resultater for opsjonsgruppe 2.<sup>33</sup>**

Opsjonsgruppe 2: Priset fra mandag open til fredag close, med ulik tid til forfall											
Periode		Mandag open – fredag close		Mandag open – 2. fredag close		Mandag open – 3. fredag close		Mandag open – 6. fredag close		Mandag open – 20. fredag close	
Dager til forfall		<b>4,31</b>		11,31		18,31		39,31		<b>137,31</b>	
Historisk vol.		37,42 %		33,19 %		32,11 %		31,15 %		30,54 %	
Historisk vol.*		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %	
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca.	Call	211,22	130,00	303,83	130,00	374,35	130,00	533,02	130,00	980,38	130,00
50 % ATM	Call*	171,01		277,37		353,20		518,37		972,49	
Delta ca.	Call	95,44	133,03	120,84	135,03	142,35	136,51	191,91	139,92	326,73	150,63
25 % OTM	Call*	62,03		99,39		125,34		180,22		320,47	
Delta ca.	Call	377,47	127,21	569,24	125,60	706,20	124,50	995,49	122,26	1719,47	117,11
75 % ITM	Call*	344,13		547,76		689,14		983,72		1713,10	
Delta ca.	Put	210,51	130,00	301,98	130,00	371,35	130,00	526,58	130,00	957,90	130,00
-50 % ATM	Put*	170,31		275,51		350,20		511,93		950,01	
Delta ca.	Put	97,95	127,21	127,59	125,60	153,11	124,50	215,23	122,26	409,87	117,11
-25 % OTM	Put*	64,61		106,11		136,06		203,46		403,50	
Delta ca.	Put	397,51	133,03	621,51	135,03	790,43	136,51	1177,38	139,92	2364,04	150,63
-75 % ITM	Put*	364,11		600,06		773,42		1165,69		2357,77	
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
50 % delta Call		-40,21	-19,04 %	-26,47	-8,71 %	-21,15	-5,65 %	-14,65	-2,75 %	-7,89	-0,80 %
25 % delta Call		-33,40	<b>-35,00 %</b>	-21,45	-17,75 %	-17,01	-11,95 %	-11,69	-6,09 %	-6,26	<b>-1,92 %</b>
75 % delta Call		-33,34	-8,83 %	-21,48	-3,77 %	-17,06	-2,42 %	-11,77	-1,18 %	-6,37	-0,37 %
- 50 % delta Put		-40,21	-19,10 %	-26,47	-8,76 %	-21,15	-5,70 %	-14,65	-2,78 %	-7,89	-0,82 %
- 25 % delta Put		-33,34	<b>-33,04 %</b>	-21,48	-16,83 %	-17,06	-11,14 %	-11,77	-5,47 %	-6,37	<b>-1,55 %</b>
- 75 % delta Put		-33,40	-8,40 %	-21,45	-3,45 %	-17,01	-2,15 %	-11,69	-0,99 %	-6,26	-0,26 %

**Tabell 15 Resultater for opsjonsgruppe 3.**

Opsjonsgruppe 3: Forfaller mandag open, priset på ulike tidspunkter med ulik tid til forfall											
Periode		Mandag close – mandag open		Tirsdag close – mandag open		Onsdag close – mandag open		Torsdag close – mandag open		Fredag close – mandag open	
Dager til forfall		6,69		5,69		4,69		3,69		2,69	
Historisk vol.		28,80 %		27,62 %		25,21 %		21,51 %		11,98 %	
Historisk vol.*		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %	
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca.	Call	202,73	130,00	179,29	130,00	148,57	130,00	112,47	130,00	53,57	130,00
50 % ATM	Call*	213,20		196,58		178,44		158,25		135,08	
Delta ca.	Call	68,80	133,81	57,73	133,50	42,13	133,16	24,51	132,80	2,16	132,37
25 % OTM	Call*	76,99		71,13		64,69		57,44		49,27	
Delta ca.	Call	417,61	126,56	380,37	126,82	336,04	127,09	286,54	127,40	225,28	127,78
75 % ITM	Call*	425,84		393,85		358,78		319,82		73,56	
Delta ca.	Put	201,64	130,00	178,36	130,00	147,81	130,00	111,87	130,00	53,13	130,00
-50 % ATM	Put*	212,10		195,65		177,67		157,64		134,64	
Delta ca.	Put	72,70	126,56	61,00	126,82	44,68	127,09	26,19	127,40	2,55	127,78
-25 % OTM	Put*	80,94		74,48		67,41		59,47		50,82	
Delta ca.	Put	448,51	133,81	406,69	133,50	357,74	133,16	303,50	132,80	238,76	132,37
-75 % ITM	Put*	456,70		420,08		380,30		336,43		285,87	
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
50 % delta Call		10,46	5,16 %	17,29	9,64 %	29,87	20,10 %	45,78	40,70 %	81,51	152,16 %
25 % delta Call		8,19	11,91 %	13,39	23,19 %	22,56	53,54 %	32,93	<b>134,37 %</b>	47,11	<b>2176,34 %</b>
75 % delta Call		8,23	1,97 %	13,47	3,54 %	22,74	6,77 %	33,28	11,61 %	48,28	21,43 %
- 50 % delta Put		10,46	5,19 %	17,29	9,69 %	29,87	20,21 %	45,78	40,92 %	81,51	153,43 %
- 25 % delta Put		8,23	11,33 %	13,47	22,09 %	22,74	50,90 %	33,28	<b>127,08 %</b>	48,28	<b>1897,02 %</b>
- 75 % delta Put		8,19	1,83 %	13,39	3,29 %	22,56	6,31 %	32,93	10,85 %	47,11	19,73 %

<sup>33</sup> Volatilitet merket med stjerne (\*) ignorerer ulik volatilitet på ulike dager, og følger kalendertid-hypotesen.

Tabell 15 viser resultatene fra opsjonsgruppe 3, hvor alle opsjoner forfaller på samme dag, mandag open. Opsjonene er priset på ulike tidspunkter uken i forkant, og den siste gruppen er valgt for å se nærmere på effektene innenfor en kalenderuke. En ser at kalendertid-hypotesen overvurderer alle opsjonsprisene i denne gruppen. Jo lengre ut i uken en priser opsjonen, desto mer overvurderes opsjonspremien, da flere handledager forsvinner fra løpetiden. Tidligere i dette kapitlet så vi at premien ble overvurdert over helgen, mens den ble undervurdert over en handledag. I gruppe 3 observerer vi at kalendertid-hypotesens overvurdering av helgevariansen gir større utslag for opsjonsprisen enn undervurderingen av variansen i handletiden. En ser at for hver ukedag tiden til bortfall reduseres med, så øker differansen mellom prisene. Det største hoppet finner sted når opsjonen prises ved fredag close istedenfor torsdag close, da den siste handledagen forsvinner fra løpetiden. Hvis opsjonene alternativt var priset fra fredag close til neste fredag close, og en gjorde den samme prosessen ved å prise neste opsjon en dag senere, ville kalendertid-hypotesen undervurdert opsjonene. I dette tilfellet ville den første opsjonen med levetid på en kalenderuke vært priset likt for begge volatilitetsestimatene, men opsjonene ville blitt mer underpriset for hver dag levetiden ble redusert med. Dette fordi helgen samt flere netter, hvor volatiliteten overvurderes av kalendertid-hypotesen, ville forsvunnet fra opsjonens levetid. Videre vil dette føre til at undervurderingen av volatiliteten i handletiden får større innflytelse, som igjen gjør at opsjonen underprises. Også i gruppe 3 er OTM opsjonene mest sensitive for endringer i volatiliteten.

For å oppsummere, ser en av opsjonsanalysen hvordan opsjonene feilprises ved å ignorere volatilitetsforskjellene mellom de ulike periodene. Spesielt over helgen ble opsjonene overpriset ved å følge kalendertid-hypotesen, der for eksempel en 25 % delta kjøpsopsjon ble overvurdert med hele 2176 %. Tilsvarende ble opsjonene i gruppe 2 underpriset ved å ikke ta hensyn til en vesentlig høyere volatilitet som eksisterer i handletiden. Eksempelvis ble en +/- 25 % delta kjøpsopsjon priset fra mandag open med forfall fredag close, undervurdert med 35 %. I vår analyse gjorde kalendertid-hypotesens overvurdering av helgevariansen, større utslag på opsjonsprisene enn undervurderingen av volatiliteten i handletiden. Vi fant også at OTM opsjonene var mest sensitive for forskjellene i volatilitet for alle løpetider i samtlige grupper av opsjoner. Dette ble også testet for +/- 10 % delta OTM-opsjoner for alle gruppene (se appendiks J). Resultatene bekrefter at OTM opsjoner er mest sensitive for endringer i

volatilitet, da de prosentvise endringene var vesentlig større for disse opsjonene som er dyper OTM, enn for 25 % delta opsjoner. Dette er også som forventet, da vegaelastisiteten er størst for OTM opsjoner. ITM opsjonene i analysen viste seg å være minst sensitive for volatilitetsforskjellene mellom handletid og ikke-handletid. ITM opsjonene med lengst løpetid blir kun overvurdert med ca. 2 % ved å ignorere forskjellene i volatilitet, og har relativt sett en lavere differanse enn ATM og OTM opsjonene innenfor samme gruppe. Selv om 2 % tilsynelatende virker lavt, så medfører det større konsekvenser desto større investeringen er.

Resultatene fra dette kapitlet vil kunne være av relevans for market makere, og andre som priser opsjoner, samt investorer som for eksempel rapporterer «mark-to-market». I sistnevnte tilfelle, re-evalueres verdien av verdipapiret/porteføljen fortløpende til faktisk markedsverdi. Derfor er det viktig at en tar hensyn til volatilitetsforskjellene, slik at en kan verdsette aktivumet/porteføljen til en verdi som reflekterer den virkelige verdien på det aktuelle tidspunktet.

## 8.0 Konklusjoner

Basert på analysen av daglige open- og close kurser for enkeltaksjer ved Oslo Børs i perioden januar 2002-desember 2015, finner vi en signifikant høyere varians under regulære handledager sammenlignet med når børsen er stengt. Den gjennomsnittlige variansen i handletiden for de 11 undersøkte selskapene er 2,79 ganger høyere enn over natten, og 2,33 ganger høyere sammenlignet med helgen. Når vi justerer variansene for tiden som ligger til grunn for hver periode, blir forskjellen mellom handletid og ikke handletid enda større. Dette innebærer at kalendertid-hypotesen forkastes, da variansen i handletiden er større til tross for at perioden strekker seg over kortere tid enn helgen og natten. At denne hypotesen forkastes innebærer imidlertid ikke at handletid-hypotesen gjelder, da disse hypotesene er uavhengige av hverandre. Handletid-hypotesen er ikke undersøkt spesifikt, siden det ikke foregår handel direkte tilknyttet Oslo Børs utenom børsens åpningstider, og at vi dermed ikke har en alternativ handelsperiode å sammenligne med. Tar en i tillegg med i betraktningen at de fleste lokale nyheter mest sannsynlig forekommer i handletiden, blir det vanskelig å anslå hvor stor andel av prisendringene som kan tilskrives henholdsvis handel og nyheter.

Avkastningsfordelingene er skjeve med fete haler, hvor handletiden viser til flere observasjoner av avkastninger i halene enn natten og helgen. Dette bekreftes også av VaR analysen, hvor det ble påvist flere og større ekstremobservasjoner i handletiden, sammenlignet med når børsen er stengt. Offentlige nyheters påvirkningen på volatiliteten ble testet ved å sammenligne variansen på handledager, hvor sentralbanken annonserer deres rentebeslutning, med vanlige handledager. Siden vi ikke finner signifikante forskjeller i variansen mellom disse dagene, argumenterer resultatene mot offentlige nyheters påvirkning på aksjevolatiliteten. Utfallet ville muligens vært annerledes om vi alternativt hadde undersøkt hvorvidt overraskelser i rentebeslutningen påvirket aksjekursen. Dersom beslutningen var forventet, er det rimelig å anta at denne informasjonen allerede ville vært reflektert i kursene, og følgelig ville ikke annonseringen ført til større prisendringer. Gjennomsnittlig handlet volum for de undersøkte dagene ble også studert nærmere, hvor 9 av 11 selskaper viste til et høyere volum. Selv om rentebeslutningen virker å trigge handel, fant vi ingen positiv sammenheng mellom handlet volum og varians for rentemøtedagene og de vanlige handledagene.

Videre illustrerer vi hvilke implikasjoner ulik volatilitet over de ulike periodene har for opsjonsprising. Resultatene viser at en risikerer å feilprise opsjoner ved å ignorere at det eksisterer høyere volatilitet i handletiden og vesentlig mindre svingninger over natten og helgen. Eksempelvis ble en 25 % delta kjøpsopsjon priset over helgen, fra fredag close med forfall påfølgende mandag open, overvurdert med hele 2176 % ved å følge kalendertid-hypotesen. Tilsvarende for en 25 % delta kjøpsopsjon med løpetid fra mandag open til påfølgende fredag close, ble opsjonspremien undervurdert med 35 % ved å ignorere volatilitetsforskjellene. OTM-opsjonene er også mest sensitive for forskjellene i volatiliteten med tanke på prosentvise over- eller undervurderinger, sammenlignet med ATM- og ITM opsjoner. Differansene mellom premiene beregnet med ulike volatilitetsestimater blir mindre, desto lengre tid til forfall. Derfor kan vi konkludere med at en ignorering av volatilitetsforskjellene vil medføre større feilprisinger på kort sikt.

Selv om handletid-hypotesen ikke ble testet nærmere, virker handletiden å være den mest relevante avkastningsgenererende tiden, da de største prisendringene finner sted i dette tidsrommet. Nyheter påvirker likevel volatiliteten som en kan se av prisendringene fra sluttkurs til åpningskurs, men det er sannsynlig at de fleste relevante nyheter også forekommer i handletiden.

I videre studier, vil det være hensiktsmessig å benytte en alternativ tilnærming i sammenligningen av volatiliteten på rentemøtedager med vanlige handledager, hvor man undersøker uforventede nyheters påvirkning på prisendringer. Intradagsdata ville også hjulpet å kartlegge den umiddelbare innvirkningen rentebeslutninger har på volatiliteten. Det er i denne oppgaven heller ikke tatt nærmere hensyn til hvilke tidspunkt ulike nyheter oppstår, og hvordan dette påvirker prisendringene. Omfanget av nyheter i handletiden kan avvike fra helgen og natten, og en nærmere studie av timingen ved relevante nyheter ville vært av interesse, og muligens hjulpet til å bedre forklare resultatene i analysen. I tillegg handles noen av selskapene på utenlandske børser utenom åpningstidene til Oslo Børs, og en analyse av denne effekten ville også bidratt til å gi en dypere forståelse av prisendringene over natten. Videre vil en undersøkelse av sammenhengen mellom handlet volum og intradagsvolatilitet, kunne vise den relative påvirkningen handel i seg selv har på kursendringer. Det ble også avdekket



at variansen er ustabil over tid, og det ville vært interessant å dele opp i delperioder for undersøke effektene nærmere under ulike markedsforhold.

