



Norges miljø- og  
biovitenskapelige  
universitet

Masteroppgave 2016 30 stp  
Fakultet for samfunnsvitenskap Handelshøyskolen

# **Risikoanalyse av det norske valutamarkedet**

**- distribusjon, likviditet og olje**

Ole Aleksander Venger Pedersen

## Forord

Denne analysen er skrevet som avsluttende del av mitt mastergradstudium ved Handelshøyskolen ved NMBU. Prosessen har vært både krevende og lærerik.

Jeg vil gjerne takke min veileder, Espen Haug, for gode innspill og konstruktive tilbakemeldinger. Jeg vil også takke Magne Østnor i DNB Markets for utfyllende svar på spørsmål om bid-ask spread, og alle andre som har bidratt til at denne oppgaven ble best mulig.

Ås, 18. mai 2016

## **SAMMENDRAG**

Dette er en tredelt risikoanalyse av det norske valutamarkedet på bakgrunn av daglige endringer i vekslingskursene USDNOK og EURNOK, i perioden mellom januar 1999 og februar 2016. Oppgaven redegjør for den empiriske distribusjonen av valutakursendringene i perioden. Vi kan konkludere med at distribusjonen ikke er normalfordelt, men har svært varierende haleverdier.

Videre har oppgaven analysert likviditetsrisiko i kronemarkedet. Her har vi sett på bid-ask spread og effekter av tynne markeder. Studien viser høy korrelasjon mellom bid-ask spreaden for de to valutaparene. Det tyder på felles årsakssammenheng. Videre presenteres også stor grad av empirisk sammenheng mellom bid-ask spread og markedsrisiko. Det høye kjøp -og salgsprisavviket i slutten av perioden skyldes trolig at bankenes evne og vilje til å sitte med risiko har avtatt betydelig etter finanskrisen. Med bruk av valuthandelsstatistikk og Whitney U-test er det funnet en viss indikasjon på positiv sammenheng mellom volatilitet og handelsvolum.

I slutten av analysen gjøres det hypotesetester for bakenforliggende årsaker til den varierende korrelasjonen mellom valutakursene og oljeprisen. Det kan se ut til at det er en viss sammenheng mellom oljeprisvolatilitet og korrelasjonen med kronekursene.

## ABSTRACT

This is a threefold risk analysis of the Norwegian currency market expressed by daily changes in the conversion rates of USDNOK and EURNOK in the period between January 1999 and February 2016. The study outlines the realized empirical distribution of the changes in the currency rates. We can conclude that the empirical distribution is not normally distributed, but have widely varying tail values.

Moreover, the study analyzes the liquidity risk in the exchange market. We have studied the bid-ask spread and the effects of “thin” market volumes. We illustrate high correlation between the bid-ask spread of the two currency pairs. This indicates common causal relationship. We also present high degree of empirical relationship between bid-ask spread and market risk. The high bid-ask spread in the end of the period is likely due to bank’s reluctance to take risk after the financial crisis. By using currency transaction statistics, and Mann-Whitney U-test it appears to be some indication for positive relationship between volatility and trading volume.

In the last chapter, we test if we can find any significant difference in the correlation between the oil price and the currencies, when we calculate correlations in different oil price intervals and in times of both high and low oil price volatility. It appears to be some evidence for higher correlation between the oil price and USDNOK and EURNOK in times when the oil price more volatile.

## INNHold

Side nr.:

<b>1</b>	<b>INNLEDNING .....</b>	<b>5</b>
<b>2</b>	<b>METODE.....</b>	<b>7</b>
2.1	Normalitetstest .....	7
2.2	Stasjonærhetstester .....	8
2.3	Korrelasjon .....	9
2.4	Mann-Whitney U-test .....	14
2.5	Kritikk av statistiske tester .....	15
<b>3</b>	<b>DATABESKRIVELSE.....</b>	<b>16</b>
<b>4</b>	<b>DISTRIBUSJON .....</b>	<b>18</b>
4.1	Tidligere litteratur vedrørende distribusjon av valutakurser.....	18
4.2	USDNOK .....	19
4.3	EURNOK .....	20
4.4	Normalitetstester og deskriptiv statistikk.....	22
<b>5</b>	<b>LIKVIDITETSRISIKO.....</b>	<b>25</b>
5.1	Bid-ask spread .....	25
5.2	Spread og kurtose .....	30
5.3	Resultater og diskusjon .....	33
5.4	Tynne markeder .....	34
<b>6</b>	<b>OLJENS INNVIRKNING PÅ KRONEKURSEN .....</b>	<b>39</b>
6.1	Oljepris og korrelasjon.....	41
6.2	Resultater .....	42
6.3	Oljeprisvolatilitet og korrelasjon.....	42
<b>7</b>	<b>Kilder .....</b>	<b>45</b>
<b>8</b>	<b>Appendiks .....</b>	<b>48</b>
	APPENDIKS 1.A.....	48
	APPENDIKS 1.B.....	52
	APPENDIKS 2.....	54
	APPENDIKS 3.....	55

## 1 INNLEDNING

De siste årene har det blitt økt fokus på risikomanagement i finansmarkedene. I valutamarkedet kommer det av flere årsaker. Etter sammenbruddet av Bretton Woods-avtalen og en rekke andre forskjellige valutasamarbeid, ble det innført flytende valutakurs med inflasjonsmål i 2001 (Norges Bank 2004). Flytende valutakurs har ført til økt volatilitet i valutakursene (Bjørnstad m. fl. 2006, Dowd 2007). I tillegg har det vært en rekke økonomiske kriser. Spesielt førte finanskrisen i 2008 til strengere krav til risikomanagement. Blant annet ble det innført krav om virksomhetsstyring, mer robuste institusjoner, større vekt på systemrisiko, nye krav til krisehåndtering og innskytergarantiordninger, m.m (Finanstilsynet 2014).

Denne studien har til hensikt å gi en bred oversikt over risikoaspektene i det norske valutamarkedet. Først vil det bli redegjort for distribusjonen, deretter følger en nærmere analyse av det som regnes som de to *viktigste kronespesifikke* risikokildene; Likviditetsrisiko og avhengighet av olje. Videre følger en beskrivelse av da den sveitsiske sentralbanken innførte pegg mot dollar, for å underbygge hva jeg mener regnes om de viktigste kronespesifikke risikofaktorene.

6. september 2011 annonserte den sveitsiske nasjonalbanken (SNB) at de ville gjøre «kraftige» tiltak for å svekke francen. I frykt for deflasjon bestemte de å kjøpe utenlandsk valuta for å holde nivået på francen under 1,20 mot Euro. Dette førte til at francen deprimerte minimum 8,2% mot de 16 mest omsatte valutaene. Krona appresierte på sin side mot alle sine 16 mest omsatte valutaer. Dette førte til at Norske Kroner ble nevnt som ny safe haven av blant annet Stephen Gallo, som var sjef i markedsanalyseavdelingen i «Schneider Foreign Exchange» i London, David Bloom i HSBC og m.fl. (Webb og Webb 2013). Likevel var konsensus i markedet at Norske Kroner ikke var noen ny safe haven valuta på grunn av de to nevnte risikofaktorene. Analytikere mente norske kroner hadde for lav likviditet og den norske økonomien var for avhengig av olje.

Det norske valutamarkedet er dominert av transaksjoner mot Euro (EUR) og Dollar (USD). 90% av daglige transaksjoner i det norske valutamarkedet handles mot Euro og

dollar (Meyer og Skjelvik 2006). Derfor har jeg basert oppgaven på dataserier bestående av daglige observasjoner av USDNOK og EURNOK.

Siden oppgaven min omhandler et bredt spekter av temaer har jeg valgt å plassere teori, metode, resultater og diskusjon i tilhørende kapitler for å gjøre det enklest mulig for leseren å følge med.

## 2 METODE

I dette kapitlet presenteres de økonometriske testene som blir tatt i bruk i analysen. Det blir testet for normalfordeling og stasjonæritet for å avgjøre videre bruk og gyldighet av statistiske sannsynlighetstester og korrelasjon. Det blir presentert en grundig redegjørelse av korrelasjonskoeffisientens distribusjonsmodell og problemet tilknyttet hypotesetesting av korrelasjoner. Deretter presenteres metoden som er brukt for å løse disse problemene. Kapitlet avsluttes med kritikk av sannsynlighetstester, og bevis for at p-verdier er både ustabile og skjeve. Endring i kursene i datasettene er beregnet som logaritmiske endringer:

$$\Delta x = \ln\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right)$$

### 2.1 Normalitetstest

For å avgjøre hvilke sannsynlighetstester man kan benytte er det viktig å teste for normalitet. Normalfordelt distribusjon er forklart ved hjelp av to parametere, standardavvik og gjennomsnitt, og har den fordel at det er en rekke tester og økonometrisk rammeverk som er bygget opp rundt antakelsen om normalfordeling. Normalfordelt distribusjon er likevel en sjeldenhet for beskrivelsen av finansiell aktiva.

For å teste for normalfordeling har jeg brukt Jarque Bera-test.

$$Jarque\ Bera = \left(\frac{\hat{\tau}}{est.\ s.\ e.\ (\hat{\tau})}\right)^2 + \left(\frac{\hat{\aleph}}{est.\ s.\ e.\ (\hat{\aleph})}\right)^2$$

Der:

$\hat{\tau}$  er utvalgets skjevhet

$\hat{\aleph}$  er utvalgets kurtose

Estimert standardfeil (est.s.e.) for skjevhet og kurtose for store utvalg er gitt ved:

$$est.s.e.\ (\hat{\tau}) \approx \sqrt{\frac{6}{T}} \quad \text{og} \quad est.s.e.\ (\hat{\aleph}) \approx \sqrt{\frac{24}{T}}$$



Under nullhypotesen om normalitet og  $T \rightarrow \infty$  konvergerer JB distribusjonen mot kji-kvadrat fordeling med to frihetsgrader (Alexander 2009).

## 2.2 Stasjonæritetstester

For å kunne kalkulere korrelasjoner som et mål på samvariasjon er det en del antagelser som må være tilfredsstillt. Blant disse er antagelsen om at underliggende data er basert på stasjonære stokastiske prosesser (Alexander 2009). Vi kan derfor ikke måle korrelasjonen eller kovariansen av valutakurser eller andre variabler som følger en random walk.

En stokastisk prosess er stasjonær hvis:

$E(X_1)$  er en begrenset konstant;

$V(X_1)$  er en begrenset konstant;

Distribusjonen av  $(X_t, X_s)$  bare avhenger av  $|t - s|$ .

De to første antagelsene betyr at den forventede verdien av en stasjonær prosess ikke trender, og at forventet varians er tilnærmet konstant i hele tidsserien. Det tredje vilkåret sier at perioden mellom hver måling må være lik. En vanlig antagelse for en stasjonær prosess er at variablene er i.i.d. (independent and identically distributed). Det vil si at tidsserien ikke er autokorrelert, at alle variablene har lik sannsynlighetsfordeling med samme distribusjonsparametere.

Visuelt innblikk av prosessen kan gi en pekepinn om prosessen er stasjonær eller ikke-stasjonær, men det må også testes mer formelt. Den vanligste måten å teste stasjonæritet er ved bruk av enhetsrot tester (Wooldrige 2013). Her brukes en AR (1) prosess som utgangspunkt.

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots$$

En vanlig fremgangsmåte for å teste for enhetsrot er å subtrahere  $y_{t-1}$  fra begge sider og definere  $\beta = \rho - 1$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Vi finner at de valutakursene og oljeprisen er singifikant fra null på endringsform, men vi må beholde nullhypotesen om ikke-stasjonæritet på nivåform. Resultatene var altså som forventet.

### 2.3 Korrelasjon

Korrelasjon er mål på samvariasjon mellom to variabler for hver observasjon i utvalget. Forholdet måles mellom -1 og +1, der -1 indikerer fullstendig negativ samvariasjon og +1 indikerer fullstendig positiv samvariasjon. Korrelasjon lik null indikerer at variablene er uavhengige. Merk at korrelasjon lik +1 ikke må bety at aktiva X beveger seg med 1% som reaksjon på 1% endring i aktiva Y. Korrelasjonen beskriver et forhold mellom bevegelse (Taleb 1997). Hundre prosent korrelasjon kan også bety at X beveger seg for eksempel 3% som reaksjon på 1% endring i Y. Nedenfor ser vi formelen for beregning av Pearsons korrelasjonskoeffisient:

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

I denne oppgaven analyseres teoretiske sammenhenger av deler av utvalget. I den sammenheng beregnes korrelasjon, samt sannsynlighetstester av korrelasjonene. For å utføre statistiske tester på korrelasjoner er det nødvendig å behandle korrelasjonene som sannsynlighetsfordelinger. Videre i seksjonen presenteres derfor distribusjonen av korrelasjonskoeffisienter og statistiske tester som blir benyttet senere i oppgaven.

#### *Distribusjonen av utvalgets korrelasjonskoeffisient*

Distribusjonen til korrelasjonskoeffisienten ble først utledet av Fisher (1915). Han fant en generell distribusjon for korrelasjonskoeffisienter forskjellig fra null, antatt en todimensjonal normaldistribusjon. Tolkningen av distribusjonen er basert på Van den Berg (2012) og Fretheim og Høigaard (2012). Sannsynlighetstetthetsfunksjonen av korrelasjonskoeffisienten er gitt ved:

$$P(r) = \frac{(N-2)\Gamma(N-1)(1-p^2)^{\frac{N-1}{2}}(1-r^2)^{\frac{N-4}{2}}}{\sqrt{2\pi}\Gamma\left(N-\frac{1}{2}\right)(1-pr)^{N-\frac{3}{2}}} \times {}_2F_1\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}, \frac{2N-1}{2}, \frac{pr+1}{2}\right)$$

Hvor  $p$  representerer populasjonens korrelasjonskoeffisient,  $r$  er utvalgets korrelasjonskoeffisient og  $N$  er antall observasjoner i utvalget.  $\Gamma(p)$  er gammafunksjonen, definert som:

$$\Gamma(p) = \int_0^{\infty} x^{p-1} e^{-x} dx$$

${}_2F_1$  er en hypergeometrisk funksjon, definert som:

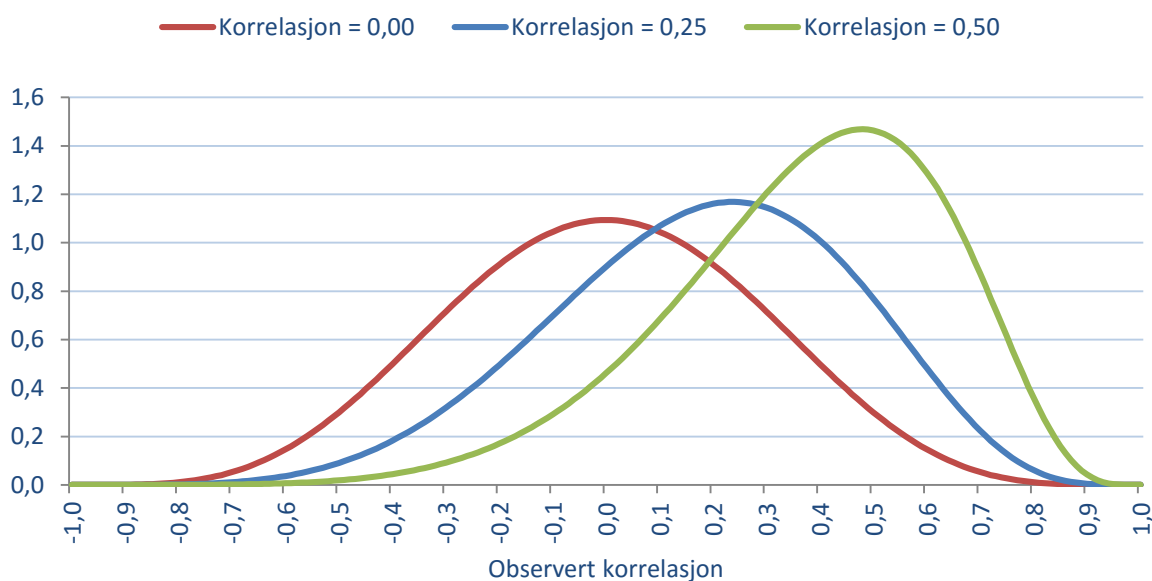
$${}_2F_1(a, b, c, z) = \frac{1}{n} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(a)_n (b)_n z^n}{(c)_n n!} = 1 + \frac{ab}{c} \frac{z}{1!} + \frac{a(a+1)b(b+1)}{c(c+1)} \frac{z^2}{2!} + \dots$$

Hvor  $n! = 1 \times 2 \times 3 \dots n$  er en fakultet og  $(a)_n = a(a+1)(a+2)\dots(a+n-1)$  er økende fakultet, ofte kalt pochhammer symbolet.

Momentene (Stuart og Ord 1994:566-567):

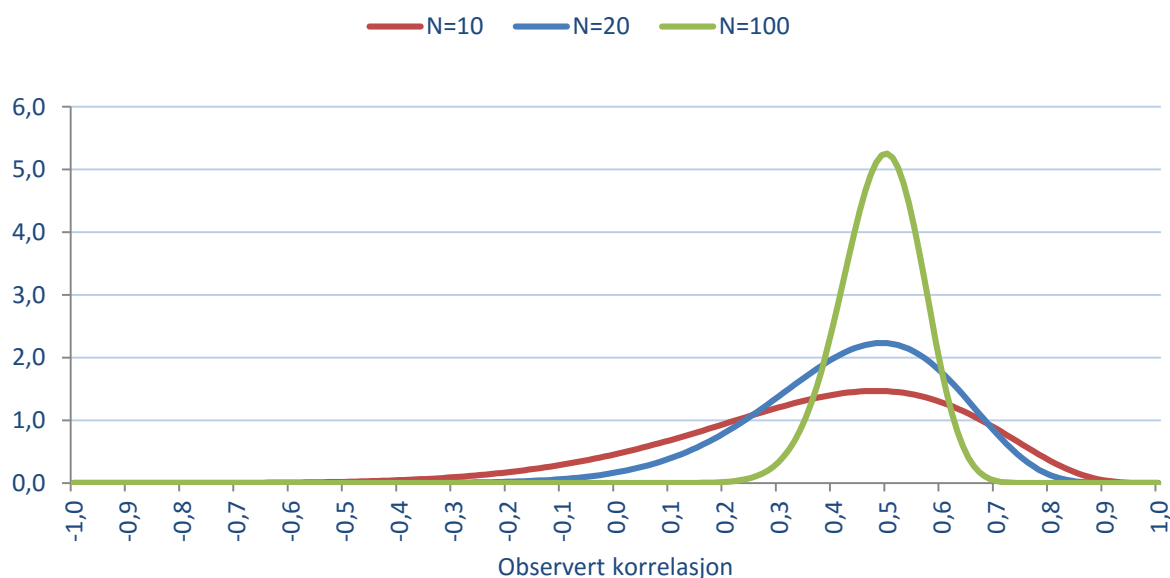
$$\begin{aligned} \bar{r} &= p \left[ 1 - \frac{p(1-p)^2}{2n} + \dots \right] \\ \text{var}(r) &= \frac{(1-p^2)^2}{n} \left[ 1 + \frac{11p^2}{2n} + \dots \right] \\ \text{skjevhet} &= \frac{6p}{\sqrt{n}} \left[ 1 + \frac{77p^2 - 30}{12n} + \dots \right] \\ \text{kurtose} &= \frac{6}{n} \times [12p^2 - 1] + \dots \end{aligned}$$

Vi ser at distribusjonen både avhenger av forventet korrelasjon og antall observasjoner. Figur 1 og 2 viser hvordan distribusjonen henholdsvis blir påvirket av forventet korrelasjon og antall observasjoner.



