



Prissikring av Brent råolje med terminkontrakter

En analyse av prognosejusterte sikringsstrategier

Ola Martinius Bjørlo og Per Kyllingstad

Veileder: Professor Øystein Gjerde

Masteroppgave, økonomi og administrasjon, finansiell
økonomi/økonomisk styring

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Innholdsfortegnelse

TABELLOVERSIKT	4
FIGUROVERSIKT	5
FORORD	6
SAMMENDRAG	7
KAPITTEL 1 – INTRODUKSJON	8
KAPITTEL 2 – TEORI	10
2.1 Sikring	10
2.2 Terminkontrakter	11
2.3 Sikringsstrategier og måltall	12
2.4 Optimal Hedge Ratio	14
2.5 Statistiske sikringsstrategier	15
2.6 Selektive sikringsstrategier	16
KAPITTEL 3 – DATA	20
3.1 Spot- og terminpriser	20
3.2 Prognoser	23
KAPITTEL 4 – METODE	25
4.1 Estimering av Hedge Ratio	25
4.2 Test av modellparametere	28
4.3 Test av datagrunnlag	34
KAPITTEL 5 – RESULTATER	35
5.1 Resultater med hensyn på reduksjon av prisrisiko	38
5.2 Resultater med hensyn på avkastning og risiko	40
5.3 Treffesikkerhet på prognosene	41
KAPITTEL 6 – DISKUSJON	42
6.1 Sammenheng mellom prognoser og HR	42
6.2 Optimal Hedge Ratio	43

6.3 Stabilitet i resultatene	45
KAPITTEL 7 – KONKLUSJON	48
7.1 Analyser og resultater	48
7.2 Forutsetninger og begrensninger	49
7.3 Forslag til videre forskning	50
APPENDIX.....	51
LITTERATURLISTE	57

Tabelloversikt

Tabell 1 – Beskrivelse av datasett	21
Tabell 2 – Deskriptiv statistikk	22
Tabell 3 – Resultater fra Dickey-Fuller-testen for stasjonaritet.....	29
Tabell 4 – Resultater fra Engle-Granger-metoden for kointegrasjon.....	29
Tabell 5 – Resultater fra Jarque-Bera-testen for normalfordeling av varians	30
Tabell 6 – Resultater fra White-testen for heteroskedastisitet	31
Tabell 7 – Resultater fra Durbin-Watson-testen for autokorrelasjon i feilledet.....	32
Tabell 8 – Resultater fra sikringsstrategiene med månedlig og kvartalsvis sikring.....	35
Tabell 9 – Rangering av sikringsstrategiene ved minimering av risiko	39
Tabell 10 – Rangering av sikringsstrategiene ved Sharpe Ratio.....	40
Tabell 11 – Resultater fra treffsikkerhetsanalysene	41
Tabell 12 – Prognosejustert risiko og meravkastningsforhold.....	45
Tabell 13 – Oversikt over deltakere i Reuters Polls (LCOPOLL)	51
Tabell 14 – Oversikt over deltakere i Reuters Polls (LCOPOLL) (2)	52
Tabell 15 – Durbin-Watson Statistics	53
Tabell 16 – Resultater fra regresjonsanalyse for månedlige terminkontrakter	54
Tabell 17 – Resultater fra regresjonsanalyse for kvartalsvise terminkontrakter.....	54
Tabell 18 – To-halet paret t-test mellom in-og out-of-sample-perioden.....	55
Tabell 19 – To-halet paret t-test på analyseperioden for månedlige terminkontrakter	55
Tabell 20 – To-halet paret t-test på analyseperioden for kvartalsvise terminkontrakter.....	56

Figuroversikt

Figur 1 – Sammenheng mellom prognoser og investering i terminmarkedet	17
Figur 2 – Spot- og terminpriser fra 2000 til 2022	21
Figur 3 – Prognoser på terminprisen for Brent råolje	24
Figur 4 – Skala for Durbin-Watson Statistics	33
Figur 5 – Utviklingen av prognosejustert Hedge Ratio i out-of-sample-perioden.....	36
Figur 6 – Forholdet mellom risiko og avkastning med månedlig sikring	37
Figur 7 – Forholdet mellom risiko og avkastning med kvartalsvis sikring.....	38
Figur 8 – Illustrasjon av merverdien ved justering for LCOPOLL med månedlig sikring	43
Figur 9 – Illustrasjon av merverdien ved justering for LCOPOLL med kvartalsvis sikring..	44
Figur 10 – Avkastningsdiagram for delperiodene med månedlig sikringslengde.....	46
Figur 11 – Avkastningsdiagram for delperiodene med kvartalsvis sikringslengde	47

Forord

Arbeidet med oppgaven har vært en tidvis krevende prosess, hvor vi begge har begitt oss ut på ukjent teori, faglitteratur og arbeidsmetode. Dette har bydd på en rekke interessante utfordringer gjennom en uvurderlig læringsprosess, som vi anser som en sentral del av mastergraden vår ved Norges Handelshøyskole (NHH). Ikke alene på grunn av den faglige tyngden vi har opparbeidet oss, men også personlige erfaringer med å løse utfordrende problemstillinger som et lag. Erfaringene fra det siste halvåret vil utvilsomt tjene oss godt i fremtiden, både fra et akademisk og personlig ståsted. Kunnskap om spot- og terminmarkedet på Brent Råolje vil vi også bære med oss i overskuelig fremtid.

Vi ønsker å rekke en stor takk til vår akademiske veileder, Professor Øystein Gjerde. Han har bidratt med stor grad av fleksibilitet, profesjonalitet, ekspertise og uunnværlige tilbakemeldinger på arbeidet vårt. Vi ønsker også å takke NHH for tilgang til Refinitiv Eikon gjennom semesteret, og følgelig gitt oss fritt spillerom til å gjøre en rekke analyser på historiske spot- og terminpriser i markedet for Brent råolje. Til slutt vil vi takke Amalie og Maria som har holdt ut med oss i denne perioden.

Sammendrag

Avhandlingen stiller seg i rekken av flere studier som ser på prestasjonen til statiske- og selektive sikringsstrategier opp mot Brent råolje ved bruk av månedlige- og kvartalsvise terminkontrakter. Det som skiller seg fra andre studier er formuleringen av ulike sikringsstrategier som baserer seg på en justering av den anerkjente *Minimum Variance Hedge Ratio* (MVHR) og *Naiv Hedge Ratio* (Naiv HR). Justeringen er gjort basert på tre ulike prognoser: (1) i henhold til analytikernes prediksjoner om fremtidig terminpris, (2) naive prognoser og (3) prognoser for sesongvariasjoner ved bruk av OLS-estimering. I anvendelsen av prognoser har vi også gjennomført treffsikkerhetsanalyser, som vil gi indikasjon på merverdien ved å inkludere disse i sikringsstrategiene. Dette kan potensielt befeste profesjonelle analytikers evne til å se inn i fremtiden, eller avsløre at mer primitive metoder gir vel så gode estimater. Resultatene vil gi ytterligere innsikt i hvordan en kombinasjon av statiske- og selektive sikringsstrategier presterer, både med hensyn til minimering av prisrisiko og maksimering av nytte hos hver enkelt aktør.

Resultatene viser at Naiv HR og MVHR, begge justert for terminprisprediksjoner fra ledende økonomer, strateger og andre eksperter (LCOPOLL) kommer best ut blant våre syv sikringsstrategier med hensyn på nyttemaksimering for månedlige og kvartalsvise terminkontrakter. Videre finner vi at den naive sikringsstrategien er den mest effektive med hensyn til risikominimering for begge terminkontrakter, i tillegg til å gjøre en bedre jobb med nyttemaksimering og risikominimering ved justering for prognoser fra LCOPOLL. Resultatene indikerer en sterk sammenheng mellom treffsikkerhet på prognosene og prestasjonen til de selektive sikringsstrategiene. Selv om valg av sikringsstrategi handler om grad av risikoaversjon hos hver enkelt aktør, er det utført en rangering sikringsstrategiene for månedlige- og kvartalsvise terminkontrakter, både med hensyn til risikominimering og nyttemaksimering. Rangeringen er skissert i [kapittel 5.1](#) og [kapittel 5.2](#). Den videre strukturen for avhandlingen er beskrevet under.

Vi begynner med en kort gjennomgang av bakgrunnen og formålet ved oppgaven i [kapittel 1](#). I [kapittel 2](#) legger vi frem relevant teori, før vi [kapittel 3](#) går gjennom datagrunnlaget for oppgaven. I [kapittel 4](#) presenteres datakvalitetsanalyser og beskrivelse av den metodiske fremgangsmåten. Deretter kommer en presentasjon av resultater i [kapittel 5](#) med tilhørende diskusjon i [kapittel 6](#). I [kapittel 7](#) konkluderer vi avhandlingen, gjør kritiske refleksjoner og legger frem forslag til videre forskning.

Kapittel 1 – Introduksjon

Siden midten av 1900-tallet har oljemarkedet tatt en stadig større del i verdensøkonomien. Dette gjør privatpersoner og selskap sårbare for svingninger i oljeprisen, enten det er gjennom økte priser på råvarer eller svingninger i aksjemarkedene (Algieri & Leccadito, 2020). Etter de store oljeutvinningene og utformingen av OPEC på midten av 1900-tallet, har oljemarkedet utviklet seg til å bli verdens største markedet for råvarer (Chang, McAleer, & Tansuchat, 2011). Ifølge IMF vil en 10% økning i oljeprisen medføre en reduksjon i GDP på 0,2% (Miao et al., 2017, s. 77), som understreker at olje er en av de viktigste råvarene for økonomisk vekst.

Utviklingen av olje- og finansmarkedene har også skapt nye markeder, hvor aktører kan sikre seg mot svingninger, trender og sesongvariasjoner i råvarepriser. Et eksempel på et slikt marked er terminmarkedet, der selskap kan beskytte seg mot svingninger i oljeprisen, enten man er oljeprodusent- eller konsument. Muligheten til å beskytte seg mot svingninger i oljeprisen sørger for bedre kontroll og stabilitet i selskapets lønnsomhet. Dette kan bety forskjell på videre drift eller konkurs, ettersom geopolitikk, finansielle kriser og globale konflikter gir store utslag på oljeprisen. Beskrivelsene og erfaringene fra en ustabil og usikker situasjon i markedet gjør det interessant å se nærmere på bruken av sikringsstrategier, som er hovedtemaet for avhandlingen.

Sikringsstrategier baserer seg på en kombinasjon av risikoreduksjon og forventede verdier. Det er flere teorier som forsøker å finne den optimale sikringsstrategien for minimering av prisrisiko. En optimal sikringsstrategi minimerer kostnader og øker effektiviteten av risikostyringen (Wang, Wu, & Yang, 2015, s. 2870). Likevel vil hensikten med sikringsstrategien og tilhørende posisjon i markedet variere mellom aktører, avhengig av hvilken avkastning og risiko man er ute etter. Hva som er optimal sikringsstrategi, vil derfor avhenge av formålet ved risikostyringen. Enten det er risikominimering eller nyttemaksimering.

Det er flere empiriske metoder knyttet til sikringsstrategier som har til hensikt å redusere prisrisiko. Enkelte strategier omtales som statiske sikringsstrategier og tar utgangspunkt i et kontinuerlig sikringsforhold mellom spot- og terminpris. Likevel viser det seg å være vanskelig å finne en sikringsstrategi som konsistent utkonkurrer den naive sikringsstrategien (Wang, Wu, & Yang, 2015, s. 2870). I motsetning vil selektiv sikringsstrategi gjøre det mulig å aktivt justere tidspunktet og størrelsen på posisjon i sikringer, basert på et markedssyn (Adam, Fernando, & Salas, 2017, s. 3). Forskning viser at selektive sikringsstrategier gir bedre resultater sammenliknet med kontinuerlig sikring. Dersom sikringsstrategien justeres for et markedssyn basert på presise estimater kan det gi økt lønnsomhet, men også redusert prisrisiko (Kim, Garcia, & Leuthold, 2009, s. 3015).

Når det kommer til å etablere et markedssyn på Brent råolje er det flere studier som konkluderer med at det er vanskelig å predikere oljeprisen. Årsaken er det brede spekteret av underliggende faktorer som påvirker det fysiske og finansielle markedet for olje, blant annet politikk, kriser og globale konflikter. Disse faktorene skaper usikkerhet knyttet til fremtidig tilbud og etterspørsel, og bidrar til høyere volatilitet i oljeprisen (Miao et al., 2017, s. 78). Usikkerheten tilsier at aktører eksponert mot olje ikke alene kan basere seg på fremtidige estimater på oljeprisen for å redusere prisrisiko, hvilket leder oss inn på kjernen av avhandlingen.

Avhandlingen vil undersøke om en kombinasjon av statisk og selektiv sikringsstrategi (prognosejusterte sikringsstrategier) gir bedre resultater for investorer og selskap (aktører) eksponert mot oljemarkedet, sammenliknet med statiske sikringsstrategier. Vurderingen knytter seg til graden av prisrisiko ved de ulike sikringsstrategiene, samtidig som avkastningen opprettholdes. I den selektive sikringsstrategien baserer vi oss på ulike prognoser i form av kvalifiserte- og kvantitative estimater. Som et tilleggsresultat skal vi undersøke hvor godt prognosene fungerer til å predikere fremtidige terminpriser.

Kapittel 2 – Teori

2.1 Sikring

Usikkerhet knyttet til geopolitiske og klimapolitiske endringer reflekteres ofte i råvarepriser og skaper betydelig volatilitet og risiko i råvaremarkedet. Den gjennomsnittlige volatiliteten for råvarer fra 2015 til 2019 var mellom 10 og 20 prosent, med årlige prissvingninger opp mot 70 prosent (Gerken, Plantefevé, & Veillard, 2019). Dette skaper et behov for å sikre seg mot prissvingninger, enten man er på tilbud- eller etterspørselssiden av markedet. Ettersom det stadig dukker opp flere finansielle instrumenter som anvendes i risikostyringen, vil mulighetene til å redusere prisrisiko øke. Det krever imidlertid inngående kunnskap om råvaren man er eksponert mot, de finansielle instrumentene som er tilgjengelig og organisasjonen man er en del av for å optimalisere bruken av sikringsstrategier (Gerken, Plantefevé, & Veillard, 2019). I hovedsak går sikring ut på å investere i aktiva som reduserer risikoen for tap. Aktivaene må være negativt korrelert med en underliggende investering, slik at verditap i den underliggende investeringen kompenseres av en verdiøkning i sikringen, og vice versa (CFI, 2022a). Derivater blir ofte benyttet av aktører til å sikre seg mot prissvingninger, som muliggjør en forflytning av risiko over til en motpart (Hull, 2015, s. 1). Dette legger til rette for at aktører kan påta seg risikoen de er komfortable med.

I utgangspunktet vil ikke sikring i en Modigliani-Miller-verden tilføre verdi hvis finansmarkedene er effisiente og aktører kan redusere prisrisiko gjennom diversifisering (Adam, Fernando, & Salas, 2017, s. 2; Aretz, Bartram, & Dufey, 2017, s. 435). På den andre siden er det en omforent forståelse i academia at markedene ikke er tilstrekkelig effisiente, hvilket indikerer at sikring *faktisk* tilfører selskapet verdi (Fama, 1998). Dette åpner for flere fordeler ved å sikre underliggende aktiva.

For det første vil sikring gjøre at selskaper kan påta seg mer gjeld og få tilgang til billigere finansiering. Leland (1998) viser til at sikring øker gjeldskapasiteten, som igjen øker selskapsverdien ved økt skatteskjold på gjeldskostnadene (s. 1237). Videre argumenterer Chidambaran et al. (2001) for at sikring kan bidra til høyere *kreditscore* og selskapsverdi gjennom billigere finansieringskostnader (s. 523 – 524). Dette resulterer i at selskapet får økt verdi ved sparte finanskostnader, og mulighet til å påta seg ytterligere gjeld.

For det andre kan sikring redusere problemer knyttet til underinvestering. Problemer som kan bety at selskapene ikke investerer i nye prosjekter med positiv nåverdi ettersom de allerede har høye forpliktelser til obligasjonseierne. Løsningen kan være å reforhandle kontrakten med obligasjonseierne, selv om det medfører ekstra kostnader. I en slik situasjon kan sikring benyttes til å redusere risiko og legge til rette for at selskaper kan engasjere seg i prosjekter med positiv nåverdi (Aretz, Bartram, & Dufey, 2017, s. 436).

For det tredje kan sikring gjøre det lettere for et selskap å fokusere på deres kjernevirksomhet, og mindre tid på å følge opp finansielle verdier og risikoeksponering. Dette ligger som regel utenfor selskapets ekspertise (Hull, 2015, s. 51), og gir bedre forutsetninger for å skape konkurransefortrinn og hevde seg i markedet de operer i (Aretz, Bartram, & Dufey, 2017, s. 436).

Argumenter mot sikring er at aktører selv kan diversifisere bort risikoen i porteføljen. Argumentet holder dersom man ser bort fra transaksjonskostnader i form av kurtasje, som på grunn av stordriftsfordeler vil være mindre for store selskap enn for mindre aktører. Transaksjonskostnadene i terminmarkedet er også av en størrelsesorden som gjør det tilnærmet umulig for enkeltpersoner å handle i markedet (Hull, 2015, s. 52). Over tid kan transaksjonskostnader og kurtasjer knyttet til investeringer i terminkontrakter akkumuleres til betydelige summer (Mello & Parsons, 2013). Dette gjør at selskaper kan oppleve en situasjon der avkastningen blir lavere med sikring enn den ville vært uten sikring. En slik situasjon vil en veldiversifisert investor unngå ved å være eksponert mot aktiva med negativ korrelasjon til underliggende aktiva. Til tross for ulike muligheter til å redusere prisrisiko, vil avhandlingen begrense seg til sikring med terminkontrakter.

2.2 Terminkontrakter

En terminkontrakt er en enighet mellom to parter om å kjøpe eller selge en bestemt vare eller verdipapir til et gitt tidspunkt i fremtiden (Hull, 2015, s. 8). Tidspunktet for levering fastsettes i markedet for terminkontrakter, der prisen bestemmes av en forventning om fremtidig spotpris på underliggende aktiva (Hull, 2015, s. 8). Markedet for terminkontrakter består primært av kommersielle og institusjonelle aktører, ettersom størrelsen på kontraktene vil ekskludere mindre aktører (CFTC, 2022). I hovedsak benyttes terminkontrakter til å redusere prisrisikoen på underliggende aktiva, men kan også brukes til spekulering og trading (CFTC, 2022). For

aktører som faller under førstnevnte kategori vil kjøp av terminkontrakter redusere kostnader dersom spotprisen på råvaren overstiger terminprisen i fremtiden. Siden prisen er sikret i terminmarkedet, kan aktøren tilegne seg råvaren under markedspris.

Løpetiden på kontraktene varierer fra en måned til flere år, avhengig av hvor langt frem i tid aktøren ønsker å sikre seg, og hvilken likviditetsrisiko aktøren ønsker å ta. Likviditetsrisiko reflekterer hvor enkelt det er å kjøpe og selge kontrakter i terminmarkedet. Dette er et viktig aspekt, da aktører ønsker å unngå risikoen med å sitte på en kontrakt de ikke får solgt videre til markedspris. Markedet for terminkontrakter på Brent råolje er et eksempel på et likvid marked, der likviditeten øker jo nærmere man kommer leveransedato (StoneX, 2021). En typisk fremgangsmåte er ifølge Hull (2015) å kjøpe korte kontrakter (måneds- eller kvartalsvise kontrakter) som rullerer gjennom året (s. 68). Dette gjøres ved å avslutte en utgående kontrakt, som umiddelbart erstattes av en ny.