## Referanser

- Alexander, C. (2008). *Market Risk Analysis, I, Quantitative Methods in Finance*. New York, NY: John Wiley & Sons, Ltd.
- Amundsen, F. H. og Bryhn, H. J. (2015). Overnight Return on the Norwegian Stock Exchange. *Kristiansand: Universitet i Agder*, s. 1-56.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T. og Diebold, F. X. (2002). Parametric and Nonparametric Volatility Measurement. *SSRN Electronic Journal*, 279, s. 1-64.
- Bachelier, L. (1900). Theory of Speculation. *Annales scientifiques de l'École Normale Supérieure*, 3(17), s. 21-86.
- Barclay, M. J., Litzenberger, R. H. og Warner, J. B. (1990). Private Information, Trading Volume, and Stock-Return Variances. *The Review of Financial Studies*, 3(2), s. 233-253.
- Bernanke, B. S. og Kuttner, K. N. (2005). What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? *The Journal of Finance*, 60(3), s. 1221-1257.
- Bessembinder, H. og Seguin, P. J. (1993). Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence from Futures Markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(1), s. 21-39.
- Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41(3), s. 529-543.
- Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A. J. (2014). *Investments*, 10<sup>th</sup> Global Edition. McGraw-Hill Education.
- Boes, M. J., Drost, F. C. og Werker, B. J. M. (2007). The Impact of Overnight Periods on Options Pricing. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(2), s. 517-533.
- Bomfim, A. N. (2003). Pre-announcement effects, news effects, and volatility: Monetary policy and the stock market. *Journal of Banking & Finance*, 27(1), s. 133-151.
- Brown, M. B. og Forsythe, A. B. (1974). Robust Tests for the Equality of Variances. *Journal of the American Statistical Association*, 69(346), s. 364-367.
- Clark, P. K. (1973). A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. *Econometrica*, 41(1), s. 135-155.
- Conrad, J., Gultekin, M. N. og Kaul, G. (1991). Asymmetric predictability of conditional variances. *Review of Financial Studies*, 4(4), s. 597-622.
- Constantinides, G. M., Harris, M. og Stulz, R. M. (2013). *Handbook of the Economics of Finance*. Elsevier.
- DeCarlo, L. T. (1997). On the Meaning and Use of Kurtosis. *Psychological Methods*, 2(3), s. 292-307.
- Engle, R. F. og Ng, V. K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), s. 1749-1778.

- Epps, T. W. og Epps, M. L. (1976). The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis. *Econometrica*, 44(2), s. 305-321.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), s. 34-105.
- French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), s. 55-69.
- French, K. R. og Roll, R. (1986). Stock return variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders. *Journal of Financial Economics*, 17(1), s. 5-26.
- Gastwirth, J. L., Gel, Y. R. og Miao, W. (2009). The Impact of Levene's Test of Equality of Variances on Statistical Theory and Practice. *Statistical Science*, 24(3), s. 343-360.
- Gjølberg, O. og Johnsen, T. (1987). Signaler, begivenheter, respons: Observasjoner fra Oslo Børs 1980-87. *Beta 3-4/87*.
- Hartley, H. O. (1950). The Maximum F-Ratio as a Short-Cut Test for Heterogeneity of Variance. *Biometrika*, 37(3/4), s. 308-312.
- Haug, E. G. (2003). The Collector: Know Your Weapon - Part 1 and 2. *Wilmott Magazine*, 2, s. 23-57.
- Haug, E. G. (2007). The Complete Guide to Option Pricing Formulas. 2<sup>th</sup> edition. *McGraw-Hill Education*, s. 450-451.
- Haug, E. G. og Taleb, N. N. (2011). Option traders use (very) sophisticated heuristics, never the Black-Scholes-Merton formula. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 72(2), s. 97-106.
- Holm, J. M. B. (2007). Ukedagseffekter på Oslo Børs. *Bergen: Norges Handelshøyskole*, s. 1-79.
- Hull, J. C. (2012). Options, Futures, And Other Derivatives. 8<sup>th</sup> edition. *Pearson Education Limited*.
- Jones, C. M., Kaul, G. og Lipson, M. L. (1994). Transactions, Volume, and Volatility. *The Review of Financial Studies*, 7(4), s. 631-651.
- Kurov, A. (2010). Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking & Finance*, 34(1), s. 139-149.
- Lee, C. M. C., Ready, M. J. og Seguin, P. J. (1994). Volume, Volatility, and New York Stock Exchange Trading Halts. *The Journal of Finance*, 49(1), s. 183-214.
- Lee, C. F. og Wu, C. (1982). The Impacts of Skewness and Kurtosis on the Risk Estimation and Determination. *BEFR faculty working paper*, 888, s. 263-269.
- Levene, H. (1960). Robust tests for equality of variances 1. *Contributions to probability and statistics: Essay in honor of Harold Hotelling*, 2, s. 278-292.

- Linsmeier, T. J. og Pearson, N. D. (2000). Value at Risk. *Financial Analysts Journal*, 56(2), s. 47-67.
- Lockwood, L. J. og Linn, S. C. (1990). An Examination of Stock Market Return Volatility During Overnight and Intraday Periods, 1964-1989. *The Journal of Finance*, 45(2), s. 591-601.
- Lowengrub, P. og Melvin, M. (2002). Before and after international cross-listing: an intraday examination of volume and volatility. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 12(2), s. 139-155.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36(4), s. 394-419.
- Mandelbrot, B. (1967). The Variation of Some Other Speculative Prices. *The Journal of Business*, 40(4), s. 393-413.
- Masulis, R. W. og Ng, V. K. (1995). Overnight and Daytime Stock-Return Dynamics on the London Stock Exchange: The Impacts of "Big Bang" and the 1987 Stock-Market Crash. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), s. 365-378.
- Oldfield, G. S. og Rogalski, R. J. (1980). A Theory of Common Stock Returns Over Trading and Non-Trading Periods. *The Journal of Finance*, 35(3), s. 729-751.
- Pearson, K. (1905). "Das Fehlergesetz und Seine Verallgemeinerungen Durch Fechner und Pearson. " A Rejoinder. *Biometrika*, 4(1/2), s. 169-212.
- Roll, R. (1984). Orange Juice and Weather. *The American Economic Review*, 74(5), s. 861-880.
- Sinclair, E. (2008). Volatility Trading. *John Wiley & Sons, Inc.*
- Tauchen, G. E. og Pitts, M. (1983). The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets. *Econometrica*, 51(2), s. 485-505.
- Tsiakas, I. (2008). Overnight information and stochastic volatility: A study of European and US stock exchanges. *Journal of Banking & Finance*, 32(2), s. 251-268.
- Whaley, R. E. (2007). Derivatives: Markets, Valuation, and Risk Management. *John Wiley & Sons.*
- Werner, I. M. og Kleidon, A. W. (1996). U.K. and U.S. Trading of British Cross-Listed Stocks: An Intraday Analysis of Market Integration. *The Review of Financial Studies*, 9(2), s. 619-664.
- Westerfield, R. (1977). The Distribution of Common Stock Price Changes: An Application of Transactions Time and Subordinated Stochastic Models. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12(5), s. 743-765.

## 9.0 Appendiks

### Appendiks A: Varians og standardavvik - rentemøter

Intradag vs. rentemøter				
		Varians <sup>34</sup>	Standardavvik	Antall observasjoner
DNO	Rentemøte	0,1156	3,40 %	109
	2 dager	0,1054	3,25 %	109
	14 dager	0,0979	3,13 %	109
FOE	Rentemøte	0,0739	2,72 %	110
	2 dager	0,0511	2,26 %	110
	14 dager	0,0880	2,97 %	110
FRO	Rentemøte	0,1075	3,28 %	110
	2 dager	0,1080	3,29 %	110
	14 dager	0,0734	2,71 %	110
NHY	Rentemøte	0,0595	2,44 %	110
	2 dager	0,0282	1,68 %	110
	14 dager	0,0468	2,16 %	110
NSG	Rentemøte	0,1222	3,50 %	110
	2 dager	0,1074	3,28 %	110
	14 dager	0,1255	3,54 %	110
ORK	Rentemøte	<b>0,0320</b>	<b>1,79 %</b>	110
	2 dager	0,0239	1,55 %	110
	14 dager	0,0353	1,88 %	110
SCHA	Rentemøte	0,0657	2,56 %	110
	2 dager	0,0668	2,59 %	110
	14 dager	0,0552	2,35 %	110
STL	Rentemøte	0,0322	1,79 %	110
	2 dager	0,0290	1,70 %	110
	14 dager	0,0428	2,07 %	110
STB	Rentemøte	<b>0,1451</b>	<b>3,81 %</b>	110
	2 dager	0,1199	3,46 %	110
	14 dager	0,1041	3,23 %	110
SUBC	Rentemøte	0,1376	3,71 %	110
	2 dager	0,0916	3,03 %	110
	14 dager	0,0795	2,82 %	110
TEL	Rentemøte	0,0719	2,68 %	110
	2 dager	0,0397	1,99 %	110
	14 dager	0,0380	1,95 %	110
OBX	Rentemøte	0,0210	1,45 %	110
	2 dager	0,0296	1,72 %	110
	14 dager	0,0251	1,58 %	110

Appendiks A viser varians og standardavvik fra sammenligningen av rentemøtedagene med vanlige handledager i delkapittel 6.4. Variansen er tidligere presentert i figur 17, men her illustreres tallene bak figuren. Standardavviket er inkludert i tabellen, da dette er et ofte benyttet mål for volatilitet. For DNO har vi kun 109 observasjoner, da vi mangler kursdata for én rentemøtedag.

<sup>34</sup> Variansen er multiplisert med 100.

## Appendiks B: Varians og Standardavvik - Intradag vs. over natten

Intradag vs. over natten						
		Varians <sup>35</sup>	-per 24 t kalendertid	Standardavvik	-per 24 t kalendertid	Antall observasjoner
DNO	Intradag	0,0949	0,3071	3,09 %	5,55 %	3513
	Natt	0,0421	0,0610	2,05 %	2,47 %	2752
FOE	Intradag	0,0689	0,2230	2,63 %	4,72 %	3489
	Natt	0,0268	0,0388	1,64 %	1,97 %	2718
FRO	Intradag	0,1122	0,3628	3,35 %	6,02 %	3476
	Natt	0,0387	0,0560	1,97 %	2,37 %	2693
NHY	Intradag	0,0376	0,1215	1,94 %	3,49 %	3502
	Natt	0,0144	0,0209	1,20 %	1,44 %	2734
NSG	Intradag	<b>0,1182</b>	<b>0,3823</b>	<b>3,43 %</b>	<b>6,17 %</b>	3512
	Natt	0,0287	0,0416	1,70 %	2,04 %	2752
ORK	Intradag	0,0273	0,0882	1,65 %	2,97 %	3499
	Natt	0,0104	0,0150	1,02 %	1,22 %	2740
SCHA	Intradag	0,0502	0,1623	2,24 %	4,03 %	3504
	Natt	0,0185	0,0268	1,36 %	1,64 %	2745
STL	Intradag	0,0248	0,0802	1,57 %	2,83 %	3498
	Natt	0,0104	0,0151	1,02 %	1,23 %	2730
STB	Intradag	0,0724	0,2343	2,69 %	4,83 %	3509
	Natt	0,0182	0,0263	1,35 %	1,62 %	2743
SUBC	Intradag	0,0816	0,2639	2,86 %	5,14 %	3482
	Natt	<b>0,0447</b>	<b>0,0647</b>	<b>2,11 %</b>	<b>2,54 %</b>	2712
TEL	Intradag	0,0302	0,0978	1,74 %	3,13 %	3500
	Natt	0,0110	0,0159	1,05 %	1,26 %	2738
OBX	Intradag	<b>0,0200</b>	<b>0,0646</b>	<b>1,41 %</b>	<b>2,54 %</b>	3513
	Natt	<b>0,0055</b>	<b>0,0080</b>	<b>0,74 %</b>	<b>0,89 %</b>	2752

Appendiks B viser varians og standardavvik i handletiden og over natten. Variansene som fremkommer av denne tabellen, er tallgrunnlaget for figur 3 i oppgaven der variansen mellom handletiden og natten sammenlignes. Neste kolonne, som viser varians justert per 24 timers kalendertid, er tallgrunnlaget for figur 4 hvor de tidsjusterte variansene sammenlignes. Variansen i handletiden går fra 0,0248 (Statoil) til 0,1182 (Norske Skog), mens variansen over natten ligger i intervallet 0,0110 (Telenor) til 0,0447 (Subsea 7). De tidsjusterte variansene strekker seg fra henholdsvis 0,0802 til 0,3823 i handletiden, og fra 0,0159 til 0,0647 over natten. Variansen er som tidligere avdekket i analysen, vesentlig høyere i handletiden enn over natten, og forskjellene blir enda større ved en tidsjustering.

<sup>35</sup> Variansen er multiplisert med 100.

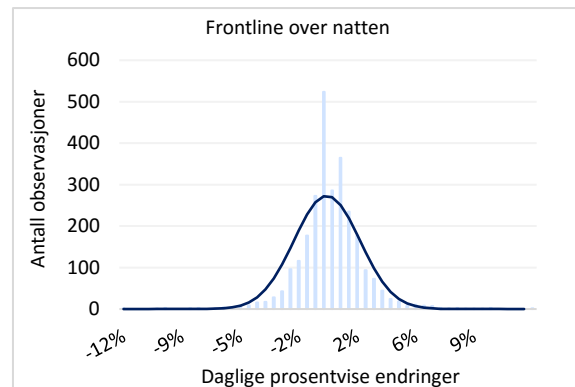
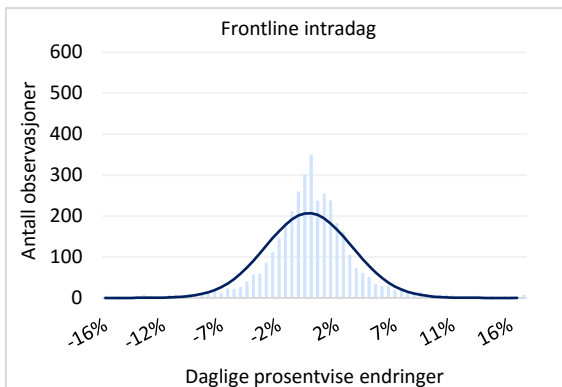
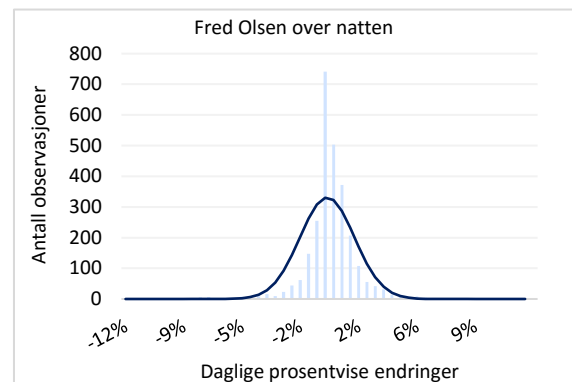
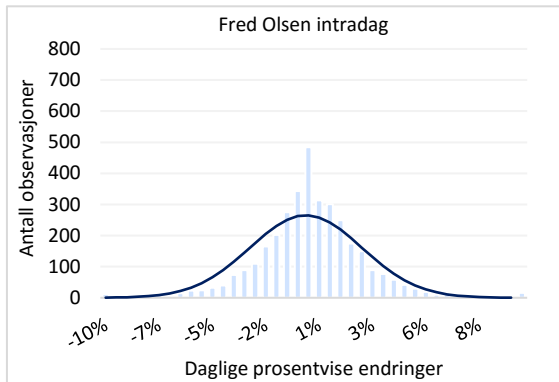
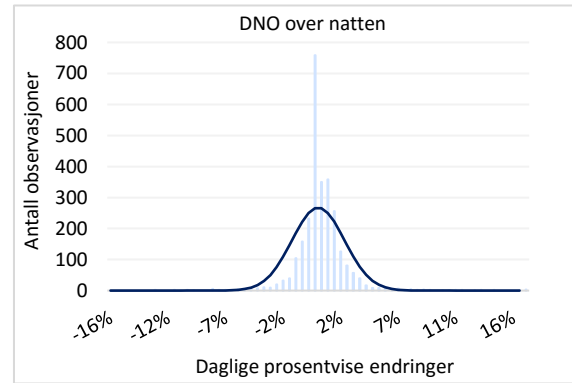
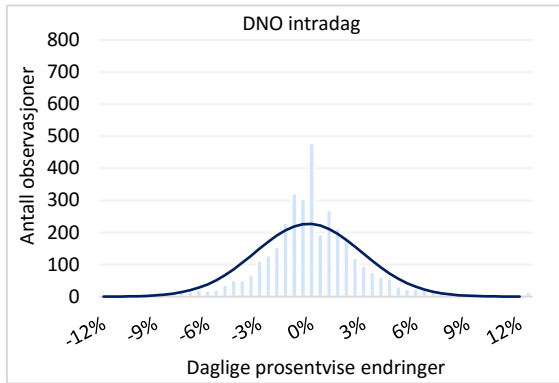
## Appendiks C: Varians og Standardavvik - Intradag vs. helg