Figur 1 viser korrelasjonsdistribusjonen ved korrelasjonskoeffisient lik 0.00, 0.25 og 0.50.

Vi ser at korrelasjonens distribusjonskoeffisient gradvis blir mer skjevt fordelt mot høyre ettersom  $P(r)$  blir høyere. Ved  $P(r)$  lik 0, er distribusjonen symmetrisk. Distribusjonen blir mer presis ved å øke antall observasjoner i utvalget. Figur 2 viser fordelingen ved forventet korrelasjon lik 0,5 ved 10, 20 og 100 observasjoner.



Figur 2 viser forskjellen på distribusjonen av en korrelasjonskoeffisient lik 0.5, ved  $n = 10$ ,  $n = 20$  og  $n = 100$ .

### Hypotesetesting av korrelasjoner

Korrelasjoner er ikke additive. Dermed blir heller ikke aritmetiske gjennomsnitt av korrelasjonskoeffisienter gyldige. Følgelig kan man ikke utføre hypotesetester med annen forventning enn null. Geometrisk forklaring finnes i Fisher 1915 og Garcia 2011.

For å teste om en singel korrelasjon er  $\neq 0$ , kan denne formelen benyttes:

$$t(n - 2) = \frac{r\sqrt{n - 2}}{\sqrt{1 - r^2}} \quad (1)$$

Under nullhypotesen om at korrelasjonskoeffisienten er lik null, har antallet en t-distribusjon med  $n-2$  frihetsgrader.

Videre i analysen testes det for forskjeller mellom korrelasjonskoeffisienter. Da forventet korrelasjon avviker fra null, samt for beregning av gjennomsnittlige korrelasjonskoeffisienter, må  $r$  transformeres slik at den blir tilnærmet normalfordelt. Fisher løste det med *Fishers  $r$  til  $Z$  transformasjon* (Fisher 1915).

$$Z = \frac{1}{2} \ln \left[ \frac{1 + r}{1 - r} \right] \quad (2)$$

Den nye variabelen  $Z$  vil være tilnærmet normalfordelt med  $\mu = \bar{Z} = \frac{1}{2} \ln \left[ \frac{1+p}{1-p} \right]$  og  $\sigma = (N - 3)^{-0,5}$

$Z$ -verdier beregnet ut fra gjennomsnittet av transformasjonen er additive. Det betyr at gjennomsnittet av korrelasjonskoeffisientene kan beregnes ved først å beregne vektet gjennomsnitt av  $Z$ -verdier, og deretter bruke den inverse funksjonen for å finne  $\bar{r}$ .

For en gitt korrelasjon, er distribusjonen av Fishers  $Z$ -verdier for et utvalg med størrelse  $n$ , normalfordelt med varians lik  $1/(n-3)$ . Det vil si at standardfeilen til en Fisher  $z$  transformert korrelasjon er lik  $1/\sqrt{n - 3}$  (David A. Kenny 1987).

For lave korrelasjoner vil ikke transformasjonen utgjøre noen stor forskjell. Det kommer av effekten vi ser i figur 1, der korrelasjonskoeffisientens distribusjon blir gradvis mer skjevt fordelt.

For to korrelasjoner med utvalgsstørrelser  $n_1$  og  $n_2$ , som begge er transformert til Fisher z-verdier lik  $z_1$  og  $z_2$ , kan man teste om de er signifikant forskjellige ved å dividere på standardfeilen.  $H_0$  blir da at korrelasjonene er like.

$$Z = \frac{z_1 - z_2}{\sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}} \quad (3)$$

For å finne gjennomsnittet av z-verdien venter man utvalgets korrelasjonskoeffisient med antall observasjoner minus 3 frihetsgrader. Disse verdiene summeres, og blir deretter dividert på summen av utvalget, minus tre frihetsgrader per korrelasjon.

$$\bar{z} = \frac{z_1(n_1 - 3) + z_2(n_2 - 3) + z_3(n_3 - 3) + z_4(n_4 - 3) + z_5(n_5 - 3)}{n_1 - 3 + n_2 - 3 + n_3 - 3 + n_4 - 3 + n_5 - 3} \quad (4)$$

For å beregne om gjennomsnittlige korrelasjoner er signifikant forskjellig fra null, dividerer man  $\bar{z}$  på roten av 1 over summen av korrelasjonskoeffisienten, minus 3 frihetsgrader per korrelasjon:

$$\frac{\bar{z}}{\sqrt{\frac{1}{n_1 - 3 + n_2 - 3 + n_3 - 3 + n_4 - 3 + n_5 - 3}}} \quad (5)$$

I denne oppgaven har det vært mest interessant å undersøke om en gruppekorrelasjon er signifikant forskjellig fra en annen gruppekorrelasjon. Da er ikke nullhypotesen at  $\bar{z} = 0$ , men at  $\bar{z}_1 = \bar{z}_2$ . Det vil si at den gjennomsnittlige korrelasjonen i gruppe 1, er lik den gjennomsnittlige korrelasjonen i gruppe 2. For å utføre denne testen kombineres likning 3 og 4. Ligning (4) settes inn for  $z_1$  og  $z_2$  i ligning 3. Differansen divideres på summen av standardfeilen til  $\bar{z}_1$  og  $\bar{z}_2$ .

$$\frac{\frac{z_1(n_1 - 3) + z_2(n_2 - 3) + z_3(n_3 - 3)}{n_1 - 3 + n_2 - 3 + n_3 - 3} - \frac{z_1(n_1 - 3) + z_2(n_2 - 3) + z_3(n_3 - 3)}{n_1 - 3 + n_2 - 3 + n_3 - 3}}{\sqrt{\frac{1}{n_1 - 3 + n_2 - 3 + n_3 - 3} + \frac{1}{n_1 - 3 + n_2 - 3 + n_3 - 3}}} \quad (6)$$

## 2.4 Mann-Whitney U-test

Mann-Whitney U-test er en ikke-parametrisk test utledet av Mann, Henry B. og Donald R. Whitney (1947) og er basert på den opprinnelige testen konstruert av Wilcoxon (1945) for to utvalg med samme størrelse. Det betyr at testen ikke gjør noen antagelser om fordelingen til de underliggende variablene i analysen. I motsetning til t-test og F-test, sammenligner ikke U-test gjennomsnittsverdier, men *medianverdier* av to utvalg. Det gjør U-testen mer robust mot fete haler i fordelingen. Den tester om det er forskjell i rangeringen av de to gruppene i utvalget man ønsker å undersøke. Det gjøres ved å sammenligne U-verdiene som beregnes slik:

$$U_1 = n_1 n_2 + \left( n_1 \times \frac{n_1 + 1}{2} \right) - R_1$$

Der:

$n_1$  er antall observasjoner i gruppe 1

$n_2$  er antall observasjoner i gruppe 2

$R_1$  er summen av rangeringen i gruppe 1

De ulike gruppene i utvalget vektet etter rangering. Deretter benytter man en tabell som indikerer signifikant forskjell i rangeringen av gruppene avhengig av størrelsen på utvalgene i gruppene. U-testen avhenger kun av rangeringen av gruppene, og tar ikke hensyn til nivåene på observasjonene.

Et eksempel kan være en rangering av to grupper med like store utvalg i størrelsesorden fra minst til størst med hensyn på  $U_1$ : Avhengig av U-verdien vil testen indikere om observasjonene i gruppe 1 er forskjellig fra observasjonene i gruppe 2.

Nullhypotesen og den alternative hypotesen i U-test er følgende:

$H_0$ : Det er ingen forskjell i rangeringen av de to utvalgene.

$H_1$ : Det er forskjell i rangeringen av de to utvalgene.

I analysen er U-test blant annet brukt for å undersøke om avviket mellom kjøp -og salgsprisen i valutakursene er signifikant forskjellig ved to ulike valutaintervaller. U-test er også benyttet for å teste om det er forskjell i rangeringen av grupperer for handelsvolum og valutakursendringer. Der uker med absolutte valutakursendringer

under gjennomsnittet er listet i gruppe 1 og uker med valutakursendringer over gjennomsnittet er listet i gruppe 2.

### *Kritiske størrelser*

For n-verdier større enn 20, for hver av de to gruppene, antas det at U-verdien beregnet fra utvalget er tilnærmet normalfordelt. Derfor kan u-verdien sammenlignes mot normalfordelingen for å beregne kritiske verdier.

$$Z = \frac{U - \frac{n_1 n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{n}}}$$

Der:

n er størrelsen på hele utvalget

U er enten  $U_1$  eller  $U_2$  beregnet ovenfor

## **2.5 Kritikk av statistiske tester**

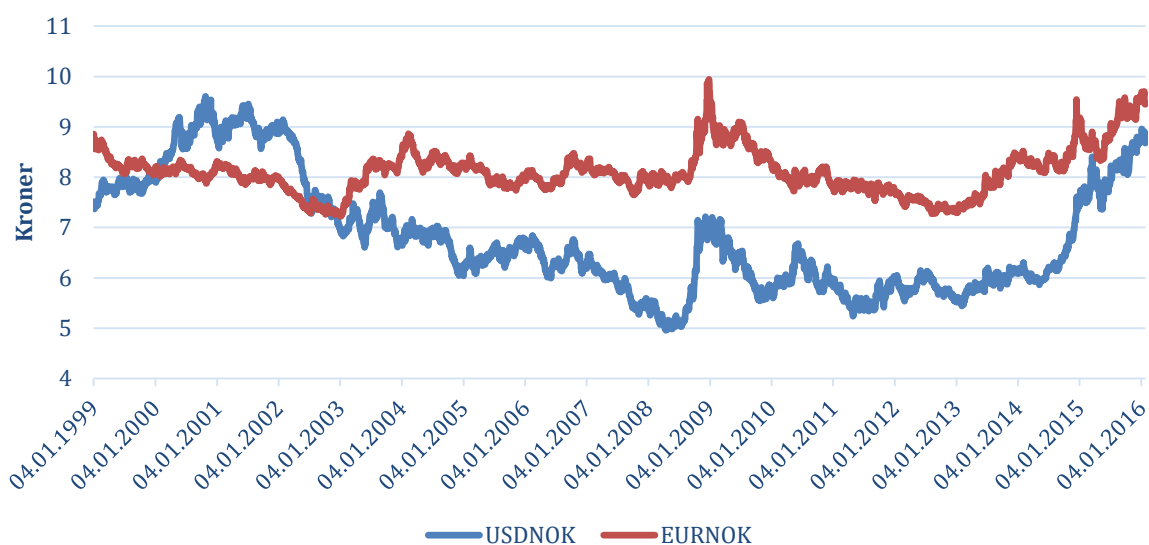
I sin forskning diskuterer Nassim Taleb statistiske sannsynlighetstester og gyldigheten av p-verdier. Ved å konstruere en PDF av sannsynlighetsverdier ved ulikt antall observasjoner og signifikansnivå viser han at p-verdier er (ekstremt) skjeve og volatile, uavhengig av utvalgets størrelse, og varierer kraftig ved repetitive tester av identiske stokastiske kopier av fenomenet. Ifølge Talebs forskning vil p-verdier som grenser til 0,05 ha tre ganger så høy sannsynlighet for å bli målt signifikante, som ikke signifikante, på 5%-nivå. Taleb konkluderer med at ut i fra et sannsynlighetsperspektiv er tester med signifikansnivå på 0,05 og 0,1 ubrukelige. Det matematiske grunnlaget for resultatet kan man se i forskningsartikkelen (Taleb 2016).

På grunn av disse funnene er de statistiske testene i oppgaven utført på ulike deler av utvalgets periode for å øke gyldigheten av testen. I tillegg er p-verdiene kun beskrevet om de viser signifikant resultat på 10%, 5% eller 1% nivå ettersom nøyaktige p-verdier av utvalget virker meningsløst.



### 3 DATABESKRIVELSE

I denne studien benyttes følgende historiske dataserier; USDNOK, EURNOK, Brent Crude Oil, OSEBX-indeksen, Bid-ask spread for USDNOK og EURNOK og valutahandelsstatistikk. Med unntak av valutahandelsstatistikken er dataseriene daglige fra og med januar 1999 til og med januar 2016. Perioden består av 4371 observasjoner. Alle dataseriene er basert på spotpriser, notert ved handelsstopp (end of day).



**Figur 3: USDNOK og EURNOK i analysens periode mellom januar 1999 og februar 2016.**

For enkelte dager i romjulen og pinsen, samt nasjonale helligdager der det manglet valutakurser fra Norges Bank, implementerte jeg data fra Bank of England og Federal Reserve for å få et mest mulig fullstendig datasett med valutakurser.

Bid-ask spread benyttes i likviditetsrisikoanalysen og beregnes som prosent av antall kroner per USD og EUR på tilhørende dag. Dataserien er innhentet fra Bloombergs database som de har anskaffet fra Nordea. I flere av beregningene er spreaden kalkulert som et 3 mnd. rullerende gjennomsnitt.

Hovedindeksen (OSEBX) er også hentet fra Bloombergs database. Hovedindeksen skal være en investerbar indeks som inneholder et representativt utvalg av alle aksjene som er notert på Oslo Børs. Hovedindeksen består nå av 59 selskaper. Indeksen blir justert

halvårig og vektet etter markedsverdi. Statoil, Telenor og DNB blir vektet tyngst med henholdsvis 17,0%, 11,5% og 11,1%. Indeksen er utbyttejustert.

Oljetypen som benyttes er Brent Crude Oil. Dataserien er hentet fra U.S Energy Department. Videre i oppgaven omtales «Brent crude oil» som «brentolje» eller bare «olje». Brentolje er oljetypen som produseres i Nordsjøen og prisen på brentoljen vil derfor ha størst innvirkning på norsk økonomi og norske kroner. Dataserien er ikke inflasjonsjustert.

I tillegg har jeg brukt valutahandelsstatistikk publisert av Norges Bank. Valutahandelsstatistikken gir informasjon om rapportørbankenes kjøp -og salgstransaksjoner av norske kroner mot utenlandsk valuta, fordelt på ulike instrumenter og motparter. Rapportørbankene er alle de nordiske bankene som er prisstillere i norske kroner (Meyer og Skjelvik 2006). De ulike instrumentene er spot, forward og swap. Valutakursstatistikken ble først publisert fra og med oktober 2005 og er oppført ukentlig. Jeg har benyttet statistikken til å sammenligne volatiliteten i valutakursen og transaksjonsvolum.

## 4 DISTRIBUTUSJON

Distribusjon av valutakurser er det første risikoaspektet som analyseres. Kapittelets oppbygging er som følgende. Først presenteres tidligere litteratur vedrørende distribusjon av valutakurser. Deretter vises empirisk fremstilling av frekvensfordelinger av realiserte daglige valutakursendringer i USDNOK og EURNOK. Til slutt presenteres resultater av normalitetstester. Vi vil se at distribusjonen ikke er normalfordelt, men at signifikansnivået er svært varierende.

### 4.1 Tidligere litteratur vedrørende distribusjon av valutakurser

I dag er det generell oppfatning om at distribusjonen av valutakurser har leptokurtisk fordeling med spisse topper og fete haler. Til min kjennskap var Mandelbrot (1963) den første til å observere fete haler i aksje -og råvaremarkedet. Den første til å beskrive at heller ikke valutamarkedet hadde normalfordelt distribusjon var Westerfield (1977). Hun testet om distribusjonen var normalfordelt mot en alternativ hypotese om at distribusjonen var et ikke-normalfordelt medlem av «stable Pareto» familien. Ved å bruke  $\chi^2$ -kvadrat goodness og fit test, fant hun at den alternative distribusjonen ga en bedre tilpasning i alle tilfellene hun undersøkte av både forward og spotkursendringer.

På midten av 1980-tallet, før leptokurtisk distribusjon i valutamarkedet var allment kjent, profiterte enkelte investorer på denne kunnskapen. De kjøpte «deep-out-of-the-money call -og putopsjoner i en rekke valutaer og ventet. I og med at prissettere underestimerte risikoen for ekstremendringer ved å betrakte valutadistribusjonen som normalfordelt, fikk spekulantene kjøpt opsjonene underpriset. I dag blir valutaopsjoner på generelt grunnlag priset med volatilitetssmil som følge av leptokurtisk distribusjon (Hull 2006).

