

Annelin Stokkevåg Aadland

Sikring av prisrisiko for aluminiumsprodusenter

Analyse av margin mellom aluminium og alumina

Masteroppgave våren 2022

OsloMet – storbyuniversitetet

Handelshøyskolen (HHS)

Masterstudiet i økonomi og administrasjon

Blank Side

Abstract

The purpose of this master's thesis is to explore the possibilities for an aluminium producer to achieve acceptable hedge efficiency by using a constructed timeseries, which represents nett income on aluminium. I have retrieved spot- and futures prices on aluminium and alumina to construct the timeseries that represent nett income, which is called margin. Further I have calculated the hedge ratio and hedge efficiency of aluminium, alumina and margin for 1-month, 3-month, 6-month and 12-month contracts.

Calculations show that aluminium give the highest hedge efficiency on all contract intervals. Calculations on alumina show a next to zero hedge efficiency. Margin timeseries show acceptable hedge efficiency at close to 90% for all contract intervals.

The master thesis concludes that it is possible to utilize a hedge strategy that provides acceptable hedge efficiency on a constructed timeseries which represent the nett income for an aluminium producer.

Sammendrag

Formålet med denne masterutredningen er å undersøke om en aluminiumsprodusent kan oppnå akseptabel hedge effektivitet på en konstruert tidsserie, som representerer nettoinntekt på råvaren aluminium. Jeg har hentet ut spot- og futuresprisene på aluminium og alumina, som jeg har konstruert en egen tidsserie av. Denne skal representerer nettoinntekt på aluminium og er kalt margin. Deretter har jeg regnet ut hedge ratio og hedge effektivitet på aluminium, alumina og margin for 1-måned, 3-måneds, 6-måneds og 12 måneds kontrakter.

Utrekningen viser at aluminium i seg selv gir høyest hedge effektivitet på alle kontraktsperiodene. Alumina viser hedge effektivitet tilnærmet null. Margin tidsserien viser akseptable hedge effektivitet på oppimot 90% for alle kontraktsperiodene.

Masterutredningen konkluderer med at det er mulig å lage hedgestrategi som gir akseptabel hedge effektivitet på nettoinntekt til aluminium.

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon, med hovedprofil i finansiell økonomi ved handelshøyskolen OsloMet – storbyuniversitetet. Oppgaven utgjør 30 studiepoeng og er levert våsemesteret 2022.

Problemstillingen til utredning ble valg på bakgrunn av min interesse for økonometri og derivatfaget.

Det er utfordrende å skrive en slik oppgave aleine, men prosessen har vært lærerikt og spennene noe som skyldes god oppfølging og råd fra min veileder Einar Belsom.

Oslo. 30.05.2022

Annelin Stokkevåg Aadland

Innhold

Graf og tabell oversikt.....	5
Innledning.....	6
Aluminium og aluminiumsmarkedet.....	8
Derivater og derivatmarkedet.....	11
Teori	12
Futureskontrakter.....	12
Kontraktens innhold.....	12
Short eller Long.	12
Grunnleggende tidsserieteori.....	13
Autoregresjon AR	14
Autoregresjon AR (p) modell	17
Seleksjon av lag-lengde	18
Stasjonæritet.....	19
Pseudo out of sample	22
Kointegrasjon.....	23
Volatilitetsklynger.....	24
Hedge strategi	24
Hedge ratio.....	25
Hedge effektivitet.....	26
Basisrisiko.....	26
Analyse.....	28
Beskrivelse av data	28
Analyse og prognose av spotpriser.....	29
Stasjonæritet og kointegrasjon for spot og futures	39
Hedge effektivitet	50
Konklusjon	52
Referanseliste	54

Graf og tabell oversikt

Tabell 1: Tall fra årsrapporten til Norsk Hydro AS

Tabell 2: Utregning grunnleggende tidsserieteori

Tabell A1: Beskrivende data

Tabell A2: Oversikt over forkortelser

Graf A11: Spotpris Aluminium fra 24.10.2016 til 31.12.2020

Graf A12: Spotpris Alumina fra 24.10.2016 til 31.12.2020

Graf A13: Vekstrate spot aluminium fra 24.10.2016 til 31.12.2020

Graf A14: Vekstrate spot alumina fra 24.10.2016 til 31.12.2020

Graf A15: Pseudo out of sample Aluminium

Graf A16: Pseudo out of sample Alumina

Tabell A11: Beskrivende statistikk Spot Aluminium

Tabell A12: Beskrivende statistikk Spot Alumina

Tabell A13: Resultater fra Augmented Dickey Fuller test

Tabell A14: Resultater prognose vekstrate mot faktisk vekstrate

Tabell A15: Resultater prognose daglige endringer mot faktiske daglige endringer

Graf A21: Spot og futurespris på aluminium fra 04.01.2010 til 31.12.2020

Graf A22: Spot og futurespris på alumina fra 04.01.2010 til 31.12.2020

Graf A23: Spot aluminium mot alumina

Graf A24: Futures aluminium mot alumina

Graf A25: Basis Aluminium, Alumina & Margin fra 24.10.2016 til 31.12.2020

Tabell A21: Variasjonkoeffisienten til aluminium alumina og margin

Tabell A22: Beskrivende statistikk Futures og spot priser på Aluminium, Alumina og Margin

Tabell A23: Resultater fra Augmented Dickey Fuller test på spotpris

Tabell A24: Resultater fra Augmented Dickey Fuller test på daglige endringer i spotpris

Tabell A25: Resultater Engle-Granger Augmented Dickey-Fuller test

Tabell A26: Beskrivende statistikk Basis Aluminium og alumina.

Graf A31: Resultater HR & HE Aluminium, alumina og margin.

Tabell A31: Resultater OLS-regresjon HR & HE.

Innledning

Varederivatmarkedet selger flere typer produkter innenfor samme verdikjede. Metallvaren aluminium produseres av råvaren alumina og i dag finnes det børshandlede produkter som futures, opsjoner og swaps på begge disse varene. Det vil si at hvis du har behov for å låse prisen på alumina så kan du bruke alumina futureskontrakter som sikringsinstrument. Hvis du har behov for å låse prisen på aluminium kan du bruke aluminium futureskontrakter som sikringsinstrument.

Markedet for futureskontrakter på råvaren alumina er relativt nytt, noe som betyr at prisene til kontraktene ikke har stabilisert seg enda. Det tilgjengelige datagrunnlaget viser ikke god nok likviditet. Spot og futuresprisene samsvarer ikke med det som forventes av dem altså at spot og futurespris har samme pris når de går til forfall.

På bakgrunn av dette har jeg undersøkt om man kan sikre netto inntekt av aluminium ved bare å bruke futureskontrakter på aluminium.

Artikkelen *Hedging Multiple Price Uncertainty in international Grain trade* som er skrevet av Michael S. Haigh and Matthew T Holt (Haigh & Holt, 2000, p. 881).

Innleder med

In many studies, hedging recommendations are based on the implicit assumptions that traders encounter only one type of risk, namely product price risk. But firms will often face multiple sources of uncertainty, as some traders may have to either buy or sell commodities that may or may not have related prices. Other traders may confront exchange rate risk as well as the underlying commodity price risk if the payment is denominated in a foreign currency. As well, transportations price risk is a potentially important consideration if a firm is responsible for shipment.

Deres studie undersøker multiple prisrisiko ved å se på produktprisen til korn og prisen på transport av korn.

Jeg bygger videre på deres oppgave, men jeg undersøker hvordan en hedgestrategi påvirkes av å se på prisen på råvaren og prisen på den underliggende råvaren. I tillegg er den underliggende prisen på det ene sikringsinstrumentet ustabil noe som gjør at den blir problematisk å jobbe med.

For å gjennomføre analysen har jeg hentet ut spot og futurespriser til aluminium og alumina fra Eikon. Jeg har brukt dette grunnlaget til å konstruere en ny tidsserie som representerer

netto aluminium. For å kunne si noe om hvorvidt hedgestrategien er effektiv har jeg brukt minste kvadratsums metode (OLS-regresjon) til å regne ut hedge ratio og hedge effektivitet.