Intradag vs. helg						
		Varians <sup>36</sup>	-per 24 t kalendertid	Standardavvik	-per 24 t kalendertid	Antall observasjoner
DNO	Intradag	0,0949	0,3071	3,09 %	5,55 %	3513
	Helg	<b>0,0550</b>	<b>0,0204</b>	<b>2,34 %</b>	<b>1,43 %</b>	679
FOE	Intradag	0,0689	0,2230	2,63 %	4,72 %	3489
	Helg	0,0249	0,0093	1,58 %	0,96 %	673
FRO	Intradag	0,1122	0,3628	3,35 %	6,02 %	3476
	Helg	0,0357	0,0132	1,89 %	1,15 %	663
NHY	Intradag	0,0376	0,1215	1,94 %	3,49 %	3502
	Helg	0,0265	0,0099	1,63 %	0,99 %	676
NSG	Intradag	0,1182	0,3823	3,43 %	6,17 %	3512
	Helg	0,0299	0,0111	1,73 %	1,05 %	677
ORK	Intradag	0,0273	0,0882	1,65 %	2,97 %	3499
	Helg	0,0111	0,0041	1,05 %	0,64 %	665
SCHA	Intradag	0,0502	0,1623	2,24 %	4,03 %	3504
	Helg	0,0194	0,0072	1,39 %	0,85 %	673
STL	Intradag	0,0248	0,0802	1,57 %	2,83 %	3498
	Helg	0,0106	0,0039	1,03 %	0,63 %	672
STB	Intradag	0,0724	0,2343	2,69 %	4,83 %	3509
	Helg	0,0234	0,0087	1,53 %	0,93 %	679
SUBC	Intradag	0,0816	0,2639	2,86 %	5,14 %	3482
	Helg	0,0373	0,0139	1,93 %	1,18 %	669
TEL	Intradag	0,0302	0,0978	1,74 %	3,13 %	3500
	Helg	0,0140	0,0052	1,18 %	0,72 %	672
OBX	Intradag	0,0200	0,0646	1,41 %	2,54 %	3513
	Helg	<b>0,0065</b>	<b>0,0024</b>	<b>0,81 %</b>	<b>0,49 %</b>	678

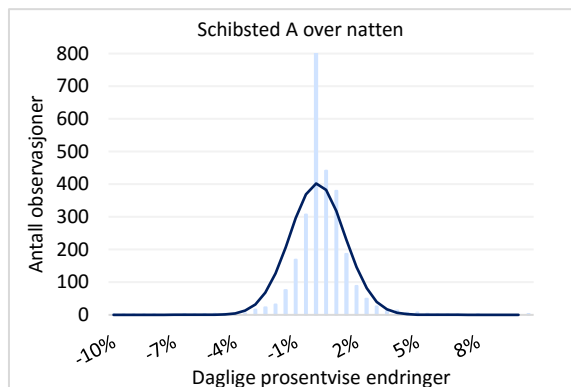
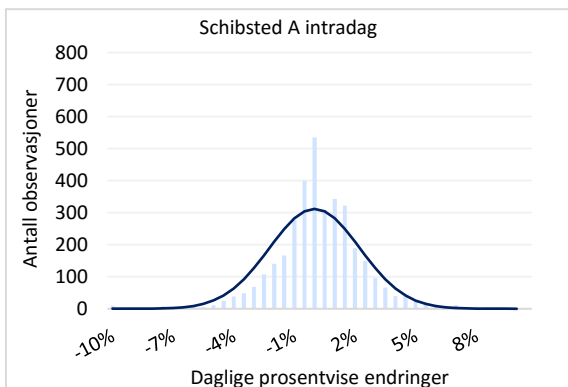
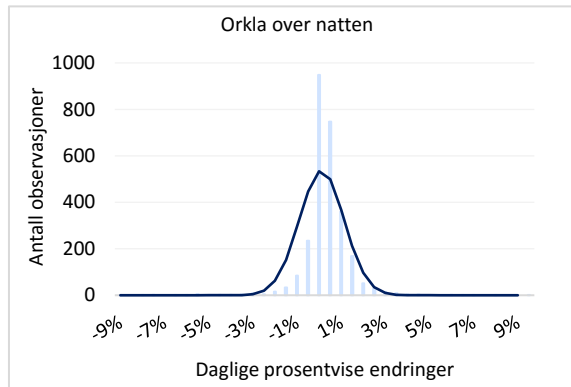
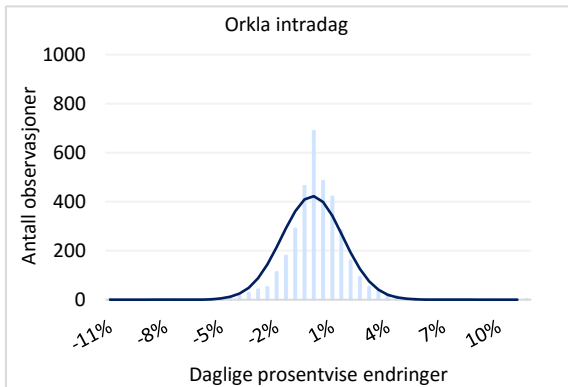
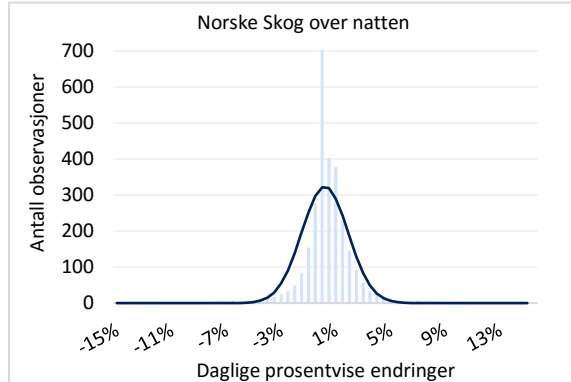
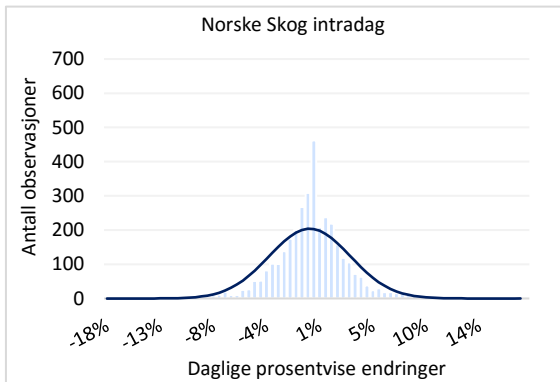
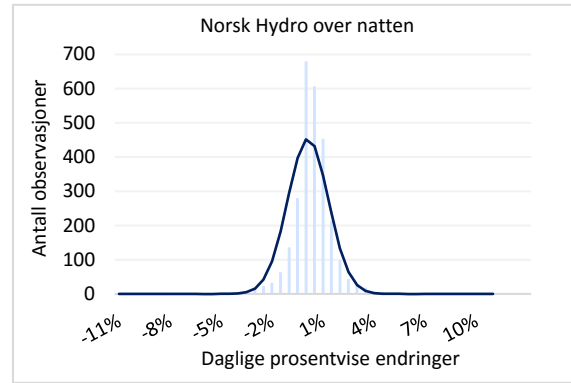
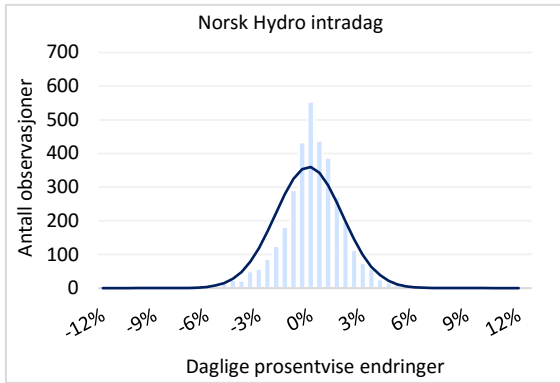
Appendiks C illustrerer variansen og standardavviket i handletiden og helgen. Kolonne 3 og 4 i tabellen, er tallgrunnlaget for henholdsvis figur 15 og 16 i analysen. Variansen over helgen strekker seg fra 0,0106 (Statoil) til 0,0550 (DNO), mens den tidsjusterte helgevariansen strekker seg fra 0,0039 til 0,0204. Forholdet mellom de ikke-justerte variansene for handletiden og helgen er ikke veldig ulik forholdet mellom handletiden og natten, men en ser at det er store forskjeller når en sammenligner de tidsjusterte variansene.

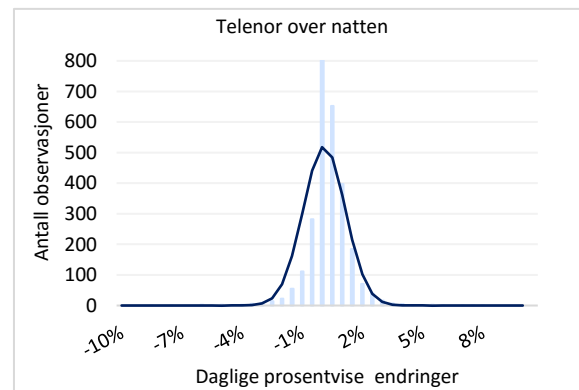
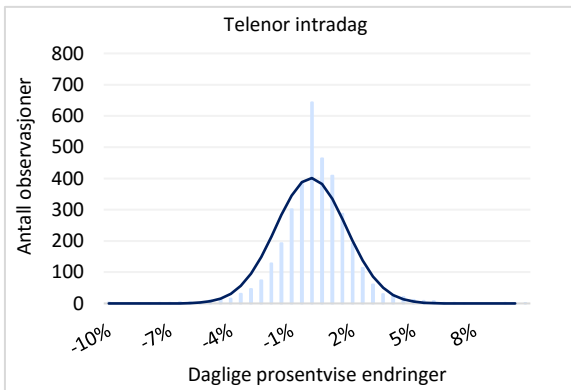
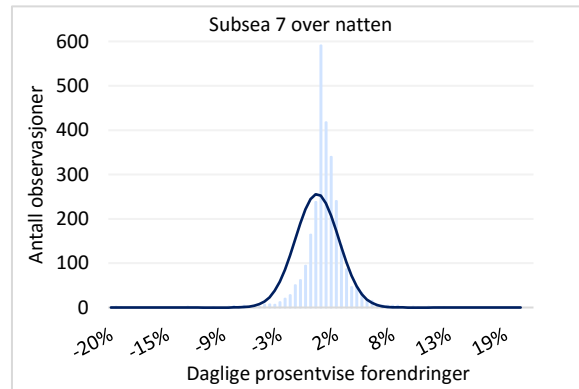
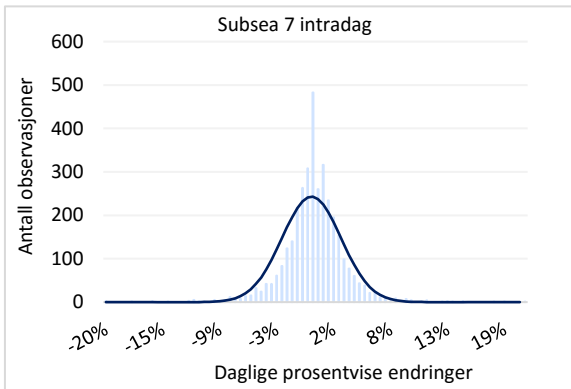
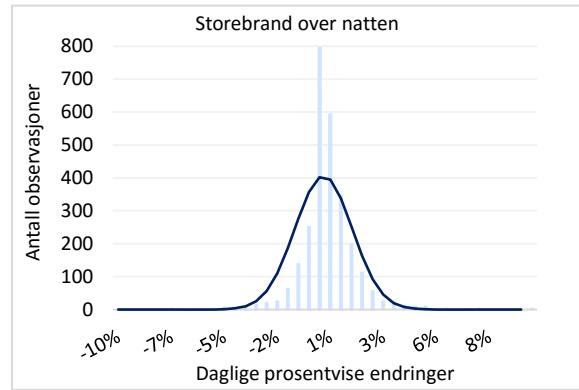
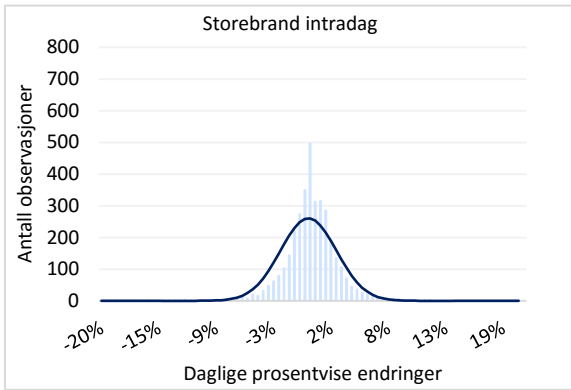
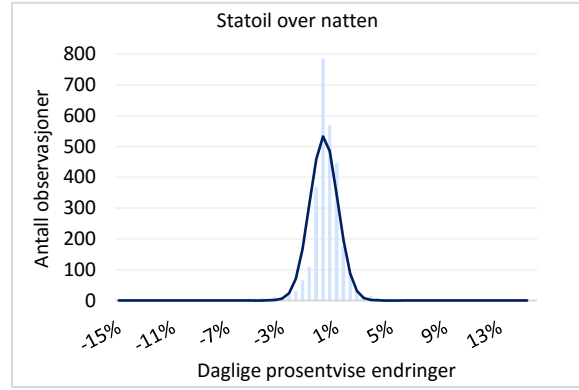
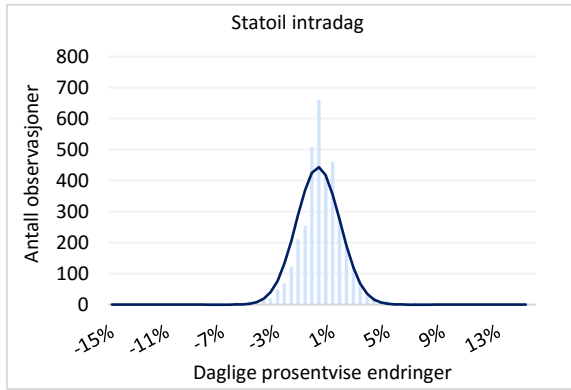
<sup>36</sup> Variansen er multiplisert med 100.