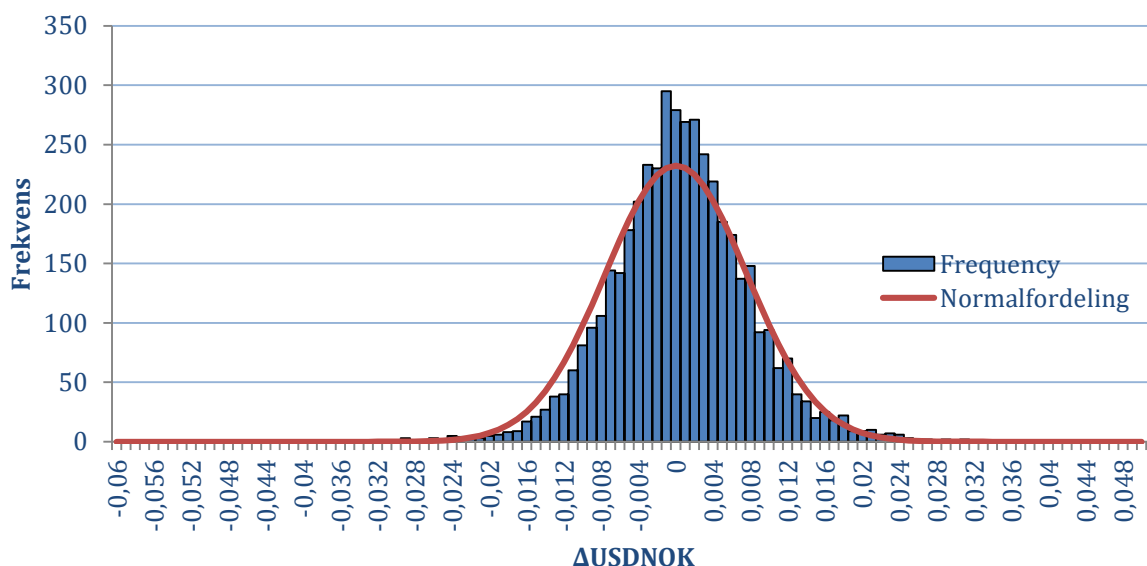
Etter at Westerfield forkastet ideen om normalfordelt distribusjon har mange forsøkt å forklare distribusjonsmodellen for valutakurser. Det har resultert i et bredt utvalg forklaringsmodeller av distribusjonen. I likhet med Westerfield mente McFarland m.fl. (1982) at distribusjonen omtrentlig er Paretian Stable, enkelte mente Student T distribusjoner, som ikke er stabile [Rogalski and Vinso (1978), Booth og Glassman (1987)], noen forkastet alle enkeltstående distribusjoner [Calderon-Rossel og Ben-Horim (1982)], og andre igjen hevdet at prosessen er heteroskedastisk [Diebold (1988),

Tucker og Scott (1987), Wasserfallen og Zimmermann (1985) og Friedman og Vandersteel (1982)]. Den eneste felles konklusjonen ser ut til å være at daglige endringer er leptokurtisk og at det er stort avvik fra en Gaussisk random walk modell.

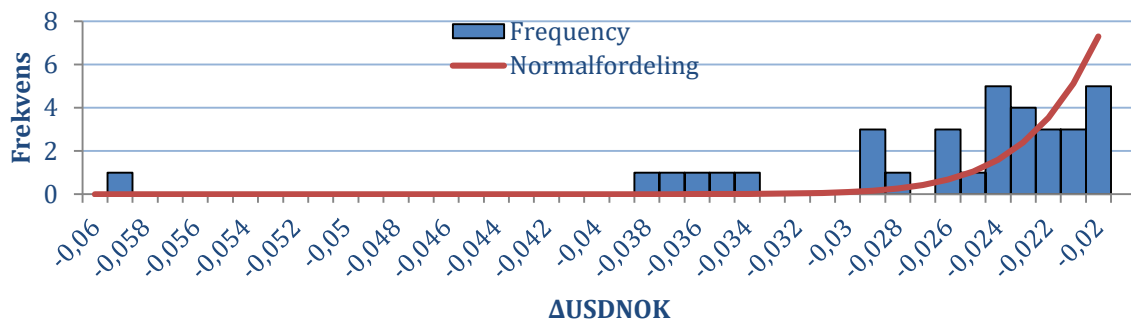
Etter min mening gjør det test for best tilpasset distribusjonsmodell mindre interessant. Jeg nøyer meg derfor med å teste for normalfordeling og vise at sannsynligheten for å beholde nullhypotesen varierer kraftig ved å dele opp utvalget i flere delperioder.

Nedenfor presenteres empirisk frekvensfordeling av USDNOK og EURNOK i perioden mellom januar 1999 og februar 2016. Først illustreres hele fordelingen og deretter ser vi nærmere på halene i fordelingen for å vise observasjonene i ytterpunktene tydeligere. Den røde grafen i figurene illustrerer normalfordelingen ved bruk av gjennomsnittet og standardavviket til endringen i valutaparene.

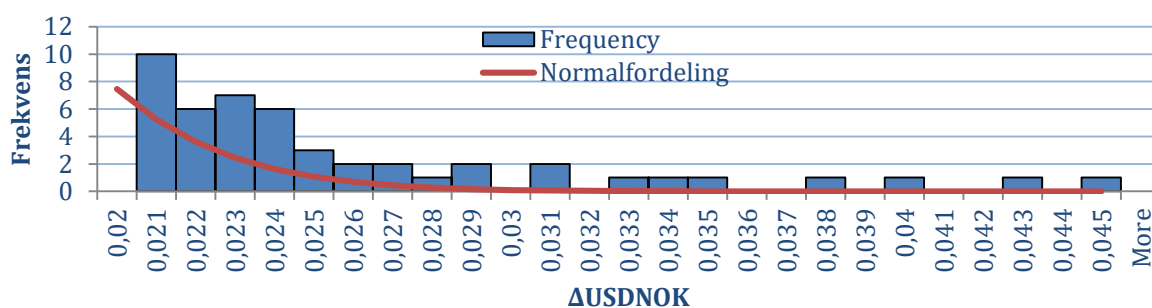
## 4.2 USDNOK



Figur 4 viser fordelingen av daglige endringer i USDNOK mellom januar 1999 og februar 2016.

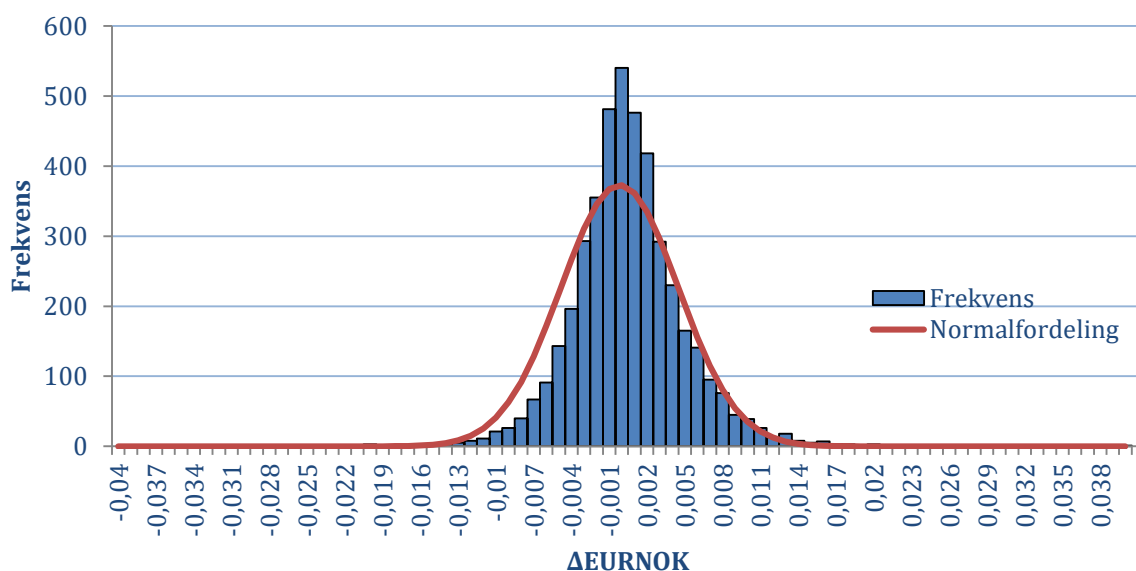


Figur 5 viser venstre hale av distribusjonen av daglige endringer i USDNOK mellom januar 1999 og februar 2016.

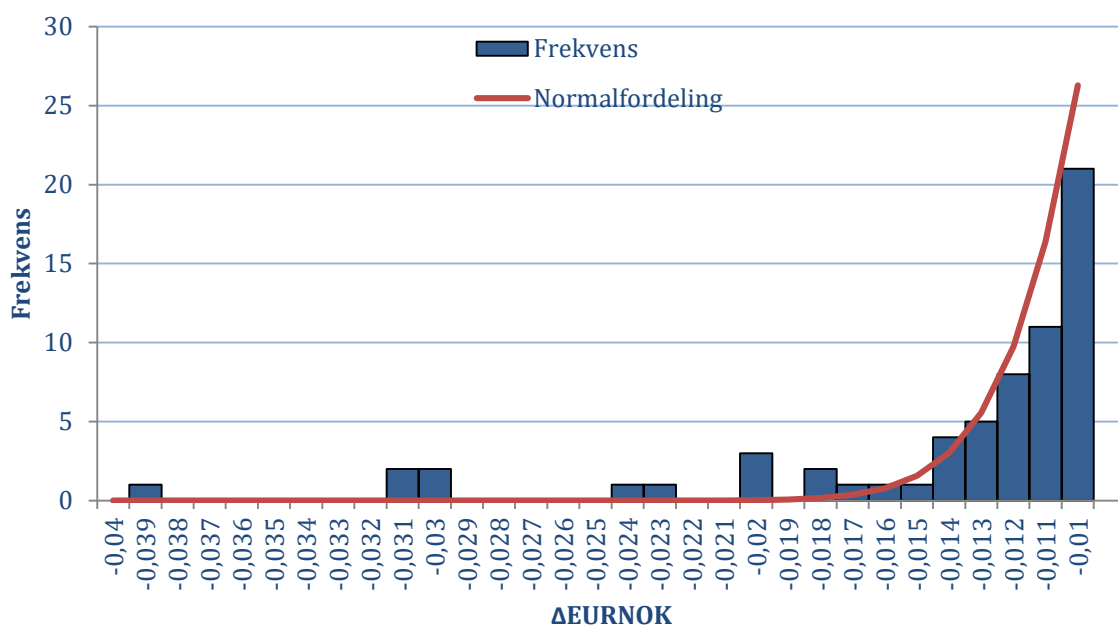


Figur 6 viser høyre hale av distribusjonen av daglige endringer i USDNOK mellom januar 1999 og februar 2016.

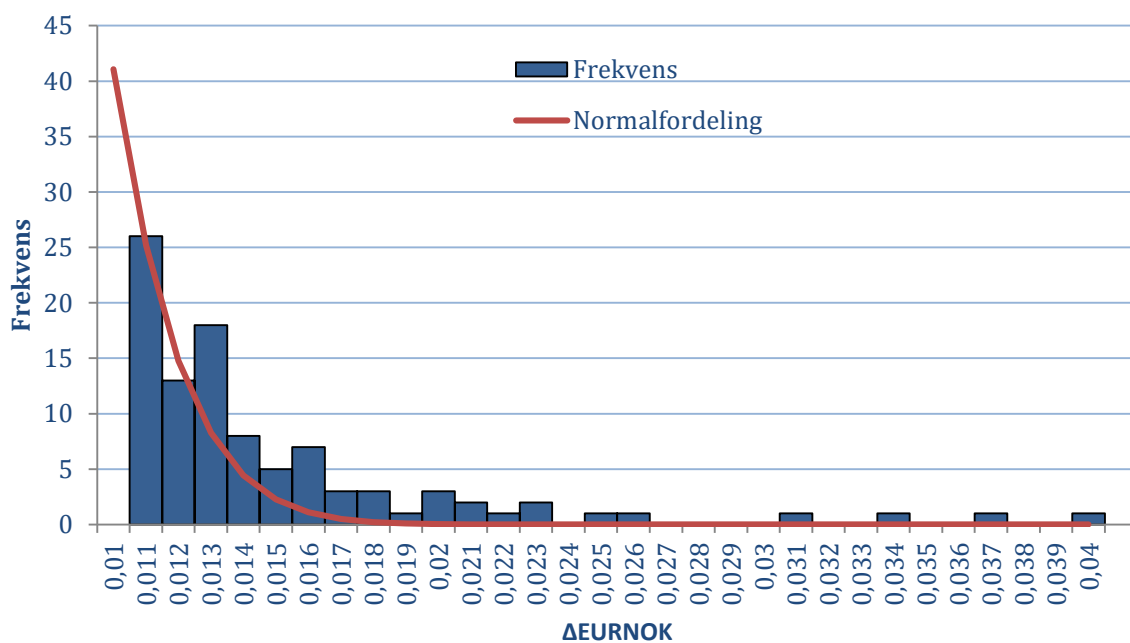
### 4.3 EURNOK



Figur 7 viser distribusjonen av daglige endringer i EURNOK i perioden mellom januar 1999 og februar 2016.



Figur 8 viser venstre hale av distribusjonen av daglige endringer i EURNOK i perioden mellom januar 1999 og februar 2016.



Figur 9 viser høyre hale av distribusjonen av daglige endringer i EURNOK i perioden mellom januar 1999 og februar 2016.

#### 4.4 Normalitetstester og deskriptiv statistikk

	$\Delta USDNOK$	$\Delta EURNOK$
Gjennomsnitt	3,31E-05	1,48E-05
Standardavvik	7,66E-03	4,67E-03
Kurtose	2,83	7,52
Skjevhet	0,05	0,29
Minimum	-0,059	-0,040
Maksimum	0,044	0,039
Jarque Bera	1459***	10355***
5% VaR	0,015	0,009
5% ETL	0,020	0,013
Observasjoner	4371	4371

Tabell 1 viser deskriptiv statistikk for endringer i USDNOK og EURNOK for perioden mellom januar 1999 og februar 2016.

$\Delta EURNOK$						
Periode	1999 - 2001	2002 - 2004	2005 - 2007	2008 - 2010	2011 - 2013	2014 - jan.2016
Jarque-Bera	66,73	282,2	14,243	1371	325,8	648,6
p-verdi	3,2E-15	5,3E-62	8,1E-04	1,6E-298	1,8E-71	1,4E-141

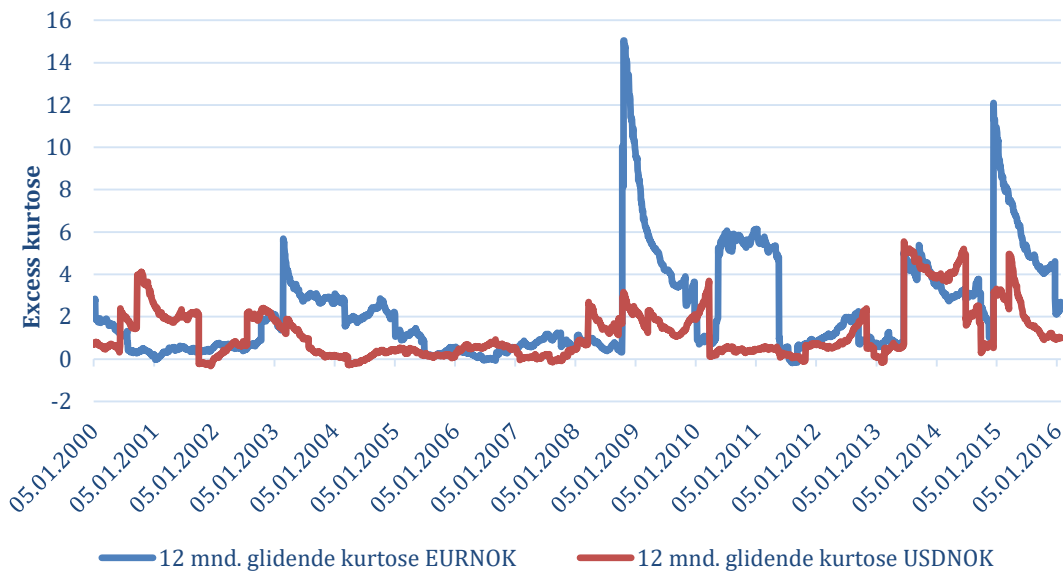
Tabell 2: Normalitetstester for treårig inndeling av utvalget i EURNOK. Nullhypotesen om normalfordeling kan forkastes på 1% nivå i alle delutvalgene.

$\Delta USDNOK$						
Periode	1999 - 2001	2002 - 2004	2005 - 2007	2008 - 2010	2011 - 2013	2014 - jan.2016
Jarque-Bera	164,3	27,28	4,135	148,5	141,0	87,83
p-verdi	2,1E-36	1,2E-06	0,13	5,6E-33	2,4E-31	8,5E-20

Tabell 3: Normalitetstester for treårig inndeling av utvalget i USDNOK. Nullhypotesen om normalfordeling kan forkastes på 1% nivå i alle delutvalgene bortsett fra mellom 2005 og 2007.

### Haleverdier

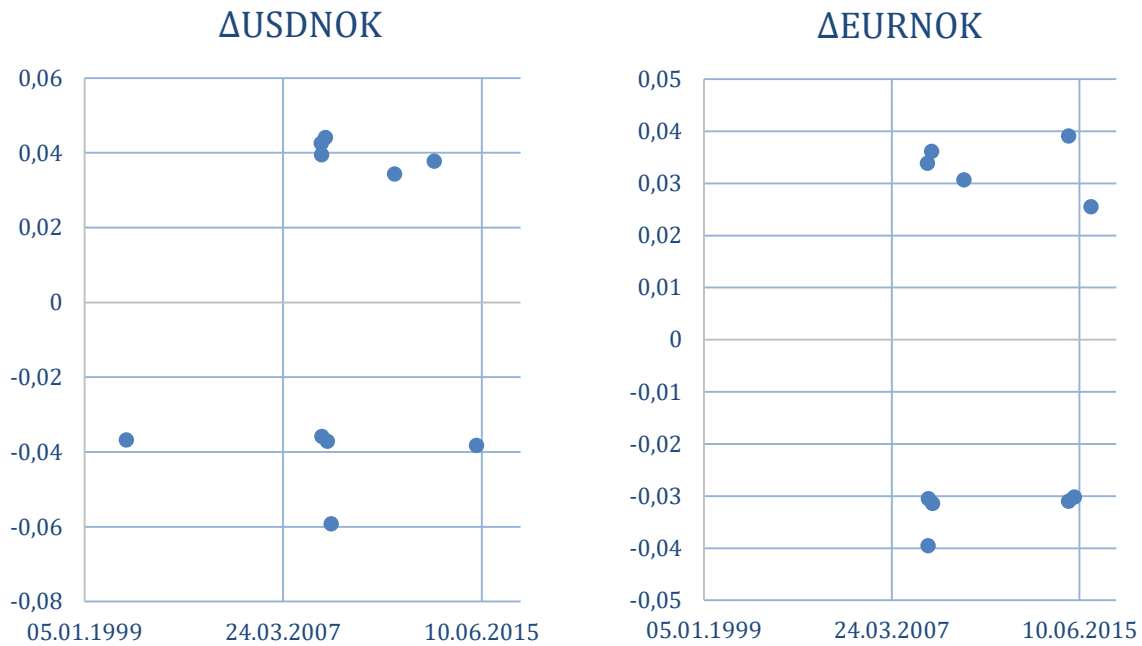
Resultatene av Jarque-Bera testen fluktuerer kraftig. Det kommer av at Jarque Bera testen baserer seg på skjevhet og kurtose. Som vi ser på den rullerende kurtosen av valutakursene i Figur 9, er kurtose sensitiv til store endringer i valutakursen, relativt til standardavviket.



Figur 10 viser 12 mnd. rullerende kurtose for USDNOK og EURNOK.

