

Markus Tømmervik Salberg

# Valutasikring sin påvirkning på avkastning og risiko i en aksjeportefølje

En empirisk studie av aksjeporteføljen til Kraftfondet i Trondheim

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi

Veileder: Ragnar Torvik

Juni 2020



Markus Tømmervik Salberg

# **Valutasikring sin påvirkning på avkastning og risiko i en aksjeportefølje**

En empirisk studie av aksjeporteføljen til Kraftfondet i  
Trondheim

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi  
Veileder: Ragnar Torvik  
Juni 2020

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for økonomi  
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden





---

## Forord

Denne masteravhandlingen konkluderer utdannelsen min på en integrert mastergrad i samfunnsøkonomi ved institutt for samfunnsøkonomi på NTNU. Jeg ønsker å takke veilederen min Ragnar Torvik for gode diskusjoner og tilbakemeldinger underveis. Oppgaven er skrevet i samarbeid med Kraftfondet i Trondheim, og jeg ønsker å rette en takk til Tore Neverdal for datatilgang og samarbeid gjennom oppgaven. Takk til Costanza Biavaschi for økonometrisk veiledning. Til slutt ønsker jeg å takke kjæreste, familie, venner og medstudenter for gode tilbakemeldinger og godt humør.

---

## Sammendrag

Valutaeksponering i en aksjeportefølje påvirker både avkastning og variasjon over tid. Valutasikring kan eliminere den stokastiske valutakurskomponenten sin påvirkning på dette. Kunnskap om egenskapene til valutaparet kan potensielt sikre meravkastning og risikoreduksjon i porteføljen. I denne oppgaven undersøker jeg derfor hvordan aksjeporteføljen til Kraftfondet i Trondheim påvirkes av valutaeksponering mot amerikansk dollar (USD). Ved å analysere en portefølje bestående av norske og internasjonale aksjer mellom 1994 og 2019 undersøker jeg hvordan valutasikring påvirker porteføljen over tid. Analysen bruker minste kvadraters metode for å fastslå sammenhengen mellom valutaparet USD/NOK og porteføljen. For å undersøke hvordan variasjonen påvirkes av valutasikring benyttes rullerende volatilitetsgjennomsnitt, samt GARCH-in-mean-metoden.

Resultatene indikerer at meravkastning fra valutasikring mellom USD/NOK er begrenset til 4,75 år i gjennomsnitt. Det blir etablert at USD tilfører en risikominimerende egenskap gjennom å styrke seg i turbulente perioder, hvilket begrenser tap og volatilitet i en usikret portefølje. Porteføljen studeres i tillegg under den nylige markedskorreksjonen forårsaket av viruset COVID-19, og resultatene bekrefter konklusjonen om risikominimerende egenskaper i USD i perspektivet til en norsk investor. Resultatene er samstemt med nyere litteratur på USD/AUD og USD/CAD der det har blitt funnet at USD fungerer som en sikring mot markedsflyktuasjoner. Denne avhandlingen bidrar til forståelsen av valutaeksponering i valutaparet USD/NOK og diskuterer et viktig tema som er relevant for Kraftfondet i Trondheim, selskaper og privatpersoner.

---

## Abstract

Currency exposure affects the return and volatility of a stock portfolio over time. This stochastic exchange rate component can be eliminated with currency hedging. Knowledge of the properties of the currency pair could help attain excess return and reduce the risk of the portfolio. In this thesis I investigate how Kraftfondet's stock portfolio is affected by currency exposure to the American dollar (USD). By analyzing a portfolio consisting of Norwegian and international stocks between 1994 and 2019 I investigate how currency exposure affects the portfolio through time. In the analysis I utilize Ordinary Least Squares (OLS) to determine the relationship between USD/NOK and the portfolio. To examine how the volatility is affected by currency hedging I study moving averages of the volatility, as well as utilize the GARCH-in-mean method.

The results indicate that an excess return from currency hedging USD/NOK is limited to 4.75 years on average. I establish that the USD has risk minimizing properties due to its ability to appreciate during market turmoils. This ability limits losses and yields a lower volatility compared to a currency hedged portfolio. The portfolio is also studied during the recent market correction due to the novel virus COVID-19. These results confirm the conclusion of risk minimizing properties of the USD in the perspective of a Norwegian investor. They are also coherent with current litterature on USD/AUD and USD/CAD where similar USD properties have been found. This dissertation contributes to the understanding of currency hedging in regards USD/NOK which is of importance to Kraftfondet, companies and private investors.

## Innhold

Forord	i
Sammendrag	ii
Abstract	iii
<b>1 Introduksjon</b>	<b>1</b>
<b>2 Tidligere litteratur</b>	<b>3</b>
2.1 Oppsummering og hypotese . . . . .	8
<b>3 Metode</b>	<b>9</b>
3.1 Økonometriske utfordringer . . . . .	9
3.1.1 Autokorrelasjon . . . . .	9
3.1.2 Enhetsrøtter . . . . .	10
3.1.3 Multikolinearitet . . . . .	11
3.1.4 Heteroskedastisitet . . . . .	12
3.2 Regresjonsanalyse . . . . .	13
3.3 Volatilitetsanalyse . . . . .	14
3.3.1 SMA og EWMA . . . . .	15
3.3.2 ARCH- og GARCH-modellering . . . . .	16
3.3.3 GARCH-M . . . . .	18
<b>4 Data</b>	<b>20</b>
4.1 Variabler . . . . .	20
4.2 Deskriptiv statistikk . . . . .	25
<b>5 Empirisk analyse</b>	<b>27</b>
5.1 Korrelasjon . . . . .	27

5.2	Regresjonsanalyse . . . . .	29
5.2.1	Valutakursen . . . . .	29
5.2.2	MSCI ACWI USD . . . . .	31
5.2.3	MSCI ACWI NOK . . . . .	32
5.2.4	OSEBX . . . . .	33
5.2.5	Syntetiske porteføljer . . . . .	35
5.3	Analyse av syntetiske porteføljer . . . . .	36
5.3.1	Indeksene sin historiske avkastning . . . . .	36
5.3.2	Historisk avkastning til de syntetiske porteføljene . . .	38
5.4	Utviklingen til porteføljene og valutakursen under korreksjoner	41
5.5	Volatilitetsanalyse . . . . .	44
5.5.1	Volatiliteten under og etter markedsuro . . . . .	47
5.6	GARCH-M . . . . .	51
5.7	Coronakorreksjonen . . . . .	53
5.7.1	Avkastningsanalyse . . . . .	53
5.7.2	Volatilitetsanalyse . . . . .	54
<b>6</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>56</b>
	<b>Referanser</b>	<b>59</b>
	<b>Vedlegg</b>	<b>62</b>

# 1 Introduksjon

Den amerikanske dollaren (USD) har i løpet av de første månedene i 2020 nådd det høyeste nivået målt mot den norske kronen (NOK) i nyere tid. Grunnen til dette er at vi i skrivende stund - i mai 2020 - befinner oss i en periode der coronaviruset (COVID-19) har sendt verdens aksjemarkeder inn i en korreksjon, og man kan spørre seg hvor det har blitt av tiden hvor man fikk kjøpt en amerikansk dollar for 5-6 kroner. Faktumet er at valutakurs-svingningene er relevant for alle norske investorer og selskaper som kjøper eller selger eiendeler nominert i USD. Hvis norske investorer handler amerikanske aksjer eller fond som er eksponert i en annen valuta enn NOK, vil ikke avkastningen og risikoen kun påvirkes av kursdrivende informasjon relatert til eiendelene. Avkastningen vil også avhenge av valutakursen, som kan påvirkes av helt andre faktorer enn eiendelen investoren har kjøpt. Et fond eksponert i USD kan for eksempel stige 10% i ren kursoppgang, men dersom kronen i samme periode styrker seg 20% mot USD sitter den norske investoren igjen med et urealisert tap fordi fondet er mindre verdt i NOK. For å beskytte seg mot valutasvingninger kan investorer eliminere valutarisiko gjennom valutasikring.

Denne avhandlingen er et universitetssamarbeid mellom Trondheim kommune og NTNU, hvor jeg skal se nærmere på valutasikring av aksjeporteføljen til Kraftfondet i Trondheim gjennom et casestudie. Problemstillingen jeg skal undersøke er: **Hvordan påvirker valutasikring avkastning og variasjon i Kraftfondet i Trondheim sin aksjeportefølje?**

For å svare på problemstillingen skal jeg ved hjelp av Minste kvadraters metode (MKM) undersøke hvordan valutakursen USD/NOK påvirker avkastningen til en usikret og sikret portefølje over tid, samt hvordan den

påvirker avkastningen på relevante aksjeindekser. For å utforske hvordan valutaeksponering påvirker variasjonen i avkastning skal jeg studere volatiliteten til porteføljene ved hjelp av rullerende volatilitetsgjennomsnitt og GARCH-metodikk. Tidligere studier har vist at det å være eksponert mot valutaer kategorisert som “trygge havner” er fordelaktig for å minimere risikoen til en investor under markedskorreksjoner og turbulente tider (se f.eks. Cho, Min og McDonald (2020) og Campbell, Serfaty-De Medeiros og Viceira (2010)). USD er en slik valuta og jeg skal blant annet analysere porteføljene sin avkastning og volatilitet før, under og etter markedskorreksjoner for å se hvordan valutaeksponering påvirker porteføljen.

Denne oppgaven består av fem kapitler: Kapittel 2 tar for seg tidligere litteratur på valutasikring som vil gi utspring til min hypotese om hvordan valutasikring av USD/NOK påvirker norske investorer. I kapittel 3 legger jeg frem metodene jeg bruker i analysen, presenterer viktige begreper og utfordringer som er relevant for oppgaven. I kapittel 4 presenterer jeg datasettet og en beskrivelse av de viktigste variablene, samt deskriptiv statistikk. Kapittel 5 inneholder empiriske resultater og diskusjon i forbindelse med disse. Til slutt, i kapittel 6, oppsummerer jeg oppgavens viktigste resultater og betydningen av funnene.

## 2 Tidligere litteratur

Literaturen rundt valutaeksponering og valutasikring virker ikke å ha nådd konsensus rundt hva som er optimal valutaeksponering og valutasikringsgrad. Hvor mye som er hensiktsmessig å valutasikre og hvilken valuta en investor ønsker å investere i avhenger av strategi og tidshorisont. De fleste studier baserer seg på et utvalg av valuta en investor skal holde samtidig, og den optimale sammensetningen av disse over tid.

Black (1995) argumenterer for at alle i teorien ønsker å holde utenlandsk valuta og bruker Siegel's paradoks<sup>1</sup> til å forklare hvorfor forventet avkastning blir større av å holde en annen valuta. Paradokset indikerer ifølge Black (1995) at man ønsker å valutasikre mindre enn 100% av sine utenlandske posisjoner. Black (1995) utviklet en optimal formel for valutasikring som sier at man skal 1) sikre utenlandsk egenkapital, 2) sikre mindre enn 100% av utenlandsk egenkapital og 3) valutasikre like mye egenkapital for hvert land. Videre kom han frem til tre handlingsregler for porteføljer som ikke er fullt internasjonalt diversifisert eller som har en liten andel av fondet internasjonalt. Først krever det svar på spørsmålet om hvorfor man har en liten andel internasjonalt til å begynne med:

- a) Skeptisk til utenlandsk valutarisiko
- b) Skeptisk til utenlandsk aktivarisiko, selv om den er optimalt sikret
- c) Skeptisk til a og b like mye

---

<sup>1</sup>Siegel's paradoks, som forklart av Siegel (1972) kan forklares med følgende eksempel. Vi har to land, Norge og USA og valutakursen i dag er 1:1, men vil over det neste året endre seg til enten 2:1 eller 1:2 med lik sannsynlighet. Forventningsverdien på å holde den motsatte valuta blir derfor 1,25.



I tilfellet a) Ønsker man å sikre mer enn formelen tilsier (å gå short<sup>2</sup> i valutaen), i b) sikrer man mindre enn formelen tilsier, og i c) kan det gi mening å anvende Black (1995) sin optimale formel for valutasikring på de utenlandske aktivaene man holder. Dette åpner for personlige meninger og i likhet med Perold og Schulman (1988) åpnet Black (1995) for at valutasikring kan være en aktiv investeringsbeslutning. Schmittmann (2010) studerte valutasikring med perspektiver fra Frankrike, Tyskland, Storbritannia, Japan og USA. Han fant at valutasikring fører til en risikoreduksjon med en investeringshorisont opp til fem år og at variansen på utenlandske investeringer reduseres i de fleste tilfellene. Hovedfunnet var at man ikke behøver å redusere valutasikringsgraden på lang sikt. Dette går i mot det tradisjonelle synet på at gjennomsnittlig reversering av realvalutakurs på grunn av kjøpekraftsparitet fungerer som en naturlig sikring på lang sikt, som diskutert av Froot (1993). Et interessant funn fra Schmittmann (2010) var at avkastningsforskjellen på sikret og usikret portefølje ikke er lik over tid, noe som tilsier en svikt i udekket renteparitet, som bekrefter at valutasikring påvirker gjennomsnittsavkastning på utenlandske investeringer. Resultatene til Schmittmann (2010) baserte seg på enkle sikringsrater på 0, 50 og 100%. For å forklare hva som styrer valutakursene fant Schmittmann (2010) at det på kort sikt er dominert av realendringen i valutakursene, mens det på lang sikt er etablert et konsensus at kjøpekraftsparitet fører til at realvalutakursene gjennomsnittsreverseres på lang sikt. Med en investeringshorisont på lenger enn ett kvartal var effekten av valutasikring som et risikoreduserende element varierende, og avhengig av egenskapene til valutakursen over lengre horisonter.

---

<sup>2</sup>Å “shorte” vil si at man selger en aktiva man ikke eier. I praksis låner man valutaen man ønsker å shorte mot en betaling, selger valutaen i markedet, kjøper tilbake valutaen fra markedet på et senere tidspunkt og gir de tilbake til eieren. Investoren tjener penger hvis valutaen har falt i pris.

Campbell et al. (2010) fant at risikominimerende investorer bør endre valutaposisjonen sin som respons på renteforskjeller og at valutaen man holder er negativt korrelert med markedet. De studerte også en "hjemmeskjev"<sup>3</sup> flerlandsportefølje hvor 75% er investert i hjemlig aksjemarked og 25% i en verdensportefølje med like vekter. Resultatene viste at en risikominimerende investor ønsker å eksponere seg mot USD og Euro. Strategien minimerer volatiliteten til porteføljen fordi euro, sveitserfranc og USD pleier å appresiere når det internasjonale markedet depresierer. Resultatene til Campbell et al. (2010) er robuste over to perioder (1975-1989 og 1990-2005) med forskjellig markedskarakteristikker av inflasjon, renter og aksjeutvikling med en investeringshorisont på mellom en måned og ett år. Transaksjonskostnaden spiller en rolle når man vurderer å valutasikre og dess høyere transaksjonskostnader jo mindre attraktivt er det å valutasikre. Valutaforwards og futures er ifølge Perold og Schulman (1988) noen av de mest likvide verdipapirene og har lave kostnader (gj.snitt. 0.12%).

Flere studier ser på volatiliteten til valutaer for å finne en optimal valutasikringsstrategi. Schmittmann (2010) tok for seg obligasjons- og egenkapitalsinvesteringer og fant at graden en valuta stod for volatilitet er sentralt. I en obligasjonsportefølje dominerer valutavolatiliteten og står for 95% av avkastningsvolatiliteten - noe som taler for full valutasikring. I et aksjeperspektiv står valutakursvolatiliteten for 16-40% av volatiliteten. Boudoukh, Richardson, Thapar og Wang (2019) fant at full valutasikring reduserte volatiliteten på den internasjonale egenkapitalen fra 16,5% til 14,9% i et tverrsnittsgjennomsnitt. Når valuta ikke korrelerer med hverandre mente Boudoukh et al. (2019) at det er ønskelig å valutasikre 100% ettersom valutarisikoen kun ska-

---

<sup>3</sup>også kalt home-biased, og betyr at man har investert majoriteten av porteføljen innenlands, og derfor ignorerer fordelene av å diversifisere utenlands.

per volatilitet i porteføljen. Ved en positiv korrelasjon er det ønskelig å være netto short og derfor valutasikre mer enn 100% av valutaen. Ved en negativ korrelasjon ønsker en investor å holde valutarisikoen, og derfor stå 100% usikret. Riktignok så Boudoukh et al. (2019) på en valutaportefølje bestående av en kombinasjon av G10-valuta<sup>4</sup>. Perold og Schulman (1988) brukte data fra 80-tallet og viste at rollen til valutarisiko hadde blitt mer fremtredende. Begrunnet med at daværende marked opplevde større fluktuasjoner i valutakursene enn tidligere argumenterte de for at investorer burde redusere risikoen til deres porteføljer ved å valutasikre. Ifølge Perold og Schulman (1988) bør den 'normale' porteføljen være valutasikret, og derfor være standarden. Det motsatte - å ikke valutasikre - bør være en aktiv investeringsbeslutning. Boudoukh et al. (2019) argumenterer også for en aktiv sikringsstrategi ettersom optimal eksponering mot valuta endrer seg over tid. Schmittmann (2010) fant også at optimal sikringsrate endres over tid og begrunner det med funn om at korrelasjon mellom valuta kan være tidsspesifikk. Han kom også frem til at man ved å valutasikre vil erstatte den volatile og stokastiske valutakurskomponenten som baserer seg på prognoser og den mindre volatile forwardpremiumen. Finanskrisen i 2008 førte til endringer i korrelasjonen mellom aksjemarkedet og noen valutaer som har gjort at det er mer ønskelig enn før med en større porteføljevekt i utenlandsk valuta når man investerer i innenlands aksjemarked for å diversifisere risikoen (Cho et al., 2020).