2.3 Sikringsstrategier og måltall

I empiriens tidlige fase ble terminkontrakter sett på som en forsikring, der aktører fikk anledning til å redusere prisrisikoen på underliggende råvarer. Prisrisikoen knyttet til spotposisjonen ble redusert ved å ta en tilsvarende motsatt posisjon i terminkontrakter (Johnson, 1960, s. 140; Ederington, 1979, s. 159). For en aktør på tilbudssiden vil dette gi avkastning ved kursoppgang (*longposisjon*) og reduksjon av prisrisiko med en motsatt posisjon i terminkontrakter (*shortposisjon*). Avkastningen (r_H) for den sikrede porteføljen fremkommer derfor ved:

$$r_H = x[(s_2 - s_1) - (f_2 - f_1)] \quad (1)$$

Likningen viser et likt antall kontrakter (x) aktøren investerer i spot- og terminprisen, der $(s_2 - s_1)$ og $(f_2 - f_1)$ er differansen i spot- og terminprisen mellom to perioder. Hvis endringen i spotprisen er tilsvarende endringen i terminprisen, vil en perfekt sikring forekomme der prisrisikoen elimineres ved at spot- og terminposisjonen utligner hverandre ($r_H = 0$) (Johnson, 1960, s. 140). Hvis endringene i spot- og terminprisene ikke er identiske ved periodeslutt vil det oppstå *basisrisiko*, hvor aktøren opplever gevinst eller tap på den sikrede porteføljen ($r_H \neq 0$) (Ederington, 1979, s. 160).

Problemstillingen knyttet til basisrisiko medførte at Johnson (1960) tok utgangspunkt i porteføljeteorien til Markowitz, med formål om å finne en bedre metode for å redusere basisrisiko. Dette åpnet for ulik eksponering (x) mellom spot og terminkontrakten, ved å hensynta imperfekt samvariasjon mellom prisene. Deretter bygde Ederington (1979) videre på teorien, under en forutsetning om at aktører kun holder én underliggende aktiva. Følgelig er eksponeringen mot spotprisen konstant, som medfører at aktøren utelukkende skal fokusere på hvor mye som skal sikres i terminmarkedet. Forutsetningen har i ettertid vært sentral i teorien om sikringsstrategier, hvor formålet har vært å finne en Hedge Ratio (HR) som reduserer basisen.

HR beskriver forholdet mellom en investering i underliggende aktiva og tilhørende sikring i terminkontrakter, og forklares ved å dele verdien som investeres i terminkontrakter (S) på verdien i underliggende aktiva som skal sikres (U). Dersom (U) holdes konstant vil HR beregnes ved andelen som sikres med terminkontrakter (Czekierda & Zhang, 2010). Ved å følge metoden til Howell og Watson (1938) gir det følgende likning:

$$HR = \frac{S}{U} = \frac{\text{Sikret Aktiva}}{\text{Usikret Aktiva}} \quad (2)$$

Ettersom underliggende aktiva holdes konstant er det endringer i S som avgjør hvor mye av basisrisikoen som reduseres. Formålet til aktørene er dermed å finne størrelsen på S som passer formålet for risikostyringen. Avkastningen for den sikrede porteføljen, uavhengig av formål, beregnes ved (Cotter & Hanly, 2015, s. 719):

$$r_{t+1} = \Delta s_{t+1} - HR_t \times \Delta f_{t+1} \quad (3)$$

Avkastningen (r_{t+1}) kalkuleres ved endringen spotprisen (Δs_{t+1}) minus endringen i terminprisen (Δf_{t+1}). Vektingen i terminkontrakter (HR_t) justeres etter en HR aktøren ønsker å benytte i periode (t). Prisisikoen reflekteres i den sikrede porteføljens empiriske varians $Var(r_{t+1})$ og tilhørende standardavvik (Johnson, 1960, s. 143). Den empiriske variansen (videre omtalt som varians) beregnes ved følgende likning:

$$Var(r_{t+1}) = Var(\Delta s_{t+1}) + HR_t^2 Var(\Delta f_{t+1}) - 2 HR_t Cov(\Delta s_{t+1}, \Delta f_{t+1}) \quad (4)$$

Variansen i spot- og terminprisen fremkommer ved $Var(\Delta s_{t+1})$ og $Var(\Delta f_{t+1})$, kovarians $Cov(\Delta s_{t+1}, \Delta f_{t+1})$ og (HR_t) justeres etter HR. Som en forlengelse av dette, utviklet Ederington (1979) en metode for å beregne sikringseffektiviteten (SE) i en portefølje, som viser hvor effektivt den sikrede porteføljen reduserer prisrisiko. SE kalkuleres ved differansen i variansen for avkastningen mellom porteføljen med- og uten sikring, og viser andelen av prisrisikoen som reduseres (Ederington, 1979, s. 164):

$$SE = 1 - \frac{Var(r_{t+1})}{Var(s_{t+1})} \quad (5)$$

SE = 0 tilsier null prisrisikoreduksjon ved sikringsstrategien, og en SE = 1 tilsier at prisrisikoen elimineres i sin helhet.

2.4 Optimal Hedge Ratio

Aktører kan ha ulike formål med risikostyringen som utøves, og reflekteres i *Optimal Hedge Ratio* (OHR). I litteraturen tjener sikringsstrategier primært to formål (Cotter & Hanly, 2015). Det første formålet fokuserer utelukkende på å redusere basisrisiko ved å finne en HR som minimer variansen i spotposisjonen. OHR vil da være sikringsstrategien som presterer best med tanke på å redusere prisrisiko. Tilnærmingen tar utgangspunkt i *Minimum Variance Hedge Ratio* (MVHR) og medfører en uteblivelse av fokus på avkastning, ettersom MVHR forutsetter uendelig risikoaversjon. Det andre formålet hensyntar avkastning og risiko basert på aktørens risikoaversjon. Dette åpner for økt risiko i lys av potensiell avkastning og risikoaversjon (Cotter & Hanly, 2015, s. 719), og omtales som *Nyttebasert Hedge Ratio* (NHR).

Dersom aktøren ikke besitter noen risikopreferanse vil det heller ikke være noen form for sikring ($HR = 0$), og følgelig vil OHR være lik null med full eksponering mot spotprisen. Alternativt kan aktøren ha et *en-til-en*-forhold mellom spot- og terminpris, som gir full sikring i tilfeller med perfekt samvariasjon mellom spot- og terminpriser (*Naiv Hedge Ratio*). En aktør kan også besitte kunnskap eller informasjon om fremtidig kursutvikling, som muliggjør en dynamisk sikring av underliggende aktiva. OHR vil derfor være subjektivt etter formålet med sikringen, som igjen påvirker valg av HR i sikringsstrategien. I fortsettelsen av dette vil nevnte sikringsstrategier diskuteres nærmere.

2.5 Statistiske sikringsstrategier

2.5.1 Minimum Variance Hedge Ratio

Johnson (1960) utviklet Minimum Variance Hedge Ratio (MVHR) på grunn av den imperfekte korrelasjonen mellom spot- og terminprisene. Formålet var å redusere basisrisikoen når spot- og terminprisen ikke samvarierte tilstrekkelig. Siden tradisjonelle sikringsstrategier ikke fanger opp denne risikoen, benyttet Johnson (1960) porteføljeteorien for å løse problemstillingen. Fremgangsmetoden tar utgangspunkt i å minimere den sikrede porteføljens varians $\min Var(r_{t+1})$ og illustreres ved å minimere likning (4). Dette gir følgende likning:

$$HR^* = \frac{Cov(\Delta S_{t+1}, \Delta f_{t+1})}{Var(\Delta f_{t+1})} \quad (6)$$

Eksposeringen mot terminprisen avhenger av det historiske forholdet i avkastning mellom spot- og terminprisen (Hull, 2015, s. 59). MVHR (HR^*) fremkommer ved å ta kovariansen $Cov(\Delta S_{t+1}, \Delta f_{t+1})$ mellom spot- og terminprisen delt på variansen $Var(\Delta f_{t+1})$ i terminprisen. Dersom terminprisen øker med 1%, er det forventet at spotprisen vil endre seg med HR^* %. På samme måte vil en endring i spotprisen på 1% gi en forventet endring på $\frac{1}{HR^*}$ % i terminprisen (Gao, 2020). Videre viser MVHR forholdet mellom investeringer i den sikrede og usikrede aktivaen som minimerer volatiliteten. Dermed utelukker sikringsstrategien aktørens forhold til avkastning og forutsetter uendelig risikoaversjon (Cotter & Hanly, 2015, s. 719).

2.5.2 Nyttbasert Hedge Ratio

Nyttbasert Hedge Ratio (NHR) fanger opp forholdet mellom avkastning og risiko, og hensyntar risikoaversjonen til aktøren. Under en forutsetning om at aktøren har kvadratisk nytte vil NHR fremkomme ved likning (7) (Cotter & Hanly, 2015, s. 719):

$$NHR = \frac{-E(\Delta f_{t+1})}{2\gamma Var(\Delta f_{t+1})} + \frac{Cov(\Delta S_{t+1}, \Delta f_{t+1})}{Var(\Delta f_{t+1})} \quad (7)$$

$E(\Delta f_{t+1})$ viser forventede avkastningen i terminmarkedet, γ er risikoaversjonsparameteret, $Var(\Delta f_{t+1})$ er variansen i avkastningen i terminmarkedet og $Cov(\Delta S_{t+1}, \Delta f_{t+1})$ er kovariansen mellom spot- og terminprisene. Hvis risikoaversjonen øker indikerer det et ønske om å øke sikringen i underliggende aktiva ved bruk av terminkontrakter, parallelt som eksposeringen mot spotmarkedet reduseres (Cotter & Hanly, 2015, s. 719). Ved uendelig risikoaversjon vil NHR være lik MVHR.

2.5.3 Ingen sikring

I følge Cotter og Hanly (2015) velger aktører i energimarkedet å la være å sikre seg ($HR = 0$) på grunn av meravkastningen av å være fullekspontert mot spotprisen. Disse omtales som risikotakere, og tar høy risiko i håp om høy avkastning. $HR = 0$ vil i avhandlingen benyttes som en benchmark mot de resterende sikringsstrategiene, med hensyn til risiko og avkastning.

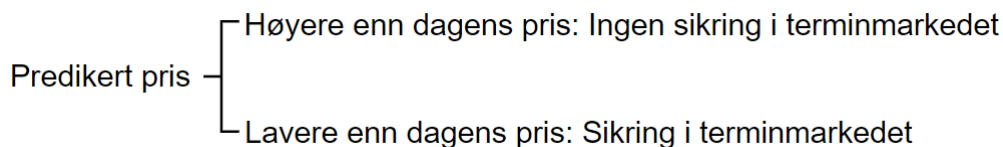
2.5.4 Naiv Hedge Ratio

Naiv Hedge Ratio (Naiv HR) går ut på å ta én shortposisjon i terminmarkedet for hver longposisjon i et underliggende aktiva ($HR = 1$) (Wang, Wu, & Yang, 2015, s. 2873). Hvis spot- og terminprisen er perfekt korrelert, vil prisendringer utligne hverandre. Naiv HR krever ingen inngående analyse av markedet eller alternative metoder for å estimere og optimalisere forholdet mellom avkastning og risiko. Dette skaper en forventning om at sikringsstrategien vil utkonkurreres av mer sofistikerte metoder (Wang, Wu, & Yang, 2015, s. 2873). Likevel har en rekke empiriske studier dokumentert det motsatte, hvor blant annet Alexander & Barbosa (2007) og Wang et al. (2015) viser at de fleste sikringsstrategier gir signifikant dårligere resultater enn Naiv HR over ulike perioder, tidshorisonter og aktiva.

2.6 Selektive sikringsstrategier

Selektiv sikringsstrategi tar utgangspunkt i at aktøren selv bestemmer når underliggende aktiva skal sikres, og til hvilket omfang. Det betyr at sikringen baserer seg på markedssynet aktøren besitter til enhver tid. Hvis en aktør på tilbudssiden har et markedssyn om lavere spotpris i fremtiden vil terminkontrakter benyttes til prissikring, ettersom høyere pris kan oppnås ved å selge underliggende aktiva i terminmarkedet. Motsatt vil aktøren redusere sikringen dersom prisen på varen øker, for å selge til en høyere spotpris i fremtiden. Markedssyn basert på presise estimater kan medføre økt lønnsomhet, samtidig som risikoen reduseres (Kim, Garcia, & Leuthold, 2009, s. 3015). Dette gir rom for finjusteringer av sikringsstrategien, og gjør den bedre rustet for markedsbevegelser. Med andre ord vil en selektiv sikringsstrategi inkludere et spekulativt element i sikringsstrategien (Yun, 2006, s. 3496). Slik vil man lettere justere eksponeringen mot terminmarkeder i den sikrede porteføljen og gi bedre forutsetninger for å tjene formålet ved risikostyringen. Enten det er å minimere risiko eller maksimere forventet avkastning.

Figur 1 – Sammenheng mellom prognoser og investering i terminmarkedet



Figuren illustrerer bruk av terminkontrakter ved ulik prediksjon av råvarepris for en aktør på tilbudssiden av råvaremarkedet. Fremstillingen viser en binær tilnærming, hvor man enten kjøper terminkontrakter eller ikke. I realiteten vil størrelsen på investeringer i terminmarkedet variere ut ifra hensikten ved investeringen.

Før aktøren justerer den sikrede porteføljen er det hensiktsmessig med en formening om hvordan fremtiden vil se ut. Et sentralt hjelpemiddel for selektive sikringsstrategier er å utarbeide og handle på prognoser om fremtiden, der kvaliteten på prognosene avgjør suksessen til sikringsstrategien (Yun, 2006, s. 3496). Av den grunn skal vi belyse verdien av prognoser for aktører og hvordan treffsikkerheten måles ex post.

2.6.1 Hvorfor utarbeide prognoser

For aktører som profiterer på økte råvarepriser vil risikoen knytte seg til fremtidige priser. For å håndtere fremtidens usikkerhet vil beslutningsgrunnlaget i dag basere seg på prognoser om hva som vil skje fremover. Typisk skiller man mellom kortsiktige og langsiktige prognoser, der førstnevnte knytter seg til prisfluktasjoner og sistnevnte knytter seg til trender, sesongvariasjoner, markedskrefter og politikk. Vi skiller også mellom kvalitative prognoser basert på menneskelige vurderinger, statistiske prognoser basert på matematiske metoder og kombinerte prognoser med justering av de statistiske prognosene for kvalitative vurderinger (Nada, 2015, s. 56). Tidligere studier viser til signifikante forbedringer i selskapets prestasjoner, spesielt knyttet til kostnadsreduksjon ved å utarbeide og benytte seg av prognoser (Nada, 2015, s. 6). Empirien viser også at statistiske prognoser er 18,1% mer treffsikre sammenliknet med kvalitative prognoser (Nada, 2015, s. 54). Disse resultatene gir klare indikasjoner på nytten av å utarbeide og benytte prognoser, for selskap som stadig må forholder seg til fremtiden.

2.6.2 Måling av treffsikkerhet på prognoser

For måling av treffsikkerhet bruker vi ulike måltall som presenterer feilmarginer i prognosen. Av likning (8) ser vi at feilmarginen er gitt ved forskjellen mellom predikerte verdier og faktisk verdier (Nada, 2015, s. 31):

$$e_t = d_t - p_t \quad (8)$$

e_t representerer feilmarginen i prognosen i periode t , d_t representerer de faktiske verdien i periode t og p_t er verdien fra prognosen i periode t . For å måle feilmarginen i prognosene over en lengre tidsperiode bruker vi sofistikerte metoder som bygger på samme prinsipp. Metodene deles inn i to hovedkategorier: *standard måling av feilmargin* og *relativ måling av feilmargin*. Førstnevnte kategori avhenger av kategoriseringen av datasettet, altså at den kun fungerer til sammenlikning av prognoser på samme produkt. Sistnevnte kategori har motsatt egenskaper, og muliggjør sammenlikning av prognoser på tvers av ulike produkter (Nada, 2015, ss. 38-41). Vi vil videre se nærmere på fire målinger innenfor de to kategoriene.

2.6.3 Standard måling av feilmargin

Mean Absolute Deviation (MAD)

Metoden beregner gjennomsnittlig antall enheter avvik, målt ved absoluttverdier i avviket. Metoden er lett å forstå ettersom den gir direkte svar på hvor mye prognosen feilestimerer, uavhengig av datagrunnlag. Forenklingen skaper likevel en ulempe ved at absoluttverdiene hindrer metoden i å gi informasjon om prognosene over- eller underestimerer. MAD brukes typisk der det foreligger en lineær sammenheng mellom kostnader og størrelsen på feilmarginen mellom prediksjoner og faktiske verdier. Likningen for MAD er gitt ved følgende (Nada, 2015, s. 39):

$$MAD = \frac{\sum | \text{faktiske verdier} - \text{predikerte verdier} |}{\text{antall verdier}} \quad (9)$$

Root Mean Squared Error (RMSE)

RMSE kalkulerer gjennomsnittlig standardavvik i avvikene mellom faktiske og predikerte verdier, og gir et bilde på hvor konsentrert datapunktene er rundt en estimert regresjonslinje (Barnston, 1992). Siden avvikene er kvadrert vil RMSE legger større vekt på store avvik enn mindre avvik. Kvadratrotten av brøken vil gi måltallet den samme størrelsesordenen som MAD, og igjen gjøre det lettere å sammenlikne måltallene opp mot hverandre. Måltallet er relevant i tilfeller der det er overproporsjonale kostnader knyttet til avvik mellom prediksjoner og faktiske verdier. Vi vil heller ikke her få informasjon om over- eller underestimering av prognosene. Likningen for RMSE er gitt ved følgende (Nada, 2015, s. 40):

$$RMSE = \sqrt{\frac{\Sigma(\text{faktiske verdier} - \text{predikerte verdier})^2}{\text{antall verdier}}} \quad (10)$$

2.6.4 Relativ måling av feilmargin

Mean Percentage Error (MPE)

MPE viser prosentvis gjennomsnittlig feilmargin i prognosen, og er følgelig anvendelig på tvers av enheter for ulike datagrunnlag. Resultatene er som regel små, da positive og negative avvik i målingene vil utligne hverandre. Dette gjør at man mister informasjon om avvikene, og er følgelig en svakhet ved måltallet. Likevel vil den gi verdifull informasjon om prognosene over- eller underestimerer, i motsetning til MAD og RMSE. En positiv MPE indikerer at prognosene underestimerer fremtidige verdier. Negativ MPE indikerer en overestimering av fremtidige verdier. Likningen for MPE er gitt ved følgende (Nada, 2015, s. 41):

$$MPE = 100\% \frac{\Sigma(\text{faktiske verdier} - \text{predikerte verdier})}{\frac{\text{faktiske verdier}}{\text{antall verdier}}} \quad (11)$$

Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

MAPE er tilnærmet det samme som MPE, men med absoluttverdier for feilmarginen til prognosene. Den gir derfor informasjon om totalt gjennomsnittlig prosentvist avvik, men neglisjerer hvorvidt prognosene over- eller underestimerer fremtidige verdier. På lik linje som MPE vil den være anvendelig på tvers av datagrunnlag. Likningen for MAPE er gitt ved følgende (Nada, 2015, s. 42):

$$MAPE = 100\% \frac{\Sigma \frac{|\text{faktiske verdier} - \text{predikerte verdier}|}{\text{faktiske verdier}}}{\text{antall verdier}} \quad (12)$$

Kapittel 3 – Data

3.1 Spot- og terminpriser

Datagrunnlaget for avhandlingen er hentet fra Refinitiv Eikon og tar utgangspunkt i kontrakter på Brent råolje. Vi anvender historiske spot- og terminpriser handlet på Intercontinental Exchange (ICE). Én terminkontrakt tilsvarer 1 000 fat Brent råolje og er notert i amerikanske dollar (USD). Terminkontrakten tar utgangspunkt i fysisk levering, men med en innbakt opsjon på oppgjør i kontanter mot ICE Brent indekspris på siste handelsdag i kontraktsmåneden (ICE, 2022). Dette gjør at sikringsstrategien fungerer for aktører som ønsker fysisk levering, eller oppgjør i kontanter. Den inkluderte terminprisen i datasettet er *settlement price* og er en tidsvektet avkastning for handler gjennomført i et to-minutters vindu fra 19:28:00 for tidssonen i London. Terminkontraktene handles med leveringsdatoer på de 96 påfølgende månedene. Historisk priser består av rullerende kontrakter, hvilket indikerer at kontraktene rullerer over til nærmeste tilsvarende kontrakt når kontraktsperioden utløper. Det er flere faktorer som påvirker valg av datafrekvensen på spot- og terminprisene.