Hvis vi ser på daglige absolutte endringer av de to valutakryssene, så finner vi høyest VaR både på 5% og 1%-nivå for USDNOK. Likevel er kurtosen i EURNOK høyere. Det kommer av at kurtose er et sensitivt mål på endringer i forhold til periodens gjennomsnittlige endring og periodens standardavvik. Nedenfor ser vi de ti største daglige endringene i valutakursen, og da de inntraff.





**Figur 11 viser de ti største daglige endringene i USDNOK og EURNOK mellom januar 1999 og februar 2016.**

Selv på 1% VaR «overestimerer» normalfordelingen de virkelige valutakursendringene. En illustrasjon kan ses i Appendiks 1.A og 1.B. Perioden er delt inn i 6 treårsperioder hvor henholdsvis de 1% største endringene og 0,5% største endringene i hver av halene er illustrert sammen med forventet endring ved de samme nivåene gitt normalfordelt distribusjon.

## 5 LIKVIDITETSRISIKO

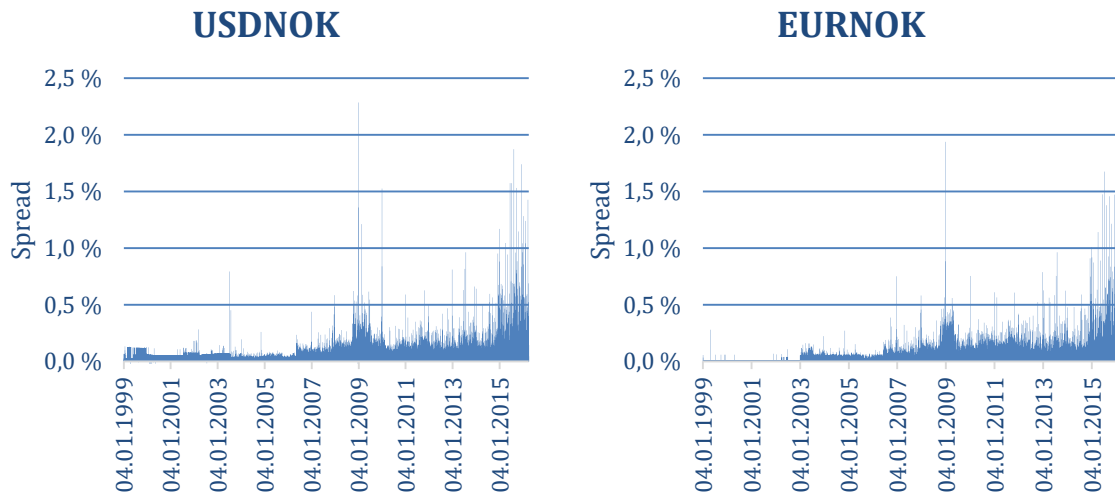
Begrepet likviditet kan ha flere betydninger. Begrepet kan knyttes til en markedsaktør og dens evne til å betale, eller det kan være en egenskap ved et marked eller et papir, uttrykt ved hvor lett omsettelig et papir er (Hoff 2011). Hvor vanskelig eller kostbart det er å omsette et aktivum kalles ofte markedsl likviditet. Bankenes mål på markedsrisiko i valutamarkedet er bid-ask spread. I dette kapitlet skal jeg å undersøke markedsl likviditeten for USDNOK og EURNOK. Det vil jeg gjøre ved undersøke sammenhengen mellom bid-ask spread og volatiliteten i valutakursene, brentoljeprisen og OSEBX-indeksen. Empirisk ser vi stor grad av sammenheng til og med finanskrisen. Etter finanskrisen øker bid-ask spreaden kraftig uten at det kan forklares empirisk ut fra markedsvolatiliteten. Videre diskuteres derfor årsaker til økt spread og sammenhengen med nivået på valutakursen. Til slutt vurderes effekten av tynne markeder. Her undersøkes det om volatiliteten i valutakursen avhenger av totalt transaksjonsvolum. For å teste denne sammenhengen vil jeg bruke en Whitney-Mann U-test. Nullhypotesen er ingen forskjell i rangeringen mellom lavt transaksjonsvolum og valutakursvolatilitet, og høyt transaksjonsvolum og valutakursvolatilitet. Resultatene av sannsynlighetstestene blir presentert i slutten av kapitlet. Resultatene er varierende i perioden, men sett under ett kan det være at det finnes en positiv sammenheng mellom handelsvolum og volatilitet.

### 5.1 Bid-ask spread

Vi ser i figur 12 og 13 at bid-ask spreaden varierer forholdsvis mye og kan utgjøre en betydelig kostnad ved hyppige transaksjoner. Det er derfor av interesse å undersøke hva som er avgjørende for kjøp -og salgsprisavviket. Bid-ask spread er hvordan bankene profiterer på valutahandel. Generell økonomisk teori tilsier dermed at spreaden øker dersom risikoen øker. Når usikkerheten stiger, vil market-makerne og bankenes algoritmer øke forskjellene mellom kjøps- og salgskurs. Øker volatiliteten i markedet, øker også risikoen market-makerne tar på seg når de stiller priser. Spreaden er dermed prisen på denne risikoen.

Videre undersøkes det derfor om det finnes en sammenheng mellom bid-ask spread og usikkerhet i markedet. Det gjøres først empirisk ved å sammenligne spread og volatilitet

i valutakursene, oljeprisen og OSEBX-indeksen. I tillegg til å bruke volatilitet som risikomål vil jeg også se på kurtose.

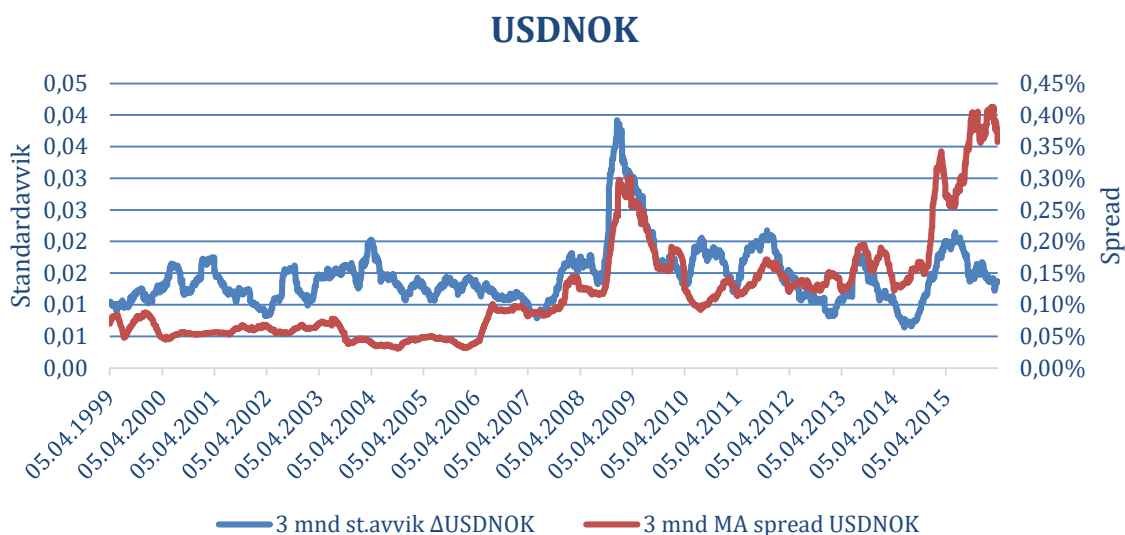


Figur 12 og 13 viser prosentvis spread i forhold til valutakursen USDNOK og EURNOK i perioden januar 1999 til og med mars 2016.

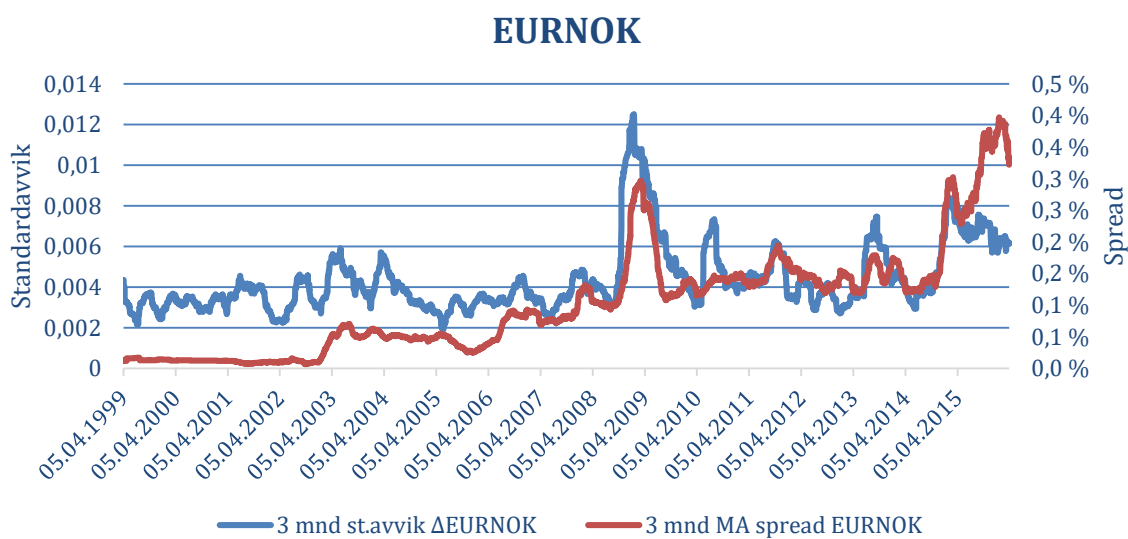
Korrelasjonen mellom bid-ask spreaden til de to kryssene er 0,90. Det tyder på en bakenforliggende markedsårsak og ikke valutapar-spesifikk og gir grobunn for min analyse. Det samsvarer med funnene til (Bati m. fl. 2012, Mancini m.fl 2013). De fant høy korrelasjon mellom likviditetsmål for 20 individuelle valutaer mot USD, noe som tyder på felles årsakssammenheng.

*Spread og markedsvolatilitet*

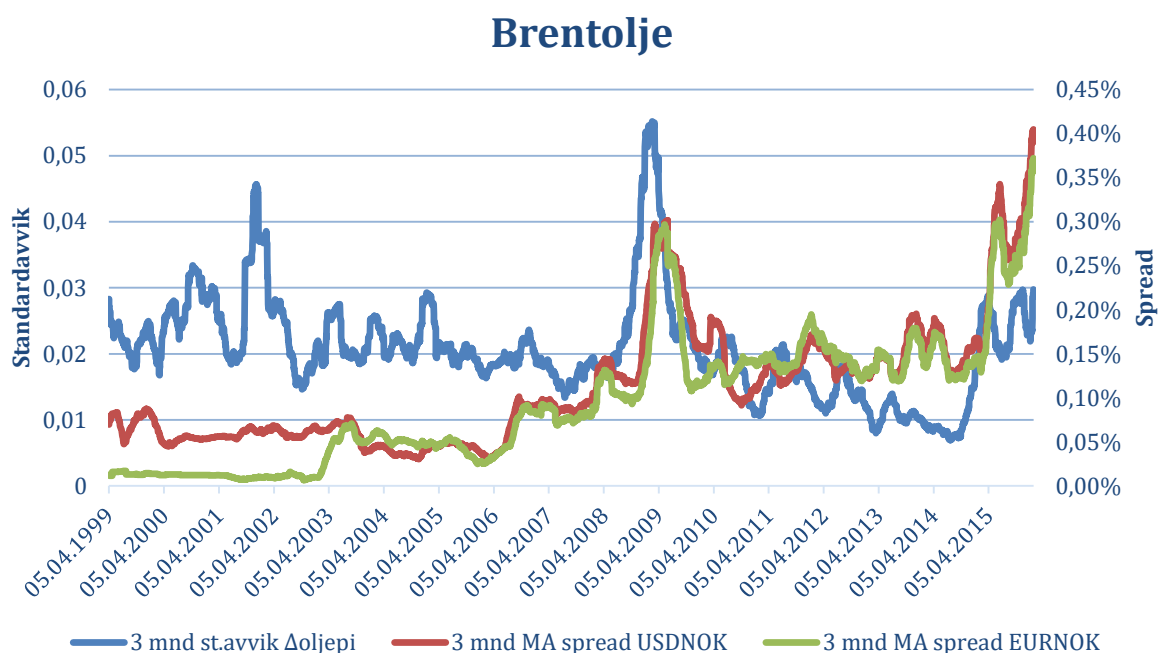
Nedenfor presenteres grafiske fremstillinger av sammenhengen mellom 3 mnd. rullerende gjennomsnittlig bid-ask spread og volatilitet i valutakursene, OSEBX-indeksen og brentoljeprisen.



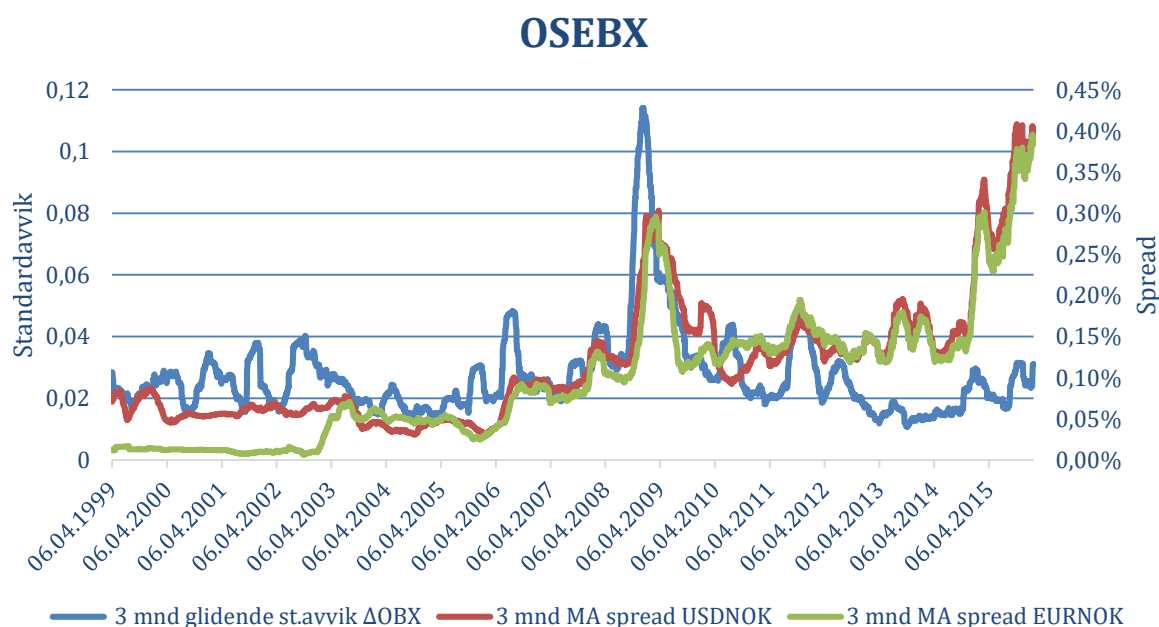
Figur 14 viser sammenhengen mellom 3 mnd. glidende standardavvik av endringen i valutakursen og 3 mnd. glidende gjennomsnitt av spreaden.



Figur 15 viser sammenhengen mellom 3 mnd. glidende standardavvik av endringen i valutakursen og 3 mnd. glidende gjennomsnitt av spreaden.



Figur 16 viser 3 mnd. glidende standardavvik av endringen i oljeprisen på venstre akse. Høyre akse viser 3 mnd. rullerende gjennomsnittlig spread for USDNOK og EURNOK.



Figur 17 viser 3 mnd. glidende standardavvik av endring i OSEBX-indeksen på venstre akse og 3 mnd. rullerende gjennomsnitt av spread for USDNOK og EURNOK.

### *Delkonklusjon – Markedsvolatilitet og spread*

De grafiske fremstillingene gir en indikasjon på at teorien om at høy volatilitet fører til større spread stemmer. Vi ser også at spreaden har økt i perioden. Ut ifra kjøp -og salgsprisavviket i valutakursene kan det virke som bankene har blitt mer risikoavers etter finanskrisen. Spesielt siste halvdel av 2008 ser vi en klar sammenheng. Korrelasjonen er mindre tydelig etter finanskrisa. Siden 2011 har spreaden holdt seg på et høyt nivå, mens volatiliteten i aksjemarkedet og oljeprisen har vært relativt lav. Spreaden har også relativt sett hatt en høyere vekst enn volatiliteten i valutakursene, men her har forklaringsgraden vært høyere frem til 2015. I slutten av første kvartal 2015 ser vi et klart veiskille, der 3 mnd. glidende standardavviket for valutakursene faller, mens 3 mnd. rullerende gjennomsnitt øker. I slutten av analysens periode er 3 mnd. gjennomsnittlig spread høyere enn den var under finanskrisen. Det er vanskelig å finne en empirisk forklaring på dette ut fra markedsvolatiliteten vi har undersøkt i disse figurene. Videre vil jeg derfor se om kurtose kan gi en indikasjon på en bedre forklaring. I tabellen under ser vi korrelasjonene mellom grafene som er illustrert i kapittelet.