Oppgaven er delt inn i 4 deler, første del starter med et innblikk i aluminiumsmarkedet, verdikjeden til aluminium, etterspørsel etter aluminium og et innblikk i derivatmarkedet til aluminium. Andre del er teoridelen som starter med en gjennomgang av teori bak futureskontrakter. Videre går jeg gjennom grunnleggende tidsserieteori og avslutter delen med hedge teori. Del tre er selve analysen, den er delt inn i tre deler og starter med prognosearbeid på de to spotprisene. Del to er kontrollen av stasjonærhet, kointegrasjon og utregning av basisrisiko. Siste del er utregning av hedge ratio og hedge effektivitet. Oppgavens fjerde og avsluttende del er konklusjonen.

Aluminium og aluminiumsmarkedet

Aluminium er et av verdens mest tallrike metaller og brukes i alt fra støpsler til skyskrapere. Aluminium lages av alumina som er et produkt av råvaren bauksitt. Bauksitt forekommer finnes i tropiske og subtropiske soner på jorden. De største forekomstene av råvaren finner man i Sørøst Asia, Sør-Amerika, Afrika og Australia.

Guinea hadde i 2021 det høyeste registeret bauksittforekomsten, med 7,4 milliarder tonn. Globalt er det registret bauksitt forekomster med opptil 32 milliarder tonn (Statista.com, 2022).

De største markedene der aluminium handles er Kina, USA, India, Tyskland og Japan. Bransjer med høyest etterspørsel etter sluttproduktet er transport og anleggsbransjen, de utgjør nesten 50% av den totale globale etterspørselen (Statista.com, 2022).

Aluminiumsmarkedet kan deles inn i tre segmenter, de som produserer primær aluminium og aluminium legering; de som bruker råvaren til å produserer aluminiumsprodukter, og de som produserer aluminiumsprodukter av resirkulert aluminium. De to første segmentene kalles oppstrøms og nedstrøms segmenter.

Oppstrøms segmentet inkluderer vanligvis hele råvareforsyningskjeden. Forsyningskjeden starter utvinning av bauksitt for å lage alumina som leveres til smelteverk for å produserer aluminium (Aluminiumleader.com, 2022).

De største aluminiumsprodusentene er vertikalt integrert og drar nytta av at de kan minimere prisfluktuasjoner siden de i utgangspunktet har tilgang på sin egen råvare (Aluminiumleader.com, 2022).

Produksjonen av Aluminium starter med råvaren bauksitt, en leirelignende jordtype som finnes i et belte rundt ekvator. Bauksitten utvinnes fra gruver som ligger noen få meter under bakken. Bauksitten vaskes fri for leire og sendes til knusemaskiner.

Alumina utvinnes fra bauksitten gjennom raffinering. Blandingen varmes opp, filtreres og tørkes til et hvitt pulver.

Neste stopp er metallverket. Her blir den raffinerte aluminaen omdannet til aluminium.

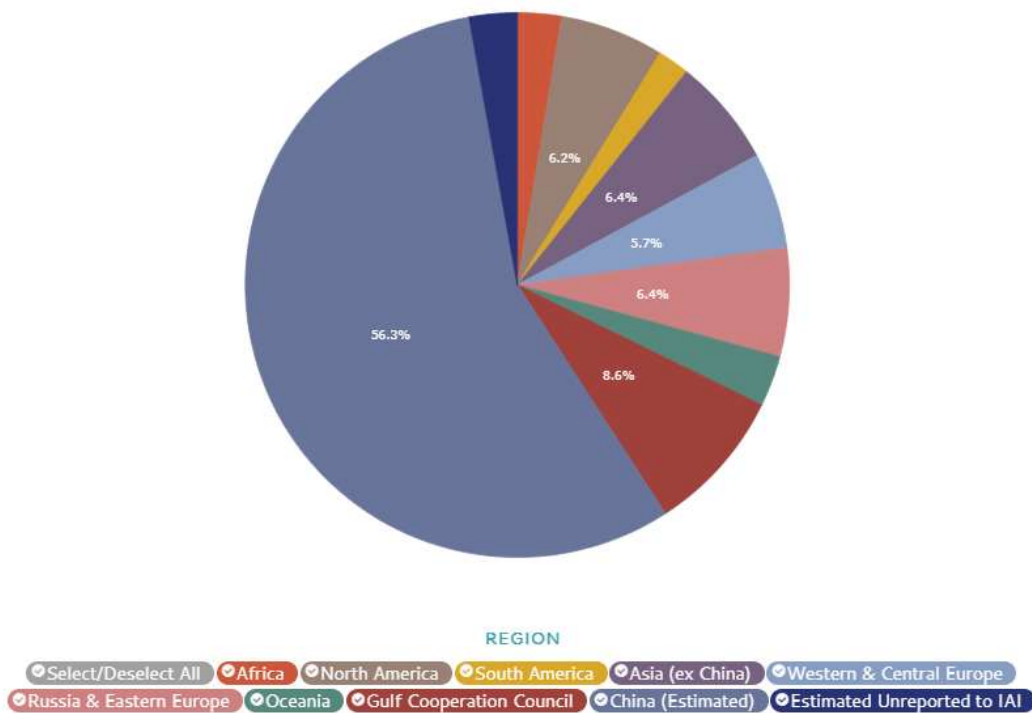
Det trengs tre ulike råvarer for å lage aluminium: Aluminiumoksid (Alumina), elektrisitet og karbon.

Under foredlingsprosess ledes elektrisiteten mellom en negativ katode og en positiv anode, begge laget av karbon. Anoden reagere med oksygenet i aluminaen og danner CO₂. Denne metoden kalles *Hall-Héroult metoden*. Resultatet er flytende aluminium, som nå kan tappes fra cellene og brukes til å produsere forskjellige aluminiums produkter (Hydro.no, 2021).

Generelt kreves det fire tonn tørket bauksitt for å produsere to tonn av alumina, og videre kreves det to tonn alumina for å produsere ett tonn primær aluminium (Statista.com, 2022). Energimengden som kreves for å få alumina til å bli aluminium er mellom 12-15 MWh avhengig av fabrikkens effektivitet og teknologi (Industri, 2022).

I dag er Kina den klart største produsenten av primær aluminium, fra 2016 til 2020 sto de for 56,3% av den totale globale produksjonen(International Aluminiums institute, 2022).

Total for 2016 to 2020: 316,442 thousand metric tonnes of aluminium



Norge er Europas største produsent av primæraluminium med en produksjon på om lag 1,2 millioner tonn per år(Industri, 2022).

Det er syv aluminiumsverk i Norge der Norsk Hydro eier fire av dem som er lokalisert i Sunndal, Høyanger, Årdal og Karmøy. De eier i tillegg ett sammen med Rio Tinto Alcan og Alcan eier to aluminiumsverk i Norge. Grunnet Norsk Hydro sin store påvirkning på aluminiumsmarkedet i Europa vil jeg bruke selskapets som kildegrunnlag i de påfølgende analyser.

I gjennomsnitt vokste den globale etterspørsel etter aluminium med en årlig rate på 5-7% fram til 2016 (Aluminiumleader.com, 2022).

Mellom 2016 og 2020 har det globale forbruket av aluminium økt med 4,2%, disse tallene er hentet fra Norsk Hydro AS sine årsrapporter, der de gjør årlige analyse av markedsutvikling og utsiktene til markedsutvikling.

Tabell 1: Tall fra årsrapportene til Norsk Hydro AS - Markedsutvikling og utsikter markedsutvikling for oppstrømsvirksomheten

År	2016	2017	2018	2019	2020
Det globale forbruket av primæraluminium	5,4 %	6,0 %	3,0 %	-1,1 %	-3,7 %
Det globale forbruket av primæraluminium tonn	59,6	63,6	65,7	64,4	62,1
Den globale produksjonen av primæraluminium	3,2 %	8,0 %	0,5 %	-0,5 %	2,7 %
Den globale produksjonen av primæraluminium tonn	58,9	63,5	63,8	63,4	64,9
Overskudd/underskudd	-0,7	-0,1	-1,9	-1	2,8
Forbruket av primæraluminium utenfor Kina	3,2 %	3,0 %	2,1 %	-3,3 %	-13,0 %
Produksjon av primæraluminium utenfor Kina	2,4 %	1,0 %	1,4 %	1,1 %	-0,5 %

Produksjonen av primæraluminium globalt har hatt en vekst på 10,4% prosent fra 2016 til 2020. I tidsperioden har det vært balanse mellom forbruk og produksjon, men perioden avsluttes med et overskudd på 2,8 millioner tonn primæraluminium.