Ettersom det eksisterer et mylder av valuta finnes det mange utenlandske investeringer som kan tenkes at en investor ønsker å valutasikre seg mot. Man kan anta at mange av valutaene beveger seg forskjellig fordi det er uendelig med faktorer som påvirker disse. Dette gjør at det vil være av interesse å finne et knippe valutaer man anser som tryggere enn andre. Campbell et al.

---

<sup>4</sup>En gruppe valuta som er blant de mest brukte og handlede i verden

(2010) så på data i perioden 1975-2005 og fant at USD, Euro og Sveitserfranc var negativt korrelert med verdensmarkedet og at de derfor var å anse som attraktive valuta for risikominimerende investorer. I en studie som baserte seg på data fra 1999-2016 betegnet Cho et al. (2020) valuta som beveger seg motsatt av markedet som en “trygg havn”. Dette gjaldt euro, USD, sveitserfranc og yen. Perold og Schulman (1988) fant at risikoreduksjonen av å valutasikre er stor når de målte fra et amerikansk perspektiv. Selv om man risikerer å se “dum” ut hvis utfallet av valutasikringen slår feil vei mente de at det samme kan bli sagt om all risiko, og sammenlignet valutasikring med å ikke spille rulett. Studien utført av Boudoukh et al. (2019) brukte data fra 1981-2017 på G10-valutaene hvor det viste seg at NOK og USD, av alle valutaene, historisk var minst korrelert med hverandre (-0.41). Campbell et al. (2010) fant at for en canadisk investor som investerer i utlandet er full valutasikring mer risikabelt enn å ikke sikre seg i det hele tatt. De så også på situasjoner hvor man holder en portefølje bestående av aktiva fra ett land eller en portefølje av flere land og fant at i en enkeltlandsportefølje var optimal etterspørsel etter utenlandsk valuta stor og statistisk signifikant for Australia og Canada, fordi de to valutaene<sup>5</sup> har en tendens å depresiere mot alle valutaene<sup>6</sup> når aksjeprisene i Australia/Canada faller. Å sitte på utenlandsk valuta vil i deres tilfelle være en sikring mot markedsfluktasjoner. Et viktig funn i Schmittmann (2010) sin artikkel er at resultatene fra en valuta ikke kan generaliseres over til en annen og han påpeker at de fleste valutastudiene er gjort i et USD-perspektiv. Det er avgjørende for en investor å forstå sin basevaluta når en skal fatte beslutninger om en valutasikringspolitikk.

---

<sup>5</sup>Canadisk dollar (CAD) og Australsk dollar (AUD).

<sup>6</sup>USD, yen, euro, sveitserfranc, engelsk pund, CAD og AUD.

### 2.1 Oppsummering og hypotese

Forskningslitteraturen er ikke samstemt om hva som er en optimal sikringsstrategi. Noen argumenterer for en aktiv strategi, mens andre mener porteføljen burde følge en regel for optimal valutasikringsstrategi. Forskerne har ikke nådd et konsensus om hvordan valutasikring påvirker avkastning og volatiliteten til ulike porteføljer. Det er vanskelig å trekke slutninger når mange av resultatene baserer seg på forskjellige valutapar. Flere har trukket frem USD som en “trygg havn” for å redusere risikoen i porteføljen.

Hypotesen min er at jeg kommer til å finne likhetstrekk mellom USD/NOK, AUD og CAD. Konklusjonen for de to sistnevnte var at valutaeksponering mot “trygge havner” fungerer som et risikominimerende element under markedsfluktasjoner på grunn av valutaenes tendens til å depreciere mot andre valutaer når markedet faller. Begrunnelsen for hypotesen er at NOK, AUD og CAD har likhetstrekk gjennom å være råvarevalutaer. At USD og NOK historisk var mest negativt korrelert med hverandre av G10-valutaene styrker hypotesen om en potensiell gevinst av å ikke valutasikre.

Det er begrenset forskning på valutasikring på USD/NOK, og norske investorer kan være tjent med å se nærmere på dette forholdet fordi det er vanlig å handle aktiva, varer og tjenester i USD. Temaet er spennende og dagsaktuelt ettersom oppgaven er skrevet i en periode hvor verden og markedet er rammet av COVID-19-viruset som har skapt turbulente markeder med økt volatilitet. Videre har spørsmålet om valutasikring blitt hyppig stilt i denne perioden. Dette synliggjør viktigheten av å forske på valutasikring og forholdet mellom USD og NOK.

## 3 Metode

Problemstillingen til oppgaven skal besvares med en kvantitativ tilnærming og eksperimentene gjennomføres ved hjelp av tidsserieøkonometri på tidsserieseriedata ved bruk av STATA. I starten av dette kapitlet går jeg gjennom utfordringer jeg møter og hva det har å si for analysen. Deretter går jeg spesifikt inn på metodene jeg anvender for å svare på oppgaven.

### 3.1 Økonometriske utfordringer

Når man anvender økonometri er det flere utfordringer man støter på avhengig av metodikken man bruker og variablene sine egenskaper. Blir ikke dette registrert og tatt hensyn for kan det gi feil resultater og signifikansnivå. I de neste avsnittene skal jeg se nærmere på økonometriske utfordringer som er vanlig for tidsserieseriedata og relevant for oppgaven.

#### 3.1.1 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon<sup>7</sup> er et vanlig problem i tidsserieøkonometri og omhandler påvirkningskraften mellom residualene over tid. For gyldig inferens forutsettes det at autokorrelasjonen har asymptotiske egenskaper<sup>8</sup> eller ikke eksisterer.

$$\text{Corr}(u_t, u_s) = 0, \text{ for alle } t \neq s. \quad (1)$$

Med tidsserieseriedata er autokorrelasjon vanlig og når ligning (1) ikke er overholdt er ikke standardavvikene og teststatistikken gyldig (Woolridge, 2016, s. 373). Det betyr at modellen ikke forklarer prosessen godt nok. En indikasjon på at man har fanget opp all autokorrelasjon er at residualene består av

---

<sup>7</sup>Autokorrelasjon er også kalt seriekorrelasjon.

<sup>8</sup>Presenteres i delkapittel (3.3).

“white noise” (Moffatt, 2018).

Problemet er spesielt relevant i regresjonsanalysen og i GARCH-M-analysen. I forbindelse med regresjonsanalysene ble alle relevante variabler undersøkt ved å studere “Autocorrelation Function” (ACF) og “Partial Autocorrelation Function” (PACF)-grafene. Jeg brukte i tillegg kommandoen *varsoc* i STATA som forteller antall signifikante autokorrelasjonslags en variabel har. For å forsikre meg at modellene ikke inneholdt autokorrelasjon testet jeg modellene med Breuch-Godfrey-tester for lags 1, 2, 3 og 12 (logisk å sjekke for kvartals- og 12 månederslag når man ser på månedlige observasjoner). Der det var mistanke om mulige signifikante lags utenom disse ble det sjekket for. I vedlegget gjennomgår jeg stegene for autokorrelasjon i GARCH-M.

#### 3.1.2 Enhetsrøtter

Enhetsrøtter er kjent som “unit roots” og kan skape problemer med statistisk inferens i tidsserieøkonometri. Mer spesifikt gir en enhetsrot en tallstørrelse som sier hvor mye en variabel avhenger av sine tidligere verdier. Hvis en variabel har unit roots kan ende opp med spuriøse resultater. Vi ønsker en variabel uten unit roots og som har et stasjonært gjennomsnitt når vi bruker tidsserieøkonometri. For å undersøke om variabler har unit roots bruker jeg en Dickey-Fuller test. For alle variablene viste resultatene en ikke-signifikant t-testverdi. Det betyr at jeg ikke kan forkaste nullhypotesen om enhetsrøtter. For å løse problemet konstruerte jeg stasjonære variabler for samtlige variabler for å vise den prosentvise endringen i avkastningen ved å benytte følgende likning:

$$\% \Delta x = \ln x_t - \ln x_{t-1} \quad (2)$$

Videre testet jeg for unit roots på de stasjonære variablene hvor jeg i alle tilfeller kunne konkludere med at det ikke er sterke beviser i mot alternativhypotesen om ingen enhetsrøtter.

### 3.1.3 Multikolinearitet

Multikolinearitet er en utfordring som oppstår når to eller flere uavhengige variabler forklarer samme effekt. Det betyr at det er variabler som ikke bare korrelerer med hovedvariabelen, men også med andre uavhengige variabler. Multikolinearitet øker standardavviket til variablene som i verste fall kan gjøre dem usignifikant, selv om de i realiteten har en signifikant effekt på hovedvariabelen. Multikolinearitet kan fremstilles matematisk:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \epsilon_i \quad (3)$$

$$X_{2i} = \lambda_1 X_{1i} + v_i \quad (4)$$

Ligning (3) representerer en modell hvor  $Y_i$  er hovedvariabelen som forklares av tre uavhengige variabler. Problemet med multikolinearitet oppstår hvis for eksempel  $X_{1i}$  også forklarer en del av  $X_{2i}$  som vist av ligning (4). I ligning (4) bestemmes graden av multikolinearitet av  $\lambda_1$  som vil være mellom 1 og -1, som er hhv. perfekt positiv og negativ multikolinearitet. Dess større grad av multikolinearitet man har jo større blir den kunstig høye variansen tilhørende variablene. I oppgaven støtte jeg på multikolinearitet under regresjonsanalysene hvor jeg blant annet fant multikolinearitet mellom  $\% \Delta \text{Brent Crude}$  og  $\% \Delta \text{OSEBX}$ , og indeksene  $\% \Delta \text{MSCI}$ ,  $\% \Delta \text{S\&P500}$  og  $\% \Delta \text{OSEBX}$ . Det at indeksene har multikolinearitet er ikke en alt for stor overraskelse da verdensmarkedene har en tendens å korrelere.

For å få et mer nøyaktig mål på multikolinearitet bruker jeg Variance Infla-



tion Factor (VIF) gjennom *vif*-kommandoen i STATA. VIF estimerer hvor kunstig høy variansen til koeffisientene i en regresjon er på grunn av multikolinearitet. Som regel indikerer en VIF som er 5 eller høyere at forholdet er multikolineært, men det betyr ikke at lavere tall avskriver multikollinearitet og man må ta en skjønnsmessig vurdering hvordan koeffisienter, standardavvik, o.l. påvirkes når andre variabler introduseres i for eksempel en regresjon.

#### 3.1.4 Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet bryter forutsetningen om homoskedastiske restledd. Forutsetningen sier at restleddet skal ha konstant varians, og kan vises slik:

$$V(\epsilon_j) = \sigma^2 \quad (5)$$

Heteroskedastisitet oppstår når restleddet i en modell ikke har konstant varians over tid:

$$V(\epsilon_j) \neq \sigma^2 \quad (6)$$

I tidsserieøkonometri med finansdata er det rimelig enkelt å få øye på om variabler er heteroskedastiske da man kan undersøke volatiliteten eller avkastning grafisk over tid. For eksempel kan vi se tendenser til at OSEBX er heteroskedastisk gjennom figur 10 i vedlegget, da avkastningen varierer mer de første 15 årene enn de siste 10. At variablene ikke er heteroskedastiske er en viktig forutsetning i regresjonsanalysen for å forsikre seg at standardavviket er korrekt slik at man med større sikkerhet kan anslå resultatene sitt signifikansnivå og konfidensintervall. For å teste for heteroskedastisitet bruker jeg Breusch-Pagan-testen i STATA. I de tilfellene jeg har funnet bevis for heteroskedastisitet vil regresjonsanalysene inkludere en kolonne med robuste standardavvik for å oppnå forventningsrette resultater. Heteroskedastisitet

er sentralt når jeg senere undersøker volatiliteten til porteføljene fordi volatilitet typisk har tidsintervaller med store svingninger etterfulgt av roligere perioder, noe som indikerer at variansen ikke er konstant over tid. Dette vil diskuteres ytterligere i delkapittelet om GARCH-metoden.

### 3.2 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en statistisk metode for å estimere sammenhengene mellom en avhengig variabel (Y-variabelen) og de uavhengige variablene (X-variablene) hvor målet er å predikere en respons i Y-variabelen basert på en endring i en X-variabel. For å estimere sammenhengene anvender jeg MKM. I tidsserie har variabler en tendens til å stige over tid. Hvis det ikke tas hensyn til vil den underliggende trenden forårsake spuriøse regresjoner (Woolridge, 2016, s. 578-580). For å unngå dette problemet ble alle variablene transformert til stasjonære variabler. Modellen er konstruert slik:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_T x_T + u_t \quad (7)$$

I en regresjon er vi interessert i å se på verdien til  $\beta_i$ , som er koeffisienten til den uavhengige variabelen  $x_{it}$ .  $\beta_i$  er med andre ord responsen en økning i  $x_{it}$  har på  $y_t$ . Resultatene fra de uavhengige variablene i en regresjon må presiseres at gjelder når *ceteris paribus*<sup>9</sup>. Ettersom jeg bruker tidsseriedata er forutsetningene for MKM løsere enn ved klassisk MKM-forutsetninger for tverrsnittstudier. Forutsetningene for tidsserieregresjon er forenklet når data-settet har asymptotiske egenskaper. Vi kan altså ikke anta perfekt uavhengighet mellom variabler som ved et tilfeldig utvalg, men med et tilstrekkelig stort antall observasjoner vil korrelasjonene mellom observasjoner bli mindre

<sup>9</sup>Ceteris paribus betyr "alt annet likt", som igjen betyr at vi ser på effekten av endringen til en variabel når de andre variablene i regresjonen holdes konstant.

etterhvert som  $t \rightarrow \infty$ . Forutsetningene er følgende:

1. Modellen er lineær i parameterene og har stasjonære variabler
2. Ingen perfekt kolinearitet
3. Variablene er eksogene i samme tidsperiode

$$E(u_t|x_t) = 0 \tag{8}$$

4. Restleddet er homoskedastisk: Den betingede variansen er konstant

$$Var(u_t|x_t) = \sigma^2 \tag{9}$$

5. Ingen seriekorrelasjon

$$E(u_t, u_s|x_t, x_s) = 0, \forall t \neq s \tag{10}$$

Under forutsetning 1-3 er MKM konsistent. Inkludert 4-5 er den også asymptotisk normal.

### 3.3 Volatilitetsanalyse

Volatilitet er det vanligste å se på når man studerer risikoen til en eiendel. Indekspriser, aksjepriser og fondspriser har en tendens å bevege seg med “random walks” eller “random walks with a drift”. Å kun se på et gjennomsnitt av den prosentvise endringen til porteføljene for å se på utviklingen til en eiendel over tid vil derfor gi lite informasjon. Jeg undersøker volatiliteten gjennom realisert volatilitet som er et estimat for historisk volatilitet. Ifølge Andersen og Benzoni (2008) er det mest åpenbare volatilitetsmålet for realisert volatilitet summen av de kvadrerte avkastningene. Fordelen med å se på realisert volatilitet er at den måler den faktiske utviklingen til porteføljen for å skape en forståelse av hvordan porteføljen oppfører seg basert på den

historiske utviklingen i volatiliteten. Metodene jeg bruker i volatilitetsanalysen er enkelt glidende gjennomsnitt også kalt “simple moving average” (SMA eller MA) og eksponentielt vektet glidende gjennomsnitt (EWMA). I tillegg kommer jeg til å bruke GARCH-metodikk for å si noe om hvordan volatilitet påvirker avkastning ved å undersøke hvordan risikopremien til en sikret og usikret portefølje endrer seg når risikoen øker.

### 3.3.1 SMA og EWMA

For å studere volatiliteten gjennom EWMA og SMA undersøker man den kvadrerte prosentvise avkastningen i porteføljene. For SMA vil volatiliteten på ethvert tidspunkt være et likt vektet rullerende snitt av observasjonene som inngår. EWMA vekter eksponentielt, hvor nyere observasjoner veier mer enn eldre observasjoner. En EWMA viser derfor et mer nøyaktig bilde på hvordan volatiliteten er på et gitt tidspunkt fordi den reagerer raskere på sjokk. Når en høyvolatilitetsperiode er over vil volatiliteten avta raskt med EWMA, men volatiliteten i en enkel SMA kan bruke flere måneder ekstra før en avtakelse vises. Vektingen i en EWMA bestemmes av en utjevningsparameter eller forfallsfaktor,  $\lambda$ , som beskriver avtagningsgraden til observasjonene sin vekt ettersom avstanden i tid øker. Forfallsfaktoren jeg bruker er 0,97 og er ifølge J.P. Morgan og Reuters (1996) den optimale forfallsfaktoren for månedlige data. Matematisk kan vektingen beskrives slik:

$$\text{Vekt} = (1 - \lambda) * \lambda^t \quad (11)$$

Dagens vekt:

$$\text{Vekt} = (1 - 0,97) * 0,97^0 = 3\% \quad (12)$$

Vekten for 10 dager siden ( $t - 10$ ):

$$\text{Vekt} = (1 - 0,97) * 0,97^{10} = 2,221\% \quad (13)$$

Som ligning (12) og (13) viser blir vektene gradvis redusert når  $t$  øker. Fordelen med EWMA er at metoden tillater å bruke et høyt antall observasjoner i volatilitetsberegningene. En SMA som er basert på vanlig gjennomsnitt av observasjonene vil gi en mindre relevant volatilitet i dag jo flere observasjoner man inkluderer. EWMA har derfor en fordel fordi et større antall observasjoner er fordelaktig i empirisk forskning.