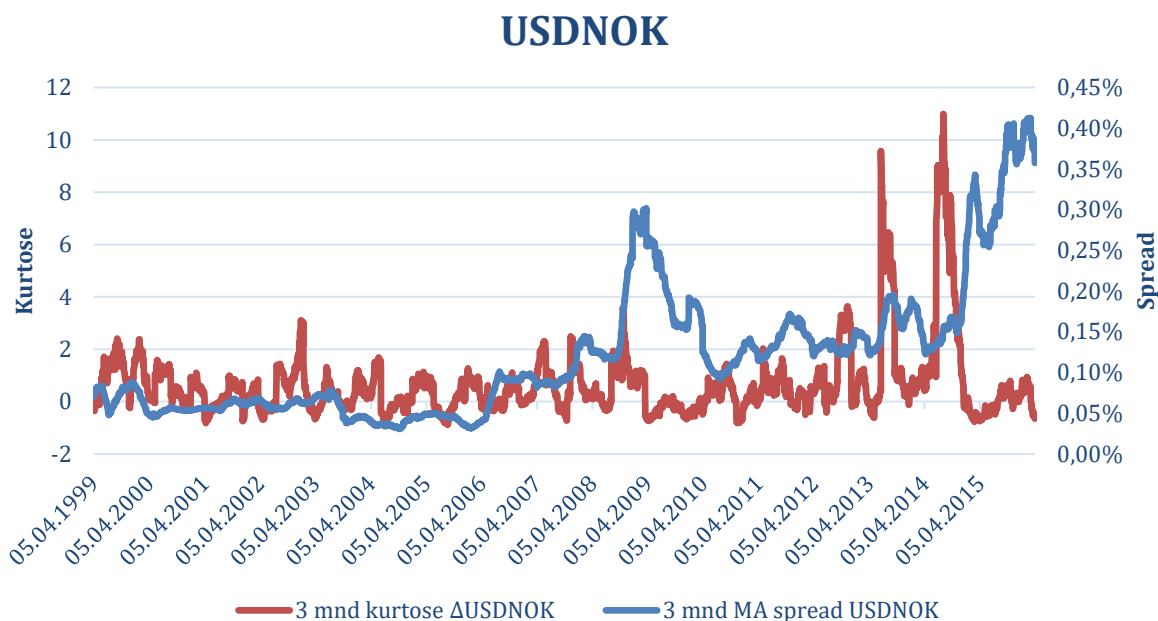
### *Korrelasjonsdiagram*

3 mnd. glidende st.avvik	3 mnd. MA Spread USDNOK	3 mnd. MA Spread EURNOK
$\Delta$ USDNOK	0,43	-
$\Delta$ EURNOK	-	0,71
$\Delta$ Brentolje	0,52	0,41
$\Delta$ OSEBX	0,75	0,62

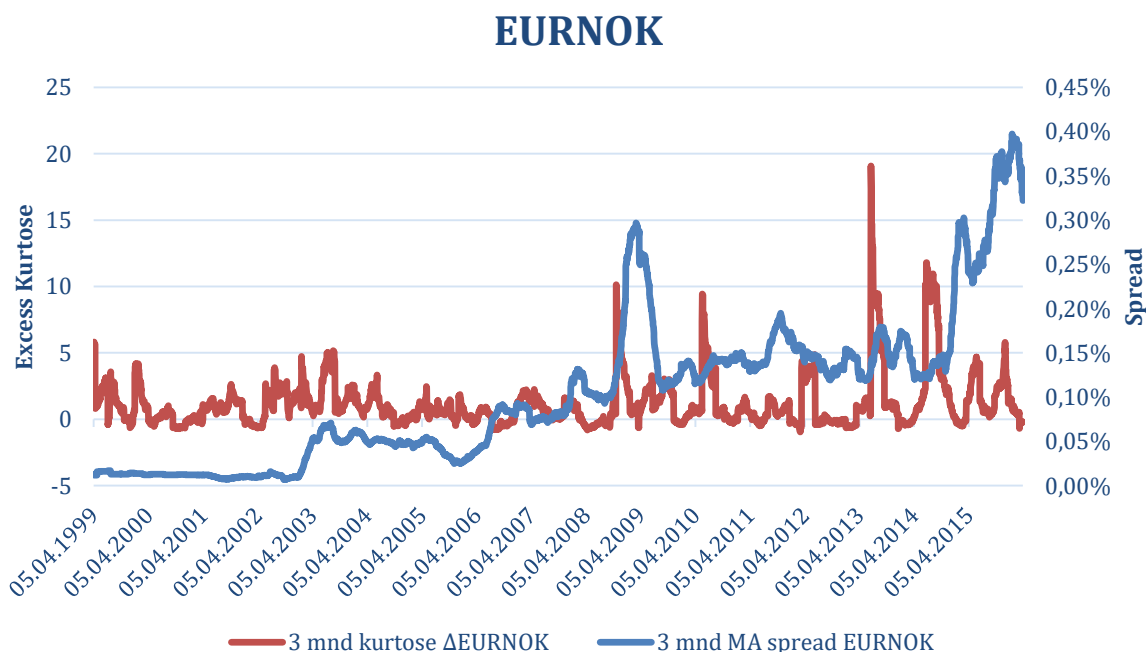
**Tabell 4 viser korrelasjoner mellom spread og markedsvolatilitet uttrykt gjennom volatilitet i valutakursene, brentolje og OSEBX-indeksen.**

Korrelasjoner der standardavvik er en av variablene er ikke gyldig og er kun ment som en indikasjon på sammenhengen.

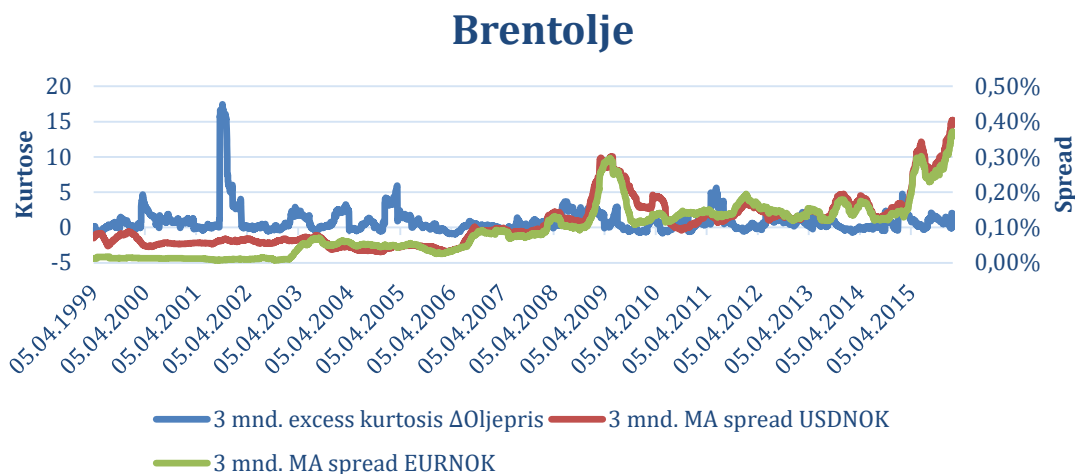
## 5.2 Spread og kurtose



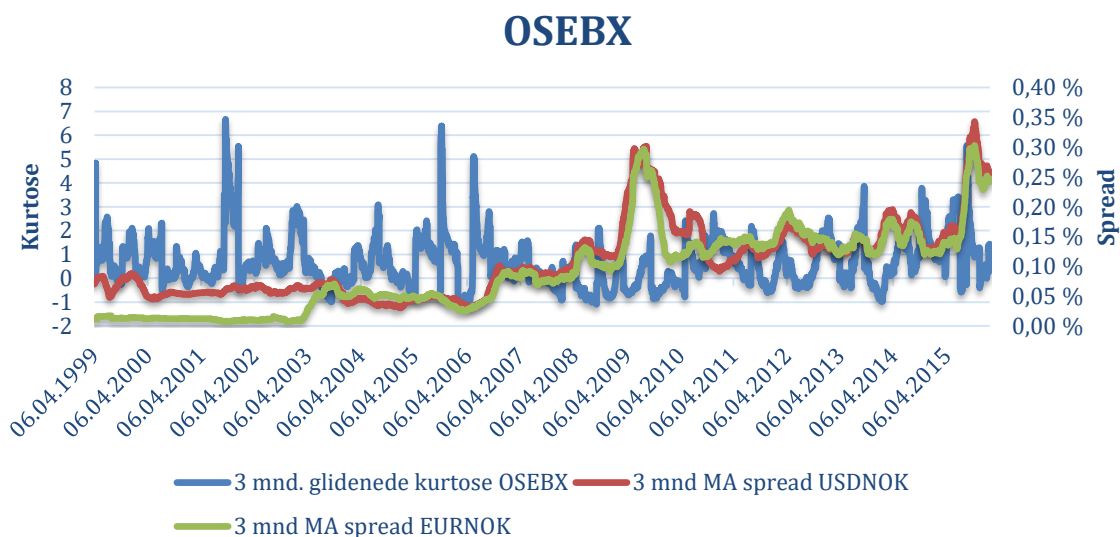
Figur 18 viser 3 mnd. glidende kurtose for endringer i USDNOK på høyre akse. Venstre akse viser 3 mnd. glidende gjennomsnitt av bid-ask spread for USDNOK. Spreaden er oppført som prosent av valutakurs.



Figur 19 viser 3 mnd. glidende kurtose for endringer i EURNOK på høyre akse. Venstre akse viser 3 mnd. glidende gjennomsnitt av bid-ask spread for EURNOK.



Figur 20 viser 3 mnd. glidende kurtose for endringer i oljeprisen på venstre akse. Høyre akse viser 3 mnd. glidende spread for USDNOK og EURNOK.



Figur 21 viser 3 mnd. glidende kurtose for endringer i OSEBX-indeksen på venstre akse. Høyre akse viser 3 mnd. glidende spread for USDNOK og EURNOK.

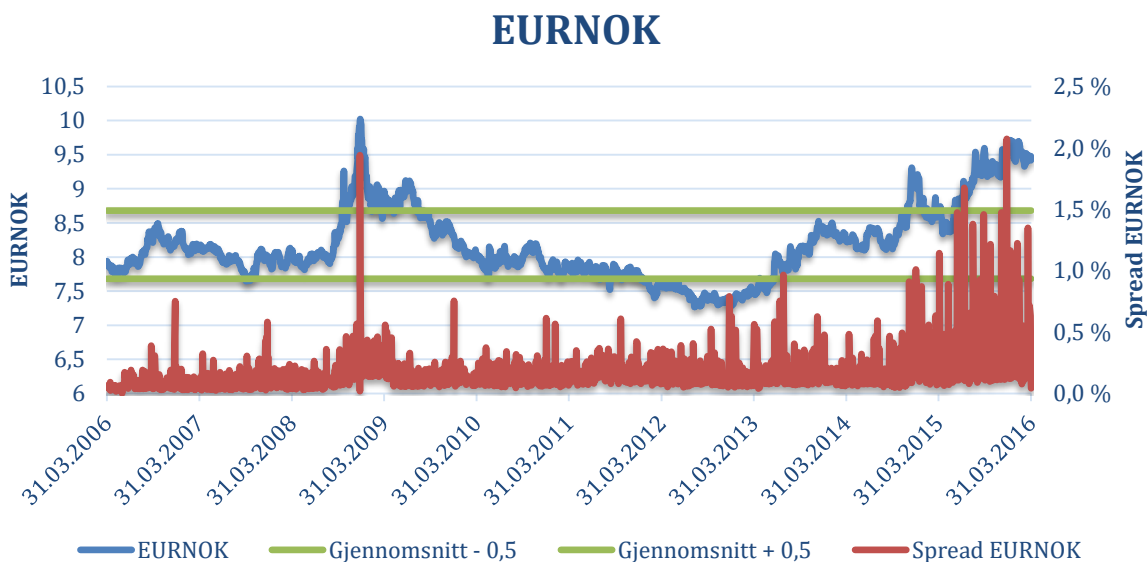
Det er vanskelig å se en sammenheng mellom glidende kurtose av oljeprisen, OSEBX-indeksen og valutakursen, og spreaden i tilhørende valutakurser.

#### Valutakurs og spread

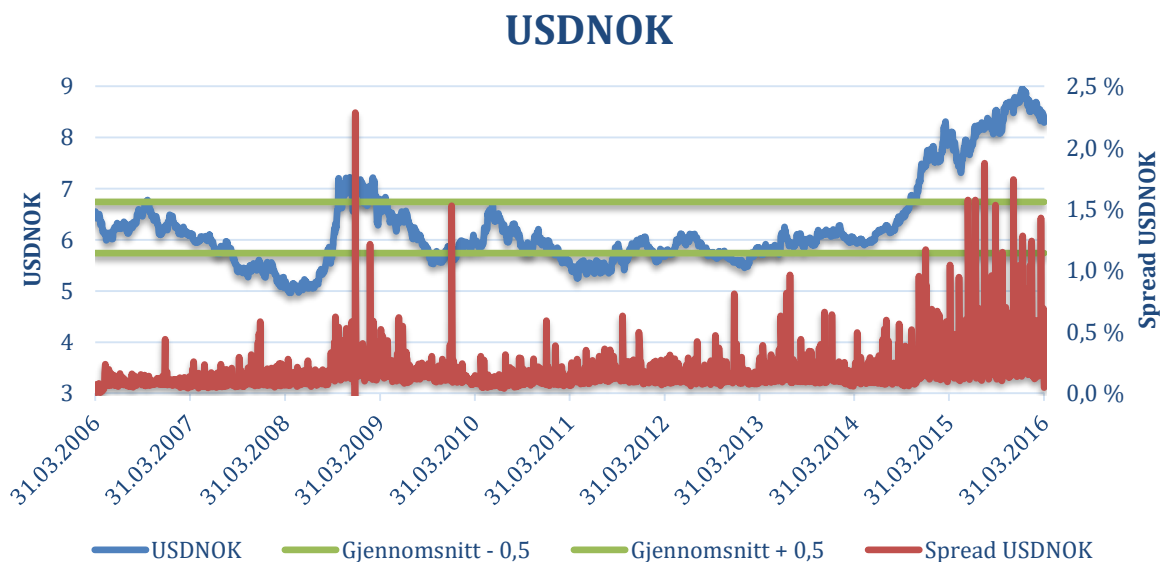
Som vi har sett har ikke volatiliteten eller kurtosen som mål på markedsrisiko gitt noen god indikasjon på årsaken til den høye spreaden de siste par årene. En faktor som skiller seg ut det siste året, samt under finanskrisen, er den svake krona. Det er bakgrunnen for



at jeg videre har testet sammenhengen mellom spreaden i valutakursene og tilhørende valutakurs. I figurene nedenfor har jeg konstruert en «kanal» mellom de grønne linjene i figuren som viser gjennomsnittlig valutakurs de siste 10 årene, pluss-minus 0,5 kroner per EUR og USD.



Figur 22 viser EURNOK kursen på venstre akse og tilhørende bid-ask spread på høyre akse.



Figur 23 viser USDNOK kursen på venstre akse og tilhørende bid-ask spread på høyre akse.

### 5.3 Resultater og diskusjon

Vi har sett at 3 mnd. rullerende gjennomsnitt av spreaden har økt fra nivåer på rundt 0,01% -0,02% av valutakursen til verdier over 0,40% i analysens periode. Om spreaden er 9 pip eller 360 pip kan være avgjørende, spesielt for tradere. Det kan derfor også skape en selvforsterkende negativ likviditetseffekt fordi enkelte aktører kan rømme markedet på grunn av for høye transaksjonskostnader.

Vi har funnet at volatiliteten i valutakursene, oljeprisen og aksjemarkedet har høy korrelasjon med spreaden og dermed også mellom seg selv, spesielt fram til og med finanskrisen. Etter finanskrisen er sammenhengen mellom volatiliteten i aktivaklassene fortsatt høy. Spreaden har derimot steget, tilsynelatende uten at det kan forklares ut fra risikoutviklingen i vekslingskursene, oljeprisen eller aksjemarkedet. Magne Østnor i DNB markets påpeker at høy spread de siste årene ikke er unikt for norske kroner. «Vi ser det også i majors, men i kroner har den steget mer». Han nevner disse årsakene som mulige forklaringer på hvorfor bankenes krav om risikopremie har økt de siste årene:

- *På samme måte som handelen med varer og tjenester har blitt stadig mer integrert mellom land de siste årene har det samme skjedd i finansielle markeder. Det gjør at sjokk smitter lettere mellom regioner, aktivaklasser og valutaer.*
- *Fremveksten av økonomisk handel bidrar også til det samme. Informasjon plukkes raskere opp, tiden det tar å handle har falt kraftig, algoritmer er en del av hverdagen.*
- *Nye reguleringer av banker etter krisen har bidratt til at bankenes evne og vilje til å sitte med risiko har avtatt betydelig. Dermed fungerer ikke bankene som støttem-pere på samme måte som tidligere.*
- *Mange år med svært ekspansiv pengepolitikk har bidratt til at investorene har blitt mer homogene i sin jakt etter avkastning. Når man treffes av sjokk, gjør det at ut-slagene blir større.*
- *De store forvalterne får stadig mer penger å investere. Det gjør sårbarheten i fi-nansmarkedene større.*

---

### U-test Spread og valutakursnivå

Både Whitney Mann U-tester og T-tester viste signifikante resultater på 1% nivå. Resultatene av Whitney-Mann U-test viser signifikant forskjell mellom rangen på spreaden der gruppe 1 var innenfor «gjennomsnittskanalen», som er illustrert med de grønne rette linjene i figuren, og utenfor gjennomsnittskanalen. T-testene viser i likhet med U-testen at gjennomsnittsspreaden er signifikant høyere der valutakursen er «høy» eller «lav».

Valutapar	U-test	T-test
EURNOK	-282,2***	11,8***
USDNOK	- 654***	12,5***

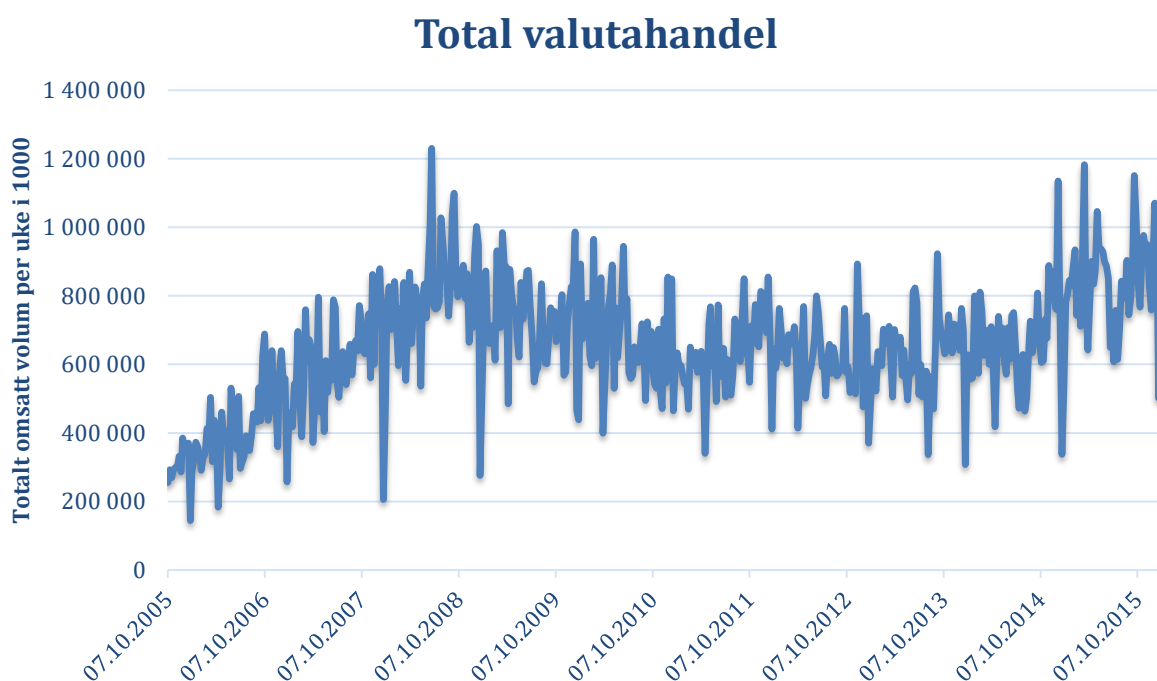
Magne Østnor hadde dette å si om sammenhengen mellom valutakurs og bid-ask spread. *«At størrelsen på spreaden har en sammenheng med nivå på kursen, er jeg nok enig i. Når en valutakurs endrer leie, gir det store endringer for aktørene i markedet, enten det er bedrifter som må endre budsjettkurser, eller det er profesjonelle investorer som må se på sin sikringsstrategi på nytt.»*

Resultatene kan dog være tilfeldige. Det ligger ingen etablert forskning bak nullhypotesen. Hvis jeg inkluderer tidligere valutakurser utover de siste 10 årene, vil ikke sammenhengen være like tydelig. Spesielt for EURNOK. Det kommer av den høye EURNOK-kursen i perioden etter at Euroen ble innført. Resultatet bunner ut i hva man anser som normal valutakurs.