I årsrapportene skilles det mellom etterspørsel og produksjon med Kina inkludert og ekskludert. Forbruket i markedet utenfor Kina fra 2016 til 2020 har gått ned med 11,2%, samtidig har produksjonene økt med 3%. Den største reduksjonen skjer i 2020 i forbindelse med koronapandemien, da forbruket gikk ned med 13%. Før pandemien økte forbruket med 1,8%.

Det forventes en økning i det globale forbruket på 7 til 8% og en økning i produksjonen på 6 til 7% for 2021. I markedet som ekskluderer Kina forventes det en økning i forbruket på 12 til 13% og en økning i produksjonen på 0,5% i 2021.

Videre estimere Norsk Hydro AS at etterspørselen etter bearbejdede aluminiumsprodukter vil øke med 32 millioner tonn innen 2030, noe som tilsvare en årlig vekst på 3% Norsk Hydro AS (2020, p. 9).

Årsaken til den høye veksten er at aluminium er et produkt som er i stadig utvikling og det er store kostnadsbesparelser på å forenkle og moderniserer produksjonsprosessene. Det er også en av de mest forskningsintensive bransjene noe som igjen gjør at de stadig finner nye måter å bruke sluttproduktet på (Industri, 2022).

Aluminium kan resirkuleres, 75 prosent av all aluminium som noensinne er produsert er fortsatt i bruk i dag (Hydro.no, 2022).

Derivater og derivatmarkedet

Derivatmarkedet i seg selv er så enormt at det er vanskelig å tallfeste den eksakte størrelsen, men det er kommentert at markedet er 10 ganger så stort som hele verdens bruttonasjonalprodukt (Derivater.net, 2022).

Aluminium og alumina som begge er et ikke-edelt metall og grupperes som et ikke-jernholdig metall på London Metal Exchange (LME) er en del av varederivatmarkedet. Det vil si at derivatets underliggende aktivum er varer eller tjenester, i motsetning til finansielle derivater som har finansielle instrumenter eller valuta som underliggende aktivum (Norges offentlige utredninger, 1999, p. 14).

Varederivatkontrakter på aluminium og alumina handles både som børshandlede og OTC (*over-the-counter*) derivatkontrakter. Børshandlede derivatkontrakter omhandler kontrakter som futures opsjoner og swaps. Financial Times rapporterer at det i 2018 globalt ble handlet over 30 000 millioner kontrakter av børshandlede derivater, 5 249 millioner av disse var varederivater (Heiner, 2019).

Innenfor børshandlede varederivater er ikke-edelt metall den varen med færrest antall kontrakter som tilbys verden over. I 2019 var det totalt 24 forskjellige kontrakter som ble tilbudt over 17 forskjellige handelsplattformer (Office, 2020, p. 9).

Den handelsplattformen som i 2019 tilbydde flest kontrakter av ikke-edelt metall var LME etterfulgt av CME Groupe. 90% varederivatkontraktene per 2019 var futureskontrakter i motsetning til opsjoner (Office, 2020, p. 12).

Futureskontraktene på aluminium ble for første gang handlet på LME i desember i 1978 (Bertilorenzi Marco, 2018). Futureskontrakter på alumina ble for første gang handlet på CME Groupe 25 oktober 2016 (China, 2016), men LME startet ikke handel av disse før 17 oktober 2019 (Houlden, 2019).

Teori

Teoridelen starter med en gjennomgang av hva futures kontrakter er, videre går jeg gjennom grunnleggende tidsserieteori. Avslutningsvis går jeg gjennom teorien bak hedge strategier.

Futureskontrakter

Futureskontrakter er standardisert avtaler mellom to parter om å enten selge eller kjøpe en eiendel i fremtiden. Futureskontrakter selges via en handelsplattform. I Metalmarkedet er London Metal Exchange (LME) en av de mest hyppig brukte handelsplattformene i Europa. Futureskontrakter har flere forskjellige leveringsdatoer, de gjøres opp daglig og det er vanligst med kontantoppgjør.

Kontraktens innhold

Futureskontrakter er standardisert og bestemmes av handelsplattformen, den skal spesifisere eiendelen, hvilken kvalitet den selges i og størrelsen på kontrakten.

Kontrakten må spesifisere hvor leveringen av råvaren finner sted, dette er spesielt viktig for råvarekontrakter da lager og fraktkostnaden på den spesifikke lokasjonen kan ha betydelig påvirkning på den endelige kostnaden.

Futureskontrakter må spesifisere leveringsmåned. Kontrakten må også spesifisere hvilke tidspunkt innenfor leveringsmånedet varen skal levers. For mange kontrakter er leveringen hele måneden. Leveringsmåned er forskjellig fra kontrakt til kontrakt og bestemmes av handelsplattformen.

Handelsplattformen bestemmer også når handel på en kontrakt starter og når siste dag for handel er. Det vanligste er at handel på en kontrakt avsluttes fem dager før levering.

Kontraktens pris og hvilke valuta den selges i skal spesifiseres og det er vanlig at plattformen setter daglige prisbegrensninger. Begrensningen er satt opp for å unngå store prisvariasjoner, det er vanlig at handel på en kontrakt avsluttes for dagen hvis prisvariasjonen er like stor som den daglige begrensningen.

Short eller Long.

Dersom du eier en råvare og ønsker å selge den på et fremtidig tidspunkt til en bestemt pris så går man inn i en Short-posisjon. Da har du kjøpt en kontrakt som gir deg rettigheten til å selge varen din til en bestemt pris i fremtiden.

Om du trenger en råvare på bestemt tidspunkt i fremtiden, inntar man en Long-posisjon. Da har du kjøpt en kontrakt som gir deg rettigheter til å kjøpe en råvare til en bestemt pris i fremtiden.

Grunnleggende tidsserieteori

En tidsserie er en dataserie som samler inn data for en enkelt enhet på flere tidspunkter. En tidsserieanalyse kan brukes til å svare på spørsmål om fremtidige verdier på en eller flere variabler (Stock et al., 2020, p. 554).

I tidsserie analysene refererer jeg til en spesiell terminologi når jeg snakker om historiske og fremtidige verdier av en variabel (Y). Y kan eksempelvis være daglige priser på aluminium fra 2016 til 2020. Observasjon av en tidsserievariabel på et spesielt tidspunkt er notert som Y_t ,

Y_{t-1} : Første lag

Y_{t-j} : j^{th} Lag

Y_{t+j} : j^{th} fremtidig verdi

ΔY_t : første differanse, $Y_t - Y_{t-1}$

Tabell T1: Utregning grunnleggende tidsserieteori

Date t	Aluminium Y_t	Y_{t-1}	Y_{t-3}	ΔY_t
01.01.2013	556			
02.01.2013	557	556		1
03.01.2013	559	557		2
04.01.2013	554	559	556	5

Naturlig logaritme og vekst

Ved tidsanalyser er det vanlig å bruke logaritmen og endringen i logaritmen til observasjonen istedenfor selve observasjonen. Grunnen til dette er som følger;

1. Mange økonomiske tidsserier viser langtidsvekst som er omtrentlig eksponentiell, - serien vokser, med en spesifikk gjennomsnittlig prosent hvert år. Dette impliserer at logaritmen til serien vokser omtrentlig lineært
2. Standardavvik av logaritmen til tidsserien er omtrentlig konstant.

Videre er det vanlig å bruke vekstraten til observasjonen som regnes ut på følgende måte

$$\text{Spotpris vekstrate} = 100 * [\ln(\text{spotpris}_t) - \ln(\text{spotpris}_{t-1})]$$

Autokorrelasjon og Autokovarians

Verdien av Y i en periode er vanligvis korrelert med sin egen verdi i neste periode (Stock et al., 2020, p. 558). Denne korrelasjonen er kalt autokorrelasjon eller seriekorrelasjon.