For det første viser flere empiriske studier at sikringsstrategiens tidshorison ideelt sett bør samsvare med datafrekvensen i datasettet (Chen et al., 2003, s. 448; Hull, 2015, s. 60). Dermed vil valg av datafrekvens påvirke lengden for sikringsstrategien. På den ene siden finner Mallairis og Urrutia (1991) at sikringsstrategier med kort tidshorison på en uke er mer effektive på å redusere prisrisiko enn lengre tidshorison på en måned *ex ante*, men stiller spørsmål til om det samme gjelder for andre markeder for terminkontrakter. På den andre siden finner Mallairis og Urrutia (1991) at sikringsstrategier med lengre tidshorison er mer effektivt enn kortere *ex post*. I likhet konkluderer Aragò og Izquierdo (2001) med at en lengre tidshorison vil ha høyere sikringseffektivitet enn kortere tidshorison (s. 32).

For det andre nevner Geppert (1995) at Ederingtons (1979) metode for å finne MVHR krever lik lengde på terminkontrakt og datafrekvens. Fordelen er det brukes ikke-overlappende data, som teoretisk sett gir de mest presise estimatene (Frankland et al., 2017). Dataen vil følgelig være uavhengig mellom perioder, som igjen reduserer sannsynligheten for autokorrelasjon i datasettet. Dette øker sannsynligheten for valide resultater fra regresjonsanalyser, spesielt med tanke på passformen til regresjonslinjen. Ulempen er derimot at vi får færre datapunkter å basere sikringsstrategien på, i tillegg til faren for partiske resultater (Frankland et al., 2017). I

avhandlingen benytter vi derfor månedlige og kvartalsvise terminkontrakter (sikringslengder), siden de korte terminkontraktene er mer likvide og gir flere datapunkter å basere analysen på.

Tabell 1 – Beskrivelse av datasett

	In-sample period	Out-of-sample period
Månedlig	31.01.2000 - 31.12.2010	31.01.2011 - 31.03.2022
Kvartalsvis	03.03.2000 - 31.12.2010	31.03.2011 - 31.03.2022

Tabellen viser en oversikt over kontraktene vi analyserer i avhandlingen, med månedlige og kvartalsvise løpetider i in- og out-of-sample perioden.

For å vurdere sikringsstrategiene deler vi datasettet i en *in-sample*-periode og *out-of-sample*-periode. Førstnevnte periode brukes som et estimeringsvindu til å beregne modellparameterne for sikringsstrategiene. Sistnevnte periode benyttes til testing av sikringsstrategiene for prisrisiko og forholdet mellom avkastning og risiko. Tidsperioden tilbake til år 2000 er valgt for å gi signifikante og objektive resultater, i tillegg til å gi en like lang in-sample-periode som out-of-sample-periode. Ettersom vi har prognoser fra analytikere (LCOPOLL) tilbake til 2011, strekker vi derfor in-sample-perioden tilbake til år 2000, og får følgelig 11 år i begge sample-periodene. Tidsperioden begrunnes også med at OPEC endret atferd etter krakket i 1999, som gjør tidsperioden før år 2000 mindre relevant å inkludere i avhandlingen (Ye et al., 2008).

Figur 2 – Spot- og terminpriser fra 2000 til 2022



Figuren viser en oversikt over spot- og terminprisutvikling (med tilhørende basis) gjennom dataperioden for månedlige terminkontrakter på Brent råolje i amerikanske dollar (USD). Basisen i figuren illustrerer forskjellen mellom de to respektive prisene, med en gul linje som slynger seg rundt null.

Av statistiske årsaker benytter vi kontinuerlig forrentet avkastning (logaritmisk avkastning) på spot- og terminprisene til å beregne modellparametere. Logaritmisk avkastning inkluderer renters rente-effekten som muliggjør sammenlikning av avkastning over ulike perioder med varierende frekvens (Hudson & Gregoriou, 2015, s. 152). Dersom prisen på verdipapiret følger *brownisk bevegelse* vil prisen være normalfordelt, der normen er å kvantifisere risikoen ved bruk av standardavvik (Hudson & Gregoriou, 2015; Lashgari 2012).

I datasettet har vi fjernet de største uteliggerne knyttet til koronapandemien i 2020, hvor vi opplevde negative terminpriser på Brent råolje. Observasjonen skaper unødig støy i datasettet, både fordi hendelsen er av signifikant karakter og fordi det er første gang i historien dette er blitt observert (Kearney, 2020). Den direkte årsaken til negative oljepriser var den uforutsigbare stansen i handel, shipping og reising gjennom den første fasen i pandemien. Dette førte til manglende lagringskapasitet av råolje, hvor aktører fikk betalt for å frigjøre lagringsplass ved å hente oljefat (Kearney, 2020).

3.1.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 2 – Deskriptiv statistikk

	Månedlige kontrakter		Kvartalsvise kontrakter	
	Spot	Termin	Spot	Termin
Gjennomsnitt	0,007	0,007	0,023	0,023
Varians	0,011	0,009	0,038	0,033
Standardavvik	0,103	0,092	0,196	0,181
Kurtose	1,526	1,386	5,320	4,020
Skjevhet	-0,507	-0,617	-1,547	-1,368
Minimum	-0,426	-0,407	-0,892	-0,767
Maximum	0,328	0,254	0,385	0,342
Observasjoner	263	263	86	86

Tabellen viser deskriptiv statistikk på avkastningen ved månedlige og kvartalsvise spot- og terminpriser. Tabellen viser gjennomsnittlig avkastning, volatilitet som varians, risiko som standardavvik, fordelingen av data ved kurtose og skjevhet, minimumsverdier, maksimumsverdier og antall observasjoner for de to sikringslengdene i datasettet.

Tabell 2 viser deskriptiv statistikk for den logaritmiske avkastningen på månedlig og kvartalsvise spot- og terminpriser fra 31.01.2000 til 31.03.2022, og gir informasjon om fordelingen av grunndataen. Variansen og standardavviket er høyere for spotprisen, og kan forklares med at illikviditeten i spotmarkedet bidrar til en høyere volatilitet (Crain & Lee, 1996). Naturligvis vil avkastningen og volatiliteten være høyere på kvartalsvise terminpriser, ettersom tidsintervallet er lenger. Verdiene i datasettet er ikke fullstendig normalfordelt da kurtosen og skjevheten er ulik null. Siden kurtosen er positiv i begge sikringslengdene

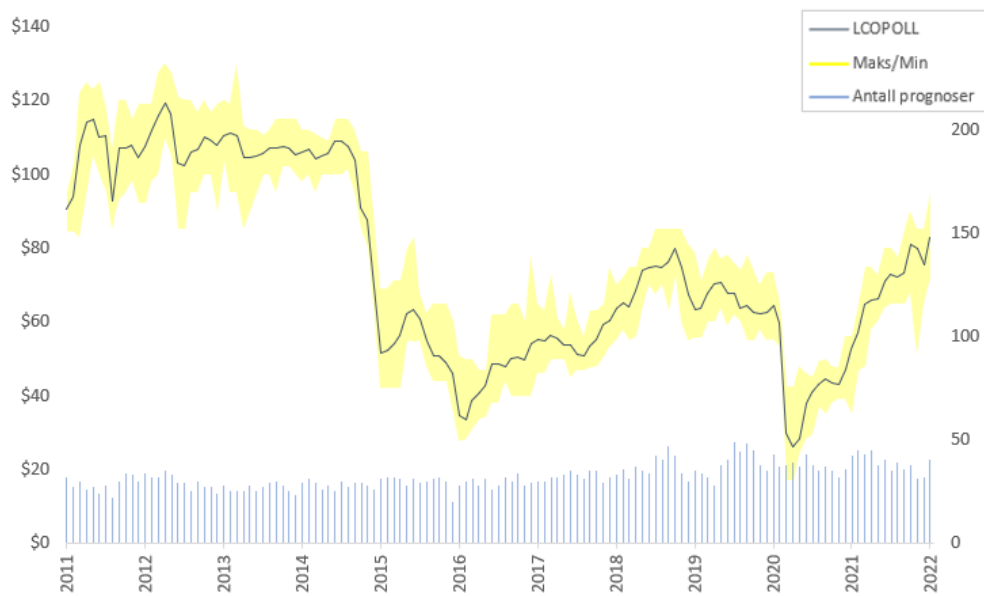
indikerer det at datapunktene har en «toppet fordeling». På grunnlag av den negative skjevheten i avkastningen for både spot- og terminprisene kan vi fastslå at toppen av normalfordelingskurven har en skjevhet mot de lavere verdiene i datasettet.

3.2 Prognoser

Analysene tar utgangspunkt i prognoser på terminpriser, fremfor spotprisen på brent råolje. Valget begrunnes med at prognoser på Brent råolje gjøres primært på terminkontrakter. Dette kommer av terminkontraktene på Brent råolje er den viktigste forklaringsvariabelen for prisutviklingen i spotprisene på Brent råolje i historisk perspektiv, som også understreker viktigheten av gode prognoser på terminprisene (Miao et al., 2017). Dette vil riktignok ikke skape problemer for estimatene våre, da terminprisen alltid vil konvergere mot spotprisen når leveransedatoen i terminkontraktene nærmer seg (Chen J. , 2021). Uten konvergering av terminprisen ville det foreligget en risikofri avkastning og arbitrasjemulighet mellom spot- og terminprisen (Skiena, 2007).

Kvalifiserte prognoser

I Refinitiv Eikon finner vi historiske prognoser omtalt som «Reuters Polls». Prognosene baserer seg på undersøkelser gjennomført av Reuters og består av prisestimer på terminprisen for en gitt råvare i fremtiden. Undersøkelsene er gjennomført på ledende økonomer, strateger, analytikere på kjøps- og salgssiden, uavhengige akademikere, forskere og tenketanker (Refintiv, 2022). Prognosene som legges til grunn er et gjennomsnitt av prediksjonene fra bidragsyterne. Tidshorisonten på prognosene varierer fra inneværende kvartal til fire kvartal frem i tid, i tillegg til årlige prognoser opp til fem år frem i tid. For hvert enkelt tidspunkt vil antall analyser variere med antall bidragsytere som kommer med prognoser for hver måned. Et utdrag av bidragsytere fra 31.01.2022 er vist i [Appendix](#) under Tabell 13 og Tabell 14. Vi tar utgangspunkt i det korteste intervallet som inkluderer estimer om hva terminprisen vil være i løpet av inneværende kvartal, med månedlige data fra 31.01.2011 til 31.03.2022. Dette gir oss 134 observasjoner ettersom undersøkelsen gjennomføres månedlig, med et gjennomsnitt på 32 analyser per måned. Undersøkelsene omtales som LCOPOLL, som også brukes som benevning i avhandlingen.

Figur 3 – Prognoser på terminprisen for Brent råolje

Figuren viser den gjennomsnittlige predikerte terminprisene fra kvalifiserte analytikere fra og med 2011 til 2022 (out-of-sample-periode). Dette er illustrert med den svarte linjen, hvor spekteret i estimatene vises med det gule sløret. Stolpene på x-aksen viser antall prognoser som ligger til grunn for det kalkulererte gjennomsnittet. Antall prognoser ligger mellom 50 og 20 gjennom perioden.

Kapittel 4 – Metode

I dette kapitlet skal vi presentere fremgangsmetoden for å beregne HR for statiske sikringsstrategiene og hvordan disse justeres ved å inkludere elementer fra den selektive sikringsstrategien. Deretter vil det gjennomføres en rekke statistiske tester på modellparametere og datagrunnlaget, som igjen vil gi svar på objektiviteten i resultatene og hvorvidt de OLS-estimerte verdier fra regresjonsanalysene er BLUE.

4.1 Estimering av Hedge Ratio

Før vi går nærmere inn på hvordan HR er kalkulert for de ulike sikringsstrategiene, er det nødvendig å presisere at de statiske sikringsstrategiene MVHR og Naiv HR er inkludert som benchmarks til de selektive sikringsstrategiene, både med tanke på risikominimering og nyttemaksimering.

4.1.1 Minimum Variance Hedge Ratio

Ut ifra Johnson (1960) sin fremgangsmetode for å finne MVHR er det mulig å finne HR ved regresjonsanalyse. Johnson (1960) betegner regresjonskoeffisienten som MVHR og R^2 som sikringseffektiviteten. Basert på Junkus og Lee (1985) beregnes MVHR ved:

$$r_s = \beta_0 + HR^* \times r_f + \varepsilon \quad (13)$$

Avkastningen i spot- og terminprisene representeres med r_s og r_f , der HR^* er andelen aktøren investerer i terminprisen. De estimerte koeffisientene for HR^* , R^2 , t-verdier, p-verdier og f-verdier for månedlige- og kvartalsvise kontrakter ligger i [Appendix](#) under Tabell 16 og Tabell 17, med en tilhørende forklaring.

4.1.2 Nyttebasert Hedge Ratio

Ved å beregne NHR fra likning (7) med risikoaversjonsparameter (γ) fra 0 til uendelig, finner vi den optimale vektingen mellom spot- og terminprisen til en gitt risikoaversjon. Fra dette kan vi beregne avkastningen og variansen til HR med ulike risikoaversjonsparametere. Med utgangspunkt i likning (14) vil NHR bevege seg mot MVHR ettersom risikoaversjonsparameteret går mot uendelig. Dette gjør at vi kan konstruere en avkastningskurve som muliggjør vurdering av sikringsstrategiene i lys av ulike risikoaversjonsparametere fra null til uendelig, ex post.

$$MVHR = \lim_{\gamma \rightarrow \infty} \left(\frac{-E(\Delta F_{t+1})}{2\gamma \text{Var}(\Delta F_{t+1})} + \frac{\text{Cov}(\Delta S_{t+1}, \Delta F_{t+1})}{\text{Var}(\Delta F_{t+1})} \right) \quad (14)$$

4.1.2 Naive Hedge Ratio

Naiv HR er en simpel sikringsstrategi, hvor andelen investert i terminmarkedet er konstant lik 1 (HR = 1). Beregningen er gjort med utgangspunkt i likning (3), hvor avkastningen i den sikrede porteføljen beregnes ved:

$$r_H = \Delta S_t - 1 \times \Delta F_t \quad (15)$$

4.1.3 Prognosejustert Hedge Ratio

De kvalitative sikringsstrategiene tar utgangspunkt i MVHR og Naiv HR, og inkluderer momenter fra selektiv sikringsstrategi. Strategiene går ut på å gjøre en justering av MVHR og Naiv HR basert på tre ulike prognoser. For en aktør på tilbudssiden innebærer justeringen å øke eksponering i terminmarkedet dersom prognosen tilsier en kursnedgang. Motsatt vil aktøren redusere eksponering i terminmarkedet hvis prediksjon tilsier en kursoppgang. Slik kan aktøren dra nytte av opp- og nedgangen i prisene, ettersom den sikrede porteføljen justeres deretter. Dermed vil aktøren alltid være vektet mot terminmarkedet, samtidig som den sikrede porteføljen kan tilpasses etter fremtidsutsikter. Justeringen av MVHR og Naiv HR for prognoser betegnes HR_p , og kalkuleres på følgende måte:

$$HR_p = HR_{Naiv}^{MV} * \left(1 - \frac{\text{Prognose} - \text{Terminpris}}{\text{Terminpris}} \right) \quad (16)$$

Ettersom prognosene er gjennomført på terminprisene, vil justeringen av MVHR og Naiv HR basere seg på differansen mellom predikert terminpris i inneværende periode og faktisk terminpris i inneværende periode. Det betyr at *Prognose* i likning (16) endrer seg i tråd med prognosemetoden som benyttes. I avhandlingen benyttes LCOPLL, naiv prognose og prognose for trend- og sesongvariasjoner. Dersom en av prognosemetodene tilsier at terminprisen skal ned (opp) i neste periode vil differansen være negativ (positiv), som igjen betyr at sikringen i terminmarkedet øker (reduseres). HR_p vil derfor øke (reduseres) for den respektive perioden. Ettersom naiv prognose medfører at prognoseleddet i likning (16) er lik null, justeres HR etter avkastning i forrige periode. Videre skal vi se på de to resterende prognosemetodene: naiv prognose og prognose for trend- og sesongvariasjoner.

En naiv prognosemetode er den enkleste formen for prognoser, og tilsier at neste periode har lik verdi som forrige periode. Denne vil oppdateres løpende gjennom en tidsserie, og brukes i hovedsak som et sammenlikningsgrunnlag mot mer sofistikerte prognosemetoder (Monash Business School, 2018). Prognosemetoden baserer seg på at prisen for neste periode er uforutsigbar, med prisbevegelser som følger en *random walk*. Derfor er verdien i inneværende periode det beste estimatet for neste periode (Miao et al., 2017, s. 80). Metoden for å predikere prisen i neste periode er gitt ved likning (17), hvor F_{t+1} er prisen på terminkontrakten i neste periode og F_t er inneværende periode.

$$F_{t+1} = F_t \quad (17)$$

Selv om metoden er enkel, og ofte brukes som en benchmark, har prognosemetoden vist seg å gi bedre prediksjoner om fremtidig utvikling enn mer sofistikerte metoder. Alquist & Kilian (2010) gjennomførte en studie der den naive prognosemetoden ga prediksjoner på fremtidig terminpriser på Brent råolje med høyere treffsikkerhet, sammenliknet med sofistikerte økonometriske modeller og prognoser fra profesjonelle analytikere.

Ettersom råvarepriser beveger seg i sykluser gjennom året (Debashish, 2018), inkluderer vi en prognosemetode for å fange opp trend- og sesongvariasjoner. Dette gjennomføres med en multippel lineær regresjonsanalyse på månedlige og kvartalsvise terminpriser, hvor avkastningen (r_t) for neste periode er gitt ved følgende regresjonslinje:

Månedlige terminkontrakter

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 D_1 + \dots + \beta_{12} D_{11} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Kvartalsvise terminkontrakter

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + \beta_4 D_3 + \varepsilon_t \quad (19)$$

β_0 viser gjennomsnittlig avkastning i siste periode og β_1 er konstante sesongparametere som viser trend ved differansen i avkastning mellom den respektive perioden og siste periode. Trenden modelleres ved å sette $t = 1, \dots, T$ hvor t er antall datapunkter i estimeringsvinduet. Sesongvariasjonen predikeres ved å konstruere dummyvariabler, der $D_{n-1} = 1$ hvis det er innenfor perioden og $D_{n-1} = 0$ utenfor perioden, der n er antall perioder. For å unngå problemer knyttet til multikollinearitet, vil siste periode gjøre seg gjeldene dersom resterende dummyvariabler = 0. Det vil si at avkastning for desember ikke er inkludert, men fanges opp

i krysningspunktet for regresjonenslinjen (β_0). For månedlig data justerer vi for tolv perioder ($n = 12$) og kvartalsvis data for fire perioder ($n = 4$) i løpet av året.