### 5.4 Tynne markeder

Jeg ønsker å avdekke om det finnes en sammenheng mellom volatilitet og handelsvolum. Vi har sett at tynne markeder kan gi utslag i store endringer i valutakursen. På en annen side er brorparten av aktørene i valutamarkedet spekulanter, og spekulanter søker ofte etter volatile markeder for å skape profitt. Det er derfor ikke gitt om man kan forvente positiv eller negativ sammenheng mellom handelsvolum og volatilitet i valutakursene. Testene vil derfor være tosidige. Nullhypotesen er at det ikke finnes sammenheng mellom valutakursvolatilitet og handelsvolum.

For å teste hypotesen har jeg brukt valutahandelsstatistikk. I og med at statistikken er basert på ukentlige data har det vært nødvendig å fjerne uker som består av kun 3 eller færre handelsdager. Det har vært tilfelle for juletider, samt påsken. Videre er handelsvolumet og tilhørende valutakursendringer delt inn år-vis. Det er fordi handelsvolumet har endret seg kraftig siden Norges Bank startet å publisere valutahandelsstatistikken i oktober 2005. Ved å vurdere utvalget helhetlig ville resultatene blitt skjevt fordelt slik at ukene i begynnelsen av utvalget ville blitt kategorisert som lavt transaksjonsvolum.



**Figur 24 viser total omsetning av norske kroner i perioden mellom 7. oktober 2015 og februar 2016.**

Utvalget består av totalt handelsvolum. Det inkluderer både kjøp og salg av spot, forward og swapinstrumenter med norske kroner. Etter å ha delt inn handelsvolumet etter år, ble hvert år delt inn i to grupper, der den ene gruppen består av de ukene med høyest transaksjonsvolum og den andre gruppen består av de ukene med lavest transaksjonsvolum. Videre følger en tabelloversikt som viser standardavviket av valutakursendringene i hver gruppe. T-verdien viser om standardavvikene i gruppe 1

med lavt transaksjonsvolum, og gruppe 2 med høyt transaksjonsvolum, er signifikant forskjellige.

### USDNOK

#### Gruppe 1: Lavt Transaksjonsvolum

Periode	Okt2005- 2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015- jan 2016
<b>St.avvik</b>	0,014	0,012	0,022	0,016	0,018	0,018	0,013	0,015	0,007	0,015
<b>Obs</b>	31	25	25	25	25	25	25	25	25	27

#### Gruppe 2: Høyt Transaksjonsvolum

Periode	Okt2005- 2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015- jan2016
<b>St.avvik</b>	0,015	0,016	0,024	0,022	0,019	0,024	0,011	0,017	0,013	0,023
<b>Obs</b>	31	25	25	25	25	25	25	25	25	27

<b>T-verdi</b>	<b>0,59</b>	<b>0,81</b>	<b>0,36</b>	<b>1,02</b>	<b>0,17</b>	<b>0,95</b>	<b>-0,62</b>	<b>0,39</b>	<b>1,82*</b>	<b>1,54</b>
----------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------	--------------	-------------	--------------	-------------

### EURNOK

#### Gruppe 1: Lavt Transaksjonsvolum

Periode	Okt2005 - 2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015- jan2016
<b>St.avvik</b>	0,007	0,006	0,010	0,011	0,009	0,012	0,007	0,009	0,008	0,013
<b>Obs</b>	31	25	25	25	25	25	25	25	25	27

#### Gruppe 2: Høyt Transaksjonsvolum

Periode	Okt2005 - 2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015- jan2016
<b>St.avvik</b>	0,008	0,010	0,016	0,011	0,014	0,009	0,009	0,012	0,014	0,014
<b>Obs</b>	31	25	25	25	25	25	25	25	25	27

<b>T-verdi</b>	<b>0,67</b>	<b>1,48</b>	<b>2,01*</b>	<b>0,00</b>	<b>1,59</b>	<b>-1,04</b>	<b>0,76</b>	<b>0,93</b>	<b>1,82*</b>	<b>0,44</b>
----------------	-------------	-------------	--------------	-------------	-------------	--------------	-------------	-------------	--------------	-------------

Vi ser at standardavviket er høyere i gruppe 2 med høyt transaksjonsvolum i alle årene bortsett fra ett, både for USDNOK og EURNOK. Testen er tosidig og resultatene viser signifikant høyere standardavvik i USDNOK i 2014 og for EURNOK i 2008 og 2014 på 10% signifikansnivå.

Ved å benytte gjennomsnittlig standardavvik i gruppe 1 og gruppe 2, finner jeg signifikant høyere volatilitet ved høyt transaksjonsvolum, enn ved lavt transaksjonsvolum for både USDNOK og EURNOK på 1% nivå.

	USDNOK	EURNOK
$\bar{x}_2 - \bar{x}_1$	0,0033	0,0025
<b>N</b>	258	258
<b>T-verdi</b>	3,09	3,66

For å øke resultatets troverdighet benyttes også Mann-Whitney U-test. Her benyttes daglige absolutte endringer som mål på usikkerhet. Fordi handelsvolumet endres i perioden deles utvalget opp i år slik som tidligere, og uker med 3 eller færre handelsdager elimineres. Deretter sorteres ukentlige absolutte endringer i *over* og *under* gjennomsnittet i utvalgets periode. U-Testen tar ikke hensyn til hvor mye endringene er over eller under gjennomsnittet.

H0: Det er ingen forskjell i rangeringen av absolutte valutakursendringer mellom de to gruppene som består av uker med høyt *transaksjonsvolum* og lavt *transaksjonsvolum*.

H1: Det er forskjell i rangeringen av absolutte valutakursendringer mellom de to gruppene som består av uker med høyt *transaksjonsvolum* og lavt *transaksjonsvolum*.

**USDNOK**

Periode	okt2005- 2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015- feb2016
<b>Z-verdi</b>	-1,25	-0,91	-2,57**	0,88	-1,45	-2,9***	0,18	3,13***	-5,4***	-4,76***

Tabell 5: \*10% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*\*\*1% signifikansnivå

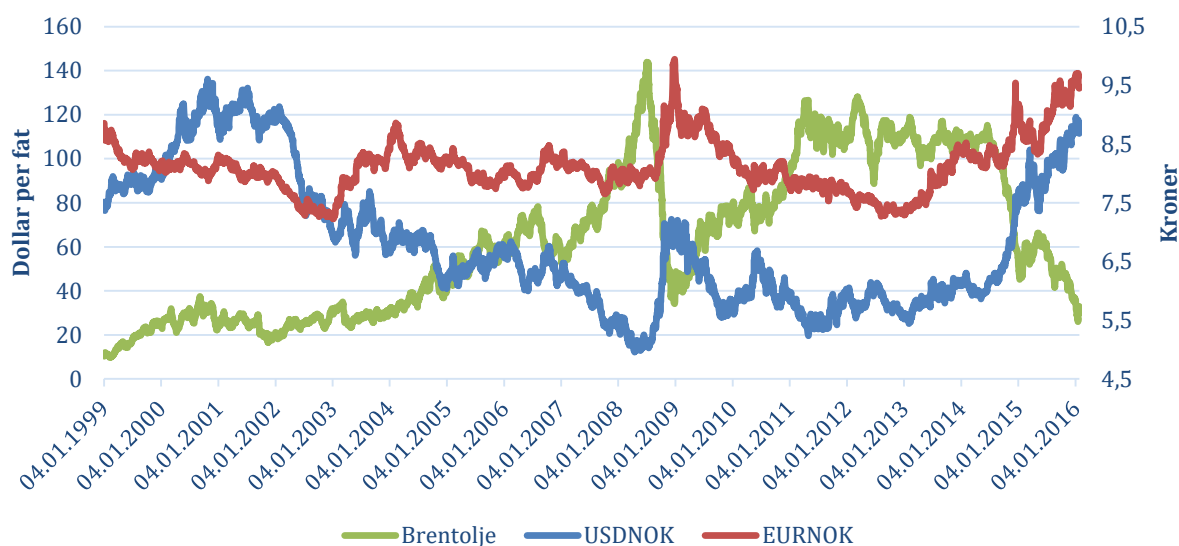
**EURNOK**

Periode	okt2005- 2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015- feb2016
<b>Z-verdi</b>	-3,05***	-1,98*	-3,75***	0,26	-1,64	-0,8	-0,04	-0,24	0,5	-1,92*

Tabell 6: \*10% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*\*\*1% signifikansnivå

## 6 OLJENS INNVIRKNING PÅ KRONEKURSEN

En stor del av norsk økonomi er basert på oljeproduksjon. Oljeinntektene utgjør en stor andel av Norges BNP. I tillegg er jobber 13% (330 000) av sysselsatte i Norge direkte eller indirekte i oljenæringen (IRIS 2015). Det er derfor naturlig at norsk økonomi er sårbar i forhold i forhold til fall i oljeprisen. man forvente en tydelig negativ korrelasjon mellom oljeprisen og USDNOK og EURNOK, siden hverken Eurosonen eller USA, i like stor grad baserer økonomien på oljeproduksjon. Det kan man også se i figur 25 og tabell 7. Når vi samtidig vet at oljeprisen er svært volatil som følge av geopolitisk uro, kriger, varierende prissamarbeid, og generell usikkerhet mht. tilbud og etterspørsel, er det naturlig at Norges oljeavhengighet påvirker tilliten til USDNOK og EURNOK. I perioder med lave og/eller fallende oljepris ser vi at denne tilliten svekkes ytterligere.



Figur 25 viser utviklingen i brentoljeprisen og valutakursene USDNOK og EURNOK mellom 1999 og 2016.

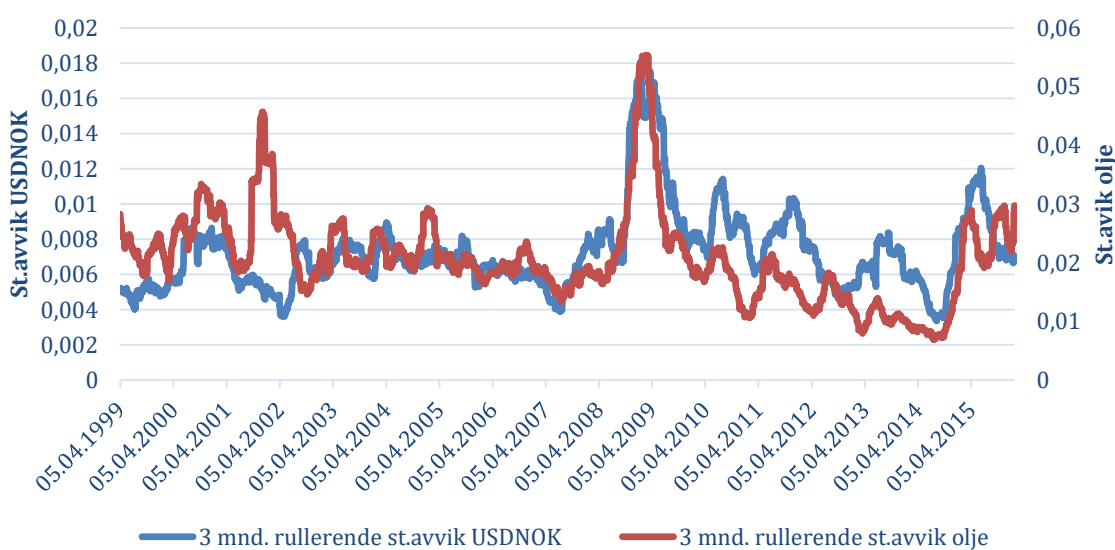
	USDNOK	EURNOK
<b>Nivåform</b>	-0,81	-0,28
<b>Endringsform</b>	-0,19	-0,17

Tabell 7: Alle korrelasjonene er signifikant forskjell fra null på 1% nivå.

Valutakursene var som tidligere vist, ikke signifikant stasjonære, og korrelasjonene mellom brentolje og valutakurs på nivåform kan derfor være spuriøse.



Som det er nevnt tidligere har finansielle markeder blitt mer integrert. Det gjør at sjokk smitter lettere mellom regioner, aktivaklasser og valutaer (Commonality). Som man kan se i figur 27, er det stor grad av sammenheng mellom volatilitet i oljekursen og USDNOK. Det samme gjelder for EURNOK (se Appendix 2) og andre finansielle aktiva. Som nevnt i likviditetskapittelet finnes det en rekke studier av commonality i likviditet for både aksjer og valutaer. Mindre studier er gjort på commonality i volatilitet. De kan være et interessant felt å undersøke videre. I denne analysen merker jeg kun sammenhengen uten å gå nærmere inn på temaet.



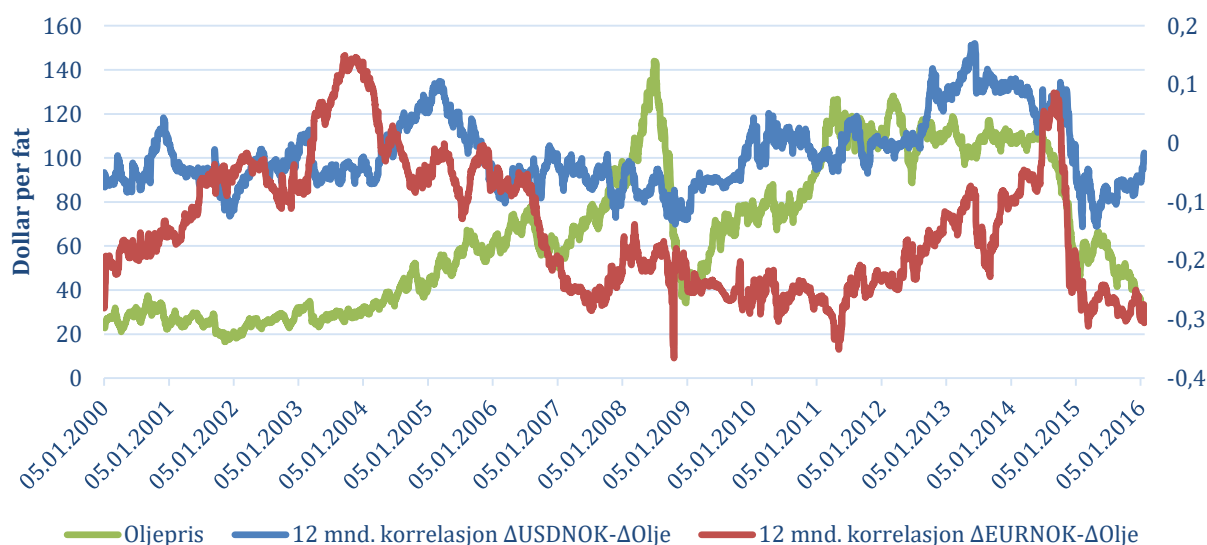
**Figur 26: “Commonality” mellom 3 mnd. rullerende st. avvik i USDNOK og olje.**

Hensikten med dette kapittelet er å finne årsaker til at den negative sammenhengen mellom oljeprisen og valutakursene varierer. Det er interessant fordi det kan avgjøre hvor mye vekt man legger i endring i oljeprisen i forhold til valutakursen.

Teoriene som testes i dette kapittelet baserer seg på at markedet vektlegger faktorer ulikt over tid. Hvor mye media og nyhetskilder fokuserer på utviklingen i oljeprisen avhenger blant annet av to faktorer; oljeprisen og oljeprisvolatiliteten. Det kan tenkes at markedsaktører også fokuserer mer på oljeprisen når den enten er veldig lav, veldig høy eller spesielt volatil. Videre testes det derfor om korrelasjonen mellom endringer i valutakursene og oljeprisen avhenger av oljeprisnivået og oljeprisvolatiliteten.

## 6.1 Oljepris og korrelasjon

Første test er om nivået på oljeprisen er avgjørende for korrelasjonen mellom oljeprisen og valutakursene. Korrelasjonene er basert på daglige prosentvise endringer. Teorien er at markedet fokuserer mer på oljeprisendringene når oljepriskursen var lav eller høy. Med andre ord vill jeg teste om korrelasjonen mellom valutakursendringene og oljeprisendringene er signifikant høyere ved «lav» og «høy» kurs enn ved «normal» kurs.



**Figur 27 viser oljeprisen i dollar per fat på venstre akse og 12 mnd. rullerende vindu av korrelasjonene mellom endring i valutakursene og oljeprisen på høyre akse.**

«Lav» oljepris defineres som under 30 dollar fatet, «normal» oljepris defineres som mellom 30 og 80 dollar fatet og «høy» oljepris defineres som over 80 dollar fatet. Oppdelingen er basert på bakgrunn av gjennomsnittlig oljepris i perioden, slik at utvalgene i hvert av prisintervallene ble relativt like store.

## 6.2 Resultater

### Oljepris og korrelasjon

Korrelasjoner ( $\bar{r}$ )			
Oljeprisintervall	Under 30 dollar/fat	30-80 dollar/fat	Over 80 dollar/fat
USDNOK	-0,03	-0,20	-0,31
EURNOK	-0,09	-0,16	-0,18

Z-verdier H0: Korrelasjon $\neq 0$			
Oljeprisintervall	Under 30 dollar/fat	30-80 dollar/fat	Over 80 dollar/fat
USDNOK	-1,02	-8,62	-11,24
EURNOK	-2,90	-6,90	-6,61

Som vi har sett er korrelasjonen mer negativ ved høy oljepris enn lav oljepris. En klar svakhet ved undersøkelsen er at oljeprisen er sammenhengende under 30 dollar fatet kun i begynnelsen av utvalgsperioden. På bakgrunn av den lave korrelasjonen ved oljeprisnivåer under 30 dollar fatet, forkaster jeg hypotesen om høyere korrelasjon ved lav og høy oljepris.