### 3.3.2 ARCH- og GARCH-modellering

Generelt i tidsserie antar man konstant varians over tid (homoskedastisitet). Dette er sjeldent tilfellet med finansiell tidsserieøkonometri da man typisk har perioder med høy volatilitet og andre perioder som er roligere. Når man har variabler hvor volatiliteten varierer over tid (heteroskedastisk) kan vi modellere denne med “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity” (ARCH) som ble presentert av Engle (1982). ARCH lar oss modellere den betingede volatiliteten<sup>10</sup> over tid som en autoregressiv (AR) prosess. I sin enkleste form ARCH(1), hvor vi kun inkluderer en autoregressiv lag ser ligningene slik ut:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \epsilon_t \quad (14)$$

$$\epsilon_t = v_t \sqrt{\sigma_t^2} \quad (15)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 \quad (16)$$

<sup>10</sup>Betinget volatilitet er en måte å modellere volatilitet på hvor volatiliteten avhenger av historiske observasjoner av seg selv.

$y_t$  er hovedvariabelen og definert av gjennomsnittet,  $\epsilon_t$  er restleddet,  $\sigma_t^2$  er den betingede variansen (volatiliteten), og den er betinget fordi den avhenger av tidligere observerbar informasjon.  $v_t$  er white noise.

“Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity” (GARCH), som introdusert av Bollerslev (1986) er en mer appliserbar tilnærming av ARCH-prosessen som åpner opp for at prosessen også kan være i Moving Average (MA) og Autoregressive Moving Average-form (ARMA). I motsetning til ARCH-metoden tar GARCH-metoden hensyn til tidligere betingede volatiliteter i den nåværende betingede volatiliteten som vist i ligning (17). Ved å hensynta dette inkluderes restleddet til tidligere observasjoner av betinget volatilitet i modellen. Restleddet er relevant for volatilitet fordi det fanger opp sjokk i økonomien og ettersom sjokk påvirker volatilitet i stor grad er det relevant for å måle volatilitet. I tillegg til ligning (14) og (15) kan den betingede volatiliteten i en enkel GARCH(1,1)-modell uttrykkes slik:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (17)$$

Fra (17) ser vi at  $\sigma_t^2$  har en uendelig hukommelse av  $\epsilon_{t-q}^2$  gjennom leddet  $\sigma_{t-1}^2$ , og det er nettopp fordi GARCH-metoden tar hensyn til alle tidligere observasjoner av den betingede volatiliteten at den ofte er bedre til å passe dataen sammenlignet med ARCH-metoden.

Ifølge Askeland og Kvammen (2018) tar GARCH-modeller hensyn til kurtose i sannsynlighetsfordelingen. Leptokurtiske fordelinger er i følge dem vanlig i tidsserie<sup>11</sup> og fordelingene er spissere fordi det er en økt konsentrasjon av observasjoner rundt forventningsverdien, i tillegg til at fordelingen vil ha en

<sup>11</sup>Leptokurtiske fordelinger er vanlig for de stasjonære variablene i dette datasettet og vises i delkapittel 4.2.

tykkere hale både på positiv og negativ side ettersom det er flere ekstremverdier.

En ulempe med GARCH-modellering er at den ifølge Askeland og Kvammen (2018) og Hansen og Lunde (2005) ikke tar hensyn til “leverage effect”. Leverage effect som diskutert av Black (1976) handler om at negative volatilitetssjokk har en tendens å bli etterfulgt av perioder med høy volatilitet, noe som ikke er tilfellet for positive volatilitetssjokk. Dette kunne for eksempel en eGARCH-modell tatt hensyn for.

### 3.3.3 GARCH-M

ARCH-in-mean (ARCH-M) ble introdusert av Engle, Lilien og Robins (1987), og har etterhvert blitt utvidet til GARCH-M modell. En GARCH-M-modell inkluderer volatilitet som risiko i modellen, som betyr at det betingede gjennomsnittet av avkastningen,  $y_t$ , til porteføljene avhenger av den betingede volatiliteten. Koeffisienten til den betingede volatiliteten,  $\delta$ , er risikopremien, som vist i ligning (18). GARCH-M er mest brukt til å evaluere trade-off mellom risiko og avkastning i tidsseriedata (StataCorp, 2013). Engle et al. (1987) fant at risikopremien varierer over tid og beveger seg systematisk etter agenter sine oppfatninger og underliggende usikkerhet. Ettersom graden av risiko i aktiva varierer over tid, må også kompensasjonen for å holde aktivaene variere over tid (Engle et al., 1987). Risikopremien antas i teorien å øke under usikre perioder fordi investorer ønsker økt kompensasjon for å holde risiko. GARCH-M undersøker altså om volatiliteten påvirker avkastningen i porteføljen. Denne effekten omtales som en “feedback-effekt” fra den betingede volatiliteten på avkastning. Et intuitivt eksempel på effekten er at en investor i et volatilt marked selger posisjonene sine for å redusere risikoen. På grunn av salgspresset faller verdien på posisjonene ettersom tilbudet er

større enn etterspørselen, et slikt tilfelle vil i så fall indikere at avkastningen, og dermed risikopremien avhenger av volatiliteten. Matematisk tar en enkel GARCH-M(1,1) følgende form:

$$y_t = \alpha_0 + \delta_1 \sqrt{\sigma_t^2} + \epsilon_t \quad (18)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (19)$$

Ligning (18) skiller seg ut fra vanlig GARCH med at variansen inngår i selve modellen. Gitt at risikoen til en aktiva kan måles av volatiliteten til avkastningen mente Engle et al. (1987) at risikopremien er en positiv funksjon av betinget volatilitet slik at risikopremien øker for en risikoavers investor når den betingede volatiliteten er større. Glosten, Jagannathan og Runkle (1993) fant et negativt forhold mellom avkastning og månedlig volatilitet for NYSE-indeksen og argumenterer for at volatile perioder kan dukke opp når investorer er forberedt på mer risiko. Videre drøfter de at en risikopremie ikke nødvendigvis er etterspurt under risikable tider fordi man ønsker å spare mer for fremtiden. Whitelaw (2000) mener for eksempel at et regimeskift i konsumvekst kan føre til reduserte risikopremier ved økt usikkerhet når markedet allerede er høyt priset og har lav forventningsverdi.

Stegene man foretar seg for å spesifisere en GARCH-M-modell er forklart i vedlegget.



## 4 Data

Data kommer fra Kraftfondet og er hentet gjennom finansprogrammet Reuters Eikon. Originalt skulle dataen dekke perioden der det var avkastningsdata til Kraftfondet. Dette er perioden fra 2010 til og med 2019, men ettersom dataene til Kraftfondet kun inneholdt årlige observasjoner valgte jeg å bruke månedlige data tilhørende de relevante variablene fra juni 1994 til og med 2019 som en proxy på Kraftfondet. Etter dette ble dataene behandlet for eventuelle feil og så sortert og satt inn i statistikkprogramvaren STATA, hvor de er behandlet slik at de ble leselig av STATA.

### 4.1 Variabler

Variablene som inngår i datasettet er forklart i denne delen.

**Valutakursen USD/NOK:** Dette er en av hovedinteressevariablene og er definert som:

$$\frac{USD}{NOK} = \text{Hvor mange NOK man må betale for en USD} \quad (20)$$

Dette kan skrives som:

$$NOK = \frac{1}{E} \quad (21)$$

$$E = \text{valutakursen USD/NOK} \quad (22)$$

**% $\Delta$ USD/NOK:** Er prosentvis endring i valutakursen fra forrige periode til neste.

**Brent crude:** Er prisen per fat lett råolje - som vi kjenner som nordsjøolje - målt i USD.

**% $\Delta$ Brent Crude:** Er den prosentvise endringen i oljeprisen fra en periode til neste.

**S&P 500:** Er en amerikansk aksjeindeks som heter Standard & Poor's 500 og inkluderer 500 av de største selskapene på New York Stock Exchange (NYSE). Indeksen er vektet, som betyr at selskaper med større markedsverdi står for en større andel av S&P 500.

**% $\Delta$ S&P 500:** Er den prosentvise endringen i indeksen fra en periode til neste.

**OSEBX:** Er hovedindeksen på Oslo børs og er i likhet med S&P 500 en vektet indeks og inneholder et representativt utvalg av aksjene på den norske børsen. Indeksen er en totalavkastningsindeks som betyr at den inkluderer utbytte og dens reinvesteringer for å gi et mer realistisk bilde av avkastningen fra Oslo Børs.

**% $\Delta$ OSEBX:** Er den prosentvise endringen i Oslo børs fra en periode til neste.

**MSCI ACWI USD:** Står for Morgan Stanley Capital International All-Country World Index USD. Det er en verdensindeks som inneholder aksjeselskaper fra både industrialiserte og utviklingsland. Indeksen er en indikator for hvordan det går med verdensøkonomien som en helhet.

**% $\Delta$ MSCI ACWI USD:** Er den prosentvise endringen i aksjeindeksen MSCI ACWI USD.

**MSCI ACWI NOK:** Er MSCI ACWI USD multiplisert med valutakursen USD/NOK. Den er derfor eksponert i den flytende valutakursen.

**% $\Delta$ MSCI ACWI NOK:** Er den prosentvise endringen i aksjeindeksen MSCI ACWI NOK.

**Kraftfondet:** Den faktiske utviklingen til Kraftfondet sin aksjeportefølje mellom 2010 og 2019. Basert på årlige observasjoner.

**Syntetisk portefølje (90):** Fordi jeg har utilstrekkelig data fra Kraftfondet sin aksjeavkastningshistorikk har jeg konstruert en portefølje bestående av 40% OSEBX og 60% MSCI. Dette er retningslinjene kraftfondet følger for andel i globale og norske aksjer. I tillegg er ca. 90% av de globale aksjene valutasikret. Retningslinjene blir anvendt i den syntetiske porteføljen for å replikere Kraftfondet for perioden juni 1994 til desember 2019. Ideelt vil den syntetiske porteføljen være så lik Kraftfondet sin faktiske avkastning som mulig slik at de empiriske resultatene danner et realistisk bilde av Kraftfondet sin sanne portefølje. Variabelen er interessant fordi det er påvirkningen av valutasikring på avkastningen og risikoen til Kraftfondet som er interessant å undersøke. For å konstruere variabelen har jeg brukt følgende formel:

$$S90_t = \frac{OSEBX_t}{OSEBX_{t-1}} * 0,4 * S90_{t-1} + \frac{MSCI_t}{MSCI_{t-1}} * 0,6 * 0,9 * S90_{t-1} * 6,9253 + \frac{MSCI_t}{MSCI_{t-1}} * 0,6 * 0,1 * S90_{t-1} * \frac{USD}{NOK_t} \quad (23)$$

$S90$  er verdien til den syntetiske porteføljen med 90% valutasikring i tid  $t$ . 0,4 og 0,6 er andelen av investeringen som skal i hhv. OSEBX og MSCI etter porteføljeallokeringsregelen til Kraftfondet. 0,9 tilsvarer den andelen som er valutasikret av MSCI til valutakursen ved datasettets begynnelse (som tilsvarer da investeringen først finner sted) som er på 6,9253. 0,1 er andelen av MSCI som er eskponert mot den flytende valutakursen og som derfor ikke er valutasikret. For å sørge at avkastningen eller tapet fra en periode til neste blir reinvestert multipliseres hvert ledd med midlene sin totalverdi etter forrige periode, representert ved  $S90_{t-1}$ .

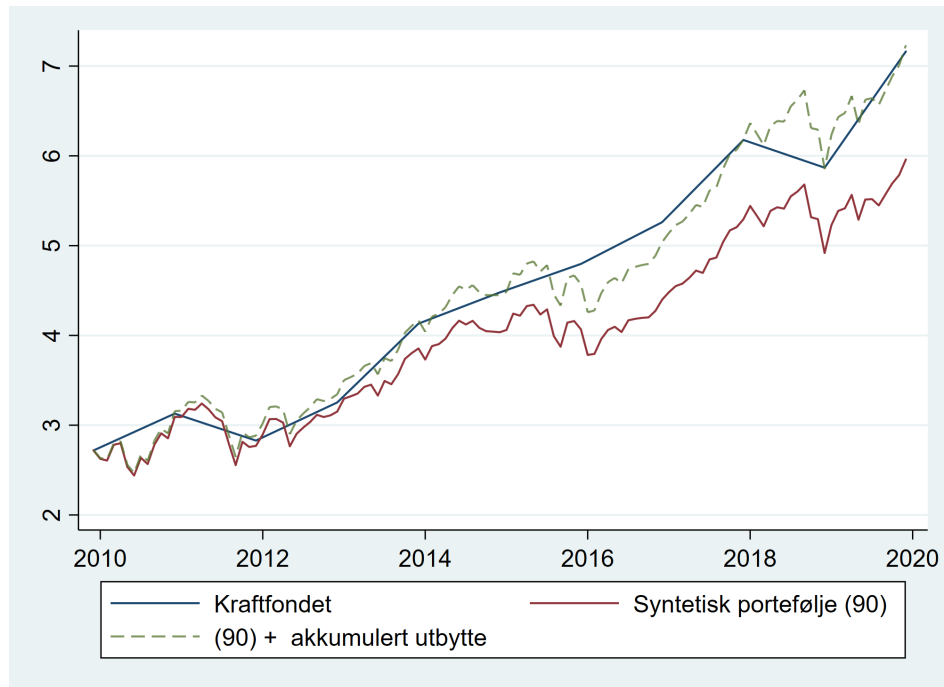
Et problem med å lage en syntetisk portefølje etter nevnte oppskrift er at

dynamikken til Kraftfondet sin aksjeportefølje har endret seg over årene. Den har blant annet gått fra 55% OSEBX til 40% OSEBX og fra 60% til 90% valutasikring av de globale aksjene. I tillegg består den syntetiske porteføljen av månedlige observasjoner og Kraftfondet sin av årlige. På tross av disse endringene viser figur 1 at utviklingen er lik de første årene før Kraftfondet overpresterer frem til 2020. Kraftfondet har i denne perioden en avkastning på 163% og den syntetiske porteføljen på 119%. Kraftfondet har i perioden en gjennomsnittsavkastning på 16,3%, og den syntetiske en gjennomsnittsavkastning på 11,9%. Den akkumulerte årlige vekstraten på porteføljene også kalt “Compounded annual growth rate” (CAGR) er på hhv. 10,17% og 8,17% for kraftfondet og S90. Noe av årsaken til forskjellen i avkastning kan logisk forklares med at porteføljeoppskriften ikke har vært lik for alle årene. Et annet element er at Kraftfondet sin portefølje mottar utbytte på beholdningene sine som igjen reinvesteres. I den syntetiske porteføljen tar OSEBX hensyn til utbytte fra selskaper da indeksen er en totalavkastningsindeks. MSCI ACWI er i dette tilfellet en prisindeks<sup>12</sup>, som betyr at den ikke hensyntar utbyttebetalinger. Ifølge Bespoke Investment Group (2019) er gjennomsnittet for globalt utbytte på 3,23% årlig<sup>13</sup>. Når dette legges til den syntetiske porteføljen er CAGR på 10,26% for den syntetiske porteføljen og totalavkastning for perioden på 165,6%. Differansen mellom Kraftfondet og S90 er da visket helt ut, som vist i figur 1.

---

<sup>12</sup>MSCI ACWI finnes også som “Gross Return index” som betyr at utbyttet reinvesteres før skatt, men det er ikke denne indeksen jeg har data fra.

<sup>13</sup> $(3,23 \cdot 0,6 = 1,938, \text{CAGR} = 0,16 \text{ per måned})$



Figur 1: Kraftfondet, syntetisk portefølje (90) med og uten utbytte fra MSCI

**Syntetisk portefølje (0):** En portefølje som replikerer Kraftfondet sin andel i norske og internasjonale aksjer, men med 0% valutasikring. Formelen for variabelen er vist i (24):

$$S0_t = \frac{OSEBX_t}{OSEBX_{t-1}} * 0,4 * S0_{t-1} + \frac{MSCI_t}{MSCI_{t-1}} * 0,6 * S0_{t-1} * \frac{USD}{NOK_t} \quad (24)$$

**Syntetisk portefølje (100):** Replikerer Kraftfondet sin portefølje, men med 100% valutasikring. MSCI er i denne porteføljen multiplisert med valutakurs tilhørende datasettets begynnelse i juni 1994. Formelen er vist i (25):

$$S100_t = \frac{OSEBX_t}{OSEBX_{t-1}} * 0,4 * S100_{t-1} + \frac{MSCI_t}{MSCI_{t-1}} * 0,6 * S100_{t-1} * 6,9253 \quad (25)$$

$\% \Delta S0$ ,  $\% \Delta S90$ ,  $\% \Delta S100$ : Den prosentvise endringen i de syntetiske porteføljene med hhv. 0, 90 og 100% valutasikring.

**Den norske styringsrenten:** Den er satt av Norges Bank og er et sterkt virkemiddel til prisveksten og utviklingen av norsk økonomi. Styringsrenten er renten banker får på innskudd hos Norges Bank, og setter derfor gulvet for utlånsrenten. Teoretisk er den viktig for valutakursen.

**Den amerikanske styringsrenten:** Settes av den amerikanske sentralbanken Federal Reserve og fungerer på samme måte som den norske styringsrenten. Den amerikanske styringsrenten påvirker derimot verdensøkonomien i en større grad da den amerikanske økonomien og finansmarkedet er klart størst i tillegg til at USD er den mest brukte valutaen i verden.

**$\Delta$ Rente:** Er differansen mellom amerikansk og norsk styringsrente. I følge teorien vil man ha penger i landet som har høyest risikofri rente. Når f.eks USA setter opp renten relativt til Norge tilsier teorien at dollaren vil appresiere i mot NOK. Dette avhenger av om udekket og dekket renteparitet faktisk stemmer.