4.2 Test av modellparametere

4.2.1 Test av datavaliditet

For å validere resultatene gjennomføres en datakvalitetsanalyse av avkastningen til spot- og terminprisene. Her testes grunndataen for nødvendige forutsetninger ved OLS (Ordinary Least Squares) som må være tilfredsstillt for å oppnå korrekte og effektive estimater fra regresjonsanalysen. Dersom Gauss-Markovs forutsetninger er tilfredsstillt er estimerte parametere BLUE (Best Linear Unbiased Estimator), som igjen legger til rette for tolkning og diskusjon av resultatene. Vi begynner med å teste grunndataen for stasjonaritet og kointegrasjon, før vi går videre på testing av normalfordeling, homoskedastisitet og seriekorrelasjon.

4.2.2 Stasjonaritet: Dickey-Fuller-Test

For å undersøke om spot- og terminprisene er stasjonære benytter vi testen til Dickey & Fuller (1981) som tester om prisene følger en *random walk* ved hjelp av en *unit root-test*. En *random walk* innebærer at priser er uavhengig av hverandre, som gjør det umulig å predikere fremtidige priser basert på historikk. Dersom prisene er umulig å predikere basert på historiske priser tilsier det at markedet er effisient (Malkiel, 1973). I oljemarkedet er det flere faktorer som påvirker prisen, hvor blant annet OPEC har tilstrekkelig markedsrett til å diktere prisen ved å regulere tilbudet av olje, som igjen driver pris og kvantum bort fra markedslikevekten (Chen et al., 2016, s. 42). Dette gjør Dickey-Fuller-testen relevant å gjennomføre på spot- og terminprisene.

Unit root-testen innebærer å sjekke hvorvidt spot- og terminprisene har en unit root, der nullhypotesen er en unit root = 0 og alternativhypotesen er en unit root < 0. Dette er utgangspunktet for den videreutviklede *Dickey-Fuller-testen* (ADF), som tester stasjonaritet i spot- og terminprisene (Dickey & A.Fuller, 1981). Resultatene fra Dickey-Fuller-testen, både med og uten drift, er presentert i Tabell 3.

Tabell 3 – Resultater fra Dickey-Fuller-testen for stasjonaritet

Test	Verdi	Kritisk verdi	p-verdi
Augmentet Dickey-Fuller			
Ingen konstantledd	-32,2***	-1,9	0,001***
Konstantledd	-32,2***	-2,9	0,001***
Konstantledd + trend	-32,2***	-1,6	0,000***
Konstantledd + trend + trend ²	-32,2***	-1,6	0,000***

Tabellen viser resultatene fra den videreutviklede unit root-testen til Dickey & Fuller. Testen gir resultater både med og uten konstantledd, i tillegg til en trendkomponent og kvadrert trendkomponent. Resultatene indikerer at nullhypotesen kan forkastes, og konkludere med at datapunktene i datasettet er stasjonære og følger en random walk. *, ** og *** representerer signifikansnivået for henholdsvis 10%, 5% og 1%.

Som vi ser av testresultatene kan nullhypotesen forkastes til et 1% signifikansnivå, ettersom alle verdier er under de kritiske verdiene. Dette bekrefter både at prisene følger en random walk, og at resultatene fra OLS-estimeringen er valide (Dickey & A.Fuller, 1981).

4.2.3 Kointegrasjon: Engle-Granger-metoden

Selv om det ovenfor er bevist at spot- og terminprisene følger en random walk, er det en forutsetning at spot- og terminprisene kointegrerer over tid. Med andre ord må det testes hvorvidt korrelasjonen mellom spot- og terminprisene er tilfeldige, eller beveger seg sammen mot en langsiktig likevekt. Dette testes ved å bruke *Engle-Granger*-metoden, som undersøker stasjonaritet i avviket mellom spot- og terminpriser over tid, og bekrefter det langsiktige forholdet mellom prisene (Engle & Granger, 1987). En signifikant kointegrasjon mellom prisene muliggjør bruken av OLS-estimering, uten problemer knyttet til tilfeldig samvariasjon. Resultatene fra testen er fremstilt nedenfor i Tabell 4, hvor vi kan bekrefte kointegrasjon og priser som beveger seg mot en langsiktig likevekt.

Tabell 4 – Resultater fra Engle-Granger-metoden for kointegrasjon

Test	Verdi
Engle-Granger	
α	0,05
Type	1
Maksimalt antall etterslep	7
τ	-6,590***
τ kritisk	-3,817
Etterslep	7
p-verdi	< 0,01***

Vi finner signifikante resultater for at spot- og terminprisene vil bevege seg mot en langsiktig likevekt, altså at de kointegrerer over tid. De sentrale verdiene fra tabellen ovenfor er representert ved «tau-stat», «tau-krit» og «p-verdi». Videre kommer et forslag til maksimalt antall etterslep, som vil anvendes i White-testen nedenfor. *, ** og *** representerer signifikansnivået for henholdsvis 10%, 5% og 1%. Ettersom tau-stat < tau-krit, med tilhørende p-verdi < 0,01 kan vi til et 1% signifikansnivå bekrefte kointegrasjon mellom spot- og terminprisene.

4.2.4 Test for brudd på Gaus Markovs antakelser

I estimeringen av ulike hedge ratios anvendes det OLS-regresjon, hvor Gaus-Markov legger til grunn fem forutsetninger som må oppfylles for at estimatet skal være BLUE. Tidligere har vi testet for to av forutsetningene, nemlig stasjonaritet ved hjelp av Dickey-Fuller-testen og kointegrasjon ved hjelp av Engle-Granger metoden. Utvalget baserer seg på historisk data fra in-sample-perioden som gir et kvalitetssikkert utvalg av observasjoner. Vi kan derfor konkludere med lineære og objektive estimater fra regresjonsanalysen, før det gjøres ytterligere datakvalitetsanalyser (Brooks, 2014, ss. 90-92). Videre er det hensiktsmessig å undersøke om regresjonslinjen viser den optimale, lineære sammenhengen mellom den avhengige og uavhengige variabelen, med lavest mulig varians blant alle lineære estimater. Dette gjøres ved å teste for normalfordeling, homoskedastisitet og seriekorrelasjon i avkastningen mellom spot- og terminpriser. Til dette anvendes henholdsvis Jarque-Bera-testen, White-testen og Durbin-Watson-testen. Kun ved statistisk signifikante resultater fra alle testene kan vi fastslå at OLS-estimatet er BLUE (Brooks, 2014, ss. 90-92).

Jarque-Bera Test

Jarque-Bera-testen ble utviklet av Jarque & Bera i 1980 for å undersøke normalfordelingen av variansen i datasettet. Nullhypotesen for testen er at variansen er normalfordelt, og alternativhypotesen at den ikke er normalfordelt. I praksis vil det testes hvorvidt avvikene fra normaliteten er statistisk signifikant. Testresultatene er fremstilt i Tabell 5:

Tabell 5 – Resultater fra Jarque-Bera-testen for normalfordeling av varians

	Deskriptiv statistikk							Testresultat	
	Gjennomsnitt	Varians	Std.avvik	Kurtose	Skjevhet	Minimum	Maximum	Jarque-Bera	p-verdi
Spot	0,007	0,011	0,103	1,526	-0,507	-0,426	0,328	3,892	0,143
Termin	0,007	0,009	0,092	1,386	-0,617	-0,407	0,254	4,840*	0,089*

*Første delen av tabellen ovenfor består av deskriptiv statistikk. Helt til høyre finner vi testresultater med tilhørende p-verdier. Ettersom vi ikke finner signifikante resultater, innebærer det at variansen er normalfordelt. *, ** og *** representerer signifikansnivået for henholdsvis 10%, 5% og 1%.*

Resultatene fra Jarque-Bera testen viser ingen signifikante avvik fra normalfordelingen på spotprisen, som betyr at nullhypotesen om normalfordeling i variansen beholdes. For terminprisene observeres det svake tegn til avvik, hvor vi kun kan forkaste nullhypotesen til et 10% signifikansnivå. Altså er variansen i avkastningen i spotprismarkedet normalfordelt, samtidig som vi observerer svake tegn til avvik fra normalfordeling i avkastningen i terminmarkedet.

White Test

For å teste variansen i feilledet for heteroskedastisitet benytter vi testen til White (1980). Testen benyttes til å validere forutsetningene for OLS, der nullhypotesen er at det foreligger homoskedastisitet i variansen, og alternativhypotesen er at det *ikke* foreligger homoskedastisitet i variansen (som indikerer heteroskedastisitet). Dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen beviser det at det ikke foreligger heteroskedastisitet i variansen, som igjen muliggjør tolkning av resultatet fra regresjonsanalysen (White, 1980). Fra Engle-Granger-testen fant vi maksimalt antall etterslep i datasettet til å være syv, som også antas å være det naturlige antall etterslep for dataen. Resultatene fra White-testen ligger nedenfor i Tabell 6:

Tabell 6 – Resultater fra White-testen for heteroskedastisitet

Test	Verdi	Kritisk verdi	p-verdi
White-Noise			
1 Etterslep	0,88	3,84	0,349
2 Etterslep	1,22	5,99	0,544
3 Etterslep	1,83	7,81	0,608
4 Etterslep	3,65	9,49	0,456
5 Etterslep	8,46	11,07	0,133
6 Etterslep	9,33	12,59	0,156
7 Etterslep	11,75	14,07	0,109
8 Etterslep	11,75	15,51	0,163

Resultatene fra White-testen for 7 etterslep viser en verdi på 11,75. Dette ligger under den kritiske verdien (14,07) for å forkaste nullhypotesen. Vi finner derfor ingen statistisk signifikante belegg for å forkaste nullhypotesen (p-verdi > 0,1), og vi konkluderer med at det foreligger homoskedastisitet i feilledet. Det samme gjelder for de resterende etterslepe i tabellen over.

Resultatet viser en testverdi på 11,75 som ligger under den kritiske verdien på 14,07. Nullhypotesen kan derfor ikke forkastes til hverken 1%, 5% eller 10% signifikansnivå (ingen p-verdier under 0,1). Dermed kan vi konkludere med at det eksisterer homoskedastisitet i variansen i feilledet, som igjen muliggjør tolkning av resultatene fra regresjonsanalysen.

Durbin-Watson Test

Durbin & Watson (1950) utviklet Durbin-Watson-testen for å undersøke regresjonen for autokorrelasjon i feilledet. Autokorrelasjon innebærer en samvariasjon i forklaringsvariablene mellom perioder i en tidsserie (Statistics Solutions, 2021). Dette kan stamme fra utelatte variabler i regresjonsanalysen som påvirker resultatene, eller feil/upresis formulering av regresjonslinjen. Testen kartlegger hvorvidt det foreligger et mønster i feilledet mellom perioder, som forventes å være uavhengig av hverandre. Det tilsier at det er en uavhengighet mellom periode t_1 og periode t_2 . Nullhypotesen for testen er *ingen* signifikant autokorrelasjon i feilledet, og alternativhypotesen er følgelig at det foreligger signifikant

autokorrelasjon i feilledet. Forutsetninger for testen er normalfordeling og stasjonaritet i feilledet (CFI, 2022b), som ble bekreftet ved Jarque-Bera-testen og Dickey-Fuller-testen.

Testen gir en verdi mellom 0 og 4, hvor verdier innenfor et konfidensintervall rundt 2 (avhengig av signifikansnivå, antall forklaringsvariabler og datapunkter) indikerer at feilledet er uavhengig mellom perioder. Verdier utenfor konfidensintervallet og den ytterste øvre (nedre) grensen indikerer en signifikant negativ (positiv) autokorrelasjon i feilledet, som forhindrer oss i å finne regresjonslinjen som er BLUE. For verdier mellom de to øvre og nedre grensene vil man *ikke* kunne si noe om autokorrelasjonen i feilledet (Durbin & Watson, 1950). Resultatene fra Durbin-Watson-testen er presentert i Tabell 7.

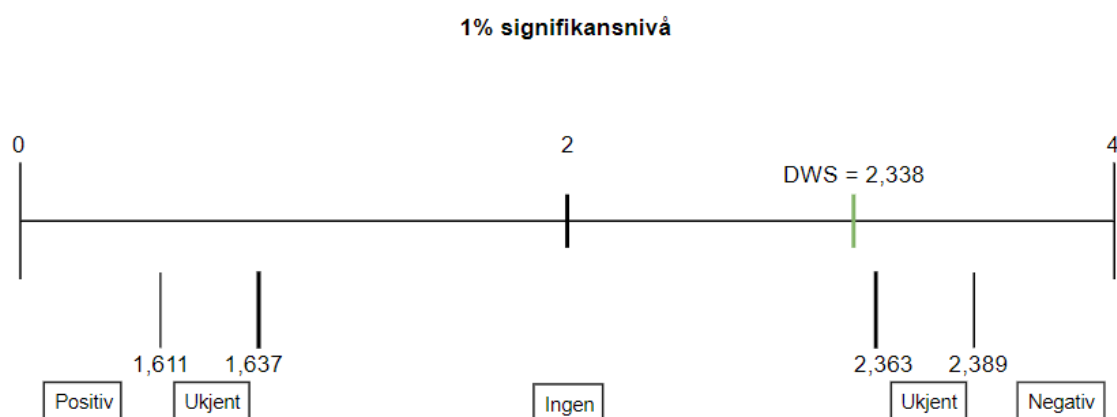
Tabell 7 – Resultater fra Durbin-Watson-testen for autokorrelasjon i feilledet

Test	Verdi
Durbin Watson	
Sum of squared difference of residuals	0,616
Sum of squared residuals	0,264
Durbin-Watson Statistics	2,338

Summen av den kvadrerte differansen mellom avvikene i gjennomsnittlig verdi og de observerte verdiene i avkastningen mellom hver periode i datasettet er lik 0,616. Summen av den kvadrerte avvikene mellom gjennomsnittlig verdi og de observerte verdiene i avkastningen i datasettet er lik 0,264. Durbin-Watson-verdien (DWS) kalkuleres ved å dele 0,616 på 0,264. Dette gir oss en verdi på 2,338, og vil danne grunnlaget for konfidensintervallet vi skal bruke i hypotesetesten.

Som vi ser fra tabellen ovenfor får vi en Durbin-Watson-verdi på 2,338. Ved å lese av *Durbin-Watson Statistics* (DWS) (se Tabell 15 i [Appendix](#)) med et 1% signifikansnivå, én forklaringsvariabel og 150 datapunkter (nærmest 132, som er antall datapunkter i in-sample-perioden), finner vi nedre og øvre grense i tabellen på henholdsvis 1,611 og 1,637. Øvre grense fra Tabell 15 vil fungere som nedre grense i konfidensintervallet for nullhypotesen. Øvre grense i konfidensintervallet for nullhypotesen blir 2,363, som kalkuleres ved å trekke 1,637 (øvre grense fra Tabell 15) fra 4. Til slutt finner vi nedre grense for alternativhypotesen til å være lik 2,389, som kalkuleres ved å trekke 1,611 (nedre grense fra Tabell 15) fra 4. Den nedre grensen fra Tabell 15 på 1,611 vil fungere som øvre grense for alternativhypotesen. Grensene er illustrert nedenfor.

Figur 4 – Skala for Durbin-Watson Statistics



Skalaen illustrerer intervallene som diskuteres ovenfor. Den strekker seg fra null til fire, hvor verdier rundt to indikerer uavhengighet mellom perioder. De nederste boksene forklarer hvilken signifikant autokorrelasjon som gjør seg gjeldende for hvert intervall. Ved et 1% konfidensintervall finner vi at $DWS = 2,338$ ligger innenfor grensene mellom 1,637 og 2,363, som vil forhindre funn av signifikante resultater for autokorrelasjon (Zeltzer, 2019).

Oppsummert fra figuren ovenfor er nedre og øvre grense for nullhypotesen på henholdsvis 1,637 og 2,363. Nedre og øvre grense for alternativhypotesen er på henholdsvis 2,389 og 1,611. Og til slutt intervallet hvor man ikke kan si noe om autokorrelasjonen i feilledet, som ligger mellom øvre grense i alternativhypotesen og nedre grense i nullhypotesen (1,611 og 1,637) og øvre grense i nullhypotesen og nedre grense i alternativhypotesen (2,363 og 2,389). Resultater fra Durbin-Watson-testen konkluderer med at vi *ikke* kan fastslå signifikant autokorrelasjon i feilledet til et 1% signifikansnivå, ettersom DWS ligger innenfor konfidensintervallet for nullhypotesen. Resultatene tilsier derfor at vi beholder nullhypotesen og fastslår at feilledet er uavhengig mellom perioder.

Oppsummering av øvrige tester

Oppsummert finner vi statistisk signifikante resultater for normalfordeling og homoskedastisitet i variansen i feilledet i regresjonslinjen vår ved bruk av henholdsvis Jarque-Bera-testen og White-testen. Vi finner heller ingen tegn til autokorrelasjon i feilledet mellom tidsperiodene fra Durbin-Watson-testen. Fra datakvalitetsanalysene kan det følgelig konkluderes med at estimerte verdier fra regresjonsanalysen er BLUE.

4.3 Test av datagrunnlag

For å teste hvorvidt de gjennomsnittlige verdiene i in-sample- og out-of-sample-periodene er statistisk signifikant ulike fra hverandre, har vi gjennomført en *to-halet paret t-test*. Hensikten er å kartlegge om estimeringsvinduet (2000-2011) har en effekt på resultatene fra tidsperioden hvor testene gjennomføres (2011-2022). Nullhypotesen blir derfor at det *ikke* foreligger en statistisk signifikant forskjell mellom de to periodene. Alternativhypotesen blir følgelig at det foreligger en signifikant forskjell mellom periodene. Testen forutsetter at dataen er uavhengig og normalfordelt, med homoskedastisitet i variansen innad i de to gruppene. Disse forutsetningene er bevist oppfylt i [kapittel 4.2](#).

Testen gjennomføres på månedlige avkastning for terminpriser for de to periodene. Fra t-testen finner vi en p-verdi på 0,484. Etersom p-verdien er over et signifikansnivå på 10% (se Tabell 18 i [Appendix](#)) kan vi *ikke* forkaste nullhypotesen vår, og finner heller ingen bevis på at det foreligger statistisk signifikante forskjeller mellom periodene.