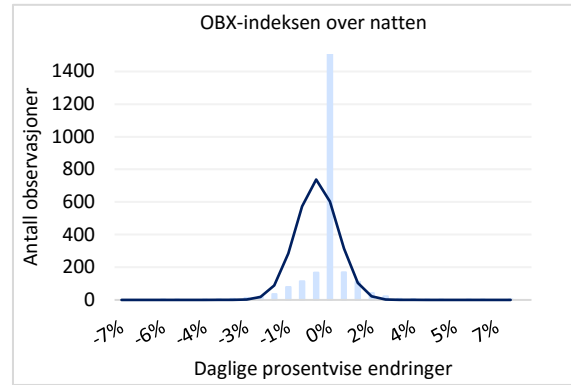
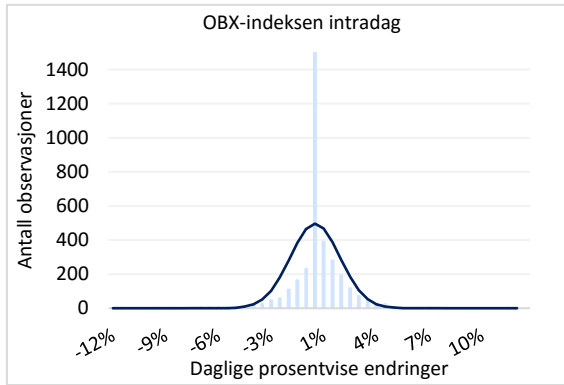
## Appendiks D: Avkastningsfordeling – Intradag vs. over natten





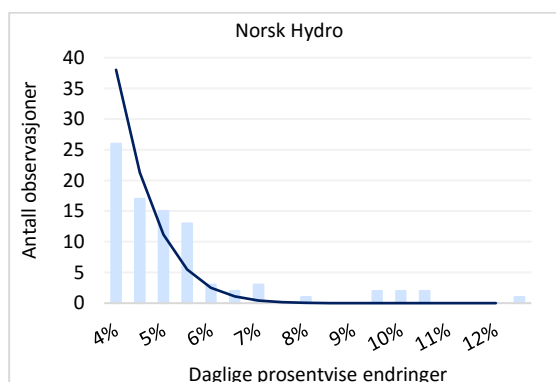
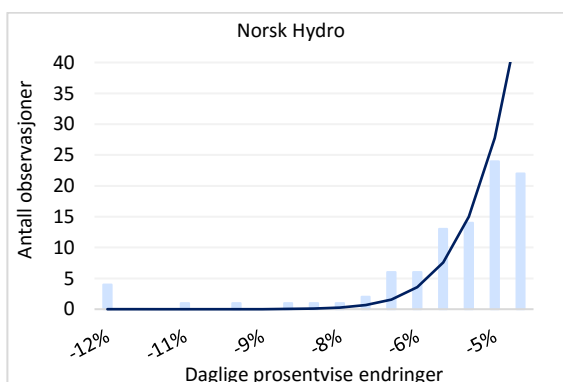
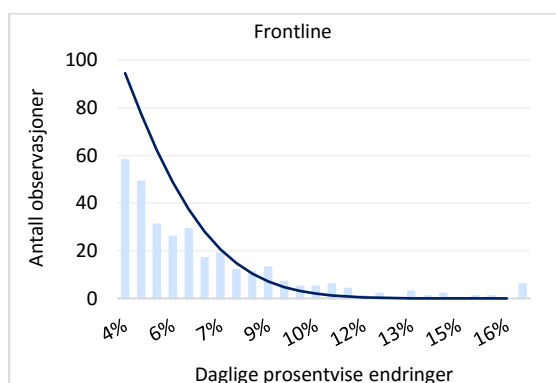
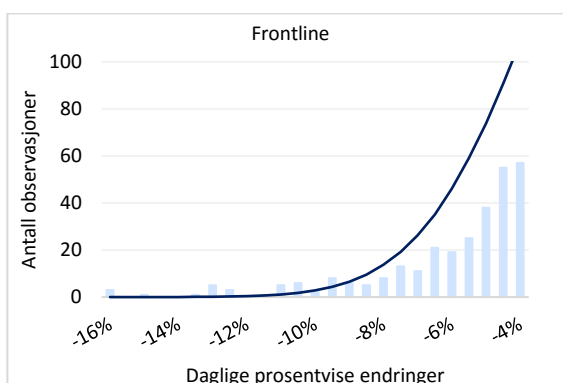
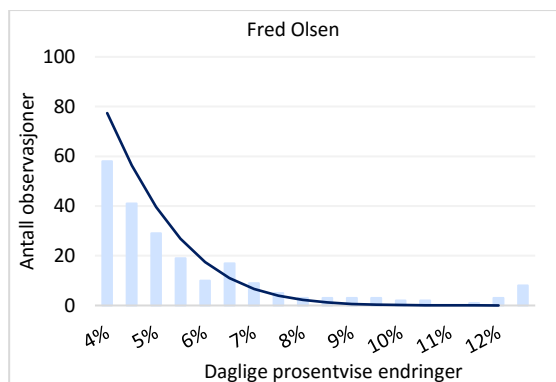
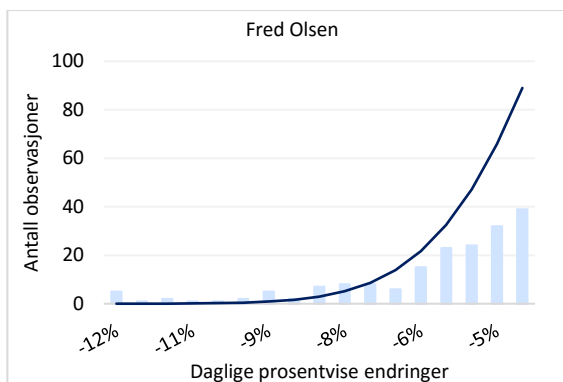
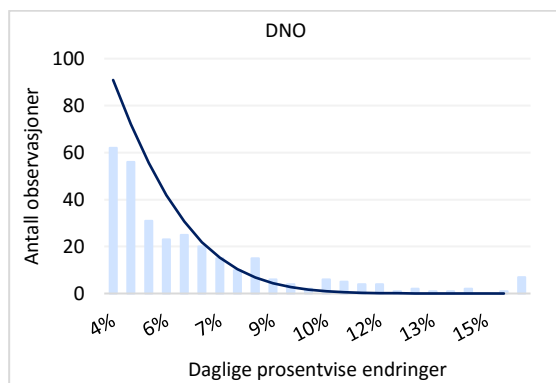
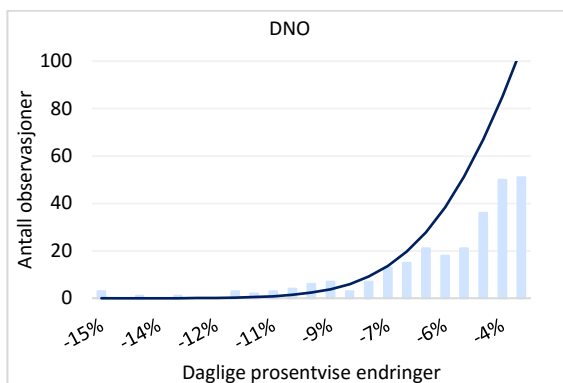


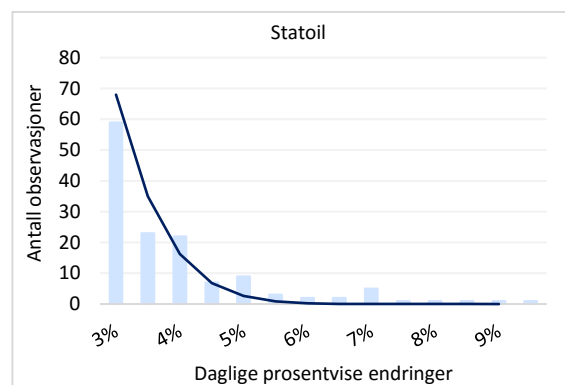
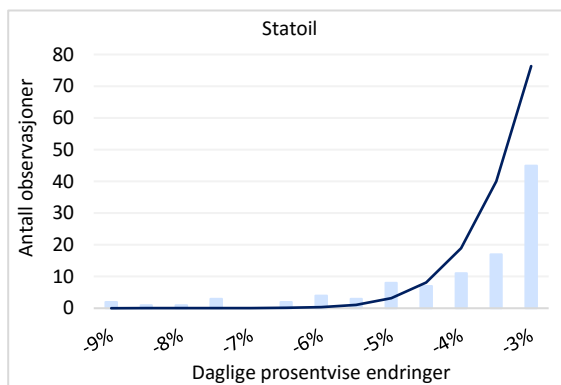
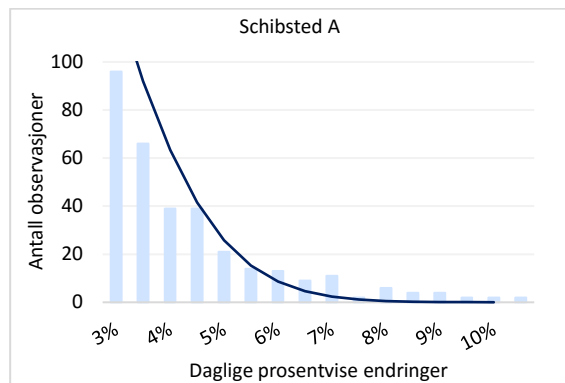
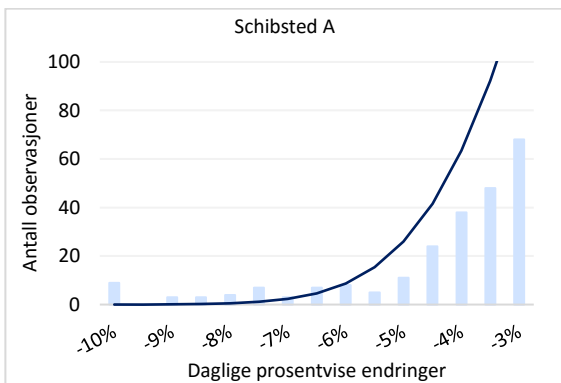
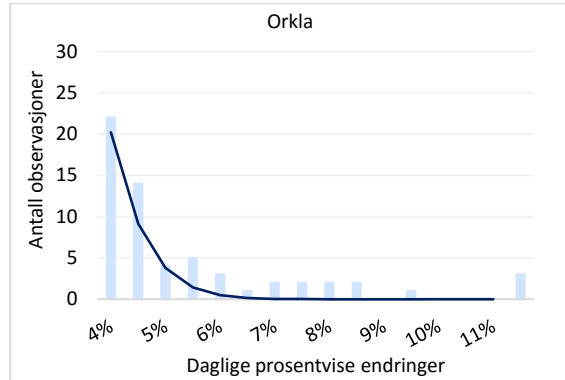
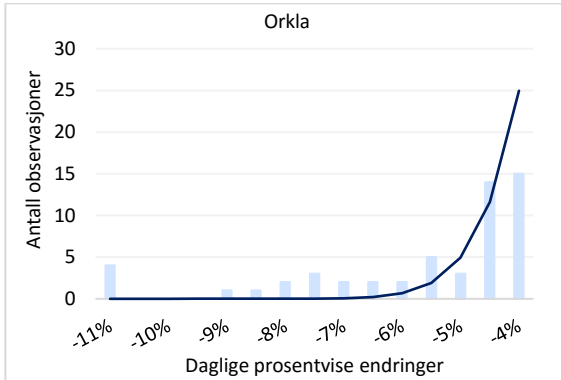
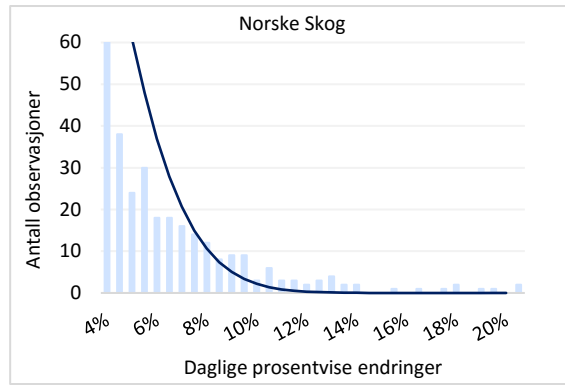
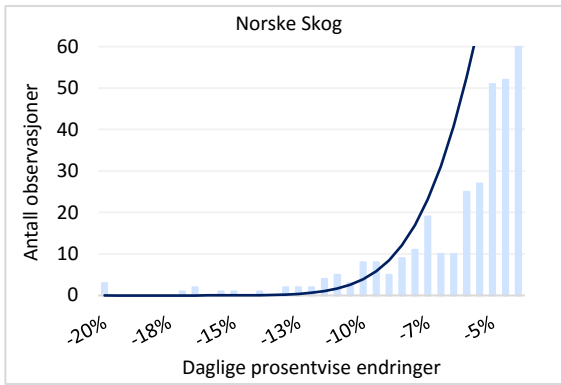


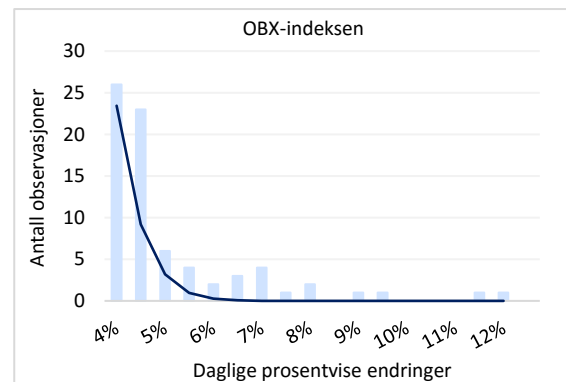
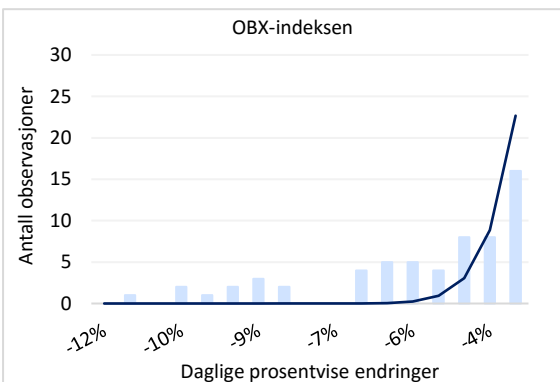
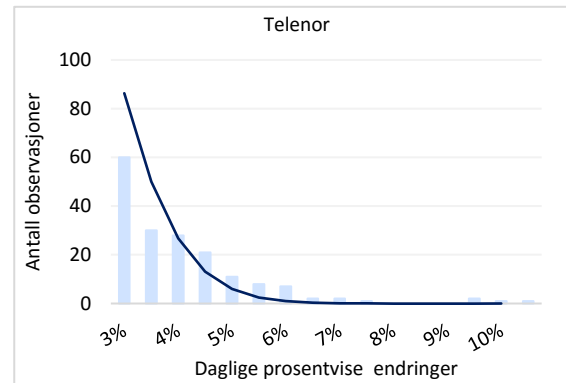
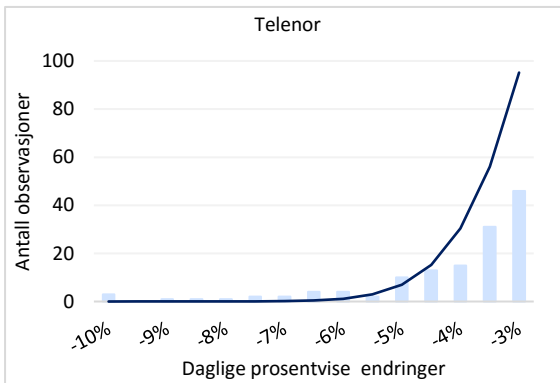
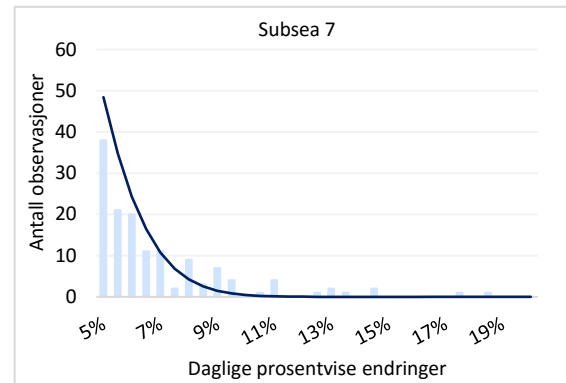
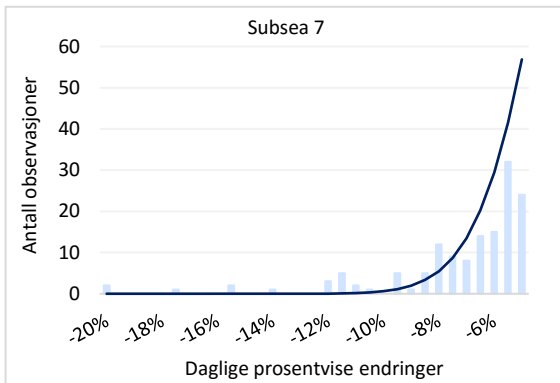
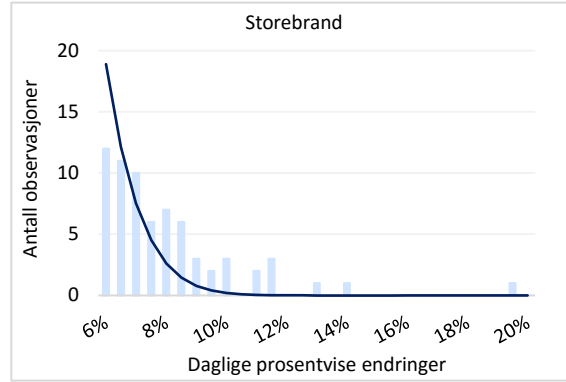
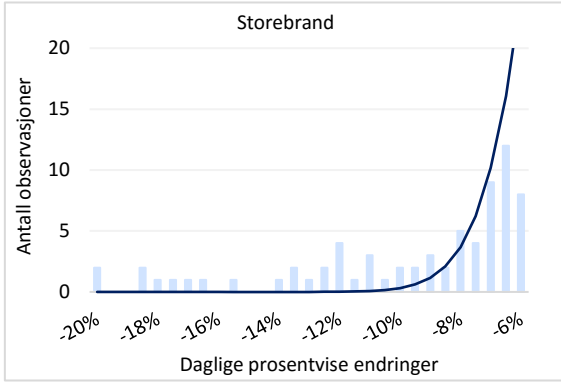