## 4.2 Deskriptiv statistikk

På neste side i tabell 1 er den deskriptive statistikken presentert. Her inngår alle de viktigste variablene som er brukt i oppgaven. Vi ser at gjennomsnittlig avkastning er høyere for mindre av porteføljen som er valutasikret. Standardavviket er i tillegg lavere for den usikrede porteføljen. Gjennomsnittlig valutakurs er 7,06 og gjennomsnittlig oljepris er \$54,9. Av aksjeindeksene er det OSEBX sin gjennomsnittlige avkastning som er størst etterfulgt av S&P 500 og MSCI NOK. Gjennomsnittet til den norske styringsrenten har vært større enn den amerikanske og differansen mellom rentene viser også et

## 4 DATA

---

negativt gjennomsnitt fra et amerikansk perspektiv. Observerer at samtlige porteføljer og indekser har leptokurtiske normalfordelinger indikert ved at de har en kurtoseverdi på over tre (UCLA: Statistical Consulting Group, u.d.). Som nevnt i metodekapittelet er dette typisk for finansielle data. Normalfordelingen til de aller fleste endringsvariablene er venstreskjeve (negative) som indikerer at det er en asymmetri i fordelingen fordi gjennomsnittet er lavere enn medianen (UCLA: Statistical Consulting Group, u.d.).

Tabell 1: Deskriptiv statistikk

	n	gj.snitt	$\sigma$	min	maks	skjevhet	kurtose
S0	307	2.86	1.47	0.96	6.90	1.01	3.15
% $\Delta$ S0	306	0.0063	0.043	-0.19	0.098	-1.11	5.47
S90	307	2.78	1.28	1	5.96	0.62	2.43
% $\Delta$ S90	306	0.0058	0.046	-0.23	0.11	-1.32	7.16
S100	307	2.77	1.26	1	5.83	0.57	2.34
% $\Delta$ S100	306	0.0058	0.047	-0.24	0.11	-1.32	7.33
USD/NOK	307	7.06	1.13	5.08	9.38	0.30	1.92
% $\Delta$ USD/NOK	306	0.00077	0.031	-0.079	0.14	0.20	4.00
Brent Crude	307	54.9	33.1	10.5	139.8	0.51	2.12
% $\Delta$ Brent Crude	306	0.0083	0.089	-0.34	0.39	-0.034	4.48
OSEBX	307	368.9	233.0	89	938	0.72	2.50
% $\Delta$ OSEBX	306	0.0076	0.059	-0.29	0.15	-1.48	8.40
MSCI	307	317.8	99.4	152	565	0.40	2.37
% $\Delta$ MSCI	306	0.0042	0.044	-0.22	0.11	-1.01	5.74
MSCI NOK	307	2271.3	921.9	983.4	5042.6	1.05	3.33
% $\Delta$ MSCI NOK	306	0.0050	0.041	-0.13	0.10	-0.62	3.56
S&P 500	307	1420.6	618.1	444.3	3230.8	0.93	3.30
% $\Delta$ S&P 500	306	0.0065	0.042	-0.19	0.10	-0.90	4.79
NB Styringsrente	307	3.18	2.16	0.50	8	0.55	2.02
FED Styringsrente	307	2.62	2.35	0.040	7.07	0.36	1.54
$\Delta$ Rente	307	-0.56	1.94	-5.77	3.82	-0.40	2.73

n = antall observasjoner,  $\sigma$  = standardavvik, NB = Norges Bank, FED = Federal Reserve

## 5 Empirisk analyse

I dette kapitlet diskuteres de ulike analysene, samt funnene fra disse. Først undersøker jeg korrelasjonen mellom variablene. Deretter utfører jeg regresjonsanalyser på relevante variabler. Videre gjør jeg en avkastnings- og volatilitetsanalyse på den usikrede og sikrede porteføljen. Til slutt undersøker jeg korreksjonen forårsaket av COVID-19.

### 5.1 Korrelasjon

Korrelasjon er en analyse av samvariasjon mellom to variabler og måler styrken av assosiering og retning mellom variablene. Målingen av korrelasjonen er i intervallet  $+1$  til  $-1$  hvor  $\pm 1$  indikerer perfekt korrelasjon mellom variablene. Negativt fortegn betyr at det eksisterer en negativ korrelasjon mellom variablene, som indikerer at en økning i den ene variabelen sammenfaller med en reduksjon i den andre. Hvor nært dette tallet er  $\pm 1$  avgjør hvor mye variablene responderer på hverandre. Jo nærmere 0 jo svakere er korrelasjonen. I tidsserieøkonometri lider ofte variabler av spuriøs korrelasjon som oppstår fra en underliggende trend til to variabler. Trenden får det til å se ut som at variablene korrelerer når de ikke nødvendigvis gjør det. Dette er fordi en bakenforliggende variabel får variablene til å bevege seg i samme retning. I tidsserie har økonomiske variabler en tendens til å stige over tid og kan gjøre det av helt ulike grunner, men grafisk vil det se ut som at variablene korrelerer fordi de har samme trend. Resultatene av en unit root test på de lineære variablene indikerte sterke bevis for unit roots. Bruker derfor de differensierte variablene som viser den prosentvise endringen i variablene. En ny Dickey-fuller test for unit roots indikerte ingen bevis for unit roots med 1% signifikansnivå og jeg kan konkludere med at variablene er stasjonære og



## 5 EMPIRISK ANALYSE

at det ikke foreligger bevis for at jeg skal tro at variablene inneholder unit roots. I tabell 2 presenteres korrelasjonene.

Tabell 2: Korrelasjoner

	% $\Delta$ USD/NOK	% $\Delta$ Brent	% $\Delta$ S&P 500	% $\Delta$ OSEBX	% $\Delta$ MSCI	% $\Delta$ S90	$\Delta$ S0
% $\Delta$ USD/NOK	1						
% $\Delta$ Brent	-0.417	1					
% $\Delta$ S&P 500	-0.302	0.208	1				
% $\Delta$ OSEBX	-0.256	0.363	0.706	1			
% $\Delta$ MSCI	-0.435	0.292	0.948	0.769	1		
% $\Delta$ S90	-0.338	0.335	0.887	0.937	0.942	1	
% $\Delta$ S0	0,028	0,194	0,825	0,895	0,833	0,931	1

Fra tabellen ser vi at hvis oljeprisen skulle stige tilsier den negative korrelasjonen at USD vil depresiere mot NOK. Når indeksene stiger tilsier korrelasjonen at kronen vil appresiere, og når indeksene faller indikerer korrelasjonen en appresiering av USD - som indikerer sikringsmuligheter som følge av den negative korrelasjonen. En appresiering i USD indikerer at oljeprisen og indeksene vil gå ned. Dette kan ha sammenheng med at USD har en tendens å styrke seg i urolige perioder hvor markedet er i korreksjonsmodus. Oljeprisen er positivt korrelert med alle indeksene og porteføljene. En mulig forklaring er at etterspørselen etter olje som innsatsfaktor impliserer økt økonomisk aktivitet og derfor en økning i indekser. Observerer at S90 er negativt korrelert med valutakursen og at S0 er svakt positivt korrelert med valutakursen. Ettersom S0 er eksponert mot USD hadde jeg forventet en større korrelasjon. En mulig forklaring er at valutakursen påvirker S0 i to forskjellige retninger. En appresiering av USD fører til en høyere verdi av MSCI som er nominert i USD, samtidig sammenfaller appresieringen av USD med markedsfall. Indeksene forøvrig og de syntetiske porteføljene har en relativ sterk korrelasjon med hverandre, noe som er logisk fordi kapitalmarkedet er globalisert. Den syntetiske porteføljen har naturligvis en høy korrelasjon med OSEBX og

MSCI fordi variabelen er bygget opp av disse indeksene. Interessant nok fører valutaeksponeringen til at S0 korrelerer mindre med oljeprisen og indeksene enn S90.

## 5.2 Regresjonsanalyse

I denne delen analyserer jeg resultatene fra regresjonsanalysene på de viktigste variablene i oppgaven. Først vurderes valutakursen etterfulgt av MSCI, OSEBX, S90 og S0.

### 5.2.1 Valutakursen

Tabell 3 viser en regresjon på den prosentvise endringen i valutakursen med  $\% \Delta \text{MSCI}$ ,  $\% \Delta \text{Brent}$ ,  $\Delta \text{Rentedifferansen}$  og  $\% \Delta \text{OSEBX}$  som uavhengige variabler. Regresjonen er statistisk signifikant for alle variablene bortsett fra dagens endring i rentedifferansen mellom den amerikanske styringsrenten og den norske.  $\Delta \text{Rente}_{t-2}$  er endringen i  $\Delta \text{Rente}$  for to måneder siden og er statistisk signifikant på 10%-nivå som indikerer at endringen i rentedifferansen for to måneder siden har en effekt på valutakursen i dag. Det betyr at hvis rentedifferansen mellom den amerikanske og norske styringsrenten øker med 1 enhet<sup>14</sup> fører det til at USD styrker seg med 0,00545 prosentpoeng (en nokså liten påvirkning). Hvis oljeprisen stiger med et prosentpoeng vil USD depresiere med 0,128 prosentpoeng og den norske kronen styrker seg.

I kolonne 3 observerer jeg at en økning i  $\% \Delta \text{OSEBX}$  fører til en depresiering av USD mot NOK. Fra kolonne 4 har MSCI også en negativ påvirkning på USD/NOK. I kolonne 5 hvor begge indeksene inngår samtidig endrer parameterne seg, og spesielt det at OSEBX går fra å ha en negativ påvirkning

---

<sup>14</sup>For eksempel hvis den amerikanske styringsrenten er på 3% og den norske reduseres fra 2% til 1%

til en positiv påvirkning på valutakursen er merkverdig. En mulig forklaring er at det eksisterer multikolinearitet mellom OSEBX og MSCI selv om VIF gir en faktor på hhv. 2,6 og 2,48 som indikerer en svak og som regel ikke betydelig multikolinearitet. Det kan begrunnes i at de har en relativt sterk korrelasjon på 0,77. Tolkningen av hvordan en endring i OSEBX påvirker valutakursen er dermed uklart ettersom variabelen er svakt negativ i kolonne 4, og positiv i kolonne 5. Ut i fra forsiktighet tolker jeg OSEBX og MSCI fra kolonne 3 og 4. Observerer at når OSEBX styrker seg med et prosentpoeng svekkes dollarkursen med 0,0647 prosentpoeng. Oslo børs sin påvirkning henger sannsynligvis med at den er toneangivende for NOK i motsetning til USD. Hvis MSCI styrker seg med et prosentpoeng kan vi forvente at dollaren svekker seg med 0,242 prosentpoeng. En enda mer nøyaktig regresjon kunne inneholdt variabler som driver aksjeindeksene for å få et mer nyansert bilde på hva som påvirker valutakursen. Eksempler på dette er BNP, inflasjon og andre makrotall.

Tabell 3: Regresjoner på USD/NOK

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	% $\Delta$ USD/NOK	% $\Delta$ USD/NOK	% $\Delta$ USD/NOK	% $\Delta$ USD/NOK	% $\Delta$ USD/NOK
% $\Delta$ Brent	-0.145*** (0.0181)	-0.148*** (0.0183)	-0.133*** (0.0195)	-0.112*** (0.0179)	-0.128*** (0.0179)
$\Delta$ Rente		0.00283 (0.00337)	0.00306 (0.00335)	0.00227 (0.00315)	0.00133 (0.00308)
$\Delta$ Rente <sub>t-2</sub>		0.00542 (0.00329)	0.00552* (0.00327)	0.00559* (0.00307)	0.00545* (0.00300)
% $\Delta$ OSEBX			-0.0647** (0.0291)		0.162*** (0.0401)
% $\Delta$ MSCI				-0.242*** (0.0362)	-0.403*** (0.0530)
Konstant	0.00198 (0.00161)	0.00207 (0.00162)	0.00242 (0.00162)	0.00275* (0.00152)	0.00233 (0.00148)
Observasjoner	306	304	304	304	304
R <sup>2</sup>	0.174	0.185	0.198	0.291	0.328

Standardavvik i parenteser

Signifikansnivå 10% = \*, 5% = \*\*, 1% = \*\*\*

### 5.2.2 MSCI ACWI USD

I tabell 4 har jeg kjørt en regresjon på  $\% \Delta \text{MSCI}$ . Resultatene viser at USD/NOK har en signifikant forklaringskraft på MSCI. Når USD appresierer med et prosentpoeng går MSCI ned med 0,213 prosentpoeng alt annet likt. Sannsynligvis er ikke dette en sammenheng mellom NOK og MSCI, men i hovedsak USD da den norske kronen er relativt liten i global skala. Etter hvert som flere variabler introduseres i regresjonen reduseres påvirkningen en prosentvis endring i USD/NOK har på prosentvis  $\% \Delta \text{MSCI}$ . Oljeprisen har en statistisk signifikant påvirkning og en økning på ett prosentpoeng resulterer i en økning på 0,0195 prosentpoeng i  $\% \Delta \text{MSCI}$ . Dette bekrefter oljeprisen sin påvirkning på MSCI, selv om effekten ikke alt for stor. S&P 500 har en stor påvirkning på MSCI som naturligvis kan forklares av en stor andel amerikanske selskaper i MSCI-indeksen. For å eliminere signifikant autokorrelasjon inkluderes  $\text{MSCI}_{t-1}$  i modellen og resultatene viser at forrige måneds avkastning i MSCI-indeksen forklarer noe av denne måneds avkastning, og faktisk mer enn oljeprisen.

Tabell 4: Regresjoner på MSCI i USD

	(1)	(2)	(3)	(4)
	% $\Delta$ MSCI	% $\Delta$ MSCI	% $\Delta$ MSCI	% $\Delta$ MSCI
% $\Delta$ USD/NOK	-0.613*** (0.0728)	-0.622*** (0.0725)	-0.552*** (0.0797)	-0.213*** (0.0254)
% $\Delta$ MSCI <sub>t-1</sub>		0.117** (0.0515)	0.100* (0.0519)	0.0357** (0.0160)
% $\Delta$ Brent			0.0569** (0.0279)	0.0195** (0.00863)
% $\Delta$ S&P 500				0.920*** (0.0172)
Konstant	0.00470** (0.00224)	0.00418* (0.00225)	0.00374* (0.00225)	-0.00185*** (0.000699)
Observasjoner	306	305	305	305
$R^2$	0.189	0.203	0.214	0.926

Standardavvik i paranteser

Signifikansnivå 10% = \*, 5% = \*\*, 1% = \*\*\*

### 5.2.3 MSCI ACWI NOK

I tabell 5 har jeg kjørt en regresjon på % $\Delta$ MSCI ACWI i kr med flytende valutakurs. Resultatene er tilnærmet identisk med regresjonen på MSCI i USD, bortsett fra at valutakursen har fått en positiv og større koeffisient. Det betyr at når valutakursen øker med ett prosentpoeng vil MSCI i kr øke med 0,787 prosentpoeng. Dette kan rasjonaliseres ved at når USD stiger vil beholdningen øke i verdi i kroner. Naturlig nok vil ikke ett prosentpoengs stigning i USD føre til en identisk økning i MSCI i NOK, ettersom en styrkning av USD også medfører en reduksjon i MSCI som vi observerte i regresjonen på MSCI i USD.

Tabell 5: Regresjoner på MSCI i norske kroner

	(1)	(2)	(3)	(4)
	% $\Delta$ MSCI kr	% $\Delta$ MSCI kr	% $\Delta$ MSCI kr	% $\Delta$ MSCI kr
% $\Delta$ USD/NOK	0.387*** (0.0728)	0.376*** (0.0724)	0.448*** (0.0794)	0.787*** (0.0253)
% $\Delta$ MSCI kr <sub>t-1</sub>		0.133** (0.0546)	0.122** (0.0546)	0.0377** (0.0169)
% $\Delta$ Brent			0.0596** (0.0277)	0.0208** (0.00856)
% $\Delta$ S&P 500				0.919*** (0.0172)
Konstant	0.00470** (0.00224)	0.00399* (0.00225)	0.00351 (0.00225)	-0.00190*** (0.000701)
Observasjoner	306	305	305	305
$R^2$	0.085	0.103	0.116	0.916

Standardavvik i parenteser

Signifikansnivå 10% = \*, 5% = \*\*, 1% = \*\*\*

#### 5.2.4 OSEBX

I tabell 6 har jeg kjørt en regresjon på OSEBX. Hvis USD styrker seg med ett prosentpoeng mot NOK fører det til en reduksjon på 0,263 prosentpoeng på OSEBX. Effekten valutakursen har på OSEBX er relativt lik som på MSCI i USD, men sammenligner vi med kolonne 3 fra tabell 4 ser man tendenser mot at OSEBX reagerer mindre på en styrkning i USD, som igjen impliserer at en kroneappresiering kan være positivt for OSEBX. Ett prosentpoengs økning i oljeprisen fører til at Oslo Børs styrker seg med 0.188 prosentpoeng. Det vil si at hvis oljeprisen stiger med 10% vil den prosentvise avkastningen på Oslo børs stige med 1,8 prosentpoeng. Dette er sterke bevis for at OSEBX er mer oljeprissensitiv enn MSCI, som gir mening på grunn av Norge sin store olje-sektor. På grunn av autokorrelasjon inkluderer jeg også i denne regresjonen

OSEBX<sub>t-1</sub> da forrige måneds avkastning på børsen påvirker denne måneds avkastning. Hvis Oslo Børs steg med ett prosentpoeng forrige måned vil Oslo Børs stige med 0,131 prosentpoeng denne måneden. I regresjonen valgte jeg å ikke inkludere MSCI eller S&P 500 som kontrollvariabler av to grunner. For det første ga de utslag på multikollinearitet med den prosentvise endringen i valutakursen, som medførte forventningsskjevne estimatorer (valutakursen hadde plutselig positiv påvirkning). I tillegg medførte MSCI autokorrelasjon, selv etter å inkludere lagget fra forrige periode av MSCI (som er det eneste lagget som jeg fant signifikant påvirker MSCI i dag). Ettersom det er viktigere å se hvordan valutakursen påvirker OSEBX enn indeksene, valgte jeg å utelate indeksvariablene, selv om det kan medføre et “omitted variable bias”. Selv etter utelatelsen av indeksvariablene bar regresjonen fortsatt preg av heteroskedastisitet, noe jeg tok hensyn for i kolonne 4 ved å kjøre regresjonen med robuste standardavvik.