Kapittel 5 – Resultater

Resultatene for sikringsstrategiene er oppsummert i Tabell 8 for månedlige og kvartalsvise sikringslengder. Analysene er gjort på out-of-sample-perioden der gjennomsnittlig HR, SE, avkastning (μ), varians (σ^2), standardavvik (σ) og Sharpe Ratio (μ/σ) er beregnet ex post:

Tabell 8 – Resultater fra sikringsstrategiene med månedlig og kvartalsvis sikring

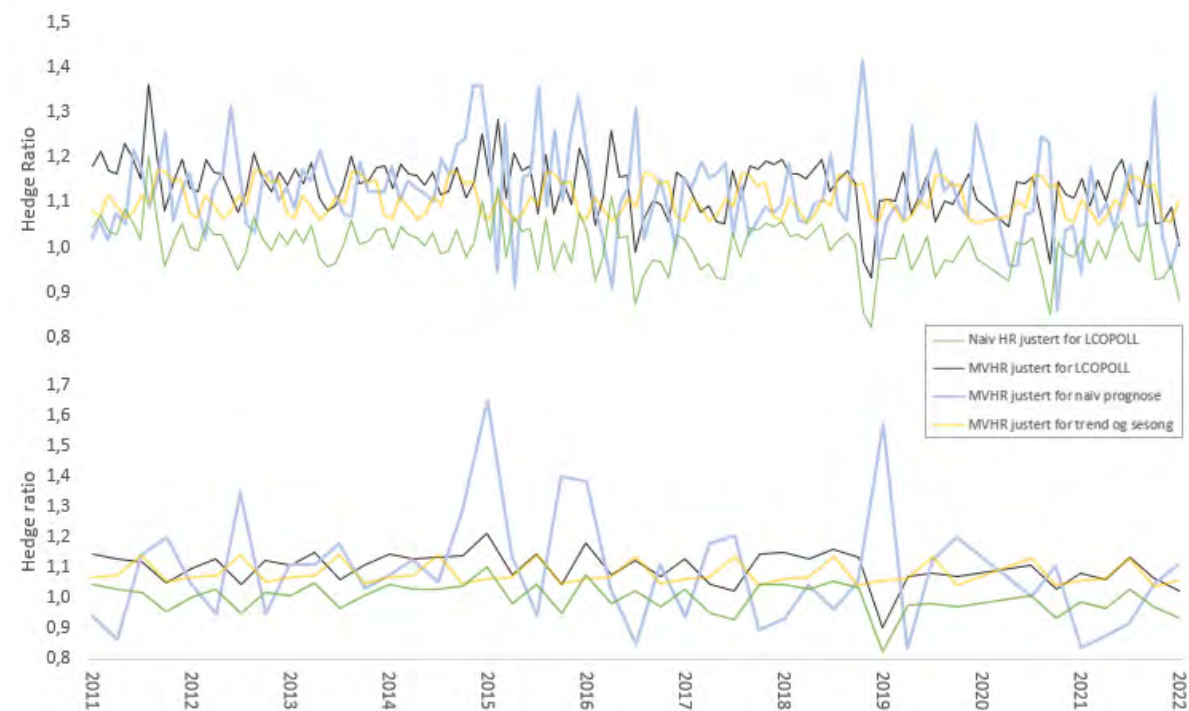
Månedlig sikring	HR	SE	μ	σ^2	σ	μ / σ
HR = 0	0	0,000	0,371 %	0,806 %	8,979 %	4,136 %
Naiv HR	1	0,936	0,002 %	0,052 %	2,278 %	0,083 %
MVHR	1,13	0,918	-0,047 %	0,066 %	2,565 %	-1,835 %
Naiv HR justert for LCOPOLL	1,00	0,926	0,182 %	0,059 %	2,436 %	7,467 %
MVHR justert for LCOPOLL	1,14	0,910	0,157 %	0,072 %	2,687 %	5,834 %
MVHR justert for naiv prognose	1,13	0,903	0,127 %	0,078 %	2,791 %	4,552 %
MVHR med en trend- og sesongjustering	1,11	0,921	0,019 %	0,064 %	2,524 %	0,744 %

Kvartalsvis sikring	HR	SE	μ	σ^2	σ	μ / σ
HR = 0	0	0,000	1,421 %	3,239 %	17,998 %	7,898 %
Naiv HR	1	0,987	0,020 %	0,044 %	2,087 %	0,973 %
MVHR	1,10	0,984	-0,117 %	0,052 %	2,284 %	-5,121 %
Naiv sikring justert for LCOPOLL	1,00	0,981	0,359 %	0,061 %	2,476 %	14,484 %
MVHR justert for LCOPOLL	1,10	0,978	0,255 %	0,071 %	2,669 %	9,539 %
MVHR justert for naiv prognose	1,09	0,955	0,021 %	0,144 %	3,799 %	0,547 %
MVHR med en trend- og sesongjustering	1,08	0,984	-0,046 %	0,053 %	2,302 %	-1,982 %

Tabellene viser en oversikt over gjennomsnittlig hedge ratio (HR), sikringseffektivitet (SE), gjennomsnittlig avkastning (μ), volatilitet representert ved variansen (σ^2), risiko representert ved standardavvik (σ) og Sharpe Ratio (μ / σ) for hver av sikringsstrategiene. Resultatene er for henholdsvis månedlige og kvartalsvise sikringslengder

Av resultatene er det naturlig at HR = 0 og Naiv HR er konstante gjennom perioden. For alle sikringsstrategiene basert på MVHR ligger HR over 1. Dette begrunnes med en høy korrelasjonskoeffisient mellom spot- og terminprisene, samtidig som volatiliteten i spotprisen er høyere enn terminprisen. For å kompensere for volatiliteten i spotprisen krever det en høyere eksponering i terminmarkedet enn spotmarkedet. Prognosejusterte HRs har i gjennomsnitt en tilsvarende HR som de statiske sikringsstrategiene, men varierer i løpet av perioden basert på prognoser illustrert i Figur 5.

Figur 5 – Utviklingen av prognosejustert Hedge Ratio i out-of-sample-perioden



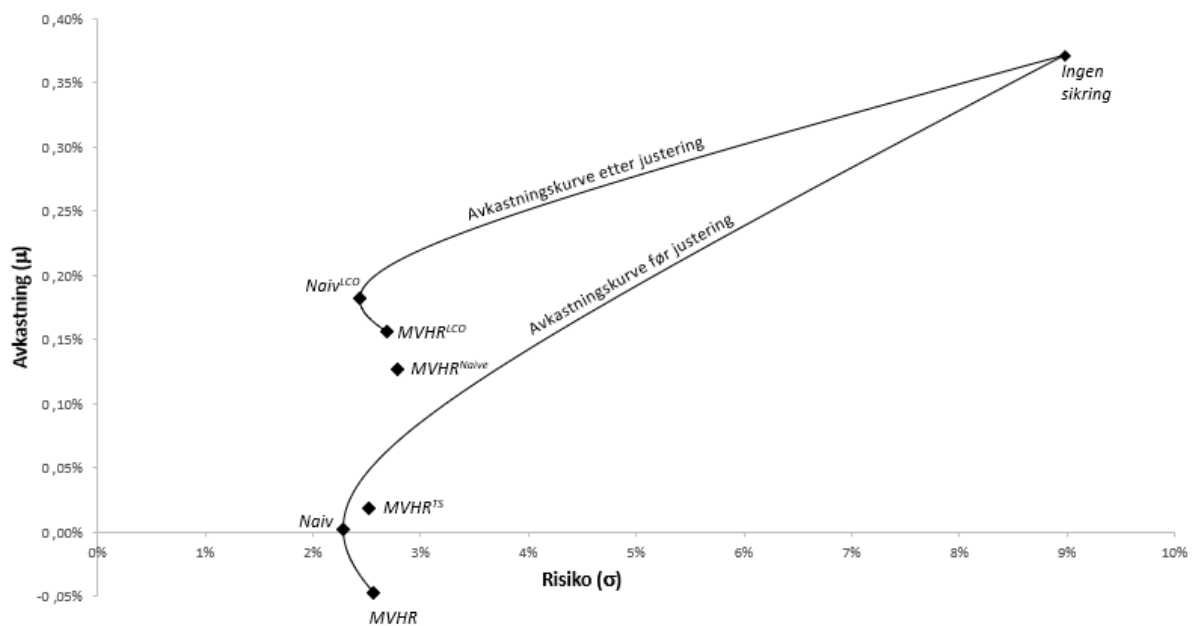
Figuren viser hvordan statistisk MVHR justert for prognosene har utviklet seg i løpet av out-of-sample-perioden fra 2011 – 2022. Øverst vises månedlig sikringslengde og nederst kvartalsvis sikringslengde.

I Figur 5 vises utviklingen av HR til de prognosejusterte sikringsstrategiene i løpet av out-of-sample-perioden. Naturligvis vil det være hyppigere og mindre svingninger for månedlig sikringslengder ettersom den sikrede porteføljen rebalanseres oftere, med mindre volatilitet. Naiv HR og MVHR justert for LCOPOLL beveger seg likt ettersom de samvarierer, men har ulikt utgangspunkt før justering. MVHR justert for naiv prognose gir større utslag på HR, og forklares av større justeringer for høyere volatilitet i foregående periode. Videre ser vi tydelige sesongvariasjoner for MVHR justert for trend og sesong, hvor HR øker i sommermånedene for hvert år gjennom perioden.

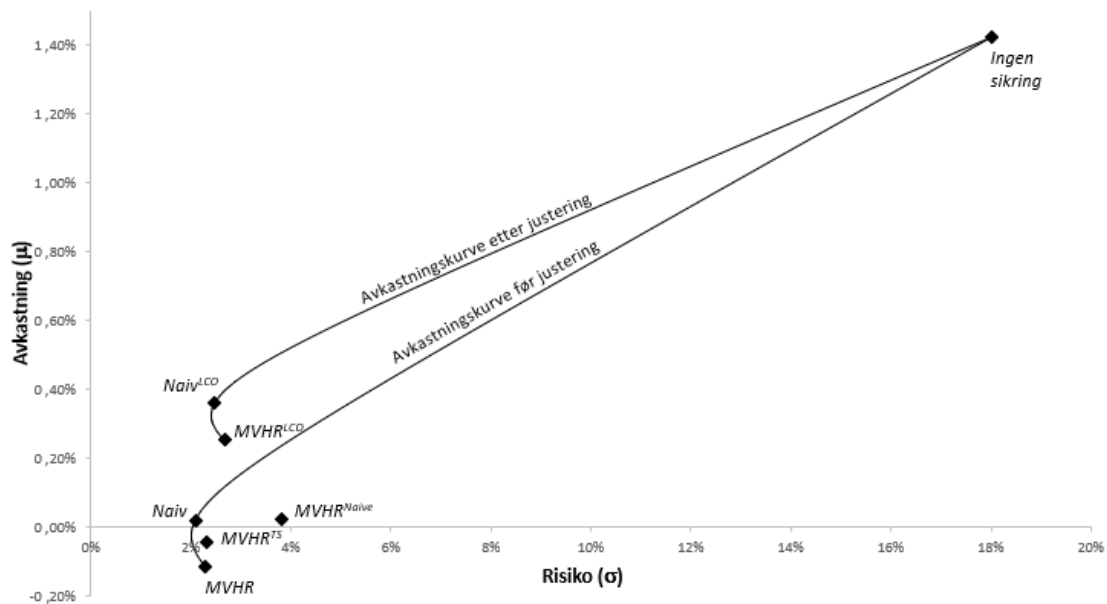
I gjennomsnitt presterer de prognosejusterte sikringsstrategiene helt likt som de statistiske sikringsstrategiene. Det interessante er derfor at de prognosejusterte sikringsstrategiene presterer bedre på flere parametere. For å illustrere ulikhetene mellom sikringsstrategiene vises dette i to avkastningsdiagram i Figur 6 og Figur 7.

I avkastningsdiagrammene vises risikoen på x-aksen og avkastningen på y-aksen, med hver av sikringsstrategiene som datapunkter. En ideell plassering vil være oppe til venstre i diagrammet, med høy avkastning til lav risiko. Likevel forventer vi at de beste sikringsstrategiene med hensyn til reduksjon av prisrisiko vil tilnærme seg null på x- og y-aksen, og de beste sikringsstrategiene med hensyn til Sharpe Ratio der avkastningskurven er brattest fra origo. Konstruksjon av avkastningskurven er basert på NHR med ulike risikoaversjonsparametere før og etter justering for LCOPOLL ex ante. Dette gir ulik vektning mellom spot- og terminmarkedet, som illustrerer hvor i avkastningsdiagrammet aktører vil ligge, til gitt risikoaversjon. Risikoaversjonen strekker seg fra null til uendelig, hvor en aktør med uendelig risikoaversjon ligger på MVHR. Motsatt vil aktører med lavere risikoaversjon bevege seg mot $HR = 0$. Dette gir en avkastningskurve som illustrerer hva aktører kan forvente fra en gitt sikringsstrategi, ut i fra formålet med sikringsstrategien. Ved å benytte resultatene fra resultattabellen får vi følgende avkastningsdiagram for månedlig og kvartalsvis sikring:

Figur 6 – Forholdet mellom risiko og avkastning med månedlig sikring



Figuren viser forholdet mellom avkastning og risiko for sikringsstrategiene med månedlig sikring. Risiko på x-aksen og gjennomsnittlig avkastning på y-aksen. Hvor man ønsker å plassere seg på denne aksene vil avhenge av hensikten med sikringsstrategien og graden av risikoaversjon hos aktøren. Spekteret av risikoaversjon strekker seg fra null til uendelig, illustrert ved kurvene. Notasjonene LCO og TS står for henholdsvis LCOPOLL og trend- og sesong.

Figur 7 – Forholdet mellom risiko og avkastning med kvartalsvis sikring

Figuren viser forholdet mellom avkastning og risiko for sikringsstrategiene med kvartalsvis sikring. Risiko på x-aksen og gjennomsnittlig avkastning på y-aksen. Hvor man ønsker å plassere seg på denne aksene vil avhenge av hensikten med sikringsstrategien og graden av risikoaversjon hos aktøren. Spekteret av risikoaversjon strekker seg fra null til uendelig, illustrert ved kurvene. Notasjonene LCO og TS står for henholdsvis LCOPOLL og trend- og sesong.

5.1 Resultater med hensyn på reduksjon av prissisiko

Hvis formålet til aktøren er å redusere prissisiko er det sikringseffektivitet som avgjør hvor vellykket sikringsstrategien er. Det betyr at sikringsstrategien som kommer lengst til venstre i avkastningsdiagrammet er den mest effektive til nettopp dette, uavhengig av avkastningen. Vi finner at statiske sikringsstrategier presterer bedre til å redusere prissisiko, sammenliknet med prognosejusterte. I avkastningsdiagrammet illustreres dette med at *avkastningskurven før justering* ligger lengst til venstre. På kurven er det vanskelig å finne en sikringsstrategi som utkonkurrer Naiv HR. Resultatet er i tråd med studiet til Wang et al. (2015) som understreker vanskeligheten med å utkonkurrere Naiv HR med tanke på sikringseffektivitet. I hver sin ende i avkastningskurven finner vi HR = 0 og MVHR, hvor førstnevnte ikke reduserer prissisiko. MVHR kommer dårligere ut enn Naiv HR med en høyere prissisiko, ettersom sikringsstrategien ligger lenger ut på y-aksen. Dette kommer av en overeksponering i terminmarkedet og kan forklares med en høyere korrelasjonen mellom spot- og terminprisen, eller høyere volatilitet i terminmarkedet i out-of-sample-perioden, enn det som er beregnet i in-sample-perioden.

Ved å sammenligne de prognosejusterte sikringsstrategiene opp mot tilsvarende sikringsstrategier før prognosejustering, er det kun MVHR justert for trend- og sesong som kommer bedre ut for månedlig sikringslengde. Likevel finner vi at Naiv HR justert for LCOPOLL er mer effektiv enn sikringsstrategiene som baserer seg på MVHR for månedlig sikringslengde. For kvartalsvis sikringslengde er det ingen prognosejusterte sikringsstrategier som utkonkurrerer statiske sikringsstrategier, sett i lys av sikringseffektivitet. Sikringsstrategier justert for prognosene er til enhver tid over- eller undereksponert mot terminmarkedet. Som en konsekvens medfører det en høyere prisrisiko. I Tabell 9 er sikringsstrategiene rangert etter sikringseffektivitet og evne til å redusere prisrisiko.

Tabell 9 – Rangering av sikringsstrategiene ved minimering av risiko

Rangering	Månedlig	Kvartalsvis
1	Naiv HR	Naiv HR
2	Naiv HR justert for LCOPOLL	MVHR
3	MVHR med en trend- og sesongjustering	MVHR med en trend- og sesongjustering
4	MVHR	Naiv HR justert for LCOPOLL
5	MVHR justert for LCOPOLL	MVHR justert for LCOPOLL
6	MVHR justert for naiv prognose	MVHR justert for naiv prognose
7	HR = 0	HR 0

Rangering av sikringsstrategier fra best (1) til dårligst (7) med formål om å minimere risiko. Resultatene er illustrert for både månedlig- og kvartalsvis sikringslengde.

Av sikringslengdene kommer kvartalsvis sikring best ut med tanke på reduksjon av prisrisiko. Dette illustreres i avkastningsdiagrammet, hvor de fleste sikringsstrategier kommer nærmere null på x-aksen, og følgelig gjør en bedre jobb med å redusere prisrisiko. Resultatene er i tråd med forskning fra Mallairis & Urrutia (1991) og Aragò & Izquierdo (2001) som finner at kvartalsvis sikringslengde reduserer prisrisikoen bedre enn månedlig sikringslengde. Årsaken til dette er en høyere korrelasjon mellom lengre terminkontrakter og underliggende aktiva, sammenliknet med kortere terminkontrakter (Johnson, 1960).

5.2 Resultater med hensyn på avkastning og risiko

Som tidligere nevnt vil prestasjonen til en sikringsstrategi vurderes ut ifra størrelsen på Sharpe Ratio, som igjen reflekteres i avkastningsdiagrammet ved den stigende brattheten på en rett linje fra origo. I avkastningskurven før prognosejustering gir $HR = 0$ høyest Sharpe Ratio for begge sikringslengdene, ettersom plasseringen i avkastningsdiagrammet ligger i den bratteste linjen fra origo. Ved å ta ytterligere risiko gir $HR = 0$ et bedre avkastningsforhold og støtter opp under argumentet til Cotter & Hanly (2015) om hvorfor aktører i energimarkedet velger å *ikke* sikre seg.

Etter prognosejustering har avkastningskurven beveget seg oppover for begge sikringslengder. Det betyr at det finnes et bedre forhold mellom risiko og avkastning, sammenliknet med å være fullekspontert mot spotprisen. Den beste sikringsstrategien er derfor der avkastning i forhold til risiko er høyest, illustrert ved den bratteste delen av kurven. Av avkastningsdiagrammet finner vi at sikringsstrategiene justert for LCOPOLL gir konsekvent bedre Sharpe Ratio sammenliknet med tilsvarende statisk sikringsstrategi og $HR = 0$. Av de resterende sikringsstrategiene som justeres for prognose er det kun månedlig MVHR justert for naiv prognose som utkonkurrer MVHR og $HR = 0$. Som er resultat er det sikringsstrategiene justert for LCOPOLL som kommer best ut med hensyn til nyttemaksimering. Rangeringen basert på Sharpe Ratio og nyttemaksimering er illustrert i Tabell 10.

Tabell 10 – Rangering av sikringsstrategiene ved Sharpe Ratio

Rangering	Månedlig	Kvartalsvis
1	Naiv HR justert for LCOPOLL	Naiv HR justert for LCOPOLL
2	MVHR justert for LCOPOLL	MVHR justert for LCOPOLL
3	MVHR justert for naiv prognose	$HR = 0$
4	$HR = 0$	Naiv HR
5	MVHR med en trend- og sesongjustering	MVHR justert for naiv prognose
6	Naiv HR	MVHR med en trend- og sesongjustering
7	MVHR	MVHR

Rangering av sikringsstrategier fra best (1) til dårligst (7) med formål om å maksimere nytte (avveining mellom risiko og avkastning gitt risikoaversjon). Resultatene er illustrert for både månedlig- og kvartalsvis sikringslengde.

Fra tabellen ovenfor ser vi at kvartalsvis sikringslengde kommer best ut. Dette kommer av en høyere avkastning ettersom sikringslengden er lenger, samtidig som prisrisikoen reduseres bedre enn for månedlige sikringslengder.