## 6.3 Oljeprisvolatilitet og korrelasjon

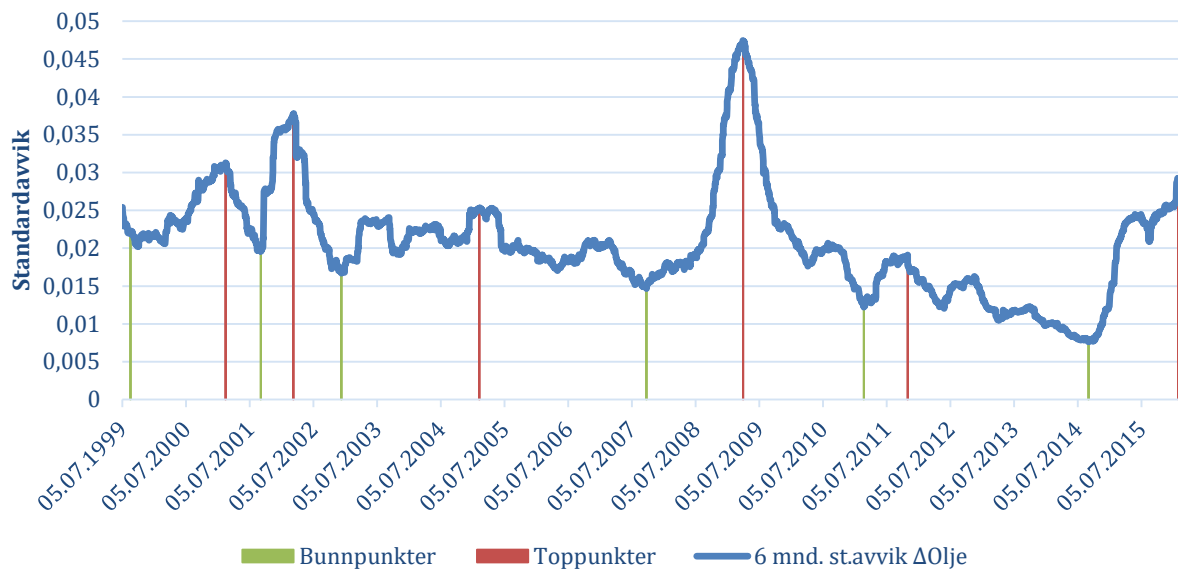
Her testes det om korrelasjonen mellom endring i valutakursene og oljeprisen er høyere i perioder med høy oljeprisvolatilitet, enn i perioder med lav oljeprisvolatilitet.

Bakgrunnen for hypotesen er i likhet med testen for sammenheng mellom oljeprisnivå og korrelasjon, basert på teorien om at markedet i høyere grad vektlegger endringer i oljeprisen i prising av krona. I tillegg kan det tenkes at oljerelaterte analytikere inntre kronemarkedet i perioder med store bevegelser i oljeprisen, og at disse aktørene i større grad baserer seg på sitt markedssyn på oljeprisutviklingen.

For å teste ut hypotesen benyttes topp -og bunnpunkter fra et rullerende standardavvik av oljeprisendringer. For å øke gyldigheten av testen benyttet jeg rullerende vindu av 6

mnd., 12 mnd. og 24 mnd. standardavvik. Topp og bunnpunktene er spredd utover utvalgets periode.

Nullhypotesen blir da at det ikke er forskjell på korrelasjonene mellom endring i oljeprisen og valutakursene i perioder med høy og lav oljeprisvolatilitet. Mot den ensidige alternative hypotesen om at korrelasjonen er høyere i perioder med høy oljeprisvolatilitet.



**Figur 28 illustrerer hvilke perioder som er brukt for å teste om korrelasjonen mellom endring i oljeprisen og endring i valutakursene er større ved høy oljeprisvolatilitet enn ved lav oljeprisvolatilitet.**

Topp og bunnpunkter for 12. mnd -og 24 mnd. rullerende standardavvik av oljeprisen er vist i Appendiks 3.

**USDNOK**

H0: $\bar{z}$ lav volatilitet = $\bar{z}$ høy volatilitet			
	6 mnd	12 mnd	24 mnd
$\bar{z}$ lav volatilitet	0,01	-0,077	-0,117
$\bar{z}$ høy volatilitet	-0,01	-0,188	-0,190
<b>Z</b>	<b>-0,20</b>	<b>-1,55</b>	<b>-1,42</b>

**EURNOK**

H0: $\bar{z}$ lav volatilitet = $\bar{z}$ høy volatilitet			
	6 mnd	12 mnd	24 mnd
$\bar{z}$ lav volatilitet	-0,175	-0,104	-0,097
$\bar{z}$ høy volatilitet	-0,212	-0,216	-0,208
<b>Z</b>	<b>-0,59</b>	<b>-2,20**</b>	<b>-3,10***</b>

Ensidig test mot den alternative hypotesen om at korrelasjonen mellom USDNOK og oljeprisen er større i perioder der oljeprisvolatiliteten er høy. Korrelasjonen er ikke signifikant større på 10% nivå ved høy volatilitet enn ved lav volatilitet for noen av tidsperiodene. For EURNOK er toppunktene signifikant lavere (mer negativ) enn bunnpunktene på 5% og 1% for henholdsvis 12 -og 24 mnd. tidsintervaller.

## 7 Kilder

- Alexander, Carol. *Market Risk Analysis, Value at Risk Models*. Vol. 4. John Wiley & Sons, 2009.
- Banti, Chiara, Kate Phylaktis, and Lucio Sarno. "Global liquidity risk in the foreign exchange market." *Journal of International Money and Finance* 31.2 (2012): 267-291.
- Bjørnstad, Roger, and Eilev S. Jansen. "Renta bestemmer det meste: valutakursutviklingen etter 31. mars 2001." (2006).
- Boothe, Paul, and Debra Glassman. "The statistical distribution of exchange rates: empirical evidence and economic implications." *Journal of international economics* 22.3 (1987): 297-319.
- Calderon-Rossel, Jorge R., and Moshe Ben-Horim. "The behavior of foreign exchange rates." *Journal of International Business Studies* (1982): 99-111.
- David A. Kenny (1987), *Statistics for the Social and Behavioral Sciences*
- Diebold, F.X., 1988, *Empirical modeling of exchange rate dynamics*, Lecture notes in economic and mathematical systems, Vol. 303 (Springer-Verlag, Berlin).
- Dowd, Kevin. *Measuring market risk*. John Wiley & Sons, 2007.
- Finanstilsynet, Økte krav til bankene etter finanskrisen, Bergen center for competition law and economics 2014, URL: <http://beccle.no/files/2014/04/23042014-BECCLES-ERS-okte-krav-til-beankene-etter-finanskrisen.pdf>
- Fisher, Ronald A. "Frequency distribution of the values of the correlation coefficient in samples from an indefinitely large population." *Biometrika* 10.4 (1915): 507-521.
- Fretheim, Torun Sæther, and Helene Høigaard. "The empirical distribution of implied correlation: a study of correlation implied by otc fx cross-option prices." (2012).
- Friedman, Daniel, and Stoddard Vandersteel. "Short-run fluctuations in foreign exchange rates: evidence from the data 1973–1979." *Journal of international Economics* 13.1 (1982): 171-186.
- Garcia, E. "On the non-additivity of correlation coefficients." (2011)

- Hoff, Erna "Penger og Kreditt: 2011. " Kapittel: Bankers likviditet og finansiering.
- Hsieh, David A. "The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983." *Journal of international economics* 24.1-2 (1988): 129-145.
- Hull, John C. *Options, futures, and other derivatives*. Pearson Education India, 2006.
- IRIS, Rapport IRIS -2015/031, URL: <https://www.norskoljeoggass.no/Global/2015%20dokumenter/Industribyggerne%202015.pdf>
- Kendall, M. G., A. Stuart, and J. K. Ord. *Vol. 1: Distribution theory*. London [etc.]: Arnold [etc.], 1994.
- Mancini, Lorian, Angelo Ranaldo, and Jan Wrampelmeyer. "Liquidity in the foreign exchange market: Measurement, commonality, and risk premiums." *The Journal of Finance* 68.5 (2013): 1805-1841.
- Mandelbrot, B.B., 1963, The variations of certain speculative prices, *Journal of Business* 36, 394-419.
- Mann, Henry B., and Donald R. Whitney. "On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other." *The annals of mathematical statistics* (1947): 50-60.
- McFarland, James W., R. Richardson Pettit, and Sam K. Sung. "The distribution of foreign exchange price changes: trading day effects and risk measurement." *the Journal of Finance* 37.3 (1982): 693-715.
- Meyer, Erik, and Janett Skjelvik. "Statistics on foreign exchange transactions-new insight into foreign exchange markets." *Norges Bank. Economic Bulletin* 77.2 (2006): 80.
- Norges Bank, Skriftsserie nr. 34 Kapittel 7, URL: <http://www.norges-bank.no/Upload/import/publikasjoner/skriftserie/34/kapittel7.pdf>
- Rime, Dagfinn, and Andreas Schrimpf. "The anatomy of the global FX market through the lens of the 2013 Triennial Survey." *BIS Quarterly Review*, December (2013).
- Rogalski, Richard J., and Joseph D. Vinso. "Empirical properties of foreign exchange rates." *Journal of International Business Studies* (1978): 69-79.
- Taleb, Nassim Nicholas. "The Meta-Distribution of Standard P-Values." *arXiv preprint arXiv:1603.07532* (2016).

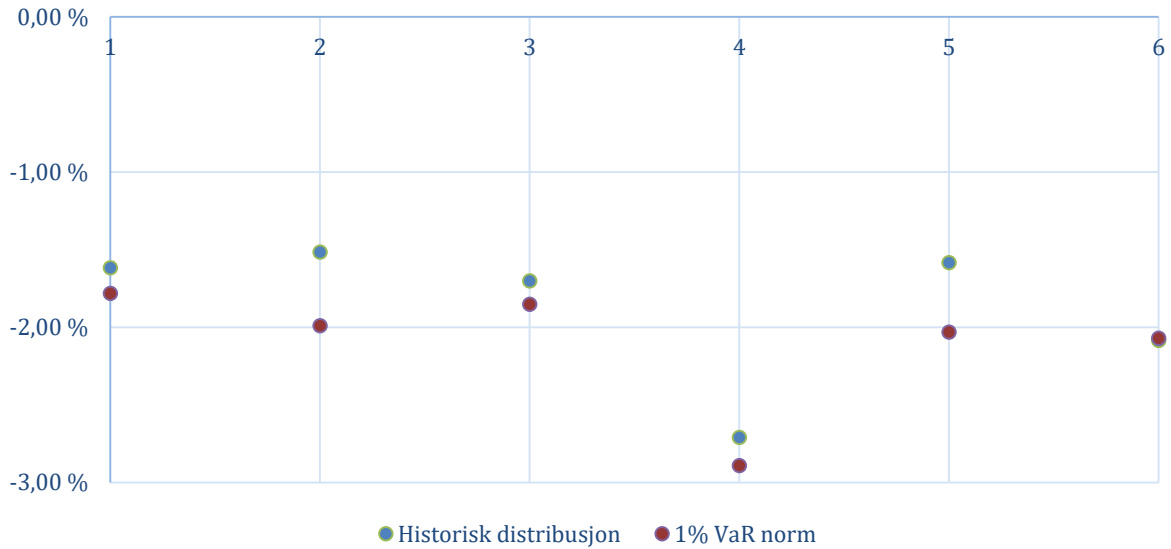
- Tucker, Alan L., and Elton Scott. "A study of diffusion processes for foreign exchange rates." *Journal of International Money and Finance* 6.4 (1987): 465-478.
- U.S Energy Information Administration. URL:  
[http://www.eia.gov/dnav/pet/pet\\_pri\\_spt\\_s1\\_d.htm](http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm)
- Van den Berg (2012), The Distribution of Sample Correlation, URL:  
<http://www.sitmo.com/article/the-distribution-of-the-sample-correlation/>
- Wasserfallen, Walter, and Heinz Zimmermann. "The behavior of intra-daily exchange rates." *Journal of Banking & Finance* 9.1 (1985): 55-72.
- Webb, Robert I., and Alexander R. Webb. *Shock Markets: Trading Lessons for Volatile Times*. FT Press, 2013
- Westerfield, Janice Moulton. "An examination of foreign exchange risk under fixed and floating rate regimes." *Journal of International Economics* 7.2 (1977): 181-200.