Tabell 6: Regresjoner på OSEBX

	(1)	(2)	(3)	(4)
	% $\Delta$ OSEBX	% $\Delta$ OSEBX	% $\Delta$ OSEBX	% $\Delta$ OSEBX(R)
% $\Delta$ USD/NOK	-0.490*** (0.106)	-0.243** (0.112)	-0.263** (0.111)	-0.263** (0.134)
% $\Delta$ Brent		0.206*** (0.0389)	0.188*** (0.0393)	0.188*** (0.0372)
% $\Delta$ OSEBX <sub>t-1</sub>			0.131** (0.0536)	0.131* (0.0698)
Konstant	0.00801** (0.00327)	0.00611* (0.00316)	0.00511 (0.00316)	0.00511 (0.00336)
Observasjoner	306	306	305	305
R <sup>2</sup>	0.065	0.145	0.161	0.161

Standardavvik i paranteser. Kolonne (4) har robuste standardavvik

Signifikansnivå 10% = \*, 5% = \*\*, 1% = \*\*\*

### 5.2.5 Syntetiske porteføljer

Tabell 7 viser regresjonsresultatene på porteføljene med 90% og 0% valuta-sikring. Som forventet fra de andre regresjonene, har en prosentvis positiv endring i valutakursen en negativ påvirkning på porteføljen som er 90% valutasikret. Dette sammenfaller med tankegangen om at et styrket USD henger sammen med markedsnedgang. Det motsatte er tilfellet for den usikrede porteføljen, der en styrkning i USD fører til avkastning fordi MSCI i NOK øker i verdi. Mellom kolonne 3 og 4 ser man at påvirkningskraften fra valutakursen på S90 går fra å være statistisk signifikant på -0,38 til å skifte i positiv retning til -0,043, men hvor den er usignifikant når vi inkluderer S&P 500 som kontrollvariabel. Det at modellen får en stor forklaringskraft når jeg inkluderer S&P 500 kan antas å ha en tilknytning til at porteføljene er korrelert.

For den usikrede porteføljen er valutakursen signifikant med en verdi på 0,498, som vil si at når USD styrker seg med ett prosentpoeng vil S0 styrke seg med 0,498 prosentpoeng. I motsetning til S90 starter valutakursen hos S0 som usignifikant, men får større påvirkningskraft og økt signifikansgrad når jeg inkluderer flere variabler i regresjonen. Den prosentvise avkastningen fra forrige periode har en statistisk signifikant påvirkning på denne måneds avkastning hos begge porteføljene. Tallene er nesten identiske hos de laggede variablene i de to porteføljene, men for å ta  $S0_{t-1}$  som et eksempel ser man at en et prosentpoengs oppgang forrige måned fører til 0,0867 prosentpoengs oppgang denne måneden. De to modellene er av autoregressiv orden, som betyr at hovedvariabelen (S0 og S90) avhenger signifikant av hva som skjer i forrige periode, selv om koeffisientene er relativt små. Den prosentvise endringen i oljeprisen har tilnærmet lik effekt på begge porteføljene, og vi



ser at ett prosentpoengs økning i oljeprisen fører til en økning på ca. 0,07 prosentpoeng i de to porteføljene. Det at en portefølje er 90% valutasikret og at den andre er 0% valutasikret ser altså ikke ut til å påvirke graden oljeprisen påvirker porteføljen. Forskjellen mellom de to er valutasikringgraden av MSCI, og som vi så fra regresjonene på MSCI i USD og NOK påvirket oljeprisen indeksene relativt likt.

Tabell 7: Regresjoner på porteføljene med 0 og 90% valutasikring

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	% $\Delta$ S90	% $\Delta$ S90	% $\Delta$ S90	% $\Delta$ S90	% $\Delta$ S90(R)	% $\Delta$ S0	% $\Delta$ S0	% $\Delta$ S0	% $\Delta$ S0	% $\Delta$ S0(R)
% $\Delta$ USD/NOK	-0.502*** (0.0804)	-0.509*** (0.0792)	-0.380*** (0.0859)	-0.0430 (0.0420)	-0.0430 (0.0411)	0.0393 (0.0803)	0.0309 (0.0791)	0.161* (0.0856)	0.498*** (0.0419)	0.498*** (0.0410)
% $\Delta$ S90 <sub>t-1</sub>		0.175*** (0.0532)	0.141*** (0.0531)	0.0831*** (0.0252)	0.0831** (0.0400)					
% $\Delta$ Brent			0.107*** (0.0302)	0.0698*** (0.0144)	0.0698*** (0.0155)			0.108*** (0.0300)	0.0707*** (0.0143)	0.0707*** (0.0155)
% $\Delta$ S&P500				0.919*** (0.0285)	0.919*** (0.0382)				0.917*** (0.0285)	0.917*** (0.0382)
% $\Delta$ S0 <sub>t-1</sub>							0.187*** (0.0565)	0.156*** (0.0561)	0.0867*** (0.0267)	0.0867** (0.0431)
Konstant	0.00622** (0.00248)	0.00511** (0.00246)	0.00434* (0.00243)	-0.00118 (0.00116)	-0.00118 (0.00128)	0.00628** (0.00248)	0.00499** (0.00247)	0.00421* (0.00243)	-0.00119 (0.00116)	-0.00119 (0.00129)
Observasjoner	306	305	305	305	305	306	305	305	305	305
R <sup>2</sup>	0.114	0.144	0.178	0.816	0.816	0.001	0.036	0.075	0.793	0.793

Standardavvik i parenteser, kolonne (5) og (10) har robuste standardavvik  
Signifikansnivå 10% = \*, 5% = \*\*, 1% = \*\*\*

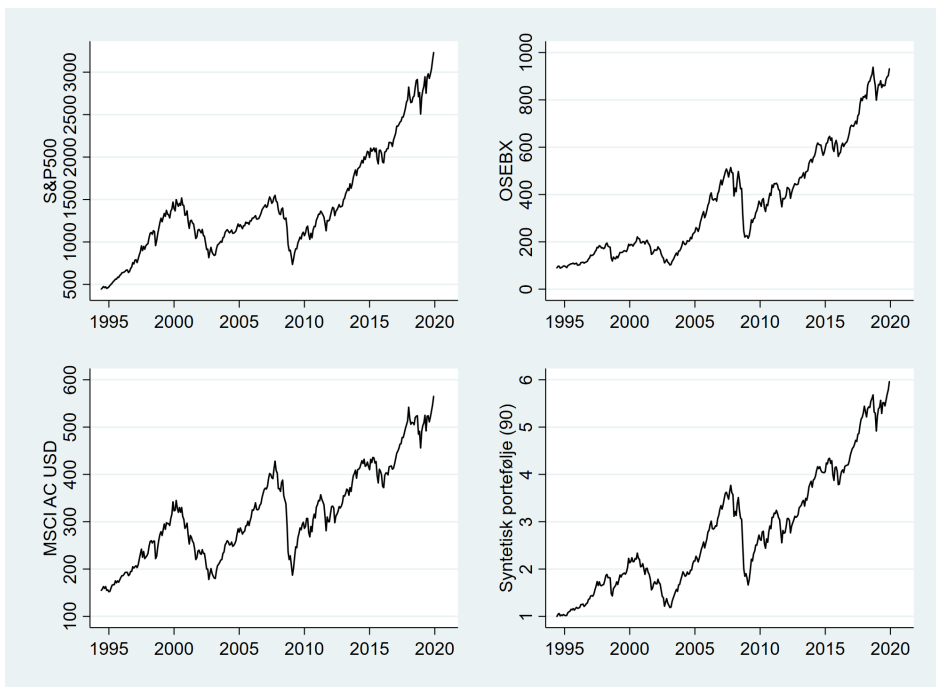
### 5.3 Analyse av syntetiske porteføljer

I dette kapitlet skal jeg analysere avkastningen til de syntetiske porteføljene, Kraftfondet og indeksene OSEBX, S&P 500 og MSCI. Jeg skal blant annet undersøke den historiske avkastningen og dynamikken til det å være valuta-sikret eller ikke over korte og lengre perioder.

#### 5.3.1 Indeksene sin historiske avkastning

Fra figur (2) ser vi utviklingen til de tre indeksene og porteføljen med 90% valutasikring. Observerer at grafene fremstår veldig like, noe som er naturlig å forvente da aksjemarkedene korrelerer sterkt. Ikke minst er utviklingen til

MSCI og S&P 500 veldig like fordi 57,9% av MSCI ACWI består av amerikanske aksjer (MSCI, 2020). OSEBX skiller seg litt ut ved å ha en dempet oppgang og nedgang mellom 1994 og 2003. Avkastningen hos de fire variablene finner jeg ved enkel prosentregning fra første og siste observasjon i datasettet. S&P 500 hadde 627% avkastning, OSEBX 934%, MSCI 265% og S90 496%. Her har utviklingen i verden representert gjennom MSCI hengt betydelig etter det amerikanske og norske aksjemarkedet. Trolig ville S90 hatt en større avkastning om ikke meravkastningen til den overpresterende OSEBX-indeksen over tid har blitt reinvestert i den relativt underpresterende MSCI-indeksen for å opprettholde investeringsregelen på den vektete porteføljen konstant på 40% OSEBX og 60% MSCI.



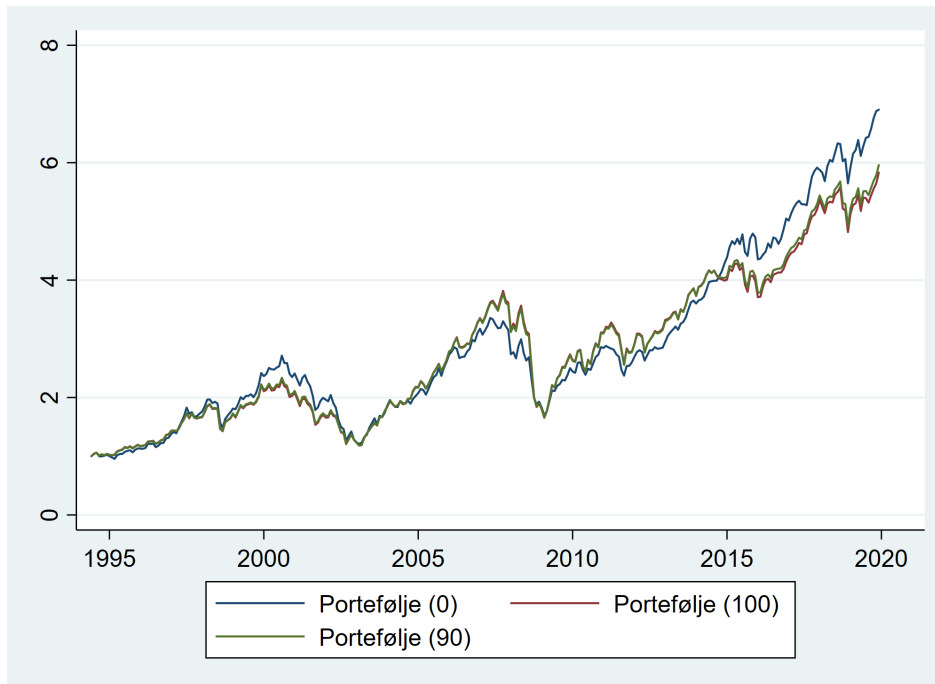
Figur 2: Historisk utvikling

### 5.3.2 Historisk avkastning til de syntetiske porteføljene

Utviklingen til de tre syntetiske porteføljene med 0, 90 og 100 prosent valutasikring mellom juni 1994 til desember 2019 kan sees i figur 3. Avkastningen til porteføljene er hhv. 590%, 496% og 483%. I denne tidshorisonten har det vært mest lønnsomt å sitte usikret, men som vist av figur 3 har ikke det vært tilfellet over hele tidsperioden. Hadde vi for eksempel sett på et perspektiv som gikk fra 1994 til mellom mars 2009 - sept. 2014 hadde det vært mest lønnsomt å sitte valutasikret. Fra tabell 8 ser vi at strategien om hvorvidt man burde være valutasikret eller ikke endrer seg over tid. Ser man bort i fra periodene porteføljene veksler på (som f.eks mellom juni 2003 og juli 2004) har en strategi tendens å være ledende i gjennomsnitt 57 måneder, eller 4,75 år av gangen. Tabell 8 indikerer at valutasikring bør være en aktiv investeringsbeslutning hvis posisjonen skal holdes over tid. Spesielt hvis investeringshorisonten går over flere år.

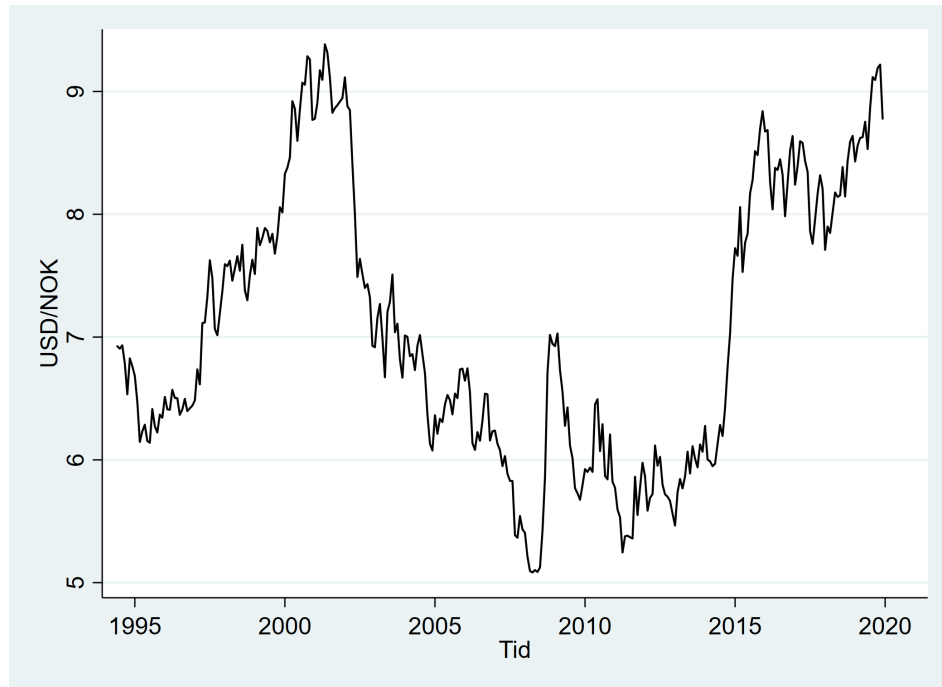
Driveren bak disse paradigmeskiftene er åpenbart valutakursen USD/NOK som vist i figur (4). Fra de to grafene er det iøynefallende å se hvordan toppene hos porteføljen med 0% valutasikring og 100% valutasikring sammenfaller med bevegelsene i valutakursen. Toppen for porteføljen uten sikring rundt år 2000 var i en periode hvor valutakursen stod i rundt 9 kroner for en dollar. I perioden porteføljen med 100% valutasikring nådde toppen i 2008 var da valutakursen var nede i 5,08 kroner for en dollar. I den siste perioden fra 2015 til i desember 2019, ser vi også fra valutagrafen at USD/NOK stabilt har holdt seg mellom 8 og 9 kroner for en dollar. Nøkkelen til å velge den mest lukrative porteføljen av identiske porteføljer med og uten valutasikring er å ha en formening om hvilken vei valutakursen tar. Det er viktig å huske at avkastning ikke betyr alt i en portefølje, men også risikoen man tar på

seg for å nå avkastningen. Senere i oppgaven skal jeg undersøke variasjonen tilhørende porteføljene for å undersøke hvilken portefølje som gir best avkastning gitt risikoen den innehar. Det er ingen hemmelighet at investorer ønsker mest mulig avkastning, gitt lavest mulig risiko.



Figur 3: Historisk utvikling til de syntetiske porteføljene

Selv om det er porteføljen med 0% valutasikring som har gjort det best over hele tidsperioden ser vi at det er flere perioder hvor porteføljene med 90 og 100 prosent valutasikring har prestert bedre som vist av figur 3 og tabell 8. Fra tabellen ser vi at de to porteføljene med 0 og 100 prosent valutasikring har prestert best i hhv. 150 måneder og 156 måneder hver - med andre ord har den valutasikrede porteføljen prestert best oftere. Det må poengteres at porteføljen ikke nødvendigvis har prestert best måned for måned, men at jeg ser på en periode som helhet. For å realisere meravkastningen i en gitt periode avhenger det at man klarer å endre valutasikringsstrategi eller



Figur 4: Historisk valutakursutvikling

Tabell 8: Ledende perioder

Portefølje	Periode	Måneder
100	jul 1994	1
0	aug 1994 - aug 1994	1
100	sep 1994 - mar 1997	31
0	apr 1997 - apr 2003	73
100	mai 2003	1
0	jun 2003 - oct 2003	5
100	nov 2003 - des 2003	2
0	jan 2004 - feb 2004	2
100	mar 2004 - mai 2004	3
0	jun 2004 - jul 2004	2
100	aug 2004 - oct 2008	51
0	nov 2008 - feb 2009	4
100	mar 2009 - sep 2014	67
0	okt 2014 - des 2019	63
Total 0		150
Total 100		156

selge beholdningen i løpet av perioden porteføljen leder, før meravkastningen går tapt på grunn av bevegelser i valutakursen. Hvordan de to porteføljene veksler på å prestere best er irrelevant hvis man uansett skal sitte langsiktig, da man aldri vil dra nytte av periodene sin strategi overpresterer i forhold til den andre.