Av appendiks D ser en de daglige avkastningsfordelingene i handletiden og over natten. En observerer av figurene at fordelingene over natten har en høyere topp, hvor flere avkastninger er konsentrert nærmere sitt gjennomsnitt enn for handletiden. Dette samsvarer med funnene ved sammenligningen av variansene, der den i handletiden er høyere enn over natten. Fordelingene i handletiden ligner mer en Gauss-normalfordeling enn over natten, men det er vanskelig å tyde observasjonene i halene av disse figurene. Forstørrede figurer av halene presenteres derfor i appendiks E og F.

## Appendiks E: Avkastningsfordeling – haler intradag

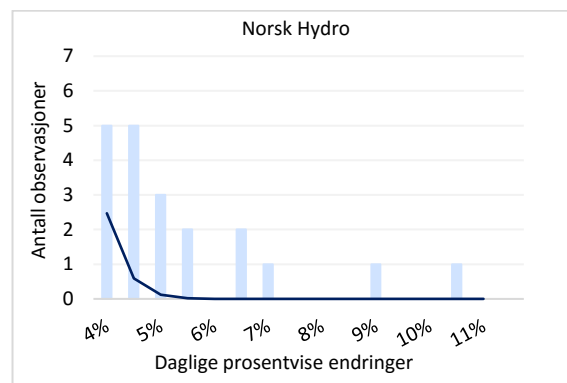
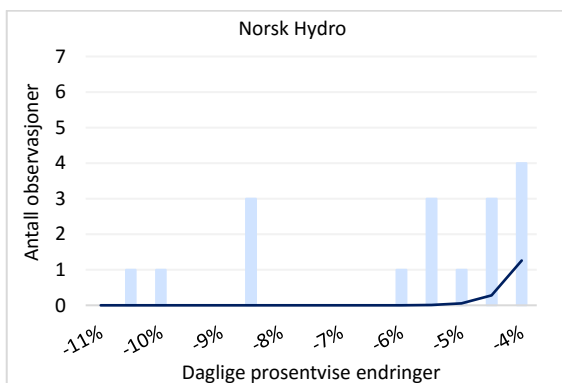
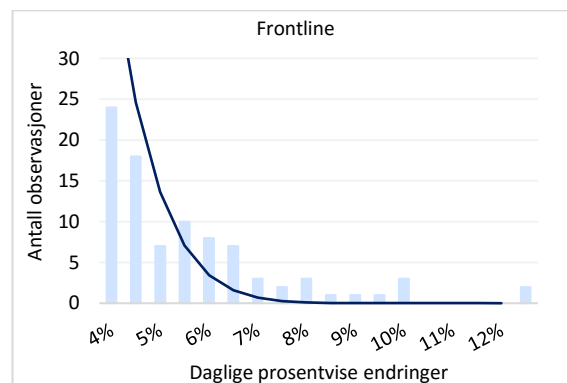
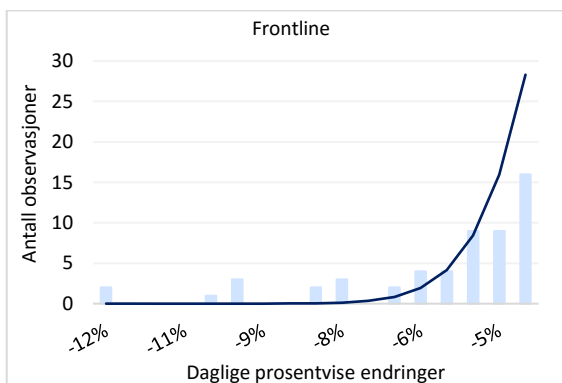
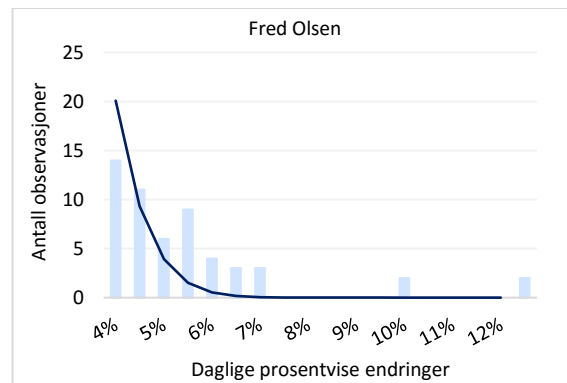
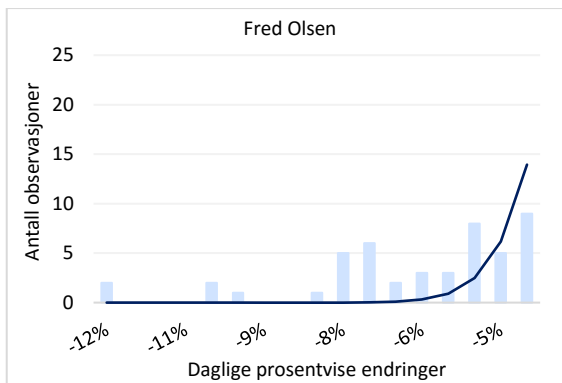
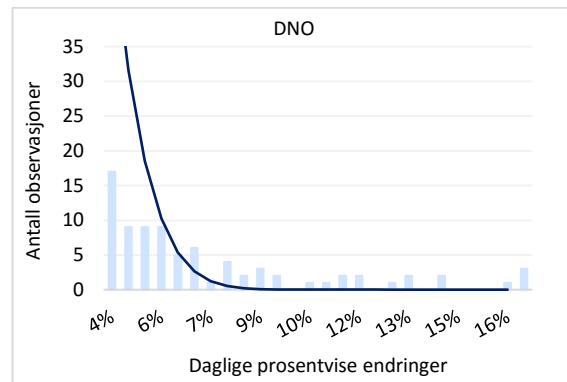
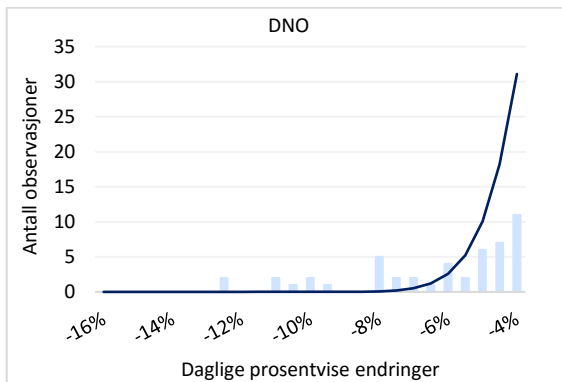




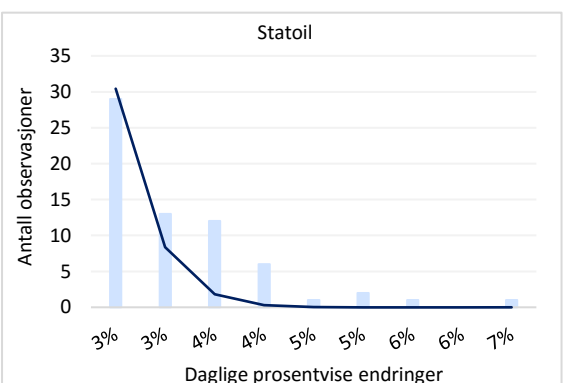
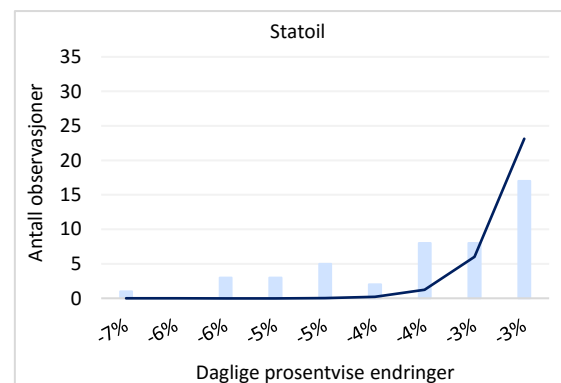
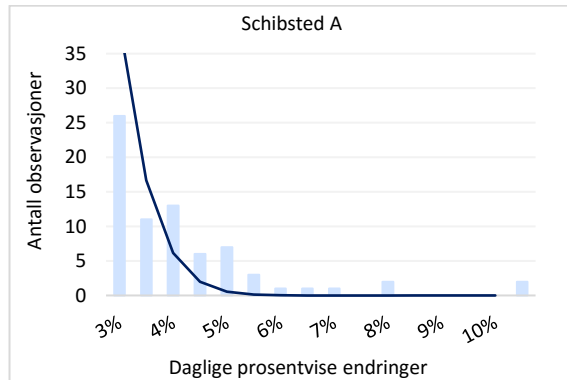
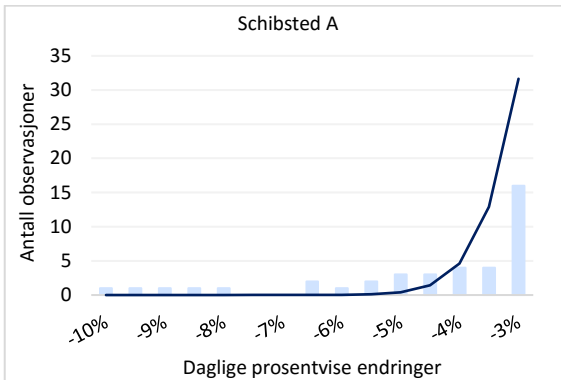
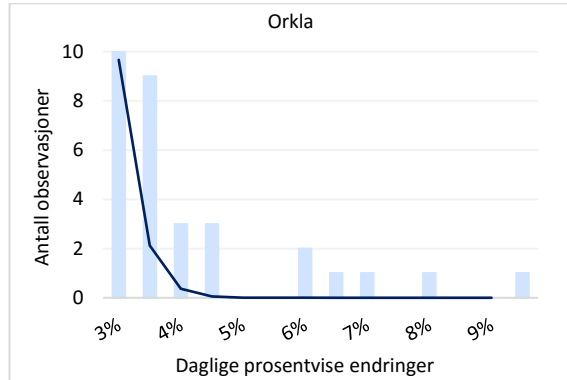
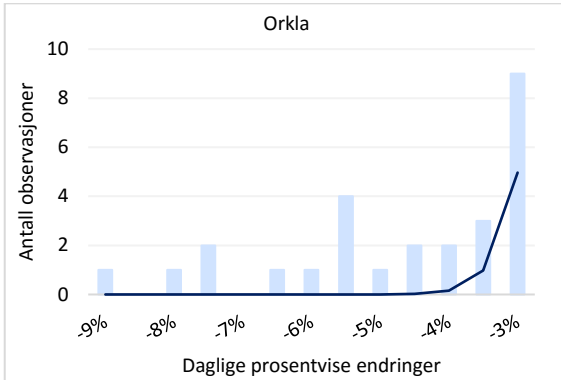
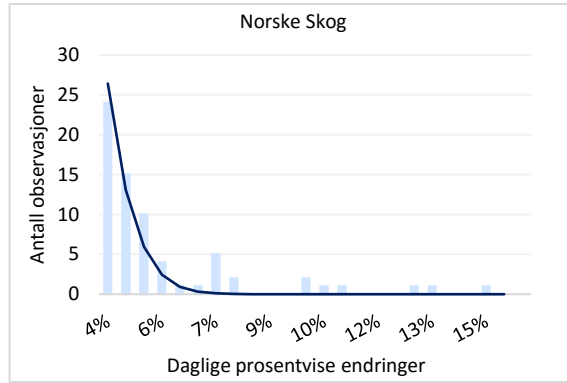
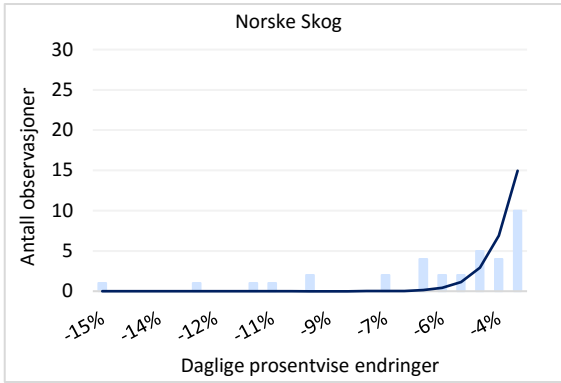