Den j^{th} auto kovariansen av en series Y_t er kovariansen mellom Y_t og dens j^{th} lag,

Y_{t-j} og j^{th} autokorrelasjon koeffisienten er korrelasjonen mellom Y_t og Y_{t-j}

$$j^{\text{th}} \text{ autokovarianse} = \text{cov}(Y_t, Y_{t-j})$$

$$j^{\text{th}} \text{ autokorrelasjon} = \rho_j = \text{corr}(Y_t, Y_{t-j}) = \frac{\text{cov}(Y_t, Y_{t-j})}{\sqrt{\text{var}(Y_t)\text{var}(Y_{t-j})}}$$

Hvis for eksempel den første og andre autokorrelasjonen av Spotvekstrate_t viser

$$\widehat{\rho}_1 = 0,34 \quad \widehat{\rho}_2 = 0,27 \text{ antyder det at spotprisen er svakt positiv autokorrelert.}$$

Dersom spotprisen vokser høyere enn gjennomsnittet i en periode, har det en tendens til å vokse høyere enn gjennomsnittet i neste periode (Stock et al., 2020, p. 559).

Autoregresjon AR

Autoregresjon er en regresjonsmodell som relaterer en tidsseries variabel til sin egen historiske verdi.

For en tidsserie Y_t er populasjons regresjonen for en første-orden autoregresjon AR (1) modell skrevet som;

$$Y_t = \beta_0 + \beta Y_{t-1} + u_t$$

Hvor $E(u_t | Y_{t-1} \dots) = 0$

Første-orden autoregresjon AR (1) modell predikerer Y med å bruke forrige periodes verdi. Autoregresjon uttrykker betinget gjennomsnitt av en tidsseries variabel Y_t som en lineær funksjon av sin egen lagget verdi.

Hvordan tolke modellen

β_0 og β_1 har ikke en årsaks tolkning. Hvis $\beta_1 = 0$, kan jeg ikke bruke Y_{t-1} til å predikere Y_t

Hypotese testen $H_0: \beta_1 = 0, H_1: \beta_1 \neq 0$

Når jeg bruker tidsserie med $t = 1, \dots, T$, så kan jeg estimere en AR (1) ved å bruke OLS.

Hvis jeg har bare T perioder i vårt datasett så vil det å lage en prognose bety at jeg ønsker å predikere verdien av Y for periode T + 1 gitt informasjonen jeg har frem til periode T.

Hvordan predikere ved å bruke en AR (1) modell

Dersom Y_t følger en AR (1) prosess og β_0 og β_1 er kjent vil vår prognose for $Y_{T+1} = \beta_0 + \beta_1 Y_T$ men populasjons β s er ukjent, så derfor bruker jeg OLS-regresjon for å estimere β s.

Betegn $\widehat{Y_{T+1|T}}$ som prognosen for T_{T+1} basert på informasjonen gjennom periode T.

$$\widehat{Y_{T+1|T}} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 Y_T$$

Prognosefeil er feil prognosemodellen gjør, jeg kan bare regne dette ut når jeg har fått de faktiske verdiene for T + 1 (Stock et al., 2020, pp. 565-566).

Prognoseusikkerhet og prognose intervaller

Prognose modeller som predikere fremtiden er usikre, det er derfor nyttig å ha ett mål på hvor usikker modellen er.

I en AR (1) modell $\widehat{Y_{T+1|T}} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 Y_T$ er prognosefeilen uttrykt som $Y_{T+1} - \widehat{Y_{T+1|T}}$

Et mål på prognoseusikkerhet er gjennomsnittlig kvadratisk prognosefeil som er et mål på spredningen av prognosens feilfordeling, også kalt variansen på prognosefeilen.

Den engelske fortegnelsen som er MSFE (*mean-squared-forecast-error*) utregnes;

$$MSFE = E \left[(Y_{T+1} - \widehat{Y_{T+1|T}})^2 \right]$$

Standardavviket til prognosefeilen er kvadratroten av MSFE

$$RMSFE = \sqrt{E \left[(Y_{T+1} - \widehat{Y_{T+1|T}})^2 \right]}$$

Standardavviket er et mål av størrelsen på en typisk prognosefeil, det er det samme som standardavviket fra u_t i en vanlig regresjon, men her fokuseres det på prognosefeilen ved å bruke estimerte koeffisienter og ikke populasjonsregresjonen.

Hvis jeg antar at u_t er homoskedastisitet (konstant varians), $var(u_t) = \sigma_u^2$

$$MSFE = \sigma_u^2 + var[(\widehat{\beta}_0 - \beta_0) + (\widehat{\beta}_1 - \beta_1)Y_T]$$

Her ser jeg at MSFE har to kilder av feil

1. Feilen som kommer av at fremtidige verdier av u_t er ukjent, σ_u^2
2. Feilen som oppstår ved estimering av regresjon koeffisienten, $var[(\widehat{\beta}_0 - \beta_0) + (\widehat{\beta}_1 - \beta_1)Y_T]$

Om datagrunnlaget er stort, så vil den andre kilden for feil være mye mindre enn den første.

$$MSFE \approx \sigma_u^2, \quad RMSFE \approx \sigma_u$$

σ_u kan bli estimert av standardavviket til regresjonen SER.

Det er tre måter å estimere RMSFE

1. Hvis datagrunnlaget er stort, kan jeg bruke at $RMSFE \approx \sigma_u$ ved å bruke SER/root MSE
2. Bruk faktisk historisk data for $t = t_1, \dots, T$, deretter kalkulere

$$MSFE = \frac{1}{T - t_1 + 1} \sum_{t=t_1-1}^{T-1} (Y_{t+1} - \widehat{Y}_{t+1|t})^2$$

Dette krever at du har en historisk prognose i modellen din.

3. Bruk en simulator test (*pseudo out of sample*) for deretter å velge metode 2 for å estimere RMSFE

Jeg kalkulere RMSFE slik at jeg kan lage prognoseintervaller. Hvis u_{T+1} er normalfordelt så kan jeg lage 95% prognose intervaller slik

$$\widehat{Y}_{t+1|t} \pm 1,96 * RMSFE$$

95% prognose intervallet er et intervall som inneholder fremtidige verdier av en serie i 95% av gjentakende applikasjoner.

95% prognose intervallet er ikke det samme som konfidensintervallet. Det vil si at T_{T+1} ikke er konstant men tilfeldig (Stock et al., 2020, pp. 575-576).

Autoregresjon AR (p) modell

Autoregresjon modellen AR (1) bruker bare Y_{t-1} til å lage en prognose av Y_t men ved å gjøre det, så ignorerer jeg potensiell viktig informasjon fra tidligere perioder (Stock et al., 2020, p. 567).

En måte å løse dette på er å bruke flere lags, altså flere perioder fra fortiden. Dette kalles en AR (p) modell.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + u_t$$

$$\text{Hvor } E(u_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = 0$$

p sier hvor mange lags som er i en modell, eksempelvis en AR (3) modell er en 3-ordre autoregresjon. Det vil si at jeg bruker tre perioder bakover i tid.

Tolkning

En auto regresjonsmodell av p^{te} -orden har ikke en kausal tolkning, men den kan gi oss en bedre prognose enn hvis jeg bare bruke en AR (1) modell.

For å teste om Y_{t-2} til Y_{t-p} gir oss en bedre prognose enn Y_{t-1} kan jeg bruke en F-test.

Nullhypotesen er at ingen av koeffisienten på ytterligere lags er større enn null, $H_0: \beta_2 = 0, \beta_3, \dots, \beta_p = 0$. Alternativhypotesen er at minst en av koeffisientene er mer enn null

$$H_1: \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_p \neq 0.$$

AR (P) modellen antar $E(u_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = 0$ dette betyr at den betingete forventningen av u_t er null, gitt alle historiske verdier av Y .

Denne antakelsen har to implikasjoner

1. Den beste prognosen av Y_{T+1} er kun avhengig av den mest nærme fortiden.
2. Feilkilden av u_t er serielt ukorrelert.

Seleksjon av lag-lengde

I praksis er det å bestemme antall lags (p) i en regresjon, basert på en balanse mellom å få en marginal fordel med flere lags mot en marginal kostnad av å øke estimeringsavviket.

Dersom p er for lav kan jeg mulig kaste vekk nyttig informasjon og hvis p er for høy estimerer jeg flere koeffisienter enn nødvendig og øker estimeringsavviket (Stock et al., 2020, p. 578).

Jeg har valgt å bruke BIC og AIC for å regne ut lag-lengde;

1. *Bayes Information Criterion (BIC)*
2. *Akaike Information Criterion (AIC)*

Bayes Information Kriteriene (BIC)

BIC estimerer p med å minimere informasjons kriteriet som kalkuleres på følgende måte

$$BIC_{(p)} = \ln \left[\frac{SSR_{(p)}}{T} \right] + (p + 1) \frac{\ln(T)}{T}$$

$SSR_{(p)}$ = summen av kvadratrester fra den estimerte AR (p)modellen.