## 5.4 Utviklingen til porteføljene og valutakursen under korreksjoner

I dette kapittelet tar jeg for meg de to største krisene: dot com-boblen<sup>15</sup> og finanskrisen<sup>16</sup>, samt de fire største korreksjonene<sup>17</sup> hvor jeg skal undersøke: hvor mye falt porteføljene og valutakursen under korreksjonen? Og når markedet først nådde bunnen, hvilken portefølje hadde best avkastning i ettertid? Dette kan gi oss en indikasjon på hvilke aktive investeringsbeslutninger som kan gi meravkastning i etterkant av en korreksjon når det gjelder hvilken grad av valutasikring man ønsker. I følge Williams (2018) var de 6 største korreksjonene i S&P 500 under 1998, 00-02, 07-09, 2011, 2015/16 og 2018 i mitt datasett. I realiteten vil fallet fra topp til bunn avvike fra tallene jeg presenterer i tabellen fordi jeg bruker månedlige observasjoner. Nøyaktigheten på hvilken måned som nådde topp og bunn kan også variere da jeg benytter måneden med høyest registrert indekspris og lavest registrert observasjon. I tillegg bruker jeg S&P 500 som referanse for når korreksjonene inntreffer. OSEBX og MSCI sin høyeste og laveste observasjon kan variere fra dette, men gjør dette for å beholde konsistens. I vedlegget beskrives korreksjonspe-

---

<sup>15</sup>også kalt IT-boblen, hvor markedene nådde toppen i mars 2000 - og falt frem til oktober 2002. I denne perioden falt Nasdaq-indeksen 78% og S&P 500 ca. 50%

<sup>16</sup>fra 2007-09. Markedene nådde toppen okt. 2007 og bunnet ut i mars 2009. Under finanskrisen feilet flere store finansinstitusjoner i sept. 2008.

<sup>17</sup>Jeg tar ikke hensyn til korreksjonen som inntreffer umiddelbart etter dot com-boblen.

## 5 EMPIRISK ANALYSE

---

riodene ytteligere.

Tabell 9: Markedskorrekksjoner

Korreksjon	1998	00-02	07-09	2011	15/16	2018
S&P 500	-15,6%	-45,6%	-52,6%	-17%	-8,2%	-14%
MSCI	-14,3%	-48,4%	-56,3%	-21,3%	-12,9%	-13%
OSEBX	-25,4%	-41%	-58,1%	-22,3%	-10,3%	-14,6%
0%	-18,3%	-49,6%	-48,6%	-16,2%	-8,6%	-10,6%
100%	-19%	-45,4%	-56,7%	-21,7%	-11,9%	-13,7%
USD/NOK	1,21%	-12,5%	31%	11,7%	6,3%	6,1%

Fra tabell 9 kan vi se utviklingen til indeksene, usikret og sikret portefølje og valutakursen. USD har som tendens å styrke seg mot kronen under hver korreksjon bortsett fra dot com-boblen, noe som muligens kan skyldes at krisen var størst for USA med tanke på deres store teknologisektor. I perioden dot com-korreksjonen varte gikk den norske styringsrenten fra 5,5% til 7% mens den amerikanske gikk fra 6,17% til 1,85% som også kan være en del av forklaringen på kroneappresieringen. For de andre korreksjonene faller den usikrede porteføljen mindre enn den som er sikret. Med andre ord er den usikrede porteføljen hvor MSCI er eksponert mot valutakursen en hedge under urolige perioder og man kan i de fleste tilfeller tro at det å være eksponert mot USD vil dempe tapet i porteføljen under en korreksjon.

Jeg undersøker nå utviklingen til de syntetiske porteføljene 3 måneder, 1 år og 3 år fra markedet bunner ut.

Tabell 10: Markedskorrekksjoner: 3 mnd. etterpå

3 måneder	1998	00-02	07-09	2011	15/16	2018
0%	7,7%	2%	25%	9,5%	5,9%	10%
100%	9,9%	6,1%	33,7%	8,2%	8,2%	10,2%
USD/NOK	-3,2%	-6,4%	-10,7%	1,9%	-3,5%	-0,2%

I tabell 10 ser vi på utviklingen til sikret og usikret portefølje 3 måneder etter bunnen til tilhørende korreksjon. For samtlige korreksjoner utenom 2011-korreksjonen styrket kronen seg mot dollar i etterkant. Som resultat gjorde den sikrede porteføljen det best på kort sikt i etterkant av en korreksjon i de fleste tilfellene. Det var etter de største korreksjonene (dot com og finanskrisen) det var størst forskjell i avkastningen på de to porteføljene i ettertid.

Tabell 11: Markedskorreksjoner: 1 år etterpå

1 år	1998	00-02	07-09	2011	15/16	2018
0%	30,6%	22,5%	42,7%	20,5%	17,7%	22,2%
100%	29,5%	26,2%	58,3%	22,1%	20,1%	21,1%
USD/NOK	1,2%	-4,9%	-16%	-2,4%	-3,4%	1,6%

Når vi ser på utviklingen 1 år etter korreksjonen traff bunnen viser tabell 11 at den sikrede porteføljen har gjort det best etter 4/6 korreksjoner. Forskjellene er fortsatt mest markant etter de to største korreksjonene.

Tabell 12: Markedskorreksjoner: 3 år etterpå

3 år	1998	00-02	07-09	2011	15/16	2018
0%	29,1%	98,1%	63,7%	68,2%	40,9%	-
100%	19,3%	113,4%	86,7%	58,8%	42%	-
USD/NOK	13,9%	-11,6%	-20,5%	9,6%	-1,4%	-

I tabell 12 ser vi på utviklingen i porteføljene og valutakursen over tre år etter korreksjonene bunnet ut. Her har jeg ikke med utviklingen fra 2018-korreksjonen da det ikke har godt tre år siden bunnen når denne oppgaven skrives. På tre års sikt er det enda vanskeligere å tyde hvilken strategi som vil gjøre det best etter en korreksjon. Kronen styrket seg i 3/5 tilfeller og det er kun etter korreksjonen i 00-02, 07-09 og 15/16 hvor kronen over alle



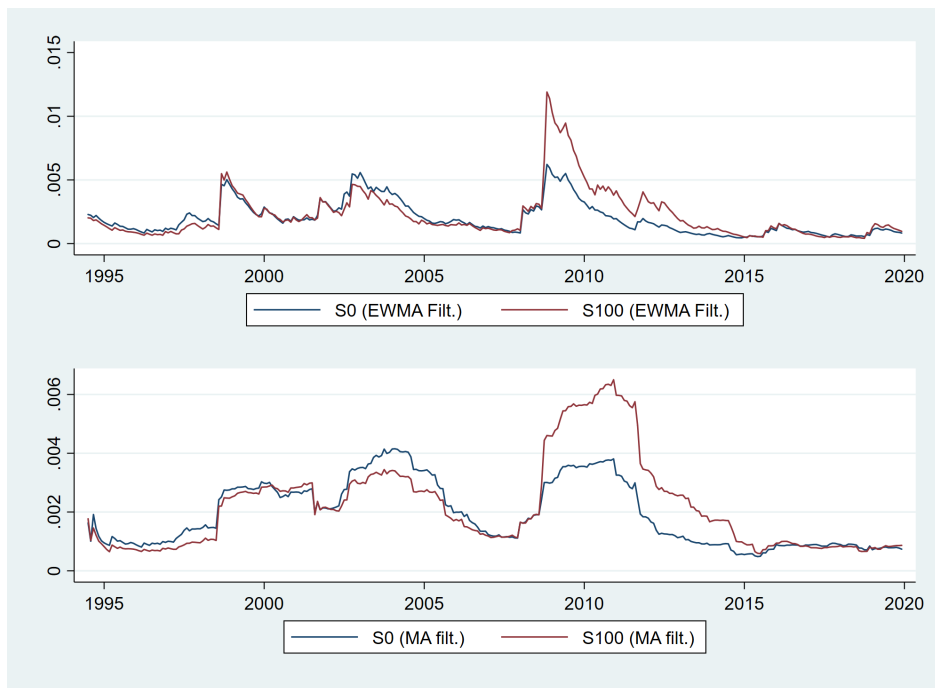
tre tidshorisonter har styrket seg mot dollaren fra bunnen i korreksjonen. Etter de andre korreksjonene har dette endret seg over tid i etterkant. Ut i fra tabellene som ser på utviklingen etter korreksjonene viser resultatene at kronen på kort sikt har en tendens å styrke seg mot dollaren etter en korreksjon i de fleste tilfeller, men etterhvert som tidshorisonten øker blir det vanskeligere å se en klar tendens på hvordan utviklingen er.

## 5.5 Volatilitetsanalyse

I denne delen undersøker jeg volatiliteten ved bruk av SMA og EWMA. Jeg starter med en analyse for hele tidsperioden, med mål på både SMA og EWMA før jeg ser nærmere på volatiliteten tilhørende interessante perioder. I SMA bruker jeg et rullerende snitt på 36 observasjoner/måneder (3 år).

Fra figur 5 ser man fra både EWMA og SMA at volatiliteten ser ut til å være størst i porteføljen med 100% valutasikring. Dette stemmer også overens med gjennomsnittlig volatilitet målt fra filtrene. Volatilitetsforskjellen påvirkes kun av samspillet mellom USD/NOK og avkastningen til indeksene i porteføljene. Valutakursen kan ha en forsterkende eller dempende effekt på volatiliteten. Den høye volatiliteten rundt finanskrisen i 2008 hos porteføljen med 100% valutasikring kan nok best forklares med at markedene falt i tillegg til at kronkursen svekket seg kraftig mot dollar som vist i figur 4. Det ga derimot en dempende effekt på den usikrede porteføljen da styrkingen av dollarkursen dempet effekten av markedsfallet. I perioden mellom 1997 og 2003 ser man fra figur 5 at det ikke er like lett å avgjøre hvilken portefølje som hadde størst volatilitet. Det man ser er i perioden rundt år 2000 hvor IT-boblen sprakk er at den vektete volatiliteten i porteføljene på en månedlig basis ville oppleves tilnærmet likt. Ved å se på tendensene fra SMA-filteet ser det ut som at den usikrede porteføljen har størst volatilitet i første halv-

del av perioden, mens den sikrede har størst volatilitet i andre halvdel. For å konkludere er det altså to distinkte perioder med volatilitetsregimer, første halvdel av datasettet fra 1994 til 2008 hvor den sikrede porteføljen har hatt lavest volatilitet, etterfulgt av en den andre halvdel fra 2008 til 2020 hvor den usikrede porteføljen har hatt lavest volatilitet.



Figur 5: Volatilitet målt ved EWMA og SMA-filtre

Volatilitetsgjennomsnittet tilhørende den usikrede porteføljen for den 36-måneders rullerende volatiliteten er på 0,001918 for hele perioden. Den sikrede porteføljen sitt gjennomsnitt er 0,002195. Når det gjelder gjennomsnittet på EWMA er den hhv. 0,001956 og 0,002235 for usikret og sikret. Over hele tidsperioden er det den usikrede porteføljen som har lavest volatilitet. En flytende valutakurs har derfor bidratt til å stabilisere porteføljens svingninger i denne perioden. Interessant nok så vi tidligere at den usikrede porteføljen også over samme tidsperiode har levert høyest avkastning (selv om historien

viser at dette endrer seg over tid). I dette tilfellet betyr det at investoren med den usikrede porteføljen har fått meravkastning til lavere risiko.

Jeg undersøker gjennomsnittet til EWMA-volatiliteten i fire perioder fra der porteføljeverdiene krysser hverandre hvor enten den usikrede eller sikrede porteføljen har vært ledende i perioden frem til neste krysning som vist i figur 3. I perioden mellom juni 1994 til april 2003 er snittet hhv. 0,002347 og 0,002122 for usikret og sikret portefølje. Volatiliteten for denne perioden har vært størst for den usikrede porteføljen. Samtidig var avkastningen også størst for den usikrede porteføljen i tidsrommet. I denne perioden hadde vi blant annet en korreksjon i 1998 og dot com-boblen.

I perioden mellom april 2003 til mars 2009 er snittet hhv. 0,002507 og 0,002622 for usikret og sikret. I perioden er altså volatiliteten for den sikrede porteføljen er størst. Det var også den sikrede porteføljen som hadde best avkastning. I perioden mellom februar 2009 til oktober 2014 er snittet hhv. 0,001863 og 0,003375 for usikret og sikret. I denne perioden har den sikrede porteføljen størst volatilitet og høyest avkastning. Denne perioden inkluderer markedet umiddelbart etter finanskrisen og dens ringvirkninger, samt blant annet korreksjonen i 2011.

I perioden mellom oktober 2014 til desember 2019 er snittet hhv. 0,0008319 og 0,0008593. I denne perioden var volatiliteten til den sikrede porteføljen størst, samtidig var det avkastningen til den usikrede porteføljen som gjorde det best. Volatiliteten for denne perioden har generelt vært lav for begge porteføljene, og inkluderer blant annet korreksjoner i 15/16 og 2018.

Fra analysen av volatiliteten over de fire periodene har den sikrede porteføljen høyest volatilitet i tre av fire perioder. Den usikrede porteføljen hadde størst volatilitet frem til slutten av dot com-boblen, før den sikrede har hatt størst

volatilitet frem til datasettets slutt. Perioden fra 2014 til desember 2019 hadde usedvanlig lav volatilitet sammenlignet med tidligere perioder. De største volatilitetsutslagene befant seg i perioden rundt finanskrisen hvor gjennomsnittet var svært høyt. Høyeste volatilitetsgjennomsnitt hadde den sikrede porteføljen i perioden umiddelbart etter finanskrisen på 0,003375, som er 4,06 ganger høyere volatilitet enn det laveste snittet hos den usikrede porteføljen i perioden oktober 2014 til desember 2019. Den avgjørende perioden ser ut til å være finanskrisen i 07-09 hvor volatiliteten til den sikrede porteføljen ble så stor at den påvirker gjennomsnittet for hele perioden på ca. 25 år.

### 5.5.1 Volatiliteten under og etter markedsurø

I denne seksjonen skal jeg undersøke og sammenligne volatilitetene under de to mest fremtrende markedskorreksjonene i datasettet: dot com-boblen og finanskrisen. I tillegg undersøker jeg volatiliteten de tre påfølgende årene etter hver av korreksjonene.

#### Dot com-boblen

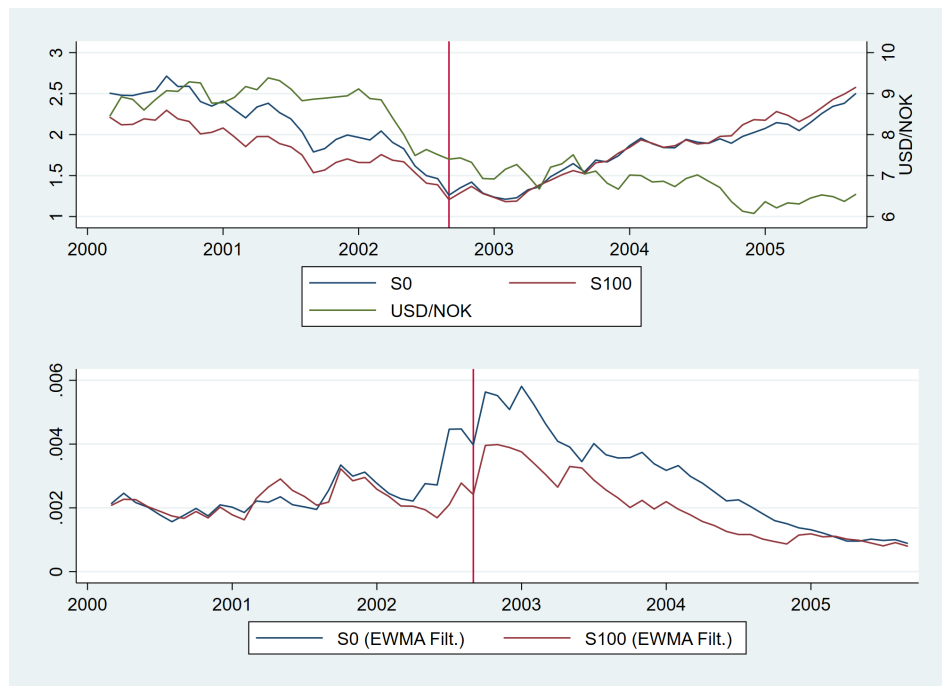
Fra dot com-boblen sprakk og til markedet bunnet ut i oktober 2002<sup>18</sup> falt den usikrede porteføljen med 54,3% og den sikrede porteføljen med 48%. For å undersøke volatiliteten bruker jeg EWMA-filteret. Denne reagerer raskere og gir oss et bedre mål på volatiliteten enn SMA-filteret som vil ha et for stort tidslag til å analysere volatiliteten i så korte tidsperioder.

Volatiliteten under korreksjonen var i gjennomsnitt 0,002438 for den usikrede porteføljen og 0,002324 for den sikrede. Under korreksjonen var den sikrede porteføljen å anse som et sikrere alternativ på grunn av lavere volatilitet i tillegg til at porteføljen ikke falt like mye fra toppen. De påfølgende tre

---

<sup>18</sup>Bruker de månedlige observasjonene til de syntetiske porteføljene som bunnet ut i september.

årene fra september 2002 til september 2005 steg den usikrede porteføljen med 98,1% og den sikrede steg med 113,4%. I samme periode deprimerte dollaren 11,6% mot kronen. Volatiliteten til den usikrede porteføljen i de tre påfølgende årene var i gjennomsnitt 0,003373 og 0,002754 for den sikrede. 100% valutasikring ga altså tryggere og bedre avkastning under korreksjonen og de tre påfølgende årene. De tre påfølgende årene etter korreksjonen økte volatiliteten til begge porteføljene. Fra figur 6 ser vi utviklingen til porteføljene og valutakursen, samt volatiliteten tilhørende porteføljene. En interessant tilleggsobservasjon fra figur 5 er at volatiliteten allerede var høy i perioden hvor IT-boblen vokste, og relativt lav i det den sprakk og frem til utbunningen i 2002. Deretter var det en periode med økt volatilitet i etterkant hvor kroneappresieringen forsterket volatiliteten til S0. Den røde linjen i x-aksen markerer korreksjonen sin slutt.