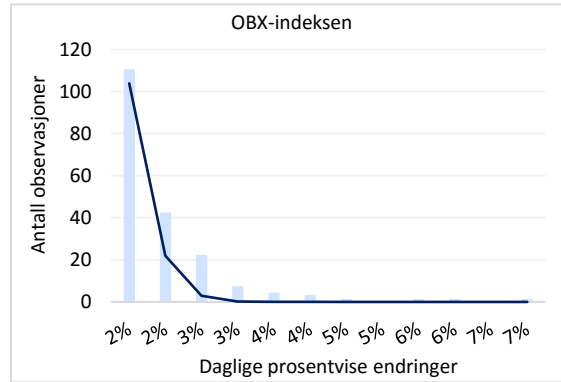
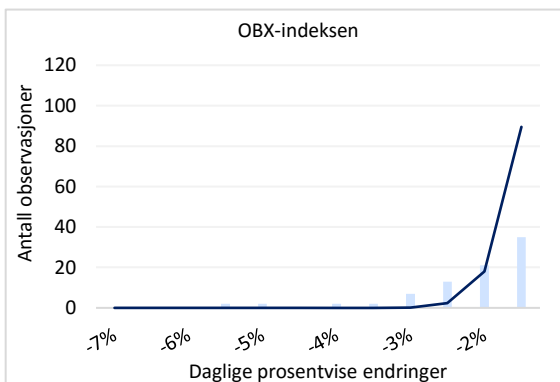
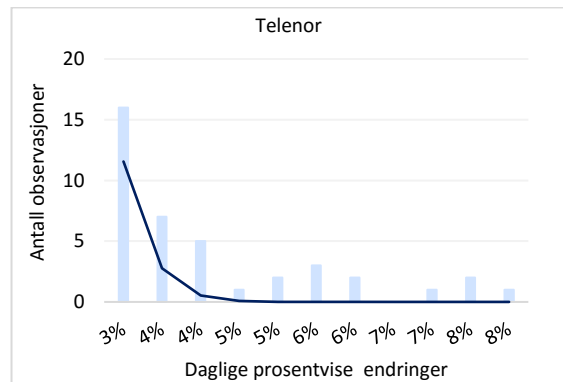
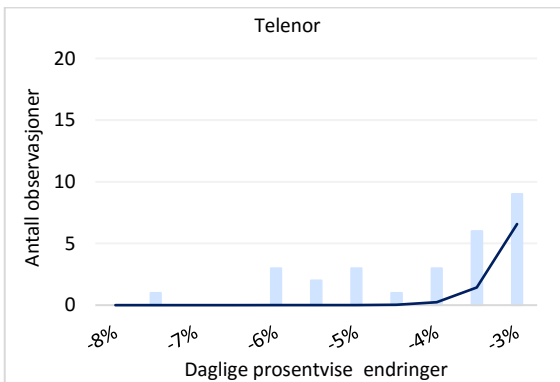
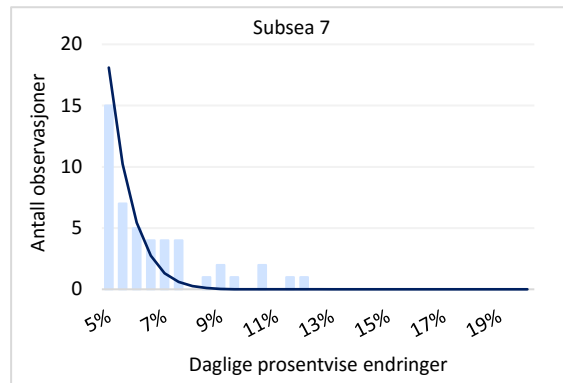
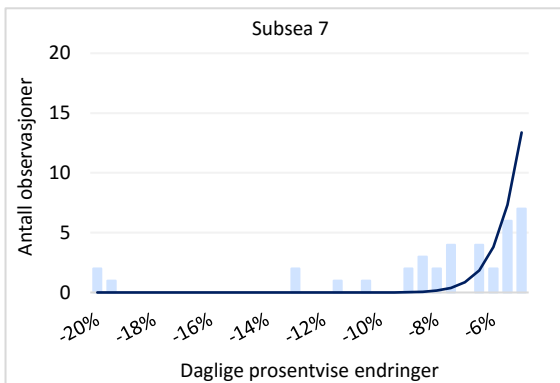
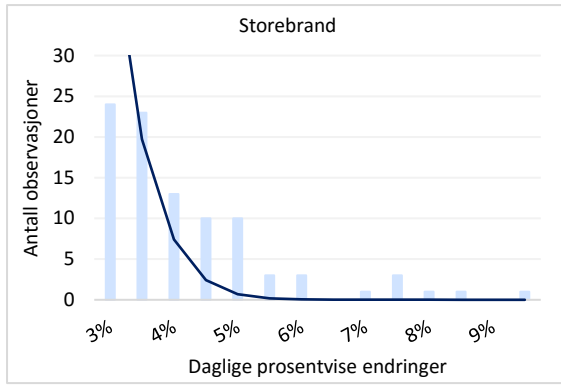
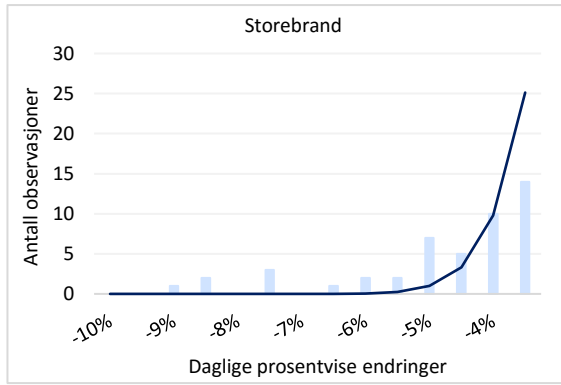
Appendiks E viser et forstørret bilde av halene i avkastningsfordelingene i handletiden. Figurene diskuteres nærmere i appendiks F.

## Appendiks F: Avkastningsfordeling - haler over natten





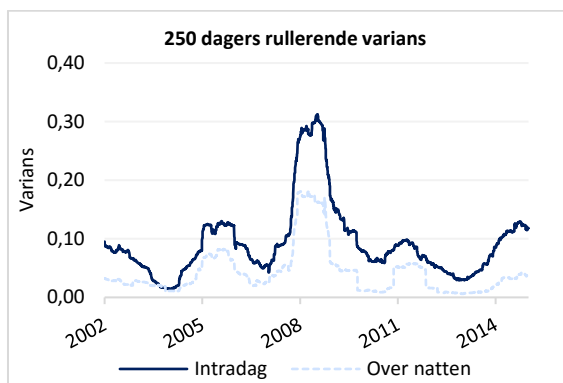




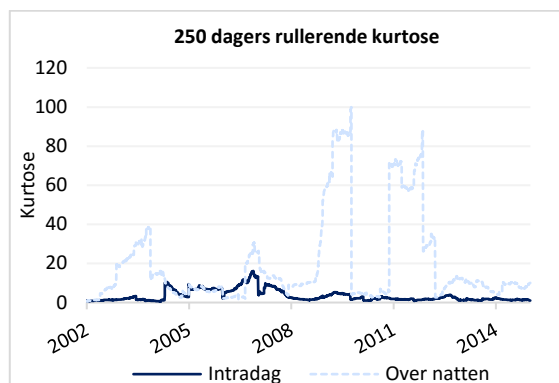
Appendiks F viser et forstørret bilde av halene i avkastningsfordelingene over natten for perioden. Sammenlignet med handletiden ser en at det eksisterer færre observasjoner i halene

over natten for majoriteten av selskapene. De fleste selskapene har større ekstremobservasjoner i halene, men av figuren til for eksempel Schibsted A, ser en at de mest ekstreme observasjonene er relativt like for handletiden og natten.

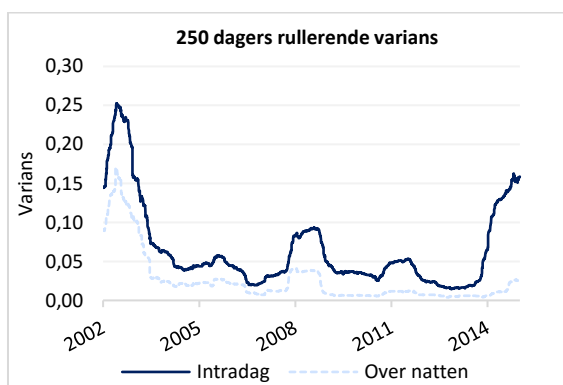
## Appendiks G: 250 dagers rullende varians<sup>37</sup> og Fisher-kurtose



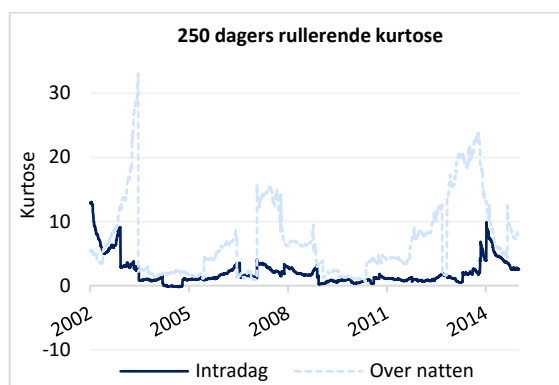
DNO



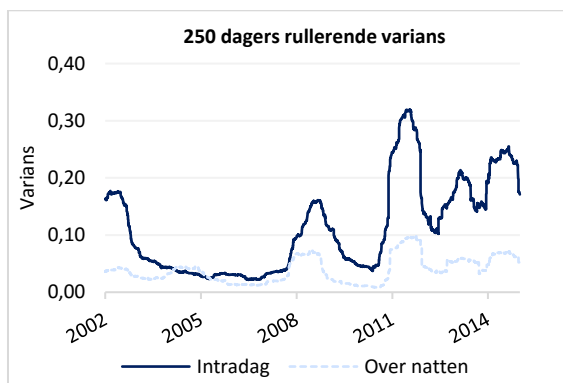
DNO



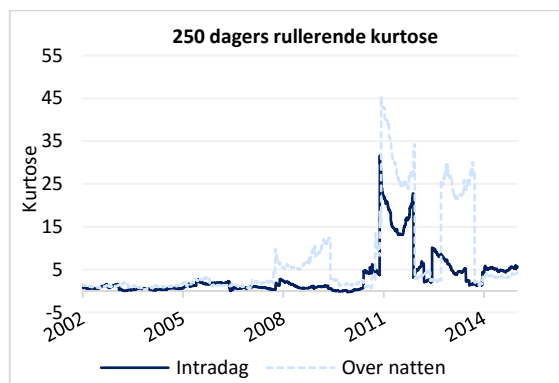
Fred Olsen



Fred Olsen

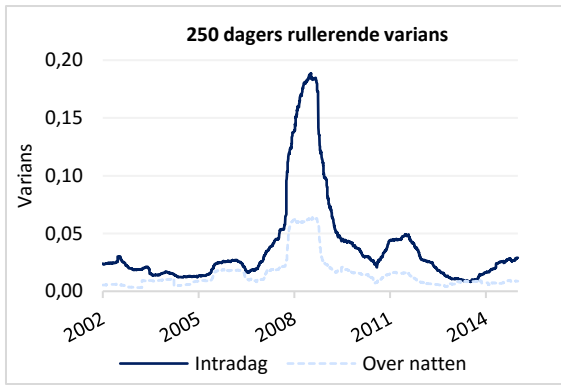


Frontline

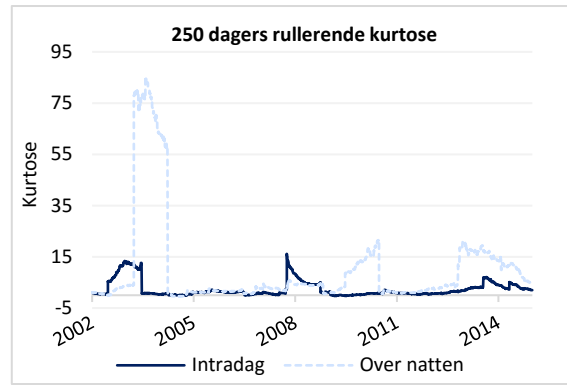


Frontline

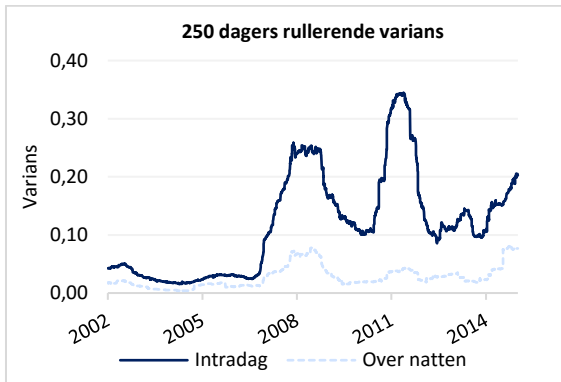
<sup>37</sup> Variansen er multiplisert med 100.