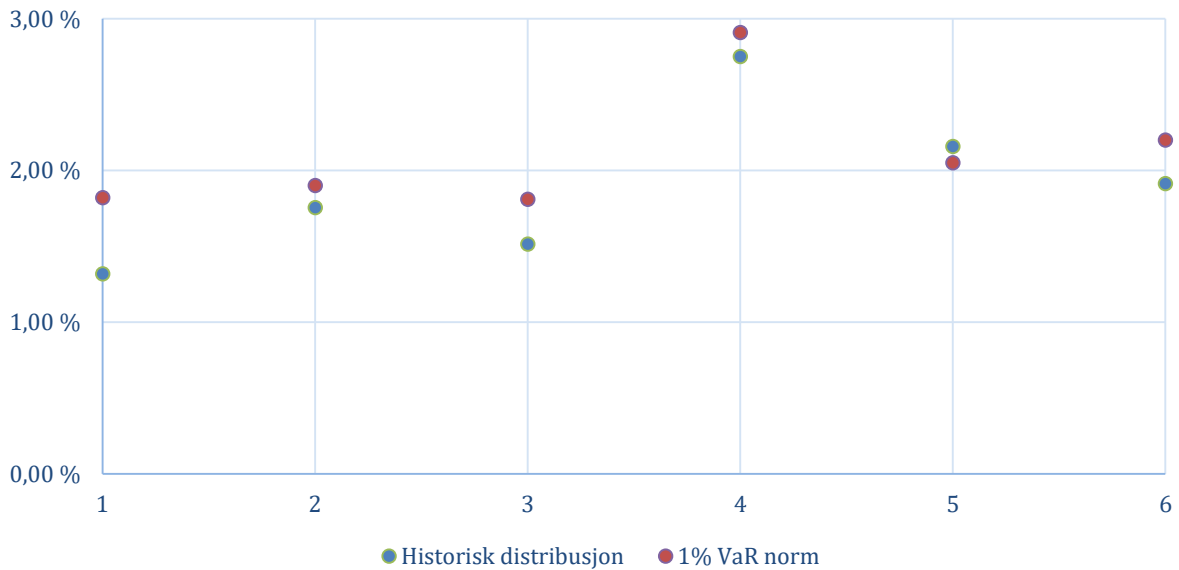
## 8 Appendiks

### APPENDIKS 1.A

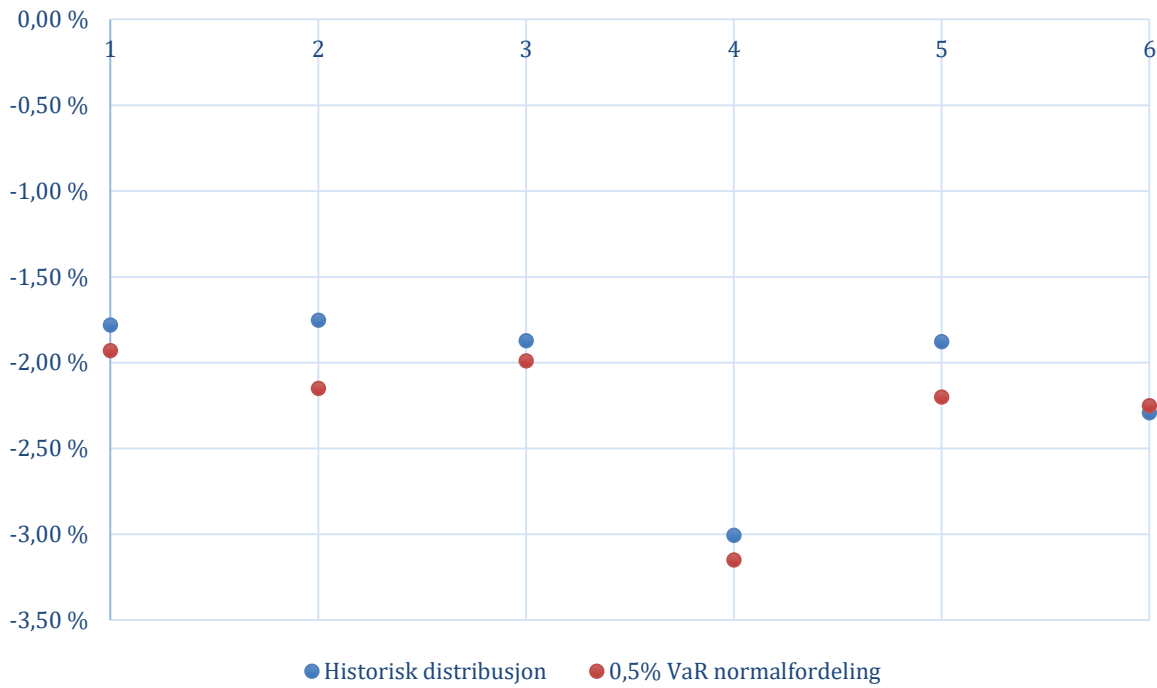
#### 1% VaR venstre hale USDNOK



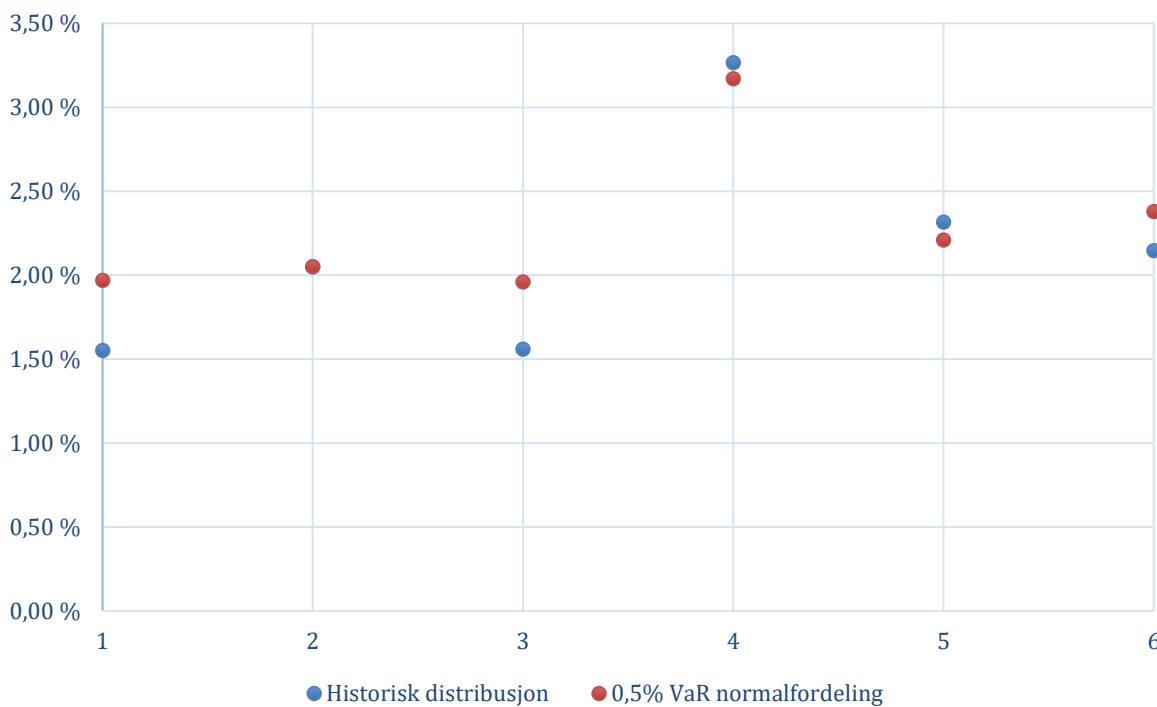
#### 1% VaR Høyre Hale USDNOK



### 0,5% VaR venstre hale USDNOK

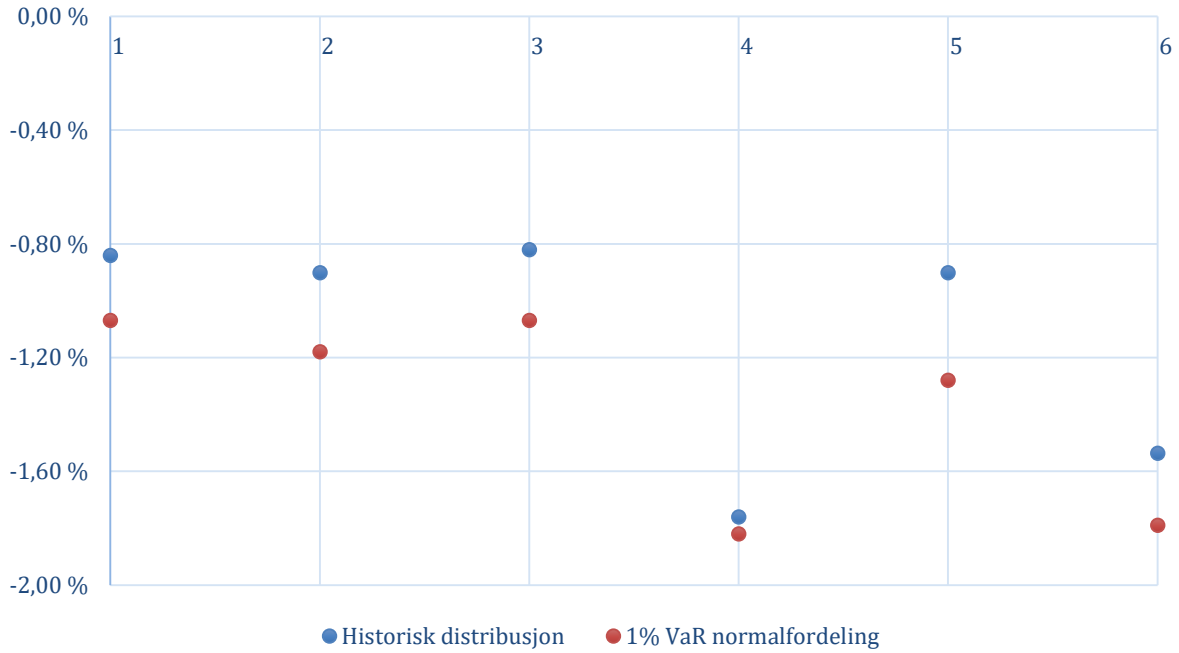


### 0,5% VaR høyre hale USDNOK

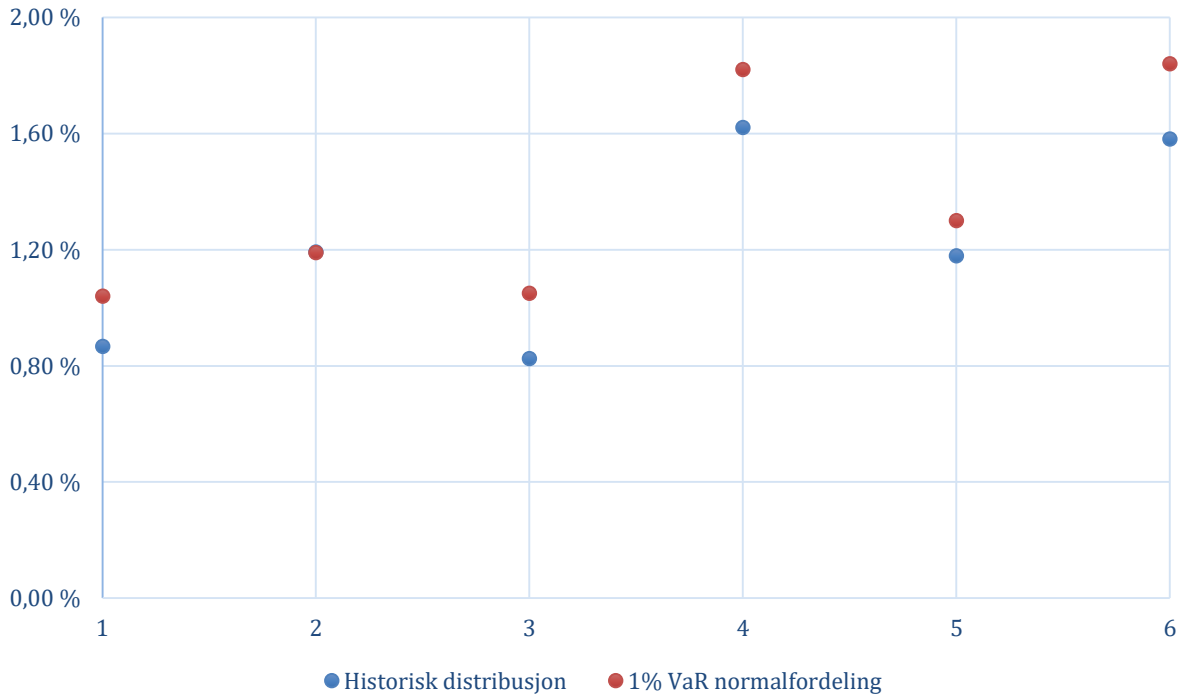


APPENDIKS 1.B

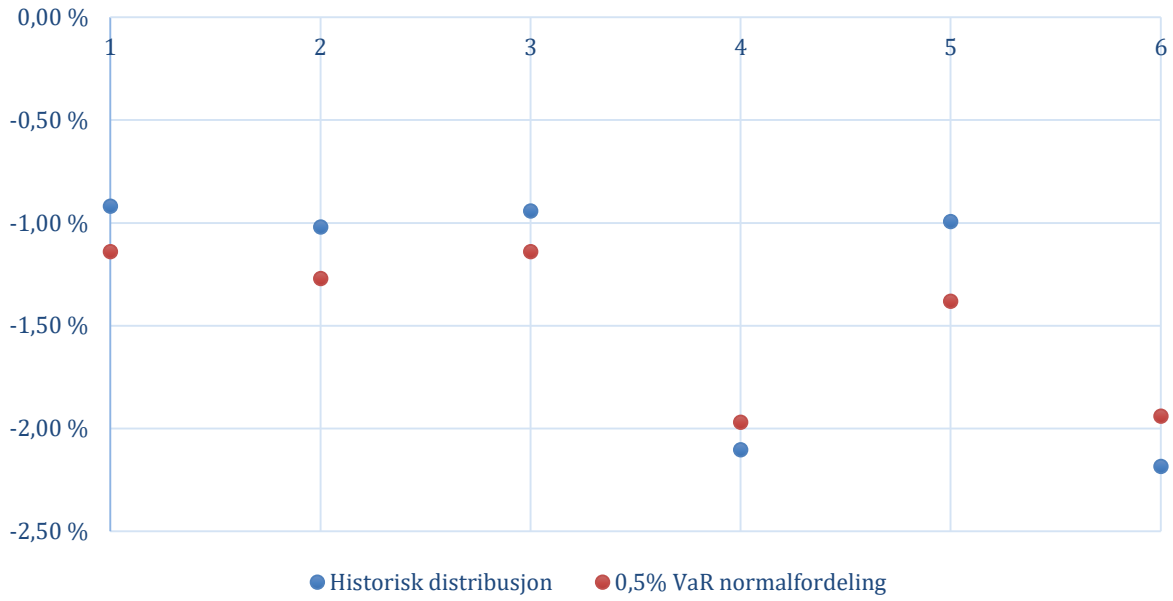
1% VaR venstre hale EURNOK



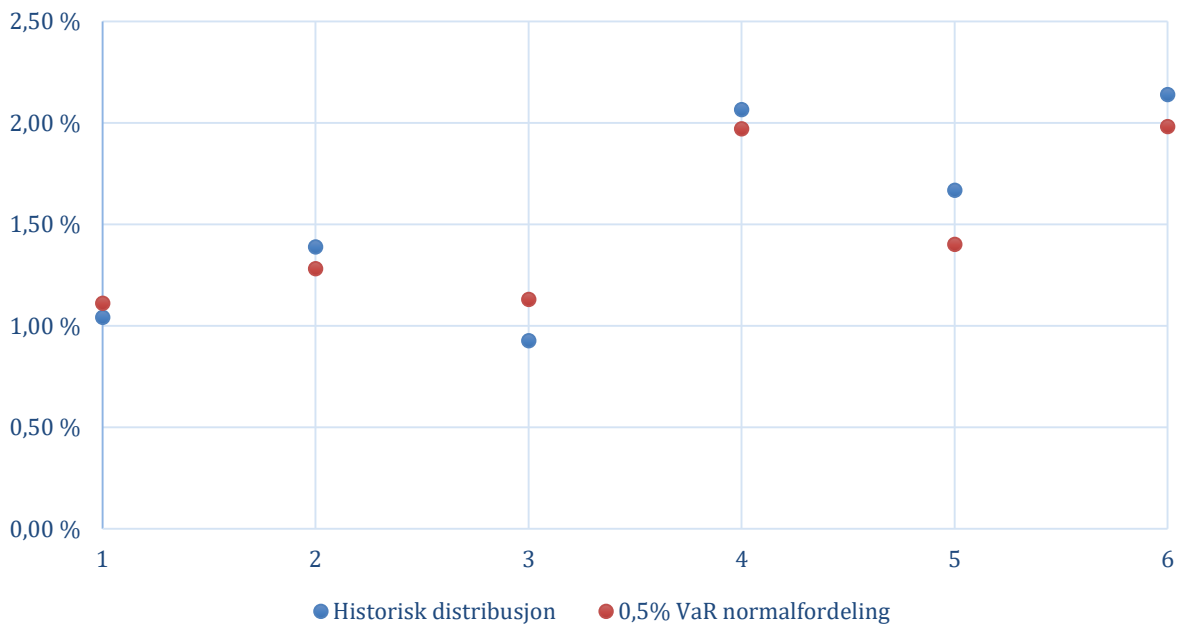
1% VaR høyre hale EURNOK



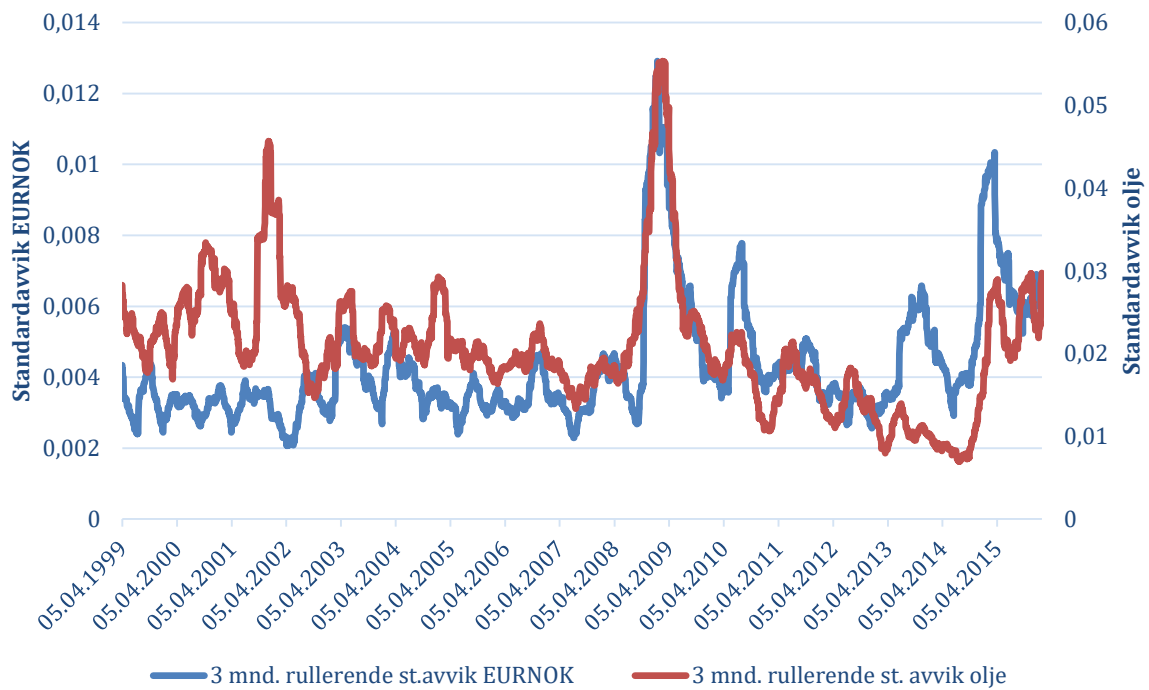
### 0,5% VaR venstre hale EURNOK



### 0,5% VaR høyre hale EURNOK

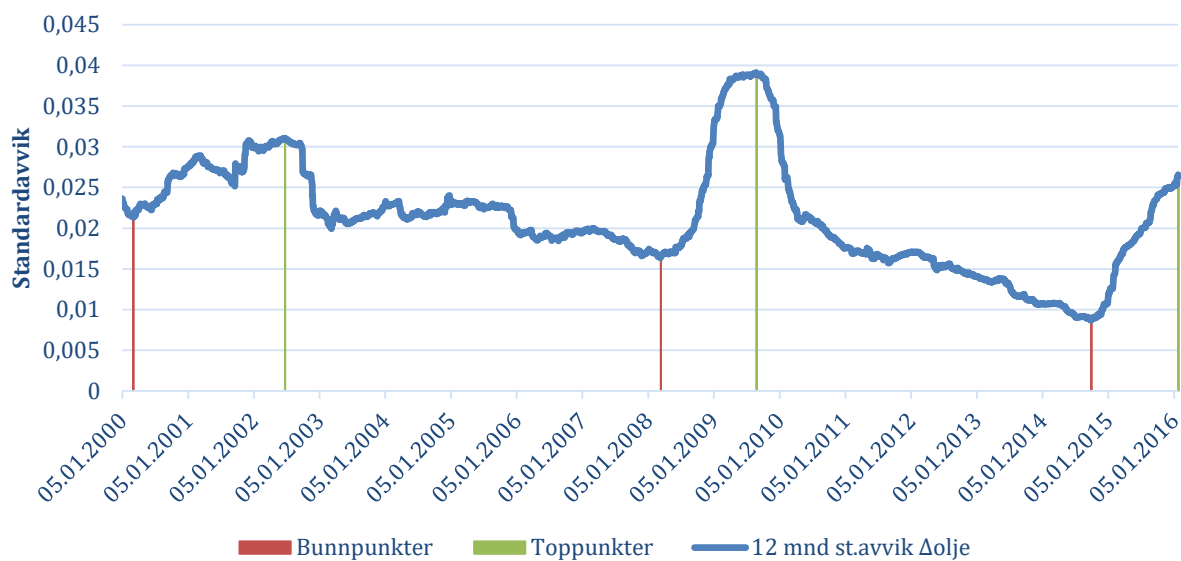
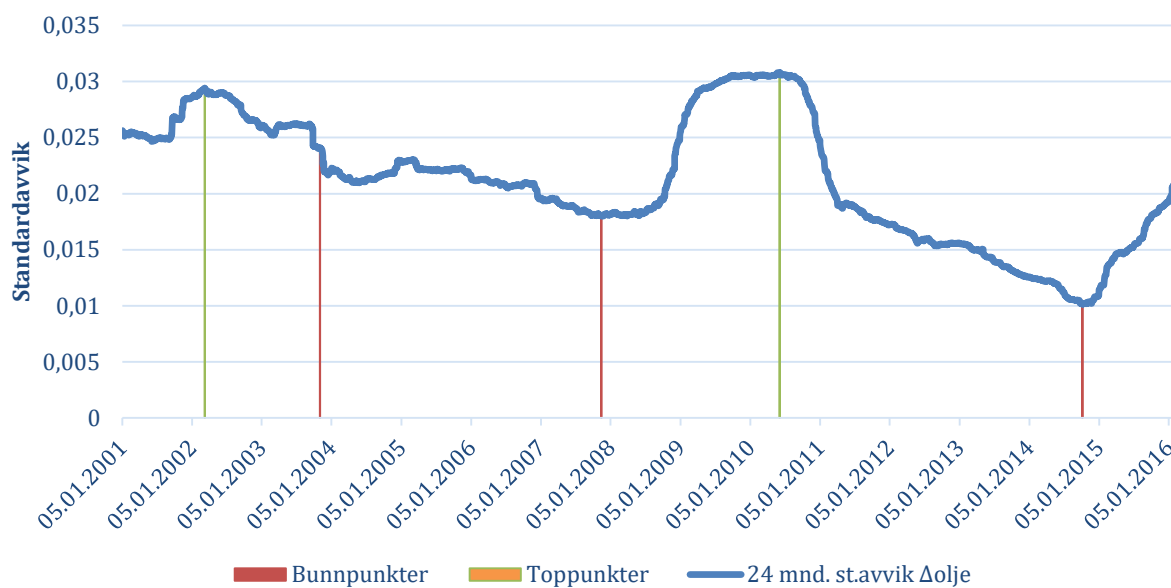


## Appendiks 2



## Appendiks 3

### 24 mnd. standardavvik $\Delta$ olje





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

Postboks 5003  
NO-1432 Ås  
Norway