5.3 Treffsikkerhet på prognosene

Som presentert i [kapittel 2.6.3](#) anvender vi fire måltall i vurderingen av treffsikkerhet på prognosene. Høyest treffsikkerhet på fremtidig terminpriser kommer fra LCOPLL, etterfulgt av naive prognoser. Prognoser med størst avvik fra faktiske terminpriser kommer fra prognoser for trend- og sesongvariabler. Rangeringen er innenfor forventning, ettersom LCOPLL er langt mer sofistikert enn den naive prognosen. Videre er det rimelig at korte sikringslengder på en- og tre måneder ikke vil fange opp trend- og sesongbevegelser, og gjør prognosen for trend- og sesongvariabler mindre anvendbart. Rangeringen av prognosemetodene er lik for begge sikringslengder, selv om vi ser klare ulikheter i måltallene mellom dem.

Tabell 11 – Resultater fra treffsikkerhetsanalysene

Måltall	Månedlige terminkontrakter			Kvartalsvise terminkontrakter		
	LCOPLL	Naiv	Trend og Sesong	LCOPLL	Naiv	Trend og Sesong
MAD	4.54	4.80	5.08	8,75	9,62	9,70
RMSE	5.98	6.04	6.42	11.65	12.85	13.06
MPE	0.01	0.00	-0.02	0,01	0,01	-0,01
MAPE	0.06	0.07	0.07	0,13	0,14	0,14

Tabellen ovenfor viser resultatene fra treffsikkerhetsanalysen på de justerte MVHR, både for månedlige og kvartalsvise terminpriser. Treffsikkerhetsanalysen bygger på fire måltall (MAD, RMSE, MPE og MAPE) som vurderes for hver av sikringsstrategiene for begge sikringslengdene.

Vi kan forvente at prognoser på kvartalsvise terminpriser har høyere MAD og RMSE enn prognoser på månedlige terminpriser, ettersom førstnevnte prognoser strekker seg lenger frem i tid, med høyere risiko for feilmarginer. For alle prognosene ser vi at MAD er høyere for prognoser på månedlige terminkonpriser, sammenliknet med kvartalsvise terminpriser. For prognose på trend- og sesongvariasjoner finner vi de høyeste feilmarginene med MAD lik 5,08 for månedlige terminpriser og 9,70 for kvartalsvise terminpriser. Sistnevnte prognosemetoden er også den eneste som overestimerer verdier i neste periode, med negative verdier for MPE. Dette understreker utfordringen med å legge prognoser på sesongvariasjoner til grunn for kortere sikringslengder. Over- og underestimeringen for de tre prognosemodellene er likevel marginale, hvor en liten endring i feilmarginene vil gi utslag på fortegnet til MPE.

Kapittel 6 – Diskusjon

I dette kapitlet skal vi diskutere hvorvidt sikringsstrategier justert for prognoser gir merverdi for aktører på tilbudssiden av oljemarkedet, med en avveining av forholdet mellom risiko og avkastning. Først ved å vurdere effekten av treffsikkerhet på prognosene, etterfulgt av en vurdering av prestasjonene til de ulike sikringsstrategiene. Til slutt undersøker vi om resultatene fra prognosejusterte sikringsstrategier bygger på tilfeldigheter eller dyktighet ved å teste stabiliteten i resultatene. Dette vil gi svar på om prognosejusterte sikringsstrategier gir signifikant bedre resultater enn statiske sikringsstrategier.

6.1 Sammenheng mellom prognoser og HR

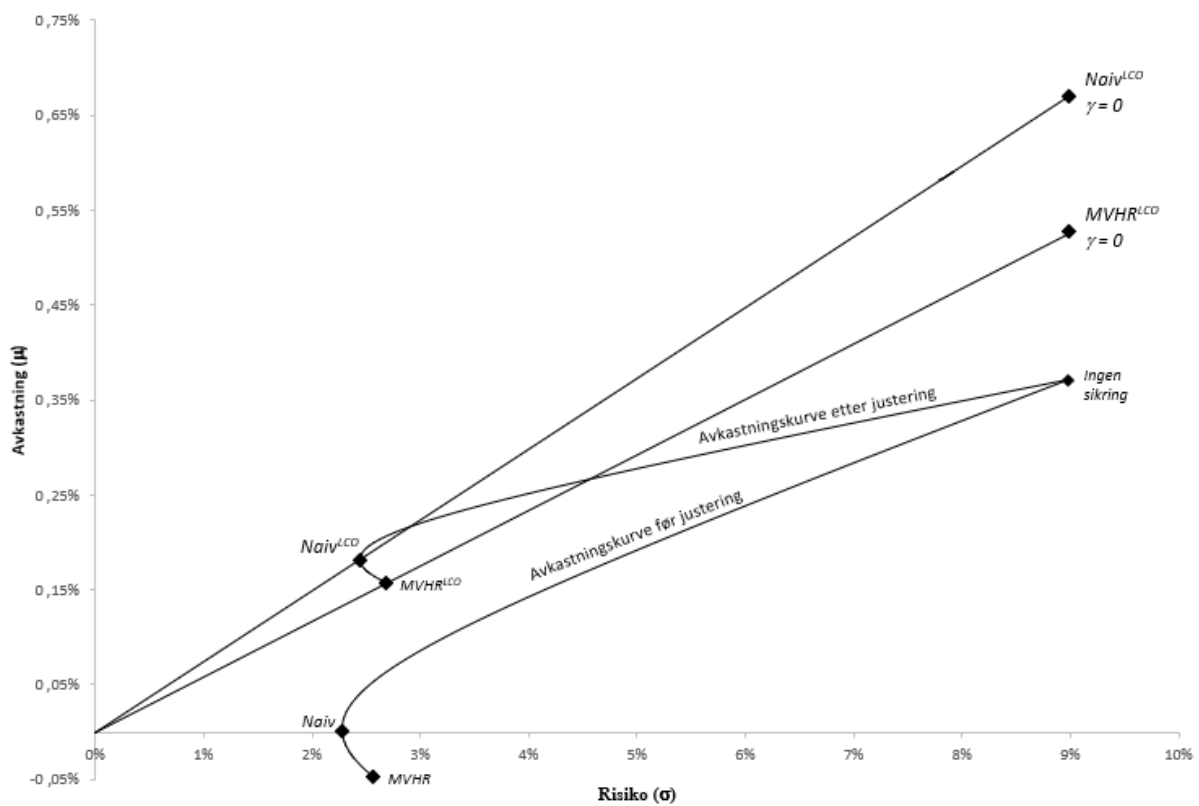
Ved å kombinere statisk og selektiv sikringsstrategi har aktøren et kontinuerlig sikringsforhold, som gjør det mulig å avvike fra avkastningskurven til de statiske sikringsstrategiene. En prognosejustering av HR muliggjør regulering av eksponeringen mot spot- og terminmarkedet i tråd med markedsbevegelser. På denne måten kan aktører oppnå en høyere avkastning relativt til prisrisiko mot underliggende råvare, ved å redusere (øke) eksponeringen i terminmarkedet dersom prognosene tilsier en oppgang (nedgang) i terminprisene. Ulempen med en kontinuerlig eksponering mot terminmarkedet, som også er prisen å betale for den reduserte risikoen, er alternativkostnaden i situasjoner der aktøren ikke får full avkastning fra en stigende eller synkende spotpris. For å lykkes med prognosejusteringen, og høste fordelene av redusert prisrisiko, er man avhengig av prognoser med gode estimater på fremtidige priser. Likevel vil feilslåtte prognoser bidra til redusert risiko ettersom man uansett er eksponert mot terminmarkedet med prognosejusterte sikringsstrategier.

Historien tilsier at det er vanskelig å predikere oljeprisen. Flere studier viser til at oljeprisens uforutsigbarhet og volatilitet gir utfordringer med modellering og prediksjoner av fremtidige spot- og terminpriser. Av treffsikkerhetsanalysen kommer prognoser på LCOPOLL ut som det beste alternativet, med bedre prestasjoner på samtlige parametere sammenliknet med resterende prognoser. Justering for LCOPOLL gir derfor høyest merverdi til de statiske sikringsstrategiene. Dette gir grunnlag til å forvente en høyere avkastning for Naiv HR- og MVHR justert for LCOPOLL, sammenliknet med justering for naiv prognose og prognose på trend- og sesongvariasjoner. OHR vil derfor være på avkastningskurven justert for LCOPOLL.

6.2 Optimal Hedge Ratio

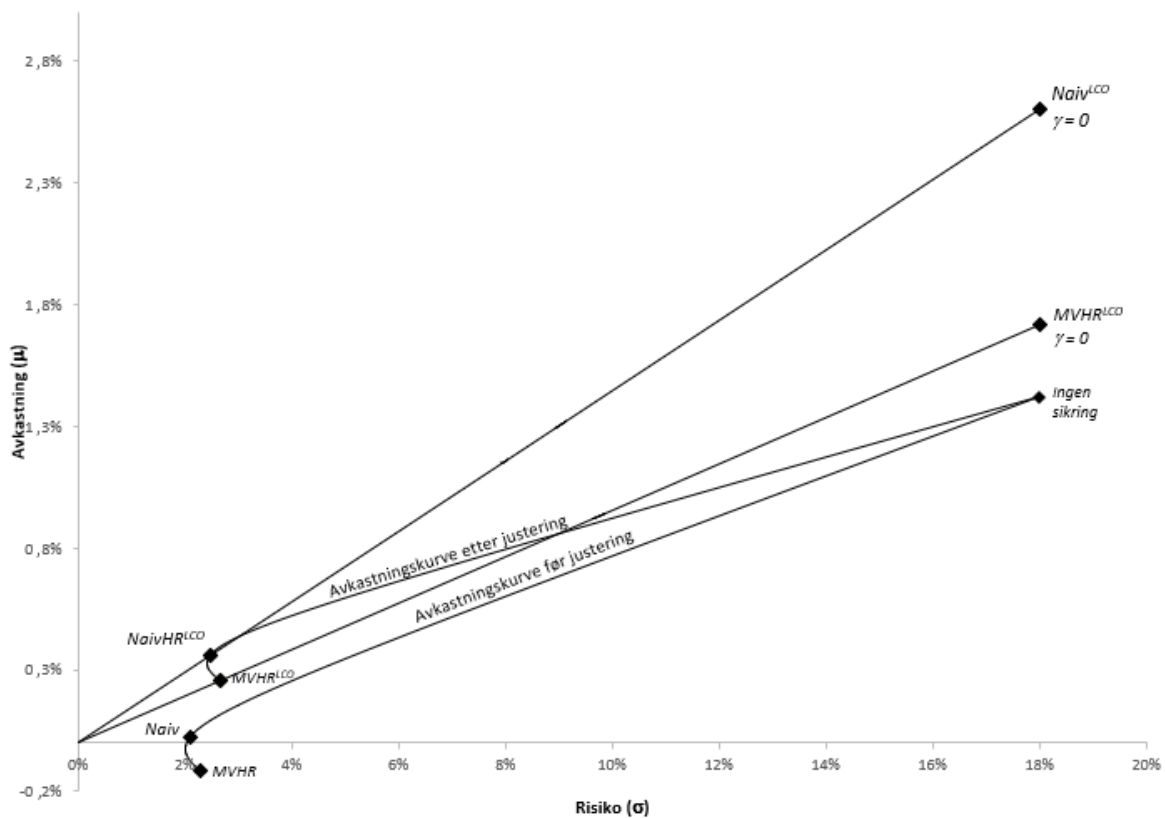
Før justering av statiske sikringsstrategier kommer $HR = 0$ best ut med hensyn til Sharpe Ratio. Etter prognosejustering endret forholdet seg, da det åpner for muligheten til å øke avkastningen i forhold til risiko. Dette illustreres ved en ny plassering av MVHR og Naiv HR, med en brattere linje fra origo gjennom de respektive sikringsstrategiene i Figur 8 og Figur 9, for henholdsvis månedlige og kvartalsvise sikringslengder.

Figur 8 – Illustrasjon av merverdien ved justering for LCOPOLL med månedlig sikring



Figuren viser forholdet mellom avkastning og risiko for sikringsstrategiene med månedlig sikring. Risiko på x-aksen og gjennomsnittlig avkastning på y-aksen. Illustrasjonen fokuserer på hvordan den rette linjen fra origo skifter innover i diagrammet ved justering for LCOPOLL (LCO), som resulterer i en høyere Sharp Ratio både MVHR og Naiv HR.

Figur 9 – Illustrasjon av merverdien ved justering for LCOPOLL med kvartalsvis sikring



Figuren viser forholdet mellom avkastning og risiko for sikringsstrategiene med kvartalsvis sikring. Risiko på x-aksen og gjennomsnittlig avkastning på y-aksen. Illustrasjonen fokuserer på hvordan den rette linjen fra origo skifter innover i diagrammet ved justering for LCOPOLL (LCO), som resulterer i en høyere Sharp Ratio både MVHR og Naiv HR.

Figurene ovenfor viser at MVHR og Naiv HR justert for LCOPOLL gir høyere avkastning dersom aktøren tar tilsvarende risiko som HR = 0. Med andre ord vil man oppnå en høyere avkastning ved justering for LCOPOLL, dersom risikoaversjonsparameteret er tilnærmet lik normen i energimarkedet ($\gamma = 0$) (Cotter & Hanly, 2015, s. 720). I teorien vil dette være optimalt, men i realiteten innebærer det at aktøren må selge store mengder av underliggende aktiva med tilsvarende posisjon i terminmarkedet for å komme på samme nivå. Selv om en slik justering virker urealistisk, understreker det poenget med at det er mulig å oppnå høyere avkastning ved å justere MVHR og Naiv HR for prognoser fra LCOPOLL. For en risikominimerende aktør vil prisrisikoen øke ved prognosejustering av statiske sikringsstrategier. For å analysere effekten av prognosejustering og hvilken risiko man påtar seg ved økt avkastning, beregnes differansen mellom SE og Sharpe Ratio. Dette er fremstilt i Tabell 12 nedenfor.

Tabell 12 – Prognosejustert risiko og meravkastningsforhold

	Månedlig		Kvartalsvis	
	SE	μ / σ	SE	μ / σ
Naiv HR	0	0 %	0	0 %
Naiv HR justert for LCOPOLL	0,004	7,38 %	0,002	13,512 %
MVHR	0	0 %	0	0 %
MVHR justert for LCOPOLL	0,005	7,67 %	0,002	14,660 %
MVHR justert for naiv prognose	-0,007	6,39 %	-0,011	5,667 %
MVHR med en trend- og sesongjustering	-0,026	2,58 %	-0,018	3,138 %

Risiko-meravkastningsforholdet aktøren sitter igjen med ved å endre formålet fra å redusere prisrisiko til å maksimere nytte, illustrert ved å justere Naiv HR og MVHR for prognose. Resultatene viser månedlige og kvartalsvise sikringslengder.

Som det fremkommer av Tabell 12, er det minimal endring i prisrisiko (SE) ved å benytte prognosejusterte sikringsstrategier. Til sammenlikning observerer vi en overproposjonal økning i Sharpe Ratio per enhet sikringseffektivitet aktøren gir slipp på. For de statiske sikringsstrategiene foreligger det dessuten en forbedring i både risikominimering og nyttemaksimering ved justering for prognoser fra LCOPOLL. Det er med andre ord en Pareto-forbedring for aktører å anvende LCOPOLL på Naiv HR og MVHR. For MVHR justert for henholdsvis naiv prognose og trend- og sesongjustering ser vi ikke like store forbedringer, der aktøren må oppgi SE for økt Sharpe Ratio. Likevel vil nedgangen i SE være mindre enn den prosentvise økningen i Sharpe, som tilsier økt nytte ved justering av MVHR, også for disse prognosemetodene. Tallene fra Tabell 12 er en kvantitativ fremstilling og forlengelse av de grafiske illustrasjonene i Figur 8 og Figur 9.

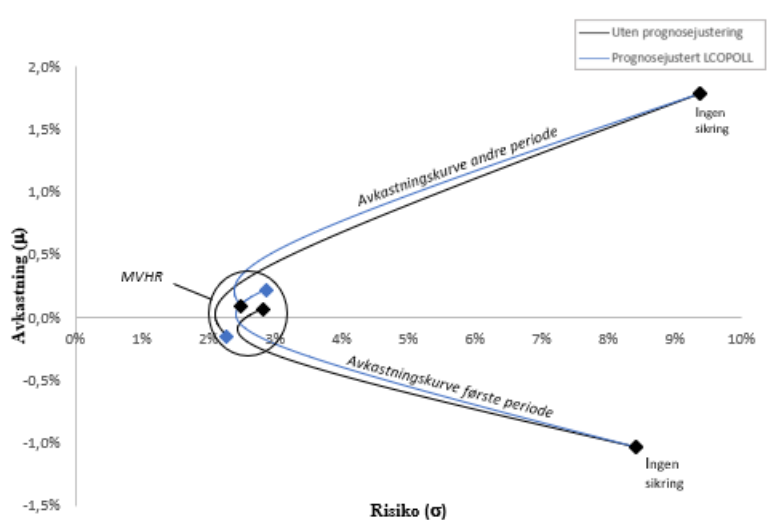
6.3 Stabilitet i resultatene

I [kapittel 4.3](#) ble det bekreftet at det *ikke* foreligger signifikante forskjeller mellom in-sample- og out-of-sample-perioden ved bruk av en to-halet paret t-test. Dette bekrefter at estimeringsvinduet vårt ikke påvirker resultatene for testperioden. Deretter ble det gjennomført en omfattende test av modellparametere og Gaus Markovs' antakelser, som konkluderte med at de estimerte modellparametere fra regresjonsanalysen er BLUE. Med andre ord finnes det ingen estimerer som illustrerer en bedre lineær sammenhengen mellom de avhengige- og uavhengige variablene i regresjonslinjen. Datakvalitetsanalysen gir en bekreftelse på at OLS-estimerte verdier, standardavvik, signifikansnivåer og tidsserien er i orden, som igjen legger til rette for en relevant diskusjon av analyseresultatene.

For å kvalitetssikre stabiliteten i resultatene har vi delt analyseperioden inn i to deler og gjennomført analysene av sikringsstrategiene på nytt. Dersom vi ikke observerer signifikante forskjeller i resultatene mellom de to periodene innenfor analyseperioden, vil dette bekrefte stabiliteten i resultatene. Kvalitetssikringen er nok en gang gjort ved å gjennomføre en to-halet paret t-test på Sharpe Ratio for sikringsstrategiene, mellom 31.01.2011 - 30.06.2016 for første periode og 31.07.2016 - 31.03.2022 for andre periode. Dette er gjort for både månedlige og kvartalsvise terminkontrakter. Resultatene viser ingen tegn til signifikante forskjeller i Sharpe Ratio mellom periodene, med p-verdier langt over et 10% signifikansnivå for begge sikringslengdene. Resultatene fra testen er illustrert i Tabell 19 og Tabell 20 i Appendix.

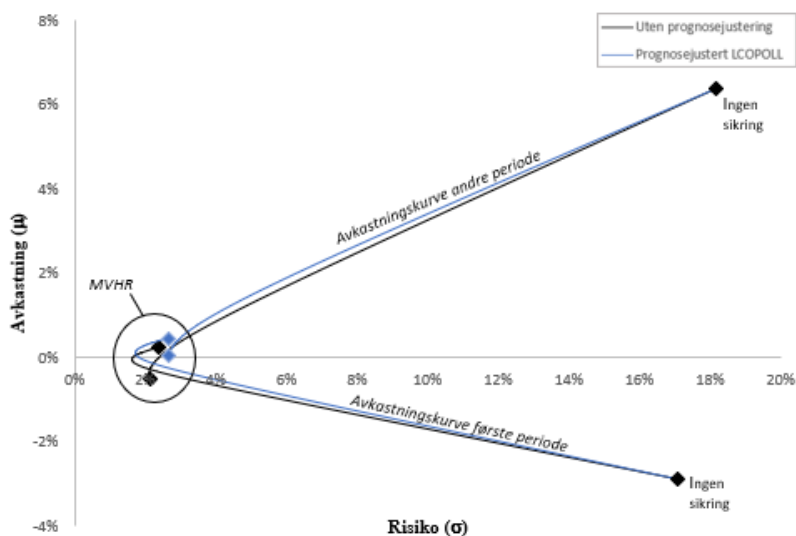
For å illustrere hvordan sikringsstrategiene har prestert i delperiodene, har vi konstruert et avkastningsdiagram i Figur 10 og Figur 11 for begge sikringslengder. Som sammenligningsgrunnlag har vi inkludert sikringsstrategiene justert for LCOPOLL opp mot de statiske sikringsstrategiene.