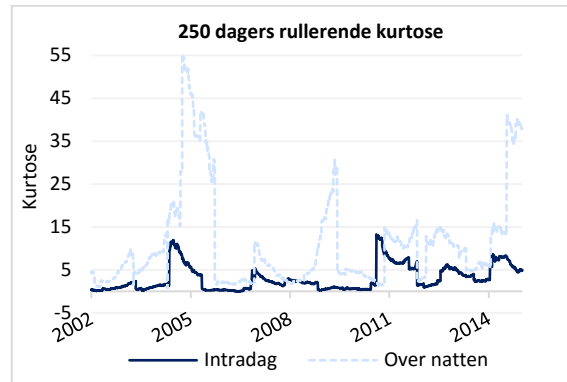
Norsk Hydro



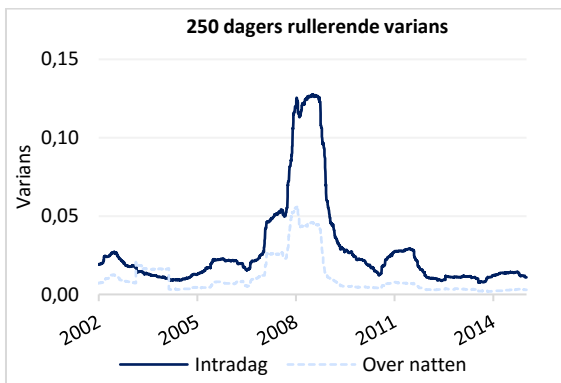
Norsk Hydro



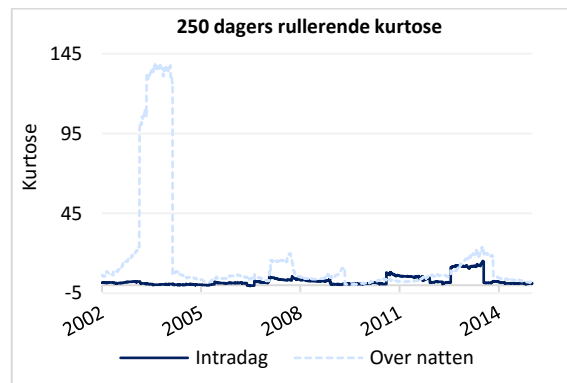
Norske Skog



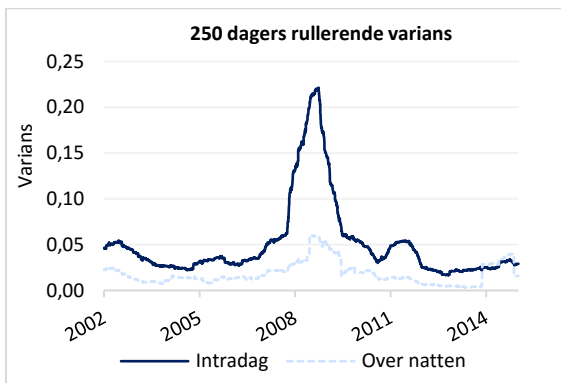
Norske Skog



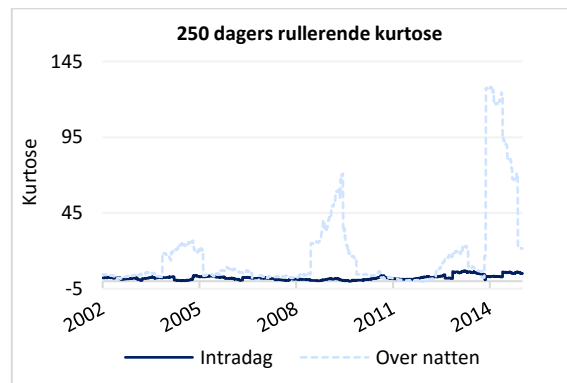
Orkla



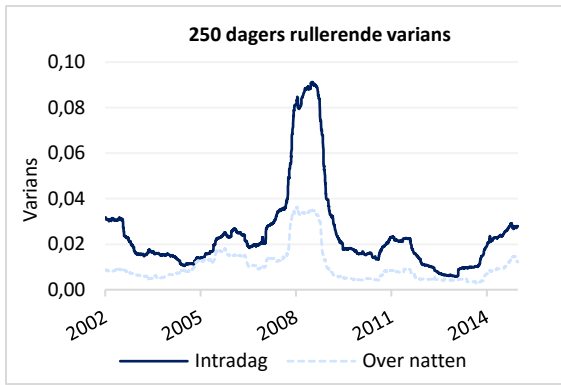
Orkla



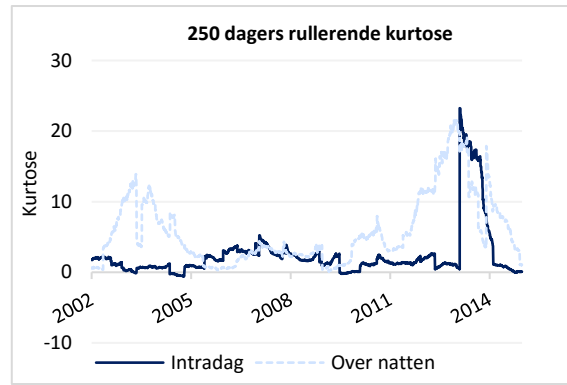
Schibsted A



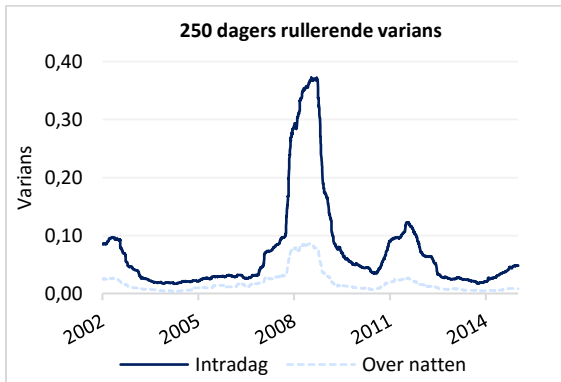
Schibsted A



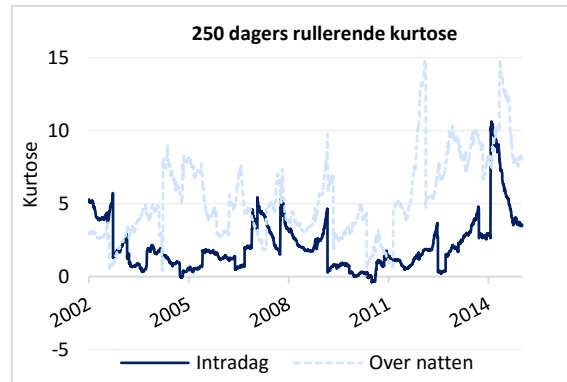
Statoil



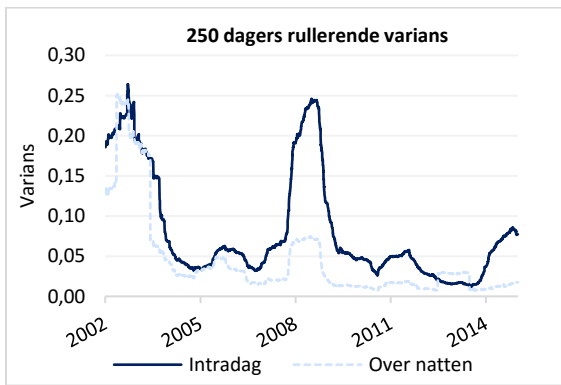
Statoil



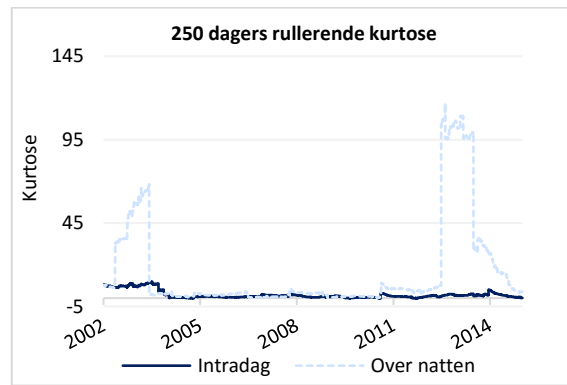
Storebrand



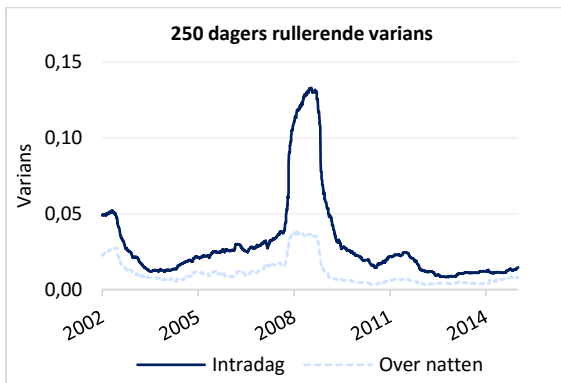
Storebrand



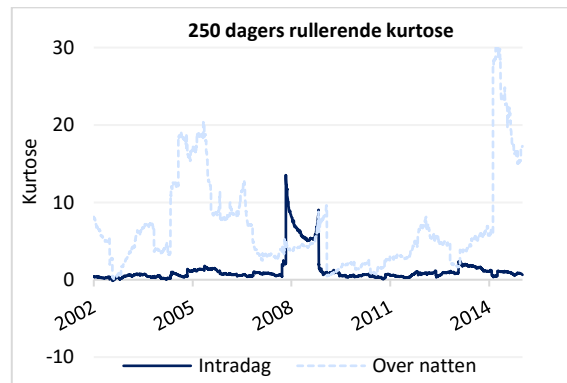
Subsea 7



Subsea 7



Telenor



Telenor

Appendiks G illustrerer 250 dagers rullerende varians og kurtose for selskapene, og en ser at det eksisterer volatilitet i volatiliteten. Figurene på venstreside er variansen, mens høyresiden viser Fisher-kurtose for tilsvarende selskap. En ser at variansen har samme bevegelsesmønster for natten og handletiden, men at den sistnevnte er vesentlig høyere. Spesielt observerer en et større hopp i variansen for de fleste selskaper i perioden rundt 2008, hvor den globale finanskrisen fant sted.

Fisher-kurtosen beveger seg derimot ikke like synkront for handletiden og natten, i motsetning til variansen. For enkelte selskaper, som for eksempel Frontline, beveger kurtosen seg likt for begge periodene, men at den generelt er høyere over natten for samtlige selskaper, med unntak av små perioder.

## Appendiks H: F - test

F-test intradag vs. over natten				F-test intradag vs. helg			
	Periode	F-test verdi	F-kritisk 95 % konfidensnivå		Periode	F-test verdi	F-kritisk 95 % konfidensnivå
DNO	Intradag Natt	5,03	1,00	DNO	Intradag Helg	15,04	1,00
FOE	Intradag Natt	5,74	1,00	FOE	Intradag Helg	24,09	1,00
FRO	Intradag Natt	6,48	1,00	FRO	Intradag Helg	27,38	1,00
NHY	Intradag Natt	5,82	1,00	NHY	Intradag Helg	12,32	1,00
NSG	Intradag Natt	9,19	1,00	NSG	Intradag Helg	34,36	1,00
ORK	Intradag Natt	5,88	1,00	ORK	Intradag Helg	21,47	1,00
SCHA	Intradag Natt	6,06	1,00	SCHA	Intradag Helg	22,56	1,00
STL	Intradag Natt	5,32	1,00	STL	Intradag Helg	20,38	1,00
STB	Intradag Natt	8,89	1,00	STB	Intradag Helg	26,97	1,00
SUBC	Intradag Natt	4,08	1,00	SUBC	Intradag Helg	19,03	1,00
TEL	Intradag Natt	6,13	1,00	TEL	Intradag Helg	18,77	1,00
OBX	Intradag Natt	8,06	1,00	OBX	Intradag Helg	26,78	1,00

Appendiks H viser resultatene fra F-testen som ble benyttet for å sammenligne de tidsjusterte variansene over handletiden med natten og helgen. Nullhypotesen om en lik tidsjustert varians mellom periodene ble forkastet for samtlige selskaper (F-verdi > F-kritisk) ved 95 % konfidensnivå, hvilket fører til en forkastelse av kalendertid-hypotesen.



## Appendiks I: Sampling error

Intradag (open-close)			
	Nedre verdi	Estimert standardavvik	Øvre verdi
DNO	3,02 %	3,09 %	3,16 %
FOE	2,57 %	2,63 %	2,69 %
FRO	3,27 %	3,35 %	3,43 %
NHY	1,89 %	1,94 %	1,99 %
NSG	<b>3,35 %</b>	<b>3,43 %</b>	<b>3,51 %</b>
ORK	1,61 %	1,65 %	1,69 %
SCHA	2,19 %	2,24 %	2,29 %
STL	<b>1,54 %</b>	<b>1,57 %</b>	<b>1,61 %</b>
STB	2,63 %	2,69 %	2,75 %
SUBC	2,79 %	2,86 %	2,92 %
TEL	1,70 %	1,74 %	1,78 %
OBX	1,38 %	1,41 %	1,45 %

Over natten (close-open)			
	Nedre verdi	Estimert standardavvik	Øvre verdi
DNO	2,00 %	2,05 %	2,11 %
FOE	1,60 %	1,64 %	1,68 %
FRO	<b>1,91 %</b>	<b>1,97 %</b>	<b>2,02 %</b>
NHY	1,17 %	1,20 %	1,23 %
NSG	1,65 %	1,70 %	1,74 %
ORK	<b>0,99 %</b>	<b>1,02 %</b>	<b>1,05 %</b>
SCHA	1,32 %	1,36 %	1,40 %
STL	<b>0,99 %</b>	<b>1,02 %</b>	<b>1,05 %</b>
STB	1,31 %	1,35 %	1,39 %
SUBC	2,06 %	2,11 %	2,17 %
TEL	1,02 %	1,05 %	1,08 %
OBX	0,72 %	0,74 %	0,76 %

Helg (close-open)			
	Nedre verdi	Estimert standardavvik	Øvre verdi
DNO	<b>2,23 %</b>	<b>2,34 %</b>	<b>2,48 %</b>
FOE	1,50 %	1,58 %	1,67 %
FRO	1,79 %	1,89 %	2,00 %
NHY	1,55 %	1,63 %	1,72 %
NSG	1,64 %	1,73 %	1,83 %
ORK	1,00 %	1,05 %	1,11 %
SCHA	1,32 %	1,39 %	1,47 %
STL	<b>0,98 %</b>	<b>1,03 %</b>	<b>1,09 %</b>
STB	1,45 %	1,53 %	1,61 %
SUBC	1,83 %	1,93 %	2,04 %
TEL	1,12 %	1,18 %	1,25 %
OBX	0,76 %	0,81 %	0,85 %

Av appendiks I ser en de estimerte utvalgsfeilene (sampling error) for handletiden, natten og helgen. Det største konfidensintervallet for handletiden finnes hos Norske Skog, hvor det estimerte standardavviket var 3,43 %, mens den virkelige volatiliteten ifølge sampling error var mellom 3,35 % og 3,51 % (differanse 0,16 %), ved 95 % konfidensnivå. Den laveste utvalgsfeilen i handletiden finnes hos Statoil, hvor standardavviket var estimert til 1,57 %, mens den virkelige volatiliteten vil ligge mellom 1,54 % og 1,61 % (differanse 0,07 %), ved 95

% konfidensnivå. Den laveste utvalgsfeilen over natten finnes hos Statoil og Orkla (0,99 % - 1,05 %), mens den høyeste utvalgsfeilen over natten kan tilskrives Frontline (1,91 % - 2,02 %). For helgen er den høyeste og laveste utvalgsfeilen hos henholdsvis DNO (2,23 % - 2,48 %) og Statoil (0,98 % - 1,09 %). Den relativt lave utvalgsfeilen for samtlige selskaper skyldes trolig at det er inkludert tilstrekkelig med data i analysen, slik det ble påpekt i oppgaven. Det må dog fremheves at denne modellen forutsetter normalfordelte prosentvise prisendringer, noe som ikke er tilfellet for de undersøkte dataene, slik at resultatene kan dermed være noe upresise.

## Appendiks J: Opsjonsanalyse +/- 10 % delta

Opsjonsgruppe 1: Priset ved fredag close til mandag open, med ulik tid til forfall											
Periode		Fredag close - mandag open		Fredag close - 2. mandag open		Fredag close - 3. mandag open		Fredag close - 6. mandag open		Fredag close - 12. mandag open	
Antall dager		2,69		6,69		16,69		37,69		79,69	
Historisk vol.		11,98 %		26,51 %		28,15 %		29,36 %		29,85 %	
Historisk vol.*		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %	
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca.	Call	0,02	134,45	19,65	138,33	29,17	141,56	51,24	148,00	78,19	157,51
10 % OTM	Call*	15,84	134,45	33,08	138,33	38,96	141,56	57,86	148,00	82,78	157,51
Delta ca.	Put	0,02	125,79	18,46	122,20	31,23	119,93	55,97	115,37	88,22	109,66
10 % OTM	Put*	16,19	125,79	31,08	122,20	41,07	119,93	62,61	115,37	92,81	109,66
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
10 % delta Call		15,82	<b>82214,30 %</b>	13,43	68,31 %	9,79	33,54 %	6,63	12,93 %	4,59	<b>5,87 %</b>
10 % delta Put		16,16	<b>67856,03 %</b>	12,61	68,33 %	9,84	31,51 %	6,64	11,87 %	4,59	<b>5,20 %</b>

Opsjonsgruppe 2: Priset ved mandag open til fredag close, med ulik tid til forfall											
Periode		Mandag open - fredag close		Mandag open - 2. fredag close		Mandag open - 3. fredag close		Mandag open - 6. fredag close		Mandag open - 20. fredag close	
Antall dager		4,31		11,31		18,31		39,31		137,31	
Historisk vol.		37,42 %		33,19 %		32,11 %		31,15 %		30,54 %	
Historisk vol.*		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %	
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca.	Call	40,86	135,68	44,78	139,40	50,57	142,15	65,68	148,43	110,43	167,99
10 % OTM	Call*	20,01	135,68	32,20	139,40	40,76	142,15	59,05	148,43	106,90	167,99
Delta ca.	Put	41,24	124,71	46,13	121,61	52,83	119,49	70,60	115,09	127,69	104,45
10 % OTM	Put*	20,56	124,71	33,63	121,61	43,07	119,49	64,00	115,09	124,17	104,45
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
10 % delta Call		-20,86	<b>-51,04 %</b>	-12,58	-28,10 %	-9,81	-19,39 %	-6,64	-10,10 %	-3,53	<b>-3,20 %</b>
10 % delta Put		-20,68	<b>-50,15 %</b>	-12,50	-27,10 %	-9,75	-18,46 %	-6,60	-9,35 %	-3,51	<b>-2,75 %</b>

Opsjonsgruppe 3: Forfaller mandag open, priset på ulike tidspunkter med ulik tid til forfall											
Periode		Mandag close - mandag open		Tirsdag close - mandag open		Onsdag close - mandag open		Torsdag close - mandag open		Fredag close - mandag open	
Antall dager		6,69		5,69		4,69		3,69		2,69	
Historisk vol.		28,80 %		27,62 %		25,21 %		21,51 %		11,98 %	
Historisk vol.*		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %	
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca.	Call	20,45	137,14	15,93	136,56	9,70	135,93	3,84	135,24	0,02	134,45
10 % OTM	Call*	24,87	137,14	22,96	136,56	20,86	135,93	18,53	135,24	15,84	134,45
Delta ca.	Put	21,29	123,46	16,62	123,95	10,21	124,49	4,11	125,09	0,02	125,79
10 % OTM	Put*	25,72	123,46	23,68	123,95	21,46	124,49	19,00	125,09	16,19	125,79
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
10 % delta Call		4,41	<b>21,58 %</b>	7,03	44,12 %	11,16	115,06 %	14,69	382,60 %	15,82	<b>82214,33 %</b>
10 % delta Put		4,42	<b>20,78 %</b>	7,06	42,46 %	11,25	110,22 %	14,89	361,99 %	16,16	<b>67856,03 %</b>

Av appendiks J fremkommer resultatene fra opsjonsanalysen for +/- 10 % delta opsjoner. Det ble vist i kapittel 7 at OTM opsjoner var mest sensitive for endringer i volatilitet. For å bekrefte at dette resultatet gjelder for vår analyse, ble det gjennomført en tilleggs-analyse med opsjoner som var ytterligere OTM enn +/- 25 % delta opsjonene. Resultatene viser at +/- 10 % delta er mer sensitive for endringer i volatiliteten enn +/- 25 % delta, for samtlige opsjonsgrupper og løpetider. Dermed underbygger dette konklusjonen om at OTM opsjoner er mest

sensitive for endringer i volatilitet, hvilket også samsvarer med teorien om vega-elasticitet, beskrevet i oppgaven.