Figur 6: Utvikling og volatilitet til S0, S100 og utviklingen til USD/NOK

Volatilitetsforskjellen mellom S0 og S100 avhenger åpenbart av volatiliteten valutakursen tilfører porteføljen. Man skulle tro at valutakursen sin volatilitet automatisk gir S0 en høyere volatilitet enn S100 til enhver tid, men man må huske at volatiliteten er konstruert av kvadrert avkastning tilhørende porteføljen, så volatiliteten avhenger ikke av de to volatilitetene addert på hverandre, men avkastningen til porteføljen som en helhet. Det vil si at hvis valutakursen fører til en økt avkastning, vil også volatiliteten øke. Hvis valutakursen fører til en redusert avkastning i S0 ved at kronen styrker seg vil den kvadrerte avkastningen minke, og derfor gi lavere volatilitet.

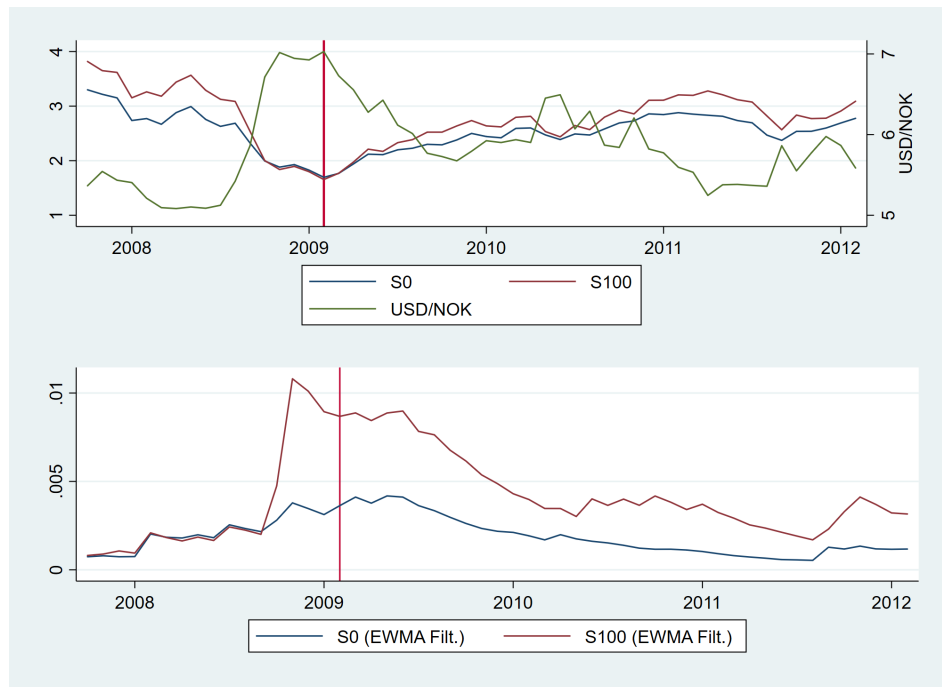
### **Finanskrisen**

Markedene nådde toppen i oktober 2007, og vi hadde en fullverdig finanskrisen i september 2008 da store finansinstitusjoner kollapset som ga ringvirkninger på økonomien og dens infrastruktur over hele verden. Korreksjonen varte frem til markedet bunnet ut i mars 2009. Fra oktober 2007 til februar 2009<sup>19</sup> falt S0 48,6% og S100 falt 56,7%. I samme periode styrket dollaren seg med hele 31%. Volatiliteten under korreksjonen var i gjennomsnitt 0,003049 for den usikrede porteføljen og 0,004519 for den sikrede porteføljen. I de tre påfølgende årene fra februar 2009 til februar 2012 var gjennomsnittsvolatiliteten for den usikrede porteføljen 0,002796 og 0,005006 for den sikrede porteføljen. En nedgang for den usikrede, men en oppgang for den sikrede porteføljen. Likhetstrekket med dot com-korreksjonen er at porteføljen som gjorde det best hadde lavest volatilitet under krisen. De påfølgende tre årene hadde S100 betydelig høyere volatilitet enn S0, men porteføljen hadde i tillegg høyere avkastning både på 3 måneder, 1 år og 3 års sikt etter bunnen. Valutakurssvingningene i perioden rundt finanskrisen var store og hendelsene i september 2008 førte til en betydelig appresiering av dollarkursen samtidig

---

<sup>19</sup>Det er observasjonen 31. feb hvor porteføljene nådde bunnen.

som fallet i markedet tiltok. Den usikrede porteføljen gjorde det bedre både med tanke på avkastning og volatilitet under krisen. Grunnen til det var at valutakursen fungerte som et stabiliserende element på markedsfallet. Volatiliteten til de to porteføljene var tilnærmet lik hele veien frem til september 2008 hvor valutakursen virkelig skjøyt fart, som sett i figur 7.



Figur 7: Volatilitet målt ved EWMA for S0, S100 og valchng

Likhetstrekkene i volatilitetsutviklingen for de to korreksjonene var at selv om markedet falt over lang tid, og volatiliteten steg gradvis underveis kom ikke det store volatilitetssjokket i porteføljene før mot slutten av krisen og umiddelbart i perioden rett etter bunnen.

## 5.6 GARCH-M

I denne delen undersøker jeg hvordan økt volatilitet påvirker avkastningen tilhørende den usikrede og sikrede porteføljen ved å benytte GARCH-in-mean. For å gjøre en velykket GARCH-analyse må man finne riktig modellspesifikasjon for å ta hensyn til autokorrelasjon som påvirker porteføljen. I tillegg må modellen undersøkes for om det eksisterer GARCH-effekter. Fremgangsmåtene for dette er presentert i vedlegget.

### Syntetisk portefølje med 0% valutasikring:

Ved å følge fremgangsmåten for å finne modellen som passer dataens passform best mulig bruker jeg følgende modell:

$$y_t = \alpha_0 + \delta_1 \sqrt{\sigma_t^2} + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (26)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \epsilon_{t-2}^2 + \gamma_2 \epsilon_{t-3}^2 + \beta_1 \sigma_{t-2}^2 + \beta_2 \sigma_{t-3}^2 + \beta_3 \sigma_{t-12}^2 \quad (27)$$

### Syntetisk portefølje med 100% valutasikring:

Fordi GARCH-modellen for denne porteføljen også er av MA(1)-orden gjelder ligning (26) her også. GARCH-strukturen er dog annerledes, som vist i ligning (28):

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \epsilon_{t-2}^2 + \beta_1 \sigma_{t-2}^2 + \beta_2 \sigma_{t-3}^2 + \beta_3 \sigma_{t-4}^2 + \beta_4 \sigma_{t-5}^2 + \beta_5 \sigma_{t-7}^2 \quad (28)$$

Resultatene til de to porteføljene er vist i tabell 13. Resultatene for alle parameterene er statistisk signifikant.  $\delta$  er interesseparameteren, og denne er negativ for begge porteføljene på hhv. -6,1 og -4,1 for usikret og sikret portefølje.  $\delta$  er risikopremien og det at parameteren er negativ forteller oss to ting: For det første bekrefter den en tilbakekoblingseffekt mellom volatilitet og avkastning i porteføljen. Dette bekrefter Engle et al. (1987) sin teori



om at når volatilitet varierer over tid må også kompensasjonen for å holde risikoen variere over tid. Tilbakekoblingseffekten er i dette tilfellet negativ som betyr at når volatiliteten øker reduseres den forventede avkastningen,  $y_t$ . For det andre forteller den negative risikopremien oss at når volatiliteten øker krever investorene en lavere risikopremie for å holde risikoen til investeringen. Det indikerer at investorer anser porteføljen som veldig sikker og at man derfor ønsker å holde porteføljen i usikre tider. Ettersom risikopremien til den usikrede porteføljen er mer negativ enn risikopremien tilhørende den sikrede porteføljen indikerer det at porteføljen kan anses som mindre risikabel, men også at økt volatilitet fører til en lavere forventet avkastning enn hos den sikrede porteføljen. Det er midlertidig ingen konklusjon da jeg ikke med sikkerhet kan si at risikopremiene er signifikant forskjellig fra hverandre fordi jeg med et 95% konfidensintervall ikke kan utelukke at variablene ikke er forskjellige.

Tabell 13: GARCH-in-mean resultater for S0 og S100

	(1)	(2)
	$\% \Delta S0$	$\% \Delta S100$
Konstant	0.0171*** (0.00438)	0.0150*** (0.00345)
$\delta$	-6.136** (3.063)	-4.082*** (1.435)
Konf.int.	[-12,14, -0,13]	[-6,89, -1,27]
Observasjoner	306	306

Standardavvik i parenteser

Signifikansnivå 10% = \*, 5% = \*\*, 1% = \*\*\*

Hele tabellen ligger i vedlegget.

## 5.7 Coronakorleksjonen

I løpet av tiden oppgaven er skrevet har verden har Verdens helseorganisasjon (WHO) erklært COVID-19 en pandemi som har sendt en sjokkbølge gjennom økonomien i de fleste land på grunn av midlertidig nedstengning av samfunnet. I løpet av denne perioden falt Oslo Børs fra 943 til 636 mellom 20. februar og 23. mars 2020, som er et fall på 32,6%. Usikkerheten er fortsatt stor rundt de økonomiske ringvirkningene som følge av COVID-19 og veien videre for samfunnet og finansmarkedene. Fordi korleksjonen er høyaktuell for denne oppgaven, samt bidraget det vil gi som et tidlig studie av coronakorleksjonen skal jeg i dette kapitlet utvide datagrunnlaget med månedlige observasjoner til og med 30. april 2020 og utføre en avkastnings- og volatilitetsanalyse for en portefølje med 0 og 100% valutasikring som følger Kraftfondet sin fondssammensetning.

### 5.7.1 Avkastningsanalyse

Jeg tar utgangspunkt i observasjonene fra desember 2019 til og med 30. april 2020 for å se hvordan korleksjonen har påvirket porteføljene og indeksene fra den originale analysen. Foreløpig er bunnen i koronakorleksjonen satt til 23. mars og markedet har opplevd en rekyll frem til 30. april. Det er derfor av interesse å se på fallet og hvordan porteføljene gjorde det i den påfølgende rekylen. I tabell 14 ser jeg på intervaller fra desember til slutten av mars og april.

Tabell 14: Avkastninger under coronakorreksjonen

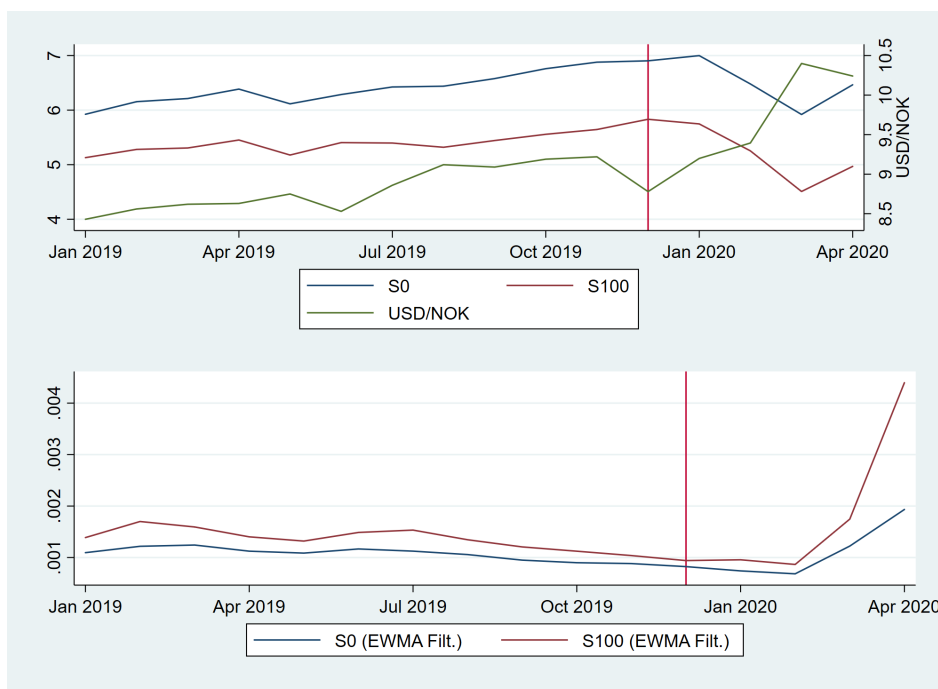
Coronakorreksjonen	mars 2020	april 2020	mars - april
S&P 500	-20%	-9,9%	12,7%
MSCI	-21,7%	-13,5%	10,6%
OSEBX	-24%	-16,8%	9,6%
0%	-14,2%	-6,4%	9,2%
100%	-22,7%	-14,8%	10,2%
USD/NOK	18,5%	16,6%	-1,5%

Resultatene i tabell 14 viser at markedet falt betydelig i samtlige indekser og porteføljer. USD styrket seg i perioden frem til mars med 18,5% som resulterte i at den usikrede porteføljen “bare” gikk ned 14,2%, mens indeksene og den valutasikrede porteføljen falt 22,7%. Igjen konkluderer resultatene med at valutakursen har hatt en dempende effekt under en korreksjon. Fra 31. mars til 30. april har markedene hentet seg inn betydelig og indeksene er opp mellom 10 og 13 prosent hver. I denne perioden svekket USD seg mot NOK med 1,5% som resulterte i at den sikrede porteføljen hentet seg inn 1% mer enn den usikrede. Dette er i tråd med resultatene fra de andre korreksjonene hvor den norske kronen i 5 av 6 tilfeller styrket seg på kort sikt etter bunnen.

### 5.7.2 Volatilitetsanalyse

Gjennomsnittsvolatiliteten i perioden desember 2019 til april 2020 er relativt lav sammenlignet med det vi har sett tidligere og den usikrede porteføljen har lavest volatilitetsgjennomsnitt med 0,001081 mot 0,001781 for den sikrede porteføljen. Igjen observerer jeg at appresieringen av USD mot NOK gir en dempende effekt på fallet i S0, samt lavere volatilitet i avkastningen. Avkastningen, volatiliteten og utviklingen til USD/NOK er vist i figur 8 og viser perioden fra januar 2019 til april 2020 for å få perspektiv på det vi

ser. Utviklingen til porteføljene steg gradvis fra januar 2019 etter å ha vært gjennom korreksjonen på 14% i slutten av 2018. Den røde linjen på x-aksen markerer at vi ser på de nye dataene for 2020. Figuren viser at S100 nådde toppen i desember og S0 i januar før korreksjonen var en realitet. Volatiliteten ga derimot ikke utslag før i mars og april hvor den stiger markant og hvor volatiliteten til S100 er målt over dobbelt så høy som hos S0.



Figur 8: Avkastning og volatilitet under coronakorreksjonen

## 6 Konklusjon

Denne studien bidrar i forskningen på valutasikring i et norsk perspektiv med en konkret porteføljesammensetning som brukt av Kraftfondet i Trondheim. Oppgaven har kastet lys på hvordan en portefølje med 0% og 100% valuta-sikring har prestert mot hverandre. Ved å analysere avkastning og volatilitet over tid har jeg vist i hvilken grad valutakursen USD/NOK har påvirket disse elementene. Tidligere anerkjente studier på valutasikring har nesten utelukkende sett på andre store valutapar som ikke nødvendigvis er direkte overførbart til valutaparet USD/NOK. Studier som har undersøkt valutasikring i et perspektiv på USD/CAD og USD/AUD fant bevis for en gevinst av å være valutaeksponert mot USD eller andre trygge havner for å redusere risikoen. Hypotesen var at jeg ville finne et lignende forhold mellom USD/NOK - noe resultatene indikerer.

Noe av usikkerheten fra tidligere litteratur har vært tidshorizonten man ønsker å være valutasikret. Ved å anvende datapunkter fra 1994 til 2019 fikk jeg muligheten til å studere valutasikring over en relativt lang periode i nyere tid. Mye av tidligere forskning baserer seg på eldre data og oppgaven bidrar derfor til forskning på valutasikring i en nyere æra hvor finansmarkedet er mer avansert og sammenknyttet en tidligere. Jeg fant at meravkastningen varierte over tid da jeg sammenlignet 100% og 0% valutasikring på grunn av valutakursendringene. Resultatene indikerte at en valutasikringsstrategi med mål om meravkastning vil være begrenset til 4,75 år i gjennomsnitt. Funnet støtter tidligere forskning som konkluderer med at valutasikring burde være en aktiv investeringsbeslutning. Tidligere studier er uenige i hvilken grad valutasikring påvirker volatilitet, men for USD/NOK viste resultatene at valutasikring over tid fungerer som en volatilitetsdemper. Dette kan forklares

av den negative korrelasjonen mellom USD og aksjemarkedet.

Jeg fant bevis for at en appresiering av USD hadde en signifikant positiv påvirkning på den usikrede porteføljen, men det er uklart i hvilken grad den påvirker porteføljen med 90% valutasikring. Resultatene indikerte at et markedsfall har sammenheng med en appresiering av USD mot NOK. Jeg fant også bevis for at økt oljepris sender porteføljene og indeksprisene opp, samtidig som det fører til en appresiering av den norske kronen mot USD. I 5 av 6 korreksjoner fant jeg bevis for at USD styrket seg. I perioden etter en korreksjon viste resultatene at NOK styrket seg mot USD på kort sikt. Det er også indikasjoner på at dette til en viss grad fortsetter på lenger sikt, men det er ikke like tydelig.