$p + 1$ = antall koeffisienter, inkludert konstanten (β_0) i den estimerte regresjonen.

T = antall perioder i datasettet.

Intuisjonen bak denne formelen er at den første delen $SSR_{(p)}$ går svakt ned når man legger til flere lags. Den andre delen inneholder $p + 1$, så denne øker når jeg legger til mer lags. BIC motbalanserer disse to kreftene slik at antallet lag-lengder er en konsekvent estimator av den sanne lag-lengden. Jeg kalkulerer BIC for hver modell og den beste modellen er den som regner ut den minste BIC.

Akaike Informasjon Kriteriene (AIC)

Er kalkulert $AIC_{(p)} = \ln \left[\frac{SSR_{(p)}}{T} \right] + (p + 1) \frac{2}{T}$

BIC og AIC er like bortsett fra notasjonen $\frac{\ln(T)}{T}$ i BIC er endret til $\frac{2}{T}$, dette betyr at AIC godtar en mindre nedgang i SSR for å ta en til lag. BIC straffer mer når man legger ved ekstra lags.

Det er både fordeler og ulemper ved de to forskjellige metodene og forskningen så langt har ikke definert en metode som bedre enn den andre. Det er derfor nyttig å bruke begge to for å se om de gir det samme resultatet (Stock et al., 2020, p. 580).

Stasjonærhet

At tidsserien er stasjonær, er et viktig krav for den eksterne validiteten av en tidsserieregresjon. Hvis tidsserien er stasjonær vil dens statistiske egenskaper (gjennomsnitt, variansen og autokorrelasjon) være konstant over tid. En tidsserie er stasjonær dersom fordelingen er lik på forskjellige tidspunkter i tid.

Dermed er ikke fordelingen av $(Y_{s+1}, Y_{s+2}, \dots, Y_{s+T})$ avhengig av s uansett hva verdien på T er. Om dette ikke holder kaller vi tidsserien ikke-stasjonær (Stock et al., 2020, p. 562).

Hvis tidsserien ikke er stasjonær så vil tradisjonelle hypotesetester og koeffisientintervaller ikke være pålitelig.

Jeg kan dele inn i to typer ikke-stasjonære tidsserier;

1. Trender; vedvarende langsiktige bevegelser eller tendenser i en tidsserie data.
2. Strukturelle brudd; populasjons regresjonen endres over tid

Ikke-stasjonær: Trender

En tidsserie sies å ha en trend hvis den viser en vedvarende og langvarig bevegelse (Stock et al., 2020, p. 582). Det er to type trender i en tidsserie, 1) Deterministisk trend og 2) Stokastisk trend.

Deterministiske trender er en ikke-tilfeldig funksjon av tid, det vil si at tidstrenden er forutsigbar (Stock et al., 2020, p. 582). Stokastiske trender er tilfeldige og varierer over tid. De fleste økonomiske tidsserier har stokastiske trender, og disse trendene skaper problemer når prognoser skal lages.

Tre viktige problemer oppstår når jeg bruker OLS-estimering, av koeffisienter på regressorer som har stokastiske trender.

1. AR koeffisientene er skjeve mot null: Hvis Y_t er en *random walk*¹, så er OLS estimeringen av β_1 skjeve mot null. $E(\hat{\beta}_1) = 1 - 5,3/T$, altså kan den skjeve delen kan være substansiell om datagrunnlaget er lite. Slike skjeve estimeringer forårsaker at prognosen av Y_t presterer dårligere enn en ren *random walk modell*.
2. Ikke normalfordeling av t-statistikk: Hvis en regressor har en stokastisk trend, så kan de vanlige OLS t-statistikkene ikke være normalfordelt, selv i store datagrunnlag.

¹ Random Walk er en tidsserie prosess hvor verdien til en variabel er lik sin egen verdi i en tidligere periode, pluss en uforutsigbar feilkilde.

Dette betyr at konvensjonelle konfidensintervaller ikke er gyldige og hypotesetester kan ikke bli gjennomført som normalt.

3. Spuriøs regresjon: to serier som er uavhengige og begge har stokastiske trender, kan vise seg som om at de er i slekt. Dette kalles et spuriøst forhold.

Den enkleste måten å modellere en tidsserie Y_t som har en stokastisk trend er å anta at den følger en *random walk*.

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

Hvor u_t er et uavhengig og identisk fordelt feilledd med $E(u_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = 0$.

Viktige poenger ved en *Random walk* modell;

1. Merk at $E(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = E(Y_{t-1} | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) + E(u_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = Y_{t-1}$
Dette betyr at i en *random walk* modell så er den beste prognosen for Y_t , sin egen observasjon i forrige periode Y_{t-1} . Det igjen betyr at forskjellen mellom Y_t og Y_{t-1} er uforutsigbar. Stien som Y_t følger inneholder en tilfeldig variabel u_t og denne formelen kalles en *random walk*.
2. Modellen kan utvides med å legge til en konstant (β_0)

$$Y_t = \beta_0 + Y_{t-1} + u_t$$

Dette kalles en *random walk* modell med en drift, denne konstanten tillater oss å modellere en series tendens til å bevege seg i en retning. Hvis $\beta_0 > 0$ så har serien en tendens som beveger oppover og hvis $\beta_0 < 0$ har serien en tendens som beveger seg nedover.

Dersom $\beta_0 \neq 0$ så vil Y_t følge en *random walk* rundt en lineær trend.

Dersom $\beta_0 > 0$, så vil Y_t drive oppover,

Dersom $\beta_0 < 0$, så vil Y_t drive nedover,

3. En *random walk* modell er ikke-stasjonær, for å se dette, merk at $var(Y_t) = var(Y_{t-1}) + var(u_t)$. Om Y_t hadde vært stasjonær så ville man sett $var(Y_t) = var(Y_{t-1})$ og dette ville krevet at $var(u_t) = 0$, altså at u_t er konstant for periode t , noe som er en ikke-stokastisk trend. Dette viser at det er umulig å ha en *random walk* som er stasjonær.

4. Et spesielt tilfelle av en *random walk* modell er en AR (1) modell med en $\beta_1 = 1$. Siden en *random walk* modell er ikke-stasjonær, så kan man se at med en $\beta_1 = 1$ i en AR (1) modell at Y_t er ikke-stasjonær. Følgelig hvis $|\beta| < 1$ og u_t er stasjonær så vil Y_t være stasjonær.

Når er AR (p) stasjonær?

Stasjonærhet er koblet med roten til polynomet

$$1 - \beta_1 z - \beta_2 z^2 - \beta_3 z^3 - \dots - \beta_p z^p$$

Roten av polynomet er verdiene av z , som setter formelen lik null.

For at en AR (p) modell skal være stasjonær så må roten i formelen være lik null i absolutte verdier. Om minst en av kvadratrotene er større enn null så sier man at serien har en *unit root*, og hvis Y_t har en *unit root*, så inneholder den en stokastisk trend som følgelig betyr at den ikke er stasjonær. Ved motsatt tilfelle, altså at Y_t ikke har en unit root så kan man si at tidsserien er stasjonær (Stock et al., 2020, p. 584).

Dickey-Fuller

Dickey-Fuller er en hypotese test som tester om tidsserien Y_t i en AR (1) modell har en Unit Root

$$H_0: \beta_1 = 1 \text{ vs. } H_1: \beta_1 < 1, \text{ hvor } Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + u_t$$

Nullhypotesen i formelen er at AR(1) modellen har en stokastisk trend og den ensidige alternativhypotesen er at den er stasjonær (Stock et al., 2020, p. 586).

OLS t- statistikken for denne testen kalles Dickey-Fuller (DF) statistikk.

Vi avviser H_0 hvis DF-statistikk $<$ kritisk verdi.

Utvidet Dickey-Fuller test AR(p) modell

Det kan testes om en tidsserie er stokastisk på en autoregresjon modell med flere variabler også, denne kalles en utvidet Dickey-Fuller test (ADF).

ADF tester null hypotesen $H_0: \delta = 0$ vs. $H_1: \delta < 0$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + u_t$$

Under nullhypotesen så har Y_t en stokastisk trend, under alternativ hypotesen så er Y_t stasjonær. ADF statistikken er OLS t-statistikk som tester om $\delta = 0$.