## Appendiks K: Opsjonsanalyse binomisk modell<sup>38</sup>

Opsjonsgruppe 1: Priset ved fredag close til mandag open, med ulik tid til forfall											
Periode		Fredag close - mandag open		Fredag close - 2. mandag open		Fredag close - 3. mandag open		Fredag close - 6. mandag open		Fredag close - 12. mandag open	
Dager til forfall		<b>2,69</b>		6,69		16,69		37,69		<b>79,69</b>	
Historisk vol.		11,98 %		26,51 %		28,15 %		29,36 %		29,85 %	
Historisk vol.*		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %	
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca.	Call	53,08	130,00	222,82	130,00	310,56	130,00	486,51	130,00	718,64	130,00
50 % ATM	Call*	134,19		254,62		334,11		501,85		729,08	
Delta ca.	Call	2,10	132,37	74,55	134,32	101,36	136,20	164,02	139,70	240,44	144,86
25 % OTM	Call*	49,60		99,99		120,31		176,52		249,10	
Delta ca.	Call	224,78	127,78	482,86	125,92	640,58	124,72	949,03	122,40	1325,83	119,68
75 % ITM	Call*	273,57		507,49		658,71		960,78		1333,79	
Delta ca.	Put	53,08	130,00	222,82	130,00	310,56	130,00	486,51	130,00	718,64	130,00
-50 % ATM	Put*	134,19		254,62		334,11		501,85		729,08	
Delta ca.	Put	2,48	127,78	74,45	125,92	112,50	124,72	188,85	122,40	294,98	119,68
-25 % OTM	Put*	51,27		99,08		130,63		200,61		302,94	
Delta ca.	Put	239,14	132,37	506,11	134,32	720,76	136,20	1133,60	139,70	1725,80	144,86
-75 % ITM	Put*	286,64		531,55		739,71		1146,10		1734,47	
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
50 % delta Call		81,11	152,79 %	31,80	14,27 %	23,54	7,58 %	15,33	3,15 %	10,44	1,45 %
25 % delta Call		47,50	<b>2263,08 %</b>	25,44	34,13 %	18,95	18,69 %	12,50	7,62 %	8,67	<b>3,60 %</b>
75 % delta Call		48,79	21,71 %	24,63	5,10 %	18,13	2,83 %	11,76	1,24 %	7,97	0,60 %
- 50 % delta Put		81,11	152,79 %	31,80	14,27 %	23,54	7,58 %	15,33	3,15 %	10,45	1,45 %
- 25 % delta Put		48,79	<b>1968,53 %</b>	24,63	33,09 %	18,13	16,12 %	11,76	6,23 %	7,96	<b>2,70 %</b>
- 75 % delta Put		47,50	19,86 %	25,44	5,03 %	18,95	2,63 %	12,50	1,10 %	8,67	0,50 %

Opsjonsgruppe 2: Priset ved mandag open til fredag close, med ulik tid til forfall											
Periode		Mandag open - fredag close		Mandag open - 2. fredag close		Mandag open - 3. fredag close		Mandag open - 6. fredag close		Mandag open - 20. fredag close	
Dager til forfall		<b>4,31</b>		11,31		18,31		39,31		<b>137,31</b>	
Historisk vol.		37,42 %		33,19 %		32,11 %		31,15 %		30,54 %	
Historisk vol.*		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %	
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca.	Call	209,81	130,00	301,38	130,00	370,96	130,00	527,06	130,00	963,72	130,00
50 % ATM	Call*	169,80		275,05		349,91		512,49		955,87	
Delta ca.	Call	94,24	133,03	120,95	135,03	142,71	136,51	192,04	139,92	322,10	150,63
25 % OTM	Call*	62,42		99,85		125,75		180,15		315,46	
Delta ca.	Call	376,74	127,21	567,23	125,60	703,59	124,50	990,18	122,26	1699,95	117,11
75 % ITM	Call*	344,00		546,88		687,40		979,07		1693,09	
Delta ca.	Put	209,81	130,00	301,38	130,00	370,96	130,00	527,06	130,00	963,72	130,00
-50 % ATM	Put*	169,80		275,05		349,91		512,49		955,87	
Delta ca.	Put	97,93	127,21	127,42	125,60	153,48	124,50	216,27	122,26	412,28	117,11
-25 % OTM	Put*	65,18		107,06		137,28		205,15		405,41	
Delta ca.	Put	397,03	133,03	623,49	135,03	793,82	136,51	1184,06	139,92	2382,83	150,63
-75 % ITM	Put*	365,20		602,39		776,86		1172,17		2376,19	
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
50 % delta Call		-40,00	-19,07 %	-26,33	-8,74 %	-21,05	-5,67 %	-14,58	-2,77 %	-7,85	-0,81 %
25 % delta Call		-31,82	<b>-33,77 %</b>	-21,10	-17,45 %	-16,96	-11,88 %	-11,89	-6,19 %	-6,64	<b>-2,06 %</b>
75 % delta Call		-32,75	-8,69 %	-20,35	-3,59 %	-16,20	-2,30 %	-11,12	-1,12 %	-6,86	-0,40 %
- 50 % delta Put		-40,00	-19,07 %	-26,33	-8,74 %	-21,05	-5,67 %	-14,58	-2,77 %	-7,85	-0,81 %
- 25 % delta Put		-32,75	<b>-33,44 %</b>	-20,35	-15,97 %	-16,20	-10,55 %	-11,11	-5,14 %	-6,87	<b>-1,67 %</b>
- 75 % delta Put		-31,82	-8,01 %	-21,10	-3,38 %	-16,96	-2,14 %	-11,89	-1,00 %	-6,64	-0,28 %

<sup>38</sup> Opsjonsprisene ved binomisk metode, er beregnet i regnearkmodellen i boken «The Complete Guide to Option Pricing Formulas», Espen Gaarder Haug (2007).

Opsjonsgruppe 3: Forfaller mandag open, priset på ulike tidspunkter med ulik tid til forfall											
Periode	Mandag close – mandag open		Tirsdag close – mandag open		Onsdag close – mandag open		Torsdag close – mandag open		Fredag close – mandag open		
Dager til forfall	<b>6,69</b>		<b>5,69</b>		<b>4,69</b>		<b>3,69</b>		<b>2,69</b>		
Historisk vol.	28,80 %		27,62 %		25,21 %		21,51 %		11,98 %		
Historisk vol.*	30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		30,29 %		
		Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike	Pris	Strike
Delta ca. 50 % ATM	Call	201,17	130,00	177,93	130,00	147,45	130,00	111,61	130,00	53,08	130,00
	Call*	211,58		195,14		177,17		157,16		134,19	
Delta ca. 25 % OTM	Call	69,12	133,81	57,83	133,50	41,43	133,16	24,64	132,80	2,10	132,37
	Call*	77,42		71,54		65,08		57,81		49,60	
Delta ca. 75 % ITM	Call	417,41	126,56	380,23	126,82	335,52	127,09	286,16	127,40	224,78	127,78
	Call*	425,48		393,59		358,62		319,76		273,57	
Delta ca. -50 % ATM	Put	201,17	130,00	177,93	130,00	147,45	130,00	111,61	130,00	53,08	130,00
	Put*	211,58		195,14		177,17		157,16		134,19	
Delta ca. -25 % OTM	Put	73,59	126,56	61,78	126,82	44,91	127,09	26,41	127,40	2,48	127,78
	Put*	81,66		75,14		68,02		60,01		51,27	
Delta ca. -75 % ITM	Put	449,93	133,81	407,72	133,50	357,82	133,16	304,24	132,80	239,14	132,37
	Put*	458,24		421,43		381,47		337,41		286,64	
Differanser											
		NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%	NOK	%
50 % delta Call		10,41	5,17 %	17,20	9,67 %	29,72	20,16 %	45,55	40,81 %	81,11	152,79 %
25 % delta Call		8,30	<b>12,02 %</b>	13,71	23,71 %	23,65	57,08 %	33,17	134,59 %	47,50	<b>2263,08 %</b>
75 % delta Call		8,08	1,94 %	13,36	3,51 %	23,11	6,89 %	33,60	11,74 %	48,79	21,71 %
- 50 % delta Put		10,41	5,17 %	17,20	9,67 %	29,72	20,16 %	45,55	40,81 %	81,11	152,79 %
- 25 % delta Put		8,08	<b>10,98 %</b>	13,36	21,63 %	23,11	51,45 %	33,60	127,21 %	48,79	<b>1968,53 %</b>
- 75 % delta Put		8,31	1,85 %	13,71	3,36 %	23,65	6,61 %	32,17	10,90 %	47,50	19,86 %

Aksjeopsjoner ved Oslo Børs er som kjent av amerikansk opsjonstype, og opsjonsanalysen i denne oppgaven tok utgangspunkt i at underliggende aksje ikke betaler dividende. For kjøpsopsjoner som ikke utbetaler dividende, er det aldri optimalt å utløse opsjonen før forfall (Hull 2012). Derfor har ofte amerikanske- og europeiske kjøpsopsjoner tilnærmet lik pris, da muligheten for tidlig utøvelse ikke gir merverdi. For salgsopsjoner derimot, kan det ofte være gunstig å innløse opsjonen før forfall, uavhengig av om underliggende betaler dividende. Dermed kan prisen på amerikanske salgsopsjoner avvike fra europeiske. I forbindelse med sistnevnte, gjennomfører vi en tilleggs-analyse hvor vi beregner prisene på opsjonene i analysen med utgangspunkt i at de er av amerikansk type. Dette for å se i hvilken grad resultatene avviker fra opsjonsprisene beregnet ved hjelp av BSM-modellen for europeiske opsjoner, som er benyttet i hoved-analysen. Vi har i denne tilleggs-analysen benyttet den binomiske opsjonsprisindeksen utviklet av Cox, Ross & Rubinstein i 1979. I følge Hull (2012), deles opsjonens levetid normalt inn i 30 tidssteg eller mer, når man kalkulerer opsjonspriser ved hjelp av binomial-tre. Vi beregnet opsjonsprisene med 56 tidssteg, da dette antallet skal være tilstrekkelig for å oppnå mer presise opsjonspriser (Whaley 2007). Alle parametere er forøvrig likt som ved hoved-analysen.

Hovedkonklusjonene i den binomiske modellen avviker ikke fra Black-Scholes-Merton modellen: ATM opsjoner har de største prisforskjellene i NOK mellom de ulike volatilitetsestimaterne, og OTM opsjoner er mest sensitiv for forskjellene i volatilitet da den prosentvise differansen i premien er størst her. Sammenligner man opsjonspremiene i hovedanalysen med premiene beregnet etter den binomiske metoden, observerer en at differansene er marginale, både for kjøps- og salgsopsjoner. Differansene i premiene mellom BSM- og den binomiske metoden blir større, desto lengre løpetiden er, men den prosentvise differansen er fortsatt relativt lav. En ser f.eks. at 75 % delta kjøpsopsjon i gruppe 2, priset fra mandag open til 20. fredag close, innehar den største absolutte differansen i premien mellom de to nevnte metodene (20,01 NOK). Den prosentvise differansen er derimot kun 1,18 %, og dermed virker ikke metoden som benyttes å ha betydelig innvirkning på resultatene.

## Appendiks L: Formler benyttet i analysen

Her presenteres diverse formler som er brukt i analysen, men som ikke er nevnt i oppgaven.

**Variansen** måler det gjennomsnittlige avviket fra gjennomsnittet i et datasett, i dette tilfellet avkastningene. Excel-funksjonene «VAR.P» er benyttet i beregningen av variansen som tilsvarer:

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^N \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n}$$

Hvor  $x$  tilsvarer en enkelt observasjon av avkastning,  $\bar{X}$  er gjennomsnittlig avkastning og  $n$  er antall observasjoner. Årsaken til at VAR.P benyttes, er at det ønskes å beregne variansen til perioden januar 2002 - desember 2015 sett som en helhet, og dermed ikke som et utvalg. Den marginale forskjellen mellom VAR.P og VAR.S i excel er henholdsvis 0,000001 for Telenor i perioden.

**Fisher-kurtose** ble benyttet i analysen, og ble beregnet ved bruk av excel-funksjonen «kurt», hvilket tilsvarer:

$$Kurtose = \left\{ \frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum \left( \frac{(X_i - \bar{X})^4}{s} \right) \right\} - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)}$$

Hvor  $n$  er antall observasjoner,  $\bar{X}$  er den gjennomsnittlige avkastningen,  $s$  er standardavviket for utvalget og  $X_i$  er variabelen.

Excel funksjonen «SKEW.P» er benyttet i beregningene av **skjevhet**, som tilsvarer:

$$Skjevhet = \frac{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^3}{ns^3}$$



Hvor  $X_i$  er den observerte variabelen,  $\bar{X}$  er gjennomsnittet,  $n$  er antall observasjoner og  $s$  er standardavviket til utvalget. Årsaken til at det er benyttet SKEW.P og ikke SKEW.S er som påpekt at det ønskes å beregne skjevheten til denne perioden sett under ett og dermed ikke som et utvalg. Det er i denne sammenheng også blitt beregnet både SKEW.P og SKEW.S for å avdekke eventuelle forskjeller. Forskjellen mellom de nevnte funksjonene er marginale, og er f.eks. 0,0001 for Norsk Hydro i perioden.

**Sampling error:**

$$P \left[ s \sqrt{\frac{(n-1)}{X^2(n-1; \frac{\alpha}{2})}} \leq \sigma \leq s \sqrt{\frac{(n-1)}{X^2(n-1; 1 - \frac{\alpha}{2})}} \right] = 1 - \alpha$$

Denne modellen er basert på antagelsen om normalfordelte prosentvise prisendringer, og kan benyttes til å beregne konfidensintervallet rundt estimert standardavvik,  $s$ . Der  $n$  er antall observasjoner og  $X^2(n-1; \frac{\alpha}{2})$  er verdien av kji-kvadratfordeling med  $n-1$  er frihetsgrader og konfidensnivå er  $1 - \alpha$ .



Norges miljø- og biovitenskapelig universitet  
Noregs miljø- og biovitenskapelige universitet  
Norwegian University of Life Sciences

Postboks 5003  
NO-1432 Ås  
Norway