Figur 10 – Avkastningsdiagram for delperiodene med månedlig sikringslengde



Figuren viser forholdet mellom avkastning og risiko for sikringsstrategiene med månedlig sikring i delperiodene. Første periode er fra 31.01.2011 – 30.06.2016 og vises i «avkastningskurve første periode». Andre periode er fra 31.07.2016 – 31.03.2022 og vises i «avkastningskurve andre periode». Sort linjer viser de statiske sikringsstrategiene uten prognosejustering. Blå linjer viser sikringsstrategiene justert for LCOPOLL.

Figur 11 – Avkastningsdiagram for delperiodene med kvartalsvis sikringslengde



Figuren viser forholdet mellom avkastning og risiko for sikringsstrategiene med månedlig sikring i delperiodene. Første periode er fra 31.01.2011 – 30.06.2016 og vises i «avkastningskurve første periode». Andre periode er fra 31.07.2016 – 31.03.2022 og vises i «avkastningskurve andre periode». Sort linjer viser de statiske sikringsstrategiene uten prognosejustering. Blå linjer viser sikringsstrategiene justert for LCOPOLL.

I første delperiode er det negativ avkastning ved fulleksporing mot spotmarkedet, i hovedsak på grunn av oljekrisen i 2014. Dette gir en mindre Sharpe Ratio for sikringsstrategier med lav eksponering mot terminmarkedet, ettersom OHR tilsier en høyere HR i nedgangstider. Uten prognosejustering vil naturligvis Naiv HR prestere dårligere enn MVHR i nedgangstider, ettersom vekten i terminkontrakten er lavere (Naiv HR < MVHR). Derfor kommer MVHR ut som beste alternativ i denne perioden. Det motsatte vil være tilfellet i andre delperiode når avkastningen i spotmarkedet er positiv, og HR = 0 gir den høyeste Sharpe Ratioen.

Poenget med å dele out-of-sample-perioden er å undersøke om prestasjonene til de prognosejusterte sikringsstrategiene fremdeles er i tråd med hovedfunnene i avhandlingen. Treffsikkerheten i prognosene har en direkte påvirkning på hvordan sikringsstrategien presterer. Det betyr at den beste prognosemetoden gir de beste resultatene med hensyn på Sharpe Ratio, hvor en justering av statiske sikringsstrategier flytter plasseringen i avkastningsdiagrammet i «riktig» retning (nord-øst i diagrammet). Slik vil sikringsstrategiene gi meravkastning, samtidig som den tjener sitt formål om å sikre aktøren for fluktasjoner i spotprisen. Vi kan derfor si at sikringsstrategiene justert for LCOPOLL gir signifikant bedre resultater, sammenlignet med sikringsstrategiene før prognosejustering.

Kapittel 7 – Konklusjon

Gjennom avhandlingen har vi analysert statiske- og prognosejusterte sikringsstrategier opp mot spot- og terminmarkedet på Brent råolje for både månedlige- og kvartalsvise sikringslengder. Analysene er gjort med formål å identifisere sikringsstrategiene med best resultat mellom 2010 og 2022 - med hensyn til minimering av risiko og maksimering av nytte. Det er også utført treffsikkerhetsanalyser på de anvendte prognosene, i tillegg til et utvalg av statistiske tester for kvalitetssikring av datagrunnlag og analyseresultater.

7.1 Analyser og resultater

I sammenlikning av statiske og selektive sikringsstrategier har vi undersøkt hvorvidt det foreligger en merverdi ved å justere MVHR og Naiv HR for prognoser. Etter å ha analysert risiko og avkastning for sikringsstrategiene opp mot treffsikkerhetsanalysen på prognoser, finner vi en sterk sammenheng mellom kvaliteten på prisestimat og prestasjonen til de selektive sikringsstrategiene. Prognosen med høyest treffsikkerhet kommer fra LCOPOLL, som argumenterer for verdien ved å bruke profesjonelle prediksjoner på fremtidig terminpriser.

Med hensyn til nyttemaksimering utkonkurrerte MVHR- og Naiv HR justert for LCOPOLL de resterende sikringsstrategiene for begge sikringslengder. Høyest nytte i form av Sharp Ratio finner vi ved å justere Naiv HR fremfor MVHR. Vi finner også at prognosejustert Naiv HR for LCOPOLL gir bedre resultater, både med hensyn på risikominimering og nyttemaksimering, sammenliknet med en statisk Naiv HR. Med andre ord foreligger det en Pareto-forbedring ved justering av Naiv HR for LCOPOLL, hvor sistnevnte sikringsstrategi seiler frem som OHR i avhandlingen.

Analyseresultatene kommer fra modellparametere som beviselig er BLUE (se [kapittel 4.2](#)). Selv om vinklingen i avhandlingen skiller seg fra tidligere empiri (med justering av statiske sikringsstrategier for prognoser om fremtidig terminpriser), finner vi resultater som støtter opp under tidligere forskning. Spesielt med tanke på hvordan Naiv HR utkonkurrerer MVHR for både månedlig og kvartalsvis sikringslengde, og hvordan resultatene forbedres ved anvendelse av selektive sikringsstrategier. Testresultatene er også kvalitetssikret ved gjennomføring av tilsvarende analyser på to separate tidsperioder innenfor out-of-sample-perioden. Fra disse analysene fant vi de samme resultatene, som bekreftet stabiliteten i hovedresultatene fra

avhandlingen. Oppgaven bidrar til faglitteraturen ved å bekrefte merverdien ved å justere statistiske sikringsstrategier for presise prognoser. Videre kommer en kritisk refleksjon av antakelser og forutsetninger gjort underveis, før vi foreslår momenter for videre forskning.

7.2 Forutsetninger og begrensninger

For det første baserer vi regresjonsanalysen på én forklaringsvariabel i estimeringen av MVHR, nemlig spotprisen på Brent råolje. Det kan tenkes å være en rekke andre faktorer som påvirker terminprisene, hvor en mer informativ regresjonsanalyse vil kunne redusere målefeilene knyttet til utelatte variabler. Videre kan man alltid være kritisk til tidsperioden som legges til grunn, hvor datasettet består av historiske spot- og terminpriser fra 2000 og frem til i dag. Det kan tenkes at historisk data fra denne perioden ikke er direkte overførbart til fremtidige markedsbevegelser, da markedet i større grad kan påvirkes av det grønne skiftet og strammere miljøpolitikk. For å rendyrke effekten av hvordan prisrisiko reduseres ved bruk av terminkontrakter, har vi også ekskludert en rekke risikoaspekter som aktørene må ta stilling til i den virkelige verden. Vi har sett bort ifra motpartsrisiko aktøren påtar seg ved inngåelse i terminmarkedet, i tillegg til *cost of carry*, transaksjonskostnader og valutarisiko. Sistnevnte faktorene er sentrale elementer for aktørene på både tilbuds- og etterspørselssiden av markedet, og kan potensielt ha signifikant innvirkning på resultatene. Hyppighet i investeringer i terminmarkedet kan føre til store transaksjonskostnader, og svingninger i valutakurser skaper ytterligere volatilitet og risiko aktørene må hensynta i risikostyringen. En annen faktor som ikke er inkludert, er marginkravet. Ettersom det er daglig *mark-to-market* knyttet til terminkontrakten på Brent råolje, skal aktørene i utgangspunktet stille marginer i slutten av handelsdagen. I tillegg analyserer vi kun bruken av to typer terminkontrakter (månedlige og kvartalsvise sikringslengder), hvor man i terminmarkedet kan velge lengere løpetider. Slik vil man i større grad ta for seg likviditetsrisikoen knyttet til leveranse av råvaren.

7.3 Forslag til videre forskning

Til videre forskning vil det være interessant å gjennomføre tilsvarende sikringsstrategier på andre markeder enn Brent råolje, for å se om man finner tilsvarende resultater på tvers av sektorer. Dette vil åpne for muligheten til å analysere effekten av kryssikring av råvarepriser (som kan gi bedre sikring enn direkte sikring i underliggende aktiva). For å gjøre resultatene enda mer virkelighetsnært vil det være av verdi å inkludere valutarisiko og transaksjonskostnader analysene, og observere hvilken effekt dette har på rangeringen av sikringsstrategiene. Det vil også være verdifullt og se hvordan resultatene varierer med lengre sikringslengder (opp mot- eller lengre enn 12 måneder), da spesielt med tanke på MVHR justert for trend- og sesongvariasjoner. Fra resultatene mistenker vi at sistnevnte sikringsstrategi ikke kommer til sitt rette med månedlige- og kvartalsvise sikringslengder, ettersom sesong og trend strekker seg over større deler av året, og potensielt gir merverdi ved lengre sikringslengder. Det kan også være nyttig å inkludere flere forklaringsvariabler i regresjonsanalysen for sistnevnte sikringsstrategi, enn kun dummyvariabler for sesong. Dette kan gi estimater med høyere presisjon og færre målefeil knyttet til utelatte variabler. Til slutt vil vi foreslå og bruke mer sofistikerte metoder for prognosejustering av HR, som potensielt kan utnytte fluktasjoner i terminprisene på en bedre måte.

Appendix

Tabell 13 – Oversikt over deltakere i Reuters Polls (LCOPOLL)

Commod Poll		Oil Poll		31JAN22 11:59	
O#LCOPOLLQH2		Period 1Q22		USD Barrel [O/POLL]	
Reuters Poll (Mean) 82.85					
Median	83.67	Mode	85	Std.Dev.	5.26
Highest	95	Lowest	72	No.of Forecasts 40	
Contributors			Forecast	Update Date	
ANZ Bank			95	31JAN22	
Banco Santander			79	31JAN22	
Barclays			85	31JAN22	
Bernstein Research Group				31JAN22	
Bank of Montreal			75	31JAN22	
Bank of China			87.6	31JAN22	
Bank of America			85	31JAN22	
Caixa Bank			81.7	31JAN22	
Capital Economics			79	31JAN22	
Citigroup			75	31JAN22	
Commerzbank			80	31JAN22	
CRISIL			87	31JAN22	
DBS Bank			83	31JAN22	
Deutsche Bank			72	31JAN22	
Economist Intelligence Unit			82	31JAN22	
Emirates NBD Bank			75	31JAN22	
Evercore			85	31JAN22	
Global Risk Management			88	31JAN22	
Goldman Sachs			90	31JAN22	
IHS Markit			79.2	31JAN22	
Intesa Sanpaolo			75	31JAN22	
JBC Energy GmbH			79.2	31JAN22	
JPMorgan			84	31JAN22	

Listen inneholder prisestimater og prognoser på fremtidig terminpriser fra ledende økonomer, strateger og analytikere fra blant annet globale og anerkjente banker og meglerhus.

Tabell 14 – Oversikt over deltakere i Reuters Polls (LCOPOLL) (2)

JPMorgan	84	31JAN22
Julius Baer	75	31JAN22
Landesbank Baden-Wuerttemberg	80	31JAN22
MIZUHO	87	31JAN22
Morgan Stanley	87.5	31JAN22
NE Nomisma Energia	84.84	31JAN22
NORD/LB	86.5	31JAN22
OANDA	92.5	31JAN22
Oxford Economics	77.9	31JAN22
Price Futures Group	87	31JAN22
Raiffeisen Bank International	80	31JAN22
Saxo Bank	89	31JAN22
Skand Ensk	85	31JAN22
Standard Chartered	77	31JAN22
Stratas Advisors	86.67	31JAN22
TD Securities	85	31JAN22
UBS Investment Bank	85	31JAN22
UniCredit	83	31JAN22
Wood Mackenzie	83.33	31JAN22

Fortsettelse av listen over deltakere i Reuters Polls.

Tabell 15 – Durbin-Watson Statistics

Durbin-Watson Statistic: 1 Per Cent Significance Points of dL and dU																				
n	k'=1		k'=2		k'=3		k'=4		k'=5		k'=6		k'=7		k'=8		k'=9		k'=10	
	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU
6	0.390	1.142	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
7	0.435	1.036	0.294	1.676	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
8	0.497	1.003	0.345	1.489	0.229	2.102	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
9	0.554	0.998	0.408	1.389	0.279	1.875	0.183	2.433	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
10	0.604	1.001	0.466	1.333	0.340	1.733	0.230	2.193	0.150	2.690	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
11	0.653	1.010	0.519	1.297	0.396	1.640	0.286	2.030	0.193	2.453	0.124	2.892	----	----	----	----	----	----	----	----
12	0.697	1.023	0.569	1.274	0.449	1.575	0.339	1.913	0.244	2.280	0.164	2.665	0.105	3.053	----	----	----	----	----	----
13	0.738	1.038	0.616	1.261	0.499	1.526	0.391	1.826	0.294	2.150	0.211	2.490	0.140	2.838	0.090	3.182	----	----	----	----
14	0.776	1.054	0.660	1.254	0.547	1.490	0.441	1.757	0.343	2.049	0.257	2.354	0.183	2.667	0.122	2.981	0.078	3.287	----	----
15	0.811	1.070	0.700	1.252	0.591	1.465	0.487	1.705	0.390	1.967	0.303	2.244	0.226	2.530	0.161	2.817	0.107	3.101	0.068	3.374
16	0.844	1.086	0.738	1.253	0.633	1.447	0.532	1.664	0.437	1.901	0.349	2.153	0.269	2.416	0.200	2.681	0.142	2.944	0.094	3.201
17	0.873	1.102	0.773	1.255	0.672	1.432	0.574	1.631	0.481	1.847	0.393	2.078	0.313	2.319	0.241	2.566	0.179	2.811	0.127	3.053
18	0.902	1.118	0.805	1.259	0.708	1.422	0.614	1.604	0.522	1.803	0.435	2.015	0.355	2.238	0.282	2.467	0.216	2.697	0.160	2.925
19	0.928	1.133	0.835	1.264	0.742	1.416	0.650	1.583	0.561	1.767	0.476	1.963	0.396	2.169	0.322	2.381	0.255	2.597	0.196	2.813
20	0.952	1.147	0.862	1.270	0.774	1.410	0.684	1.567	0.598	1.736	0.515	1.918	0.436	2.110	0.362	2.308	0.294	2.510	0.232	2.174
21	0.975	1.161	0.889	1.276	0.803	1.408	0.718	1.554	0.634	1.712	0.552	1.881	0.474	2.059	0.400	2.244	0.331	2.434	0.268	2.625
22	0.997	1.174	0.915	1.284	0.832	1.407	0.748	1.543	0.666	1.691	0.587	1.849	0.510	2.015	0.437	2.188	0.368	2.367	0.304	2.548
23	1.017	1.186	0.938	1.290	0.858	1.407	0.777	1.535	0.699	1.674	0.620	1.821	0.545	1.977	0.473	2.140	0.404	2.308	0.340	2.479
24	1.037	1.199	0.959	1.298	0.881	1.407	0.805	1.527	0.728	1.659	0.652	1.797	0.578	1.944	0.507	2.097	0.439	2.255	0.375	2.417
25	1.055	1.210	0.981	1.305	0.906	1.408	0.832	1.521	0.756	1.645	0.682	1.776	0.610	1.915	0.540	2.059	0.473	2.209	0.409	2.362
26	1.072	1.222	1.000	1.311	0.928	1.410	0.855	1.517	0.782	1.635	0.711	1.759	0.640	1.889	0.572	2.026	0.505	2.168	0.441	2.313
27	1.088	1.232	1.019	1.318	0.948	1.413	0.878	1.514	0.808	1.625	0.738	1.743	0.669	1.867	0.602	1.997	0.536	2.131	0.473	2.269
28	1.104	1.244	1.036	1.325	0.969	1.414	0.901	1.512	0.832	1.618	0.764	1.729	0.696	1.847	0.630	1.970	0.566	2.098	0.504	2.229
29	1.119	1.254	1.053	1.332	0.988	1.418	0.921	1.511	0.855	1.611	0.788	1.718	0.723	1.830	0.658	1.947	0.595	2.068	0.533	2.193
30	1.134	1.264	1.070	1.339	1.006	1.421	0.941	1.510	0.877	1.606	0.812	1.707	0.748	1.814	0.684	1.925	0.622	2.041	0.562	2.160
31	1.147	1.274	1.085	1.345	1.022	1.425	0.960	1.509	0.897	1.601	0.834	1.698	0.772	1.800	0.710	1.906	0.649	2.017	0.589	2.131
32	1.160	1.283	1.100	1.351	1.039	1.428	0.978	1.509	0.917	1.597	0.856	1.690	0.794	1.788	0.734	1.889	0.674	1.995	0.615	2.104
33	1.171	1.291	1.114	1.358	1.055	1.432	0.995	1.510	0.935	1.594	0.876	1.683	0.816	1.776	0.757	1.874	0.698	1.975	0.641	2.080
34	1.184	1.298	1.128	1.364	1.070	1.436	1.012	1.511	0.954	1.591	0.896	1.677	0.837	1.766	0.779	1.860	0.722	1.957	0.665	2.057
35	1.195	1.307	1.141	1.370	1.085	1.439	1.028	1.512	0.971	1.589	0.914	1.671	0.857	1.757	0.800	1.847	0.744	1.940	0.689	2.037
36	1.205	1.315	1.153	1.376	1.098	1.442	1.043	1.513	0.987	1.587	0.932	1.666	0.877	1.749	0.821	1.836	0.766	1.925	0.711	2.018
37	1.217	1.322	1.164	1.383	1.112	1.446	1.058	1.514	1.004	1.585	0.950	1.662	0.895	1.742	0.841	1.825	0.787	1.911	0.733	2.001
38	1.227	1.330	1.176	1.388	1.124	1.449	1.072	1.515	1.019	1.584	0.966	1.658	0.913	1.735	0.860	1.816	0.807	1.899	0.754	1.985
39	1.237	1.337	1.187	1.392	1.137	1.452	1.085	1.517	1.033	1.583	0.982	1.655	0.930	1.729	0.878	1.807	0.826	1.887	0.774	1.970
40	1.246	1.344	1.197	1.398	1.149	1.456	1.098	1.518	1.047	1.583	0.997	1.652	0.946	1.724	0.895	1.799	0.844	1.876	0.749	1.956
45	1.288	1.376	1.245	1.424	1.201	1.474	1.156	1.528	1.111	1.583	1.065	1.643	1.019	1.704	0.974	1.768	0.927	1.834	0.881	1.902
50	1.324	1.403	1.285	1.445	1.245	1.491	1.206	1.537	1.164	1.587	1.123	1.639	1.081	1.692	1.039	1.748	0.997	1.805	0.955	1.864
55	1.356	1.428	1.320	1.466	1.284	1.505	1.246	1.548	1.209	1.592	1.172	1.638	1.134	1.685	1.095	1.734	1.057	1.785	1.018	1.837
60	1.382	1.449	1.351	1.484	1.317	1.520	1.283	1.559	1.248	1.598	1.214	1.639	1.179	1.682	1.144	1.726	1.108	1.771	1.072	1.817
65	1.407	1.467	1.377	1.500	1.346	1.534	1.314	1.568	1.283	1.604	1.251	1.642	1.218	1.680	1.186	1.720	1.153	1.761	1.120	1.802
70	1.429	1.485	1.400	1.514	1.372	1.546	1.343	1.577	1.313	1.611	1.283	1.645	1.253	1.680	1.223	1.716	1.192	1.754	1.162	1.792
75	1.448	1.501	1.422	1.529	1.395	1.557	1.368	1.586	1.340	1.617	1.313	1.649	1.284	1.682	1.256	1.714	1.227	1.748	1.199	1.783
80	1.465	1.514	1.440	1.541	1.416	1.568	1.390	1.595	1.364	1.624	1.338	1.653	1.312	1.683	1.285	1.714	1.259	1.745	1.232	1.777
85	1.481	1.529	1.458	1.553	1.434	1.577	1.411	1.603	1.386	1.630	1.362	1.657	1.337	1.685	1.312	1.714	1.287	1.743	1.262	1.773
90	1.496	1.541	1.474	1.563	1.452	1.587	1.429	1.611	1.406	1.636	1.383	1.661	1.360	1.687	1.336	1.714	1.312	1.741	1.288	1.769
95	1.510	1.552	1.489	1.573	1.468	1.596	1.446	1.618	1.425	1.641	1.403	1.666	1.381	1.690	1.358	1.715	1.336	1.741	1.313	1.767
100	1.522	1.562	1.502	1.582	1.482	1.604	1.461	1.625	1.441	1.647	1.421	1.670	1.400	1.693	1.378	1.717	1.357	1.741	1.335	1.765
150	1.611	1.637	1.598	1.651	1.584	1.665	1.571	1.679	1.557	1.693	1.543	1.708	1.530	1.722	1.515	1.737	1.501	1.752	1.486	1.767
200	1.664	1.684	1.653	1.693	1.643	1.704	1.633	1.715	1.623	1.725	1.613	1.735	1.603	1.746	1.592	1.757	1.582	1.768	1.571	1.779

Durbin-Watson Statistics med et 1% signifikansnivå for øvre og nedre grenser (Evans, 2014). *k' er antall forklaringsvariabler i regresjonslinjen, med unntak av fastleddet.