Dersom alternativhypotesen er at Y_t er stasjonær rundt en deterministisk lineær tidstrend, så må denne tidstrenden bli inkludert som en ekstra regressor og formelen over blir utvidet til (Stock et al., 2020, p. 587).

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \alpha t + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + u_t$$

Hvor α er en ukjent koeffisient. ADF -stat er OLS t-stat som tester om $\delta = 0$.

Pseudo out of sample

Pseudo out of sample forecasting. Er brukt til å simulere prestasjonen til en prognoser som er pseudo forbi observert datagrunnlag. Forbi datagrunnlag betyr at de predikerte observasjonene ikke er de samme som de faktiske. Pseudo kommer av at man allerede har observasjoner i prognoseperioden (Stock et al., 2020, p. 575).

Dette gjennomføres på følgende måte

1. Del datagrunnlaget inn i $s = T - P$, P er påfølgende observasjoner
2. Estimer modellen ved å bruke s observasjoner
3. Kalkuler pseudo prognose $\tilde{Y}_{s+1|s}$
4. Kalkuler pseudo prognose feil $\widetilde{u}_{s+1} = Y_{s+1} - \tilde{Y}_{s+1|s}$
5. Gjenta 2 til 4 for alle datoene du har tenkt å lage prognose på.

Slike prediksjoner kan brukes til å gi ett anslag på hvor godt en prognosemodell presterer.

Den kan hjelpe oss å estimere RMSFE, som gir oss ett bilde på usikkerheten i modellens feilledd og koeffisienter. Til slutt kan den hjelpe oss å sammenligne flere prediksjonsmodeller, der sammenligningen vil være å sjekke hvilke modeller som gir oss de mest pålitelige prognosene (Stock et al., 2020, p. 575).

Kointegrasjon

To serier som har en felles stokastisk trend sies å være kointegrert. Vi kan fortsatt bruke slike serier i analyser, men vi må ta inn noen nye metoder.

Kointegrasjon av X_t og Y_t betyr at begge har en stokastisk trend som kan elimineres ved å ta første differanse slik at tidsserien blir stasjonær. Det er tre måter å se om tidsserier er kointegrert 1) faglig vurdering 2) visuell test 3) statistisk test for kointegrasjon (Stock et al., 2020, p. 663).

Statistisk test for kointegrasjon

Dersom Y_t og X_t er kointegrert med kointegrasjon koeffisienten θ , så er $Y_t - \theta X_t$ stasjonær.

Dersom Y_t og X_t ikke er kointegrert, så vil ikke $Y_t - \theta X_t$ bli stasjonær selv om man tar første differanse også kalt integrert av ordre 1.

Hypotesen er at om Y_t og X_t er kointegrert kan den bli gjort om til en hypotese test, som tester om $Y_t - \theta X_t$ har en unit root.

H_0 : $Y_t - \theta X_t$ har en unit root = ikke stasjonær

H_1 : $Y_t - \theta X_t$ har ikke en unit root = er stasjonær

Om H_0 blir avvist så kan vi si at vi har bevis for at Y_t og X_t er kointegrert (Stock et al., 2020, p. 665).

Hvordan testen gjennomføres avhenger av om man vet hva kointegrasjon koeffisienten θ er.

Kjent kointegrasjon koeffisienten θ .

Steg en: lag serien $z_t = Y_t - \theta X_t =$

Steg to: gjennomfør en Augmentet Dickey-Fuller test på variablene z_t . Dette for å teste om z_t har en unit root.

Ukjent kointegrasjon koeffisienten θ .

Dersom kointegrasjon koeffisienten θ er ukjent må denne estimeres før vi kan teste for unit root.

Steg en: estimer θ ved å bruke følgende regresjon $Y_t = \alpha + \theta X_t + z_t$

Steg to: hent residualene til z_t

Steg tre: gjennomfør en Dickey-Fuller test til variabelen z_t .

Denne trinnvise prosessen kalles en *Engle-Granger Augmented Dickey-Fuller* test for kointegrasjon (Forkortet til EG-ADF test). Siden vi allerede har brukt dataen vår til å estimere θ så må vi bruke ett annet type kritisk verdi sett.

Dersom ADF stat $>$ kritisk verdi = avviser vi ikke H_0

Dersom ADF stat $<$ kritisk verdi = avviser vi H_0 og akseptere alternativ hypotesen H_1 .

Om man ønsker å teste om flere variabler er kointegrert og kointegrasjon koeffisienten θ er ukjent, benytter man samme metode som ved to variabler, man bare utvider regresjonen til å inkludere den tredje variabelen og tester EG-ADF. Man må da velge riktig kritisk verdi i Engle-Granger ADF Statistisk (Stock et al., 2020, p. 666).

Volatilitetsklynger

Volatilitetsklynger er når man ser at en tidsserie i noen periode har høy volatilitet mens andre har lav. Dette går også under navnet betinget heteroskedastisitet (Stock et al., 2020, p. 667).

Heteroskedastisitet betyr at variansen til regresjonens feilledd ikke er konstant. Betinget betyr i dette tilfellet at variansen er relatert til tidligere perioder.

Når vi ser volatilitetsklynger i en tidsserie der det er vanskelig å lage prognoser kan man lage prognoser av variansen av daglige prosentvise prisendringer, istedenfor endringene i seg selv.

Hedge strategi

Ifølge (Chen et al., 2003, p. 436) så er det grunnleggende konseptet for prissikring, å kombinere investeringer i spot og futuresmarkedet for å lage en portefølje som eliminerer eller reduserer fluktuasjoner i porteføljens verdi.

Optimalt antall futureskontrakter bestemmes av hedge ratioen heretter kalt HR.

La Q_A være størrelsen på posisjonen som skal sikres, Q_F er antall enheter i en futures kontrakt. N^* er antall futures kontrakter som må kjøpes.

$$N^* = \frac{h * Q_A}{Q_F}$$

Og h er HR.

HR bestemmer hvor mange enheter av futureskontrakter som bør kjøpes for hver enhet av spot kontrakter (Hull, 2018, p. 82).

Tap eller gevinst i en sikret portefølje kan ses på som endringen i basisen. Basisen er forskjellen mellom spot og futuresprisene. Så tap eller gevinst i en sikret portefølje for hver enhet av spot kontrakt er som følger (Smeby & Thorbjørnsen, 2019, p. 4).

$$\Pi = (S_t - S_{t-1}) - HR * (F_t - F_{t-1})$$

Hvor Π er gevinst, og S_t og F_t er spot og futurespriser på tidspunkt t , S_{t-1} og F_{t-1} er spot og futurespriser på tidspunkt $t-1$ (Smeby & Thorbjørnsen, 2019, p. 4).

Det er flere måter å regne ut HR på. Jeg kommer til å bruke en metode som regner ut en statistisk HR og som kalles minimum variansen HR.

Hedge ratio

Ubetinget minimum varians HR

Minimum variansen HR heretter kalt MVHR er en meget populær fremgangsmåte. Grunnen til dette er den relativt enkle fremgangsmåten. Den omtales som en statistisk HR fordi den baserer seg på ubetinget informasjon som igjen gir oss en fast HR gjennom hele levetiden.

La ΔS være endringer i spotprisen S som skjer i løpet av levetiden til sikringen. ΔF er endringer i futuresprisene i samme tidsperiode.

* h er ratioen av den gjennomsnittlige endring i S for en spesiell endring i F jeg kan derfor forvente at * h er den helningen som er best tilpasset i en linær regresjon.

Utrekningen av MVHR er

$$h^* = \rho \frac{\sigma_S}{\sigma_F}$$

Der σ_S er standardavviket av ΔS og σ_F er standardavviket av ΔF og ρ er koeffisienten av korrelasjonen mellom de to (Hull, 2018, p. 81). Selve utregningen av MVHR kan gjøres ved en enkel regresjon av endringene i spot og futuresprisene. Koeffisienten β_1 representere MVHR og R^2 er hedge effektiviteten. Hedge effektiviteten kan også regnes ved å forhøye korrelasjonen i andre ρ^2 .

Hedge effektivitet

Hedge effektiviteten heretter kalt HE, er definert som andelen av variansen som elimineres ved sikring (Hull, 2018, p. 82). Den representere hvor godt andelen av porteføljen som er sikret gjør det i forhold til den andelen som ikke er det. Hvis HE er lik 1 så er variansen redusert med 100 prosent sammenlignet med andelen som ikke er sikret. Hvis HE er null så vil ikke det å sikre redusere prisrisiko i det hele tatt.