Funnene fra oppgaven stemmer i større grad med nyere forskning på valuta-sikring av blant annet Cho et al. (2020), Boudoukh et al. (2019) og Campbell et al. (2010) som antydte at valutasikring er gunstig i tilfeller hvor valuta-paret er negativt korrelert og at valutaeksponering mot “trygge havner” er mindre risikabelt enn å valutasikre. Her fant jeg bevis for at den usikrede porteføljen hadde lavest volatilitet i snitt for hele perioden. Jeg tok også for meg en konkret analyse av “Coronakorreksjonen” hvor de økonomiske konsekvensene fortsatt er i sin spede begynnelse. Også i denne korreksjonen styrket USD seg mot NOK og ga et dempet fall i den usikrede porteføljen. Oppgaven bidrar til kunnskap om hvordan valutaeksponering mellom USD og NOK påvirker porteføljen og vil i stor grad være av interesse for norske investorer som er usikre på hvordan en USD-eksponering påvirker deres portefølje. Samtidig bidrar oppgaven til mer utfyllende kunnskap om valutasikring relatert til mindre valuta tilhørende en liten, åpen økonomi som Norge.

En svakhet ved oppgaven er at analysen av Kraftfondet sin portefølje bruker

OSEBX og MSCI ACWI som en proxy på deres faktiske eksponeringer i det norske og internasjonale aksjemarkedet. I analysen har også sammensetningen og valutasikringsgradene vært konstante over tid uten å ta hensyn til Kraftfondet sine aktive investeringsbeslutninger underveis. En styrke med å konstruere syntetiske porteføljer var at det tillot meg å bruke observasjoner over en lang tidsperiode som har økt den statistiske inferensen til analysene.

Jeg har brukt kjente økonometriske metoder som MKM, GARCH og rullende volatilitetssnitt i analysene, noe som gjør det enkelt for andre å forstå og etterprøve resultatene i oppgaven. Typiske utfordringer relatert til tidsserieøkonometri er at det kan være utfordrende å velge velspesifiserte modeller i analysene da mye avhenger av visuelle inntrykk fra grafer og prøving og feiling. Det åpner for at man ikke nødvendigvis har funnet den mest optimale modellen til å løse problemene man står ovenfor. Det finnes i tillegg andre metoder man kan bruke for å undersøke tilsvarende problemstillinger, og som man kunne brukt til å kryssjekke resultatene. Et eksempel på en annen modell er Intertemporal Capital Asset Pricing Model (ICAPM) for å undersøke hvordan volatilitet påvirker avkastning, som kunne vært særlig relevant for å etterprøve GARCH-M-resultatene.

Videre arbeid på området kan være å undersøke valutasikring med andre porteføljesammensetninger fra en norsk investor sitt perspektiv. Herunder ulike kombinasjoner av indekser, fond, enkeltaksjer og obligasjoner. Studier på andre valutapar som f.eks Euro, Japansk Yen, Sveitserfranc og Britiske pund i mot den norske kronen ville vært interessant for å evaluere valutasikringseffekter mot andre såkalte trygge havner.

---

## Referanser

- Andersen, T. & Benzoni, L. (2008). *Realized volatility* (nr. 2008-14). Federal Reserve Bank of Chicago.
- Askeland, A.L. & Kvammen, E.B. (2018). *A comparative volatility analysis and an enquiry into the future of Bitcoin*. (Masteroppgave) Universitetet i Stavanger.
- Bespoke Investment Group. (2019, desember). *Dividend Yields Around the World*. Hentet 15. april 2020 fra <https://seekingalpha.com/article/4314070-dividend-yields-around-world>.
- Black, F. (1976). Studies of stock market volatility changes. *1976 Proceedings of the American Statistical Association Business and Economic Statistics Section*.
- Black, F. (1995). Universal Hedging: Optimizing Currency Risk and Reward in International Equity Portfolios. *Financial Analysts Journal*, 51(1), 161–167. doi: 10.2469/faj.v51.n1.1872
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307–327. doi: 10.1109/TNN.2007.902962
- Boudoukh, J., Richardson, M., Thapar, A. & Wang, F. (2019). Optimal Currency Hedging for International Equity Portfolios. *Financial Analysts Journal*, 75(4), 65–83. doi: 10.1080/0015198X.2019.1628556
- Campbell, J.Y., Serfaty-De Medeiros, K. & Viceira, L.M. (2010). Global currency hedging. *Journal of Finance*, 65(1), 87–121. doi: 10.1111/j.1540-6261.2009.01524.x
- Cho, J.B., Min, H.G. & McDonald, J.A. (2020). Volatility and dynamic currency hedging. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. doi: 10.1016/j.intfin.2019.101163



- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007.
- Engle, R.F., Lilien, D.M. & Robins, R.P. (1987). Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model. *Econometrica*, 55(2), 391–407.
- Froot, K.A. (1993). *Currency Hedging Over Long Horizons* (nr. 4355). National Bureau of Economic Research. doi: 10.3386/w4355
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. & Runkle, D.E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779–1801. doi: 10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x
- Hansen, P.R. & Lunde, A. (2005). A forecast comparison of volatility models: does anything beat a garch (1, 1)? *Journal of applied econometrics*, 20(7), 873–889. doi: 10.1002/jae.800A
- J.P. Morgan & Reuters. (1996). *Riskmetrics - technical document* (4. utg.). New York.
- Moffatt, M. (2018, 02. april). *White noise process definition*. Hentet 15. mai 2020 fra <https://www.thoughtco.com/white-noise-process-definition-1147342>. ThoughtCo.
- MSCI. (2020). *MSCI ACWI Index (USD)*. Hentet 09. april 2020 fra <https://www.msci.com/documents/10199/8d97d244-4685-4200-a24c-3e2942e3adeb>.
- Perold, A.F. & Schulman, E.C. (1988). The Free Lunch in Currency Hedging: Implications for Investment Policy and Performance Standards. *Financial Analysts Journal*, 44(3), 45–50. doi: 10.2469/faj.v44.n3.45
- Schmittmann, J.M. (2010). *Currency Hedging for International Portfolios*

(nr. 10-151). International Monetary Fund.

Siegel, J. (1972). Risk, Interest Rates and the Forward Exchange. *The Quarterly Journal of Economics*, 86(2), 303–309.

StataCorp. (2013). *Stata: Release 13*. College Station, TX: StataCorp LP.

UCLA: Statistical Consulting Group. (u.d.). *Descriptive statistics using the summarize command*. Hentet 23. mai 2020 fra <https://stats.idre.ucla.edu/stata/output/descriptive-statistics-using-the-summarize-command/>.

Whitelaw, R.F. (2000). Stock market risk and return: An equilibrium approach. *Review of Financial Studies*, 13(3), 521–547. doi: 10.1093/rfs/13.3.521

Williams, S. (2018, mars). *50 Years of Stock Market Corrections, and the 1 Figure That Stands Out*. Hentet 27. april 2020 fra <https://www.fool.com/investing/2018/03/27/50-years-of-stock-market-corrections-and-the-1-fig.aspx>.

Woolridge, J.M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach* (6. utg.). Cengage Learning.

## Vedlegg

### **Korreksjonsperioder:**

1998: juni - august

00-02: mars 00 - sept 02

07-09: okt 07 - feb 09

2011: apr - sep

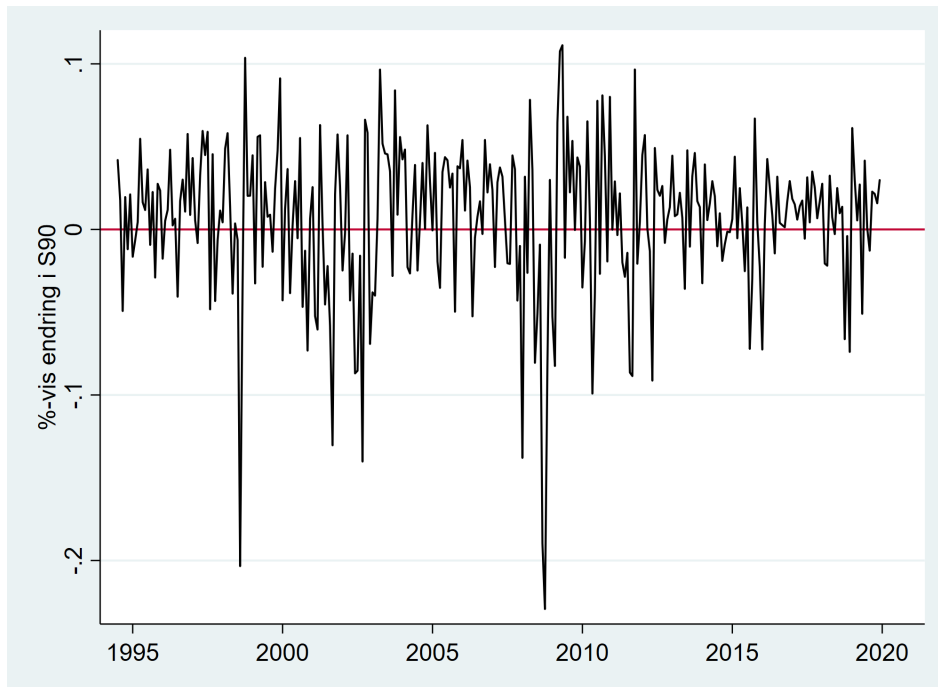
15/16: jul - feb

2018: sep - des

### **Identifisering av modeller sin prosess og GARCH-effekter:**

Når man skal identifisere og spesifisere modellen innebærer det å undersøke egenskapene prosessen til modellen har. Prosessen kan være AR, MA, eller ARMA. Før man kan undersøke prosessen tilhørende variabelen må man fjerne åpenbare trender og mønstre tilhørende variabelen for å stabilisere variansen i tidsserien. For å fjerne slike trender differensierer man variabelen, for eksempel med første-differensiering. I oppgaven første-differensierer jeg den naturlige logaritmen til variablene for å få prosentvis avkastning. Ettersom variabelen jeg ønsker å se på er den syntetiske porteføljen for kraftfondet med 100%, 90% og 0% valutasikring vet jeg at variabelen ikke er stasjonær ettersom porteføljen gjenspeiler et marked, som over tid går oppover. Dette illustreres i figur 2.

For å gjøre variablene stasjonær lagde jeg en ny variabel som ser på endringen i variabelen fra måned til måned ved å ta den naturlige logaritmen til variabelen minus logaritmen til laggen av variabelen. Vi sitter da igjen med en stasjonær fremstilling av variabelen gjennom den prosentvise endringen fra måned til måned som vist i figur 9.



Figur 9: Stasjonærhet for S90

Ved å analysere grafer fra autokorrelasjonene til de stasjonære variablene og mer spesifikt ACF og PACF får vi en grafisk representasjon av autokorrelasjon mellom hovedvariabelen over tid og autokorrelasjonen mellom restleddet over tid. Etersom identifiseringsprosessen avhenger av visualiseringsinntrykk er det ikke sikkert man velger riktig modell og estimeringsstrategi, men på grunn av metodikken sin iterative form vil man undersøke en rekke modeller som kan passe visualiseringsinntrykket for å finne ut hvilken som forklarer modellen best.

Når man visuelt skal bedømme grafene og bestemme om de tilhører en AR, MA, eller ARMA-prosess baserer det seg mer på et artistisk grunnlag enn forskningsbasert et. Det viktigste å observere for videre estimering er antall signifikante lags. I oppgaven ser porteføljene ut å følge en ARMA-prosess som kan uttrykkes slik:  $ARMA(p,q)$ , hvor  $p$  er antall lags fra ACF (hoved-

variabelen) og  $q$  er antall lags fra PACF (residualen). Derimot var det under GARCH-M-metodikken en MA(1)-modell som viste seg å forklare modellen best. Jeg inkluderte altså en  $q$ -lag i modellen.

Neste steg er estimering av de potensielle prosessene. Her er målet å finne ut hvilken av prosess som er best og som forklarer modellen best. Den mest egnede modellen bør ha:

1. Signifikante koeffisienter (p-verdi mindre enn 0.1)
2. Lavest volatilitet (det estimerte standardavviket til white noise)
3. Høyeste log-likelihood-statistikk
4. Lavest AIC (Aikakes informasjonskriterie)
5. Lavest BIC (Bayes informasjonskriterie)

Etter å ha analysert de ulike prosessene og deres egenskaper velger man å ta med seg et knippe til videre estimering for å vurdere hvilken som er best. Da legger man vekt på AIC og BIC som er anerkjente seleksjonskriterier for modeller og er et mål på hvor mye informasjon en modell mister relativt til andre. Jo lavere score, jo bedre, da det betyr at modellen mister mindre informasjon. De to kriteriene prøver å balansere dataens passform (goodness of fit som sier noe om hvor godt de observerte dataene passer inn i forventet scenario) og parsimoni (mindre modeller med færre parametre foretrekkes over komplekse modeller).

Når valget har falt på modellen man identifiserer som mest lovende går man videre og utfører diagnose på prosessen. Dette gjøres ved å predikere residualene til prosessen etterfulgt av å analysere støyen (white noise) i ACF- og PACF-grafene, samt kjøre en Ljung-Box Q-test. Her undersøker man om det er gjenstående signifikante autokorrelasjoner. Hvis det er gjenværende

signifikante lags betyr det at modellen ikke fanger opp all informasjonen, og man må prøve en ny modellspesifikasjon.

Neste steg er å fange opp eventuelle GARCH-effekter. Genererer de kvadrerte residualene tilhørende modellspesifikasjonen og undersøker de tilhørende ACF og PACF-grafene. Hvis det er noen signifikante lags indikerer dette at modellen har GARCH-effekter. Dette kan man også teste ved hjelp av en Ljung-Box Q-test og/eller en arch-LM-test. Har man ingen GARCH-effekter er det ikke nødvendig å bruke GARCH-metodikken. For både S0 og S100 var MA(1)-prosessen den mest lovende, og jeg fant i begge tilfeller bevis for GARCH-effekter. Ut fra ACF og PACF-grafene, samt testene ser man hvilke GARCH-effekter som er signifikante i modellen. Når man kjører GARCH-in-mean estimeringen i STATA tar jeg utgangspunkt i disse lagsene, men man må prøve å feile for å finne den beste spesifikasjonen også her. Jeg endte dog opp med modellene som ble presentert under GARCH-M-avsnittet. Hele tabellen fra estimeringen er vist i tabell 15.

Tabell 15: GARCH-in-mean-resultater for S0 og S100

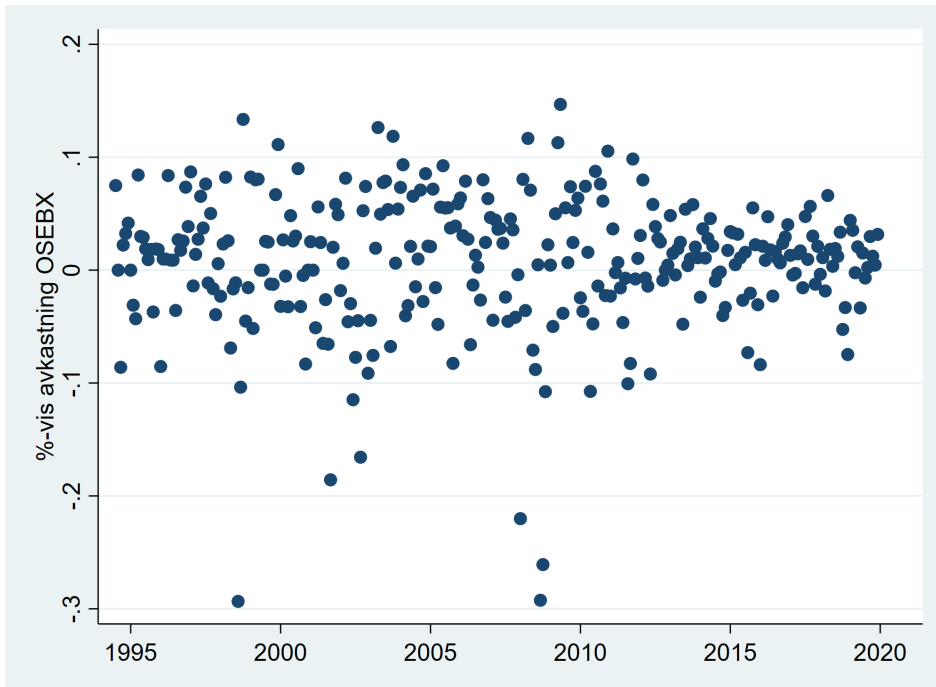
	(1)	(2)
	$\% \Delta S0$	$\% \Delta S100$
Konstant	0.0171*** (0.00438)	0.0150*** (0.00345)
$\delta$	-6.136** (3.063)	-4.082*** (1.435)
Konf.int.	[-12,14, -0,13]	[-6,89, -1,27]
MA(1)	0.166*** (0.0495)	0.0845* (0.0497)
ARCH-lags:		
Lag 2	0.0998** (0.0440)	0.193*** (0.0505)
Lag 3	0.154*** (0.0490)	
GARCH-lags:		
Lag 2	-0.134*** (0.0513)	-0.187* (0.0799)
Lag 3	0.822*** (0.0691)	0.688*** (0.105)
Lag 12	-0.143*** (0.0455)	
Lag 4		0.732*** (0.100)
Lag 5		-0.165** (0.0789)
Lag 7		-0.391*** (0.101)
Konstant	0.000370*** (0.0000858)	0.000302*** (0.0000991)
Observasjoner	306	306

Standardavvik i parenteser

Signifikansnivå 10% = \*, 5% = \*\*, 1% = \*\*\*

### OSEBX som eksempel på heteroskedastisitet

OSEBX sin avkastning over tid bærer preg av heteroskedastisitet fordi det er større variasjon i begynnelsen av figuren før det rundt 2014-2019 er mye roligere.



Figur 10: Avkastningsplott til OSEBX