Tabell 16 – Resultater fra regresjonsanalyse for månedlige terminkontrakter

SUMMARY OUTPUT								
<i>Regression Statistics</i>								
Multiple R	0.959633816							
R Square	0.92089706							
Adjusted R Square	0.920288576							
Standard Error	0.032336418							
Observations	132							
ANOVA								
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>			
Regression	1	1.58250697	1.58250697	1513.428173	1.75496E-73			
Residual	130	0.13593371	0.001045644					
Total	131	1.71844068						
	<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>	<i>Lower 95%</i>	<i>Upper 95%</i>	<i>Lower 95,0%</i>	<i>Upper 95,0%</i>
Intercept	-0.001293593	0.002829748	-0.45714067	0.648332939	-0.00689191	0.004304725	-0.00689191	0.004304725
Dfuture	1.132503343	0.029111098	38.90280418	1.75496E-73	1.074910517	1.190096169	1.074910517	1.190096169

Resultater fra regresjonsanalysen på månedlige kontrakter (se forklaring av tabellene nederst på siden).

Tabell 17 – Resultater fra regresjonsanalyse for kvartalsvise terminkontrakter

SUMMARY OUTPUT								
<i>Regression Statistics</i>								
Multiple R	0.9872306							
R Square	0.974624258							
Adjusted R Square	0.974005338							
Standard Error	0.034219109							
Observations	43							
ANOVA								
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>			
Regression	1	1.843909984	1.843909984	1574.716304	2.44795E-34			
Residual	41	0.048008844	0.001170947					
Total	42	1.891918828						
	<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>	<i>Lower 95%</i>	<i>Upper 95%</i>	<i>Lower 95,0%</i>	<i>Upper 95,0%</i>
Intercept	-0.002568109	0.005289248	-0.485533969	0.629882261	-0.013249962	0.008113743	-0.013249962	0.008113743
Dfuture	1.097652835	0.027660743	39.68269527	2.44795E-34	1.041790831	1.153514839	1.041790831	1.153514839

Resultater fra regresjonsanalysen på kvartalsvise kontrakter (se forklaring av tabellene nederst på siden).

I Tabell 16 Tabell 17 representerer R^2 sikringseffektiviteten, som vi ser er på 0,92 og 0,97 for henholdsvis månedlige og kvartalsvise kontrakter. Vi finner også lave standardavvik (risiko) for begge sikringslengdene, med 0,032 for månedlige kontrakter og 0,032 for kvartalsvise kontrakter. Koeffisientene for stigningstallet (HR representert ved X Variable 1) er statistisk signifikant til 1% signifikansnivå for begge de to sikringslengdene. Ettersom testene gjennomført i [kapittel 4.2](#) konkluderte med at vi har funnet BLUE, kan vi si at HR på 1,132 for månedlige kontrakter og 1,097 for kvartalsvise kontrakter er den mest effektive HR til å minimere variansen i porteføljen for de to sikringslengdene.

Tabell 18 – To-halet paret t-test mellom in-og out-of-sample-perioden

	Variable 1	Variable 2
Mean	0.010069478	0.000963376
Variance	0.009418795	0.013106031
Observations	132	135
Pooled Variance	0.011283284	
Hypothesized Mean Difference	0	
df	265	
t Stat	0.700346552	
P(T<=t) one-tail	0.242162657	
t Critical one-tail	1.650623976	
P(T<=t) two-tail	0.484325313	
t Critical two-tail	1.968956281	

Tabellen viser testresultatene for avkastning på terminkontrakter mellom in-sample-perioden og out-of-sample-perioden. Ettersom vi finner en p-verdi høyere enn kritiske nivåer kan vi ikke forkaste nullhypotesen for testen, og gir følgelig ingen bevis på signifikante forskjeller mellom periodene.

Tabell 19 – To-halet paret t-test på analyseperioden for månedlige terminkontrakter

	Variable 1	Variable 2
Mean	0.015254178	0.038096625
Variance	0.004969069	0.008252885
Observations	7	7
Pooled Variance	0.006610977	
Hypothesized Mean Difference	0	
df	12	
t Stat	-0.525586034	
P(T<=t) one-tail	0.304375605	
t Critical one-tail	1.782287556	
P(T<=t) two-tail	0.608751211	
t Critical two-tail	2.17881283	

Tabellen viser testresultatene for Sharpe Ratio på de syv sikringsstrategiene mellom periode 1 og periode 2 i analyseperioden for månedlige terminkontrakter. Ettersom vi finner en p-verdi høyere enn kritiske nivåer kan vi ikke forkaste nullhypotesen for testen, og gir følgelig ingen bevis på signifikante forskjeller mellom periodene.

Tabell 20 – To-halet paret t-test på analyseperioden for kvartalsvise terminkontrakter

	Variable 1	Variable 2
Mean	0.002730983	0.050621
Variance	0.013021129	0.03693
Observations	7	7
Pooled Variance	0.0249754	
Hypothesized Mean Difference	0	
df	12	
t Stat	-0.56692702	
P(T<=t) one-tail	0.290606818	
t Critical one-tail	1.782287556	
P(T<=t) two-tail	0.581213637	
t Critical two-tail	2.17881283	

Tabellen viser testresultatene for Sharpe Ratio på de syv sikringsstrategiene mellom periode 1 og periode 2 i analyseperioden for månedlige terminkontrakter. Ettersom vi finner en p-verdi høyere enn kritiske nivåer kan vi ikke forkaste nullhypotesen for testen, og gir følgelig ingen bevis på signifikante forskjeller mellom periodene.

Litteraturliste

- Adam, T. R., Fernando, C. S., & Salas, J. M. (2017). Why Do Firms Engage in Selective Hedging? Evidence from the Gold Mining Industry. *77*, 269–282. doi:
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.05.006>
- Alexander, C., & Barbosa, A. (den 1 januar 2007). Effectiveness of minimum variance hedging. *Portfolio Management*, *33*(2), 46-59.
- Algieri, B., & Leccadito, A. (den 13 mars 2020). CARL and His POT: Measuring Risks in Commodity Markets. *risks*, *8*(1). Hämtat från <https://doi.org/10.3390/risks8010027>
- Alquist, R., & Kilian, L. (den 24 februar 2010). What Do We Learn from The Price of Cruide Oil Futures? *Journal of Applied Econometrics*, *25*, 539-573.
doi:10.1002/jae.1159
- Arago, V., & Izquierdo, A. F. (2001). Optimal hedging and the investment horizon length: The decomposition model. *Journal of Derivatives & Hedge Funds*, *7*(1), 23.
- Aretz, K., Bartram, S. M., & Dufey, G. (2017). Why do firms engage in selective hedging? Evidence from the gold mining industry. *77*, 269–282.
doi:<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.05.006>
- Barnston, G. A. (desember 1992). Correspondence among the Correlation [root mean square error] and Heidke Verification Measures; Refinement of the Heidke Score. *Climate Analysis Center* , 699-709. Hämtat från
<https://www.swpc.noaa.gov/sites/default/files/images/u30/Barnston,%20Anthony%20G.,%201992.pdf>
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics to Finance* (3 uppl.). Cambridge: Cambridge University Press.
- CFI. (den 25 januar 2022a). *What is Hedging?* Hämtat från Corporate Finance Institute:
<https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/trading-investing/hedging/>
den 1 mars 2022
- CFI. (den 1 januar 2022b). *What is the Durbin Watson Statistic?* Hämtat från Corporate Finance Institute:

<https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/other/durbin-watson-statistic/> den 30 mars 2022

CFTC. (den 4 januar 2022). *Futures Market Basics*. Hämtat från Commodity Futures Trading Commission:
<https://www.cftc.gov/LearnAndProtect/AdvisoriesAndArticles/FuturesMarketBasics/index.htm> den 1 mars 2022

Chang, C.-L., McAleer, M., & Tansuchat, R. (september 2011). Crude oil hedging strategies using dynamic multivariate GARCH. *Energy Economics*, 33(5), 912-923. Hämtat från <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.01.009>

Chen, H., Liao, H., Tang, B.-J., & Wei, Y.-M. (juni 2016). Impacts of OPEC's political risk on the international crude oil prices: An empirical analysis based on the SVAR models. *Energy Economics*, 57, 42-49.
doi:<https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.04.018>

Chen, J. (den 25 august 2021). *Convergence*. Hämtat från Investopedia:
<https://www.investopedia.com/terms/c/convergence.asp> den 16 mai 2022

Chen, S.-S., Lee, C.-f., & Shrestha, K. (2003). Futures hedge ratios: a review. *The Quarterly review of economics and finance*, 43(3), 433-465. doi:[https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(02\)00191-6](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(02)00191-6)

Chidambaran, F. C., & Spindt, P. A. (2001). Credit enhancement through financial engineering: Freeport McMoRan's gold-denominated depositary shares. *Journal of Financial Economics*, 2, 487-528. doi:[https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00051-4](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00051-4)

Cotter, J., & Hanly, J. (2015). Performance of utility based hedges. *Energy Economics*, 49, 718-726. doi:<https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.1016/j.eneco.2015.04.004>

Crain, S. J., & Lee, J. H. (1996). Volatility in Wheat Spot and Futures Markets, 1950-1993: Government Farm Programs, Seasonality, and Causality. *The Journal of Finance*, 51(1), 325-343. doi:<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05211.x>

-
- Czekierda, B., & Zhang, W. (2010). *Dynamic Hedge Ratios on Currency Futures*.
Goteborg: University of Gothenburg. Hämtat från
https://gupea.ub.gu.se/bitstream/handle/2077/22591/gupea_2077_22591_1.pdf;jsessionid=56605803C68A0324908BA590BB309445?sequence=1
- Debashish, M. (den 1 januar 2018). Do seasonality, break and spillover effects explain commodity price volatility: Evidence from the Indian commodity markets. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*, 8(1), 144-170.
doi:<https://doi.org/10.1108/JADEE-04-2015-0019>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. (juli 1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1056-1072.
doi:<https://doi.org/10.2307/1912517>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (desember 1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: I. *Oxford Journals*, 37(3/4), 409-428.
doi:<https://doi.org/10.1093/biomet/37.3-4.409>
- Ederington, L. H. (mars 1979). The Hedging Performance of the New Futures Markets. *The Journal of Finance*, 34(1), 157-170. doi:<https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.2307/2327150>
- Enders, W., & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
doi:<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (mars 1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
doi:<https://doi.org/10.2307/1913236>
- Evans, W. N. (2014). *Durbin-Watson significance tables*. Hämtat från Real Statistics Using Excel: https://www3.nd.edu/~wevans1/econ30331/Durbin_Watson_tables.pdf
- Fama, E. F. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Financial Economics*, 49(3), 283-306. doi:[https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00026-9](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00026-9)

- Fernando, J. (den 10 januar 2021). *Sharpe Ratio*. Hämtat från Investopedia:
<https://www.investopedia.com/terms/s/sharperatio.asp> den 30 mai 2022
- Frankland, R., Sharpe, J., Mehta, G., & Bhatia, R. (den 23 november 2017). *Internal Model Calibration Using Overlapping Data*. Hämtat från actuaries.org.uk:
<https://www.actuaries.org.uk/system/files/field/document/C4%20Calibration%20Using%20Overlapping%20Data%20v1.pdf> den 9 mai 2022
- Gao, M. (den 26 mai 2020). *Minimum Variance Hedge Ratio*. Hämtat från mingze-gao.com:
<https://mingze-gao.com/posts/minimum-variance-hedge-ratio/#intuition> den mars 14 2020
- Geppert, J. M. (den 1 august 1995). A statistical model for the relationship between futures contracts hedging effectiveness and investments horizon length: Introduction . *The Journal of Futures Markets*, 15(5), 507. Hämtat från <https://www-proquest-com.ezproxy.nhh.no/scholarly-journals/statistical-model-relationship-between-futures/docview/225482805/se-2?accountid=37265>
- Gerken, A., Plantefeve, O., & Veillard, X. (den 28 oktober 2019). *Managing industrials' commodity-price risk*. Hämtat från McKinsey & Company:
<https://www.mckinsey.com/industries/electric-power-and-natural-gas/our-insights/managing-industrials-commodity-price-risk> den 3 mars 2022
- Howell, L. D., & Watson, L. J. (1938). Relation of Spot Cotton Prices to Prices of Futures Contracts and Protection Afforded by Trading in Futures. *USDA Technical Bulletin*.
- Hudson, R. S., & Gregoriou, A. (2015). Calculating and comparing security returns is harder than you think: A. *International Review of Financial Analysis*(38), 151–162.
doi:<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.10.008>
- Hull, J. C. (2015). *Options, Futures and Other Derivatives* (9 uppl.). Toronto, Canada: Pearson Education, Inc.
- ICE. (2022). Brent Crude Futures. Hämtat från <https://www.theice.com/products/219/Brent-Crude-Futures> den 23 04 2022

-
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (den 27 oktober 1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255-259. doi:[https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Johnson, L. L. (juni 1960). The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. *The Review of economic studies*, 27(3), 139-151. doi:<https://doi.org/10.2307/2296076>
- Junkus, J. C., & Lee, C. F. (1985). Use of three stock index futures in hedging decisions. *The journal of futures markets*, 5(2), 201-222. doi:<https://doi.org/10.1002/fut.3990050205>
- Kearney, L. (den 21 april 2020). Explainer: What is a negative crude future and does it mean anything for consumers? (L. d. Kretser, & R. Pullin, Red.) *Reuters*. Hämtat från <https://www.reuters.com/article/us-global-oil-crash-explainer-idUSKBN22301M>
- Kim, M., Garcia, P., & Leuthold, R. M. (2009). Managing price risks using and local polynomial kernel forecasts. *Applied Economics*, 41(23), 3015-3026. doi:<https://doi.org/10.1080/00036840701351915>
- Lashgari, M. (2012). Assessing Predictive Performance of an Investment Portfolio. *The Journal of Applied Business and Economics*(13(5)), 46-52. Hämtat från <https://www.proquest.com/scholarly-journals/assessing-predictive-performance-investment/docview/1315304219/se-2?accountid=37265>
- Leland, H. E. (1998). Agency Costs, Risk Management, and Capital Structure. *Journal of Finance*, 53(4), 1213–1243. doi:<https://doi.org/10.1111/0022-1082.00051>
- Malkiel, B. G. (1973). *A Random Walk Down Wall Street*. New York , USA: Norton .
- Malliaris, A. G., & Urrutia, J. L. (1991). The impact of the Lengths of Estimation Periods and Hedging Horizons on the Effectiveness of a Hedge: Evidence from Foreign Currency Futures. *The Journal of Futures Markets*, 11(3), 217-289. doi:<https://doi.org/10.1002/fut.3990110303>
- Mello, A. S., & Parsons, J. E. (2013). Margins, Liquidity, and the Cost of Hedging. *Journal of Applied Corporate Finance*, 25(1), 38-39. doi:<https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.2013.12004.x>

- Miao, H., Ramchander, S., Wang, T., & Yang, D. (2017). Influential factors in crude oil price forecasting. *68*, 77-88. doi:<https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.09.010>
- Monash Business School. (februar 2018). *Monash University*. Hämtat från Naive Forecasting: <https://www.monash.edu/business/marketing/marketing-dictionary/n/naive-forecasting> den 25 april 2022
- Nada, S. (2015). *Forecasting Fundamentals*. New York: Business Expert Press. Hämtat från https://bibsyst-almaprmo.hosted.exlibrisgroup.com/primo-explore/fulldisplay?docid=BIBSYS_ILS71607445620002201&context=L&vid=NH HB&lang=no_NO&search_scope=default_scope&adaptor=Local%20Search%20Engine&tab=default_tab&query=any,contains,why%20forecasting&off
- Refintiv. (2022). Polling - Reuters Polls. Hämtat från <https://www.refintiv.com/en/financial-data/economic-data/real-time-economic-indicators/polling-data/reuters-polls#feature-and-benefits> den 23 04 2022
- Skiena, S. (2007). Convergence of Future and Spot Prices. Stony Brook University. doi:<https://www3.cs.stonybrook.edu/~skiena/691/2007/lectures/lecture3.pdf>
- Statistics Solutions. (juni 2021). *Autocorrelation*. Hämtat från Complete Dissertation: <https://www.statisticssolutions.com/dissertation-resources/autocorrelation/> den 30 mars 2022
- StoneX. (den 25 januar 2021). *How Does Liquidity Impact The Futures Markets?* Hämtat från Daniels Trading Division: <https://www.danielstrading.com/2021/01/25/how-does-liquidity-impact-the-futures-markets> den 16 mai 2022
- Wang, Y., Wu, C., & Yang, L. (2015). Hedging with Futures: Does Anything Beat the Naïve Hedging Strategy? *Management Science*, 2870-2889. Hämtat från <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.2028>
- White, H. (den 1 mai 1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, *48*(4), 817-838. doi:<https://doi.org/10.2307/1912934>

Ye, M., Zyren, J., Blumberg, C. J., & Shore, J. (den 28 oktober 2008). A Short-Run Crude Oil Price Forecast Model with Ratchet Effec. *Atlantic Economic Journal*, 37(1), 37-50. doi:<https://doi.org/10.1007/s11293-008-9158-2>

Yun, W.-C. (2006). Selective hedging strategies for oil stockpiling. *Energy policy*, 34(18), 3495-3504. doi:<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2005.07.021>

Zeltzer, J. (den 2 februar 2019). *Z Statistics* . Hämtat från Regression : <http://www.zstatistics.com/videos/#/regression>