HE er definert som andelen av variansen som blir fjernet ved å sikre, så man kan finne en statisk HE ved å bruke R^2 i en OLS-regresjon av $\Delta Spot$ og $\Delta Futurespris$, denne vil og være lik ρ^2 (Hull, 2018, p. 82) .

Hva som er akseptabel HE er en vurdering selskapet må ta, men optimal HE er 1 så jo nærmere man er det jo bedre er det. Hva som er akseptabel HE er og en vurdering opp imot nasjonale regler for hvordan ett selskap bokfører sine finansielle instrumenter.

Tidligere har det vært ett krav om at sikringseffektiviteten skal være mellom 80 og 125% noe som nå er fjernet og erstattet med ett mer kvalitative krav, herunder at det skal være økonomisk sammenheng mellom sikringsinstrumentet og sikringsobjektet, og at kredittrisiko ikke skal dominerer verdiendringen til sikringsinstrumentet(Madsen, 2015).

Basisrisiko

Basisrisiko oppstår når spot- og futureskontrakter ikke ha samme lengde eller utløpsdato, om prisen på varen som blir sikret ikke er den samme som prisen på den underliggende varen i futureskontrakten (Hull, 2018, p. 77).

Tap og gevinst i en sikret portefølje ses i sammenheng med endringer i basisrisiko.

Basisrisiko er forskjellen mellom spot- og futurespriser. Jeg kan bruke basisrisiko til å regne ut effektiv pris på sikringen.

$$S_2 = \text{Spotpris } t_2 \quad F_1 = \text{Futures pris } t_1 \quad b_1 = \text{basis at time } t_1$$

$$S_1 = \text{Spotpris } t_1 \quad F_2 = \text{Futures pris } t_2 \quad b_2 = \text{basis at time } t_2$$

$$b_1 = S_1 - F_1$$

$$b_2 = S_2 - F_2$$

$$\text{Effektiv pris} = S_2 + F_1 = F_1 + b_2$$

Det er flere forskjellige kilder til basisrisiko, men det skjer i utgangspunktet når det er uoverensstemmelser i en sikret posisjonen. Basisen øker når sikringen ikke er perfekt slik at tapene i investeringen ikke blir utlignet. Basisen øker også hvis det benyttes sikringsinstrumenter som ikke er gode nok, for eksempel at produktet ikke har samme kvalitet eller ikke følger samme prisstruktur.

Andre former for basisrisiko er noe som heter lokasjons risiko. Dette er spesielt for varederivatmarkedet, og oppstår hvis leveransen av varen ikke skjer der kjøperen trenger det.

Kalender basisrisiko er når man benytter seg av kontrakter som ikke har samme forfallsdato som den sikrede posisjonen(Chen, 2020).

Analyse

Analysen er delt inn i fire deler, den starter med en beskrivelse av datagrunnlaget, deretter lager jeg en prognose på fremtidige spotpriser til de to råvarene. Del 3 introduserer futuresprisene og en påfølgende analyse av beskrivende statistikk, stasjonærhet og kointegrasjon. Del tre avsluttes med å regne ut basis risiko på de to råvarene.

Del fire av analysen er en utregning av HR og HE for de to råvarene og den konstruerte tidsserien margin.

Beskrivelse av data

Dataen er hentet ut fra programvaren Eikon. Tallene er daglige historiske priser, på spot og futures kontrakter.

Lengden på tidsseriene er fra 24.10.2016 til 31.12.2020 Prisene regnes i pris per tonn.

Eikon samler inn prisinformasjonen fra eksterne kilder.

Spotpris på alumina er hentet fra Shanghai Stock Exchange. I videre analyser bruker jeg en gjennomsnitts spotpris for Kina. Prisen er ett gjennomsnittet fra de forskjellige regionene i Kina, Nord, Sør, Øst og det sentrale Kina.

Spotprisen på aluminium er hentet fra LME. Prisene er hentet ut i USD per tonn.

Oppsummering av datagrunnlaget kan sees i tabell A1

Tabell A1: Beskrivende data

Hva	Dato	Råvare	Mengde	Valuta	Tids enhet	Kilde
Spotpris	24.10.2016 til 31.12.2020	Alumina	MT	USD	Daglig	Shanghai Stock Exchange
Spotpris	24.10.2016 til 31.12.2020	Aluminium	MT	USD	Daglig	London Methal Exchange
Futurespris	24.10.2016 til 31.12.2020	Alumina	MT	USD	Daglig	London Methal Exchange
Futurespris	24.10.2016 - 31.12.2020	Aluminium	MT	USD	Daglig	Australian FOB platts

Kontraktspesifikasjoner på futureskontrakter av aluminium er hentet fra LME, de tilbyr 25 tonn høykvalitets primæraluminium. Kontraktene kan kjøpes daglig, ukentlig og månedlig og har forfall opp til 3 måneder, 6 måneder helt ut til 10 år. Siste handelsdag er dagen før forfall, som skjer i midten av måneden, Prisen er oppgitt i USD per tonn, på grunn av margin regnes prisen ut hver handelsdag og kalles *closing price* (*The London Metal Exchange, 2022*).

Alumina kontraktspesifikasjoner hente fra CME Groupe de tilbyr 100 tonn Alumina platts. Månedlige kontrakter kan kjøpes daglig Handel avsluttes siste handelsdag av hver kontrakts måned. Prisen er oppgitt i USD per tonn. Prisen er en flytende pris som skal være lik aritmetiske gjennomsnittet for hver daglig prisindeks som er publisert for Platts Australia Index FOB(CME Group, 2022).

Analysene er gjennomført i programvaren Stata (Statistical programvare for data science) versjon 15. I Stata brukes koder og det har vært hensiktsmessig å benytte forkortelser på enkelte av tidsseriene.

Tabell A2: Oversikt over forkortelser

Forkortelse	Forklaring	Forkortelse	Forklaring	Forkortelse	Forklaring
PNA	Spot Pris Alumina	PNAGR	Vekstrate Alumina	FPNA	Futurespris Alumina
PUM	Spot Pris Aluminium	PUMGR	Vekstrate Aluminium	FPUM	Futurespris Aluminium
Forkortelse	Forklaring	Forkortelse	Forklaring		
EPNA	Endringer Spot Alumina	EFPNA	Endringer Futurespris Alumina		
EPUM	Endringer Spot Alumina	EFPUM	Endringer Futurespris Aluminium		

Analyse og prognose av spotpriser

I første del av analysen er hensikten å undersøke om det er mulig å lage prognoser på spotpristidseriene til aluminium og alumina i perioden 24.10.2016 til 31.12.2020. Det undersøkes også om prognosen blir bedre hvis man bruker en AR(p) modell istedenfor en AR(1) modell.

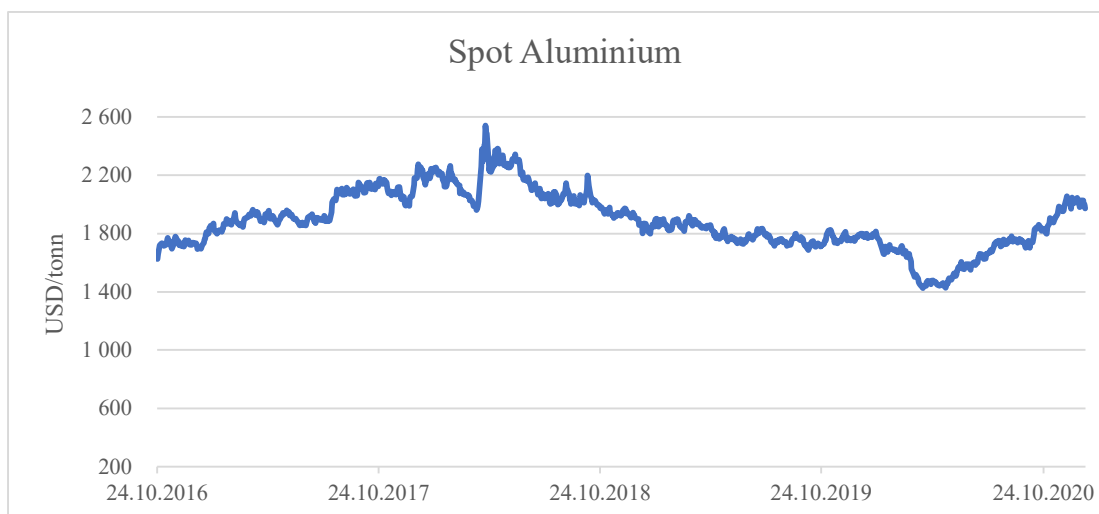
Analysen starter med en prisanalyse og gjennomgang av beskrivende statistikk. Deretter testes det for stasjonærhet, jeg omgjør tidsseriene til vekstrate, tester for stasjonærhet igjen. Jeg regne ut lag-lengder som skal brukes i prognosen og etter det regnes prognosen av vekstraten ut i perioden 04.01.2021 til 31.12.2021.

Størrelsen på prognosefeilen, det visuelle bildet av prognosen mot faktisk vekstrate og andel av ganger prognosen går i riktig retning, vil bli presentert som resultater og være grunnlaget for å svare på om det er mulig å lage prognoser på de to tidsseriene.

Daglig spotpriser på aluminium er vist i graf A11. Den observerte perioden går fra 24.10.2016 til 31.12.2020.

Spotpriser på aluminium er tilgjengelig i en mye lengre periode enn det jeg benytter i denne analysen, likevel starter observasjonsperioden den 24.10.2016 dette er fordi jeg ikke har tilgjengelig futurespriser på alumina før denne perioden og hensikten er sammenligningsgrunnlaget mellom prisene på de to råvarene.

Graf A11 Spotpris Aluminium fra 24.10.2016 til 31.12.2020



Spotprisen på aluminium startet med ett prisnivå på 1 624 USD per tonn i oktober 2016, kurven har en oppadgående trend frem til 2018, der vi observerer den høyeste prisen i hele perioden på 2 541 USD per tonn. Denne perioden i seg selv er preget av høy volatilitet der vi ser prisen stige til over 2 500 USD og falle ned til under 2 300 USD på ett par uker. Årsaken til den høye volatiliteten i denne perioden er ifølge Norsk Hydro AS at USA har innført sanksjoner mot det russisk eide selskapet UC Rusal (Norsk Hydro AS, 2018, p. 16).

Etter toppnivået har prisen en nedadgående trend frem til bunnivået i mai 2020 der prisen har falt til 1426 USD per tonn grunnet utbruddet av covid-19 (Norsk Hydro AS, 2020, p. 19). Den siste perioden i observert område har en oppadgående trend og prisen øker til over 2 000 USD per tonn for første gang på to år.

Volatiliteten som beskrives her i form av variasjonskoeffisienten er på 10,5 % i hele perioden. Året med høyest volatilitet er 2020 på 9,79%, året med lavest, der vi har observasjoner for hele året er 2019 på 3%.

Gjennomsnittsprisen i hele perioden er på 1886 USD per tonn. Den minste gjennomsnittsprisen finner vi i 2020 på 1 705 USD per tonn og den høyeste i 2018 på 2 108 USD per tonn.

Skjevhet og kurtosis i løpet av perioden er på 0,19 og 2,89.

Beskrivende statistikk på spotprisen for aluminium er oppsummert i tabell A11,

Tabell A11 Beskrivende statistikk Spot Aluminium

	Aluminium	2016	2017	2018	2019	2020
<i>Observasjoner</i>	1 094	50	260	261	261	262
<i>Gjennomsnitt</i>	1 886	1 727	1 968	2 108	1 794	1 705
<i>Standardavvik</i>	199	28	118	136	54	167
<i>Variasjonskoeffisient</i>	10,5 %	1,60 %	6,01 %	6,43 %	3,00 %	9,79 %
<i>Varianse</i>	39 410	761	13 998	18 394	2 896	27 862
<i>Skewness</i>	0,19	- 1,15	0,23	0,44	0,37	0,22
<i>Kurtosis</i>	2,89	5,89	2,20	2,60	2,06	2,37
<i>min</i>	1 426	1 624	1 696	1 857	1 686	1 426
<i>max</i>	2 541	1 780	2 275	2 541	1 922	2 055

Spotpris er oppgitt i USD/tonn i perioden 24.10.2016 til 31.12.2020

Spotprisen på aluminium opererer i et effisient marked så serien skal ikke kunne beskrives som en deterministisk trend, altså en forutsigbar trend. Aluminium kan lagres over lengre perioder og det er derfor ingen grunn til å anta forutsigbare sesongmessige endringer.

Dersom tidsserien til aluminium hadde vært deterministisk hadde den også vært stasjonær.

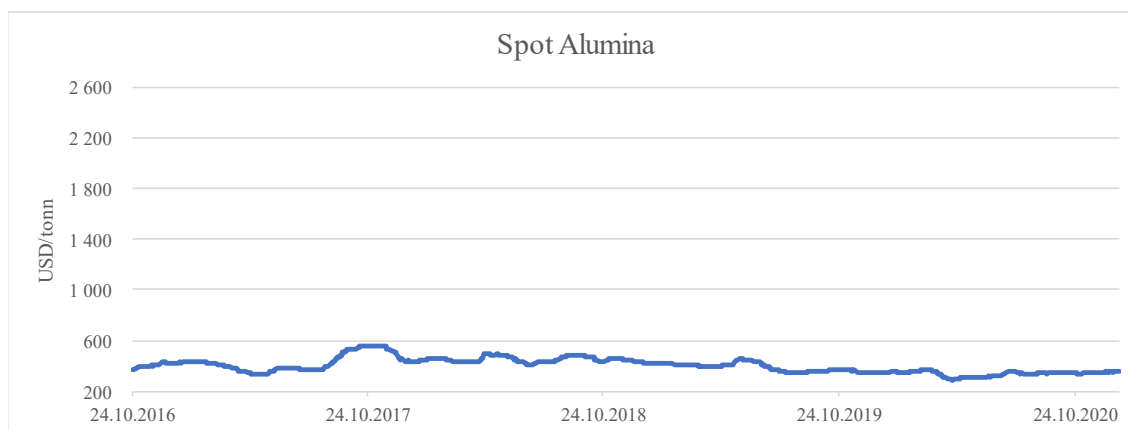
DF-Stat på spotprisen på aluminium er på -0,983 som er høyere enn kritisk verdi på -3,75. Vi kan ikke avvise nullhypotesen som sier at serien har en unit root.

Om trenden i tidsserien ikke er deterministisk, så kan den beskrives som stokastisk. Slike trender er kjent med at variansen er tilfeldig å variere over tid.

Videre trendanalyse gjøres av vekstraten til aluminium istedenfor daglige priser.

De daglige prisene på alumina vises i graf A12, den observerte perioden går fra 24.10.2016 til 31.1.2020, det finnes tilgjengelig data fra tidligere perioder på denne tidsserien også, av samme årsak som aluminium velger jeg å dette grunnlaget i analysen.

Graf A12 Spotpris Alumina fra 24.10.2016 til 31.12.2020



Spotprisen på alumina startet med ett prisenivå på 374 USD per tonn i oktober 2016, prisen følger denne samme oppadgående trenden til aluminium, men treffer sitt toppnivå i 2017 med en pris på 565 USD per tonn. Den laveste prisen finner vi i 2020 der pris per tonn er på 292 USD.

Spotprisen jeg benytter i denne oppgaven er basert på ett gjennomsnitt av priser i de forskjellige regionene i Kina.

Volatiliteten i prisen er over hele perioden 14,44%, den laveste volatiliteten finnes vi i 2018 og den høyeste i 2017 på 16,23% I årsrapporten til Norsk Hydro AS, referer de til alumina platt prisindeks og her skriver de at volatiliteten i alumina er høyest i 2018 (Norsk Hydro AS, 2018, p. 16) noe som ikke stemmer med de resultatene jeg får. Gjennomsnittsprisen i hele perioden er på 403 USD per tonn. Høyest gjennomsnittspris finner vi i 2018 der gjennomsnittsprisen det året er på 452 USD per tonn.

Beskrivende statistikk på spotprisen til alumina er oppsummert i tabell A12.

Tabell A12 Beskrivende statistikk Spot Alumina

	Alumina	2016	2017	2018	2019	2020
<i>Observasjoner</i>	1 094	50	260	261	261	262
<i>Gjennomsnitt</i>	403	409	431	452	389	340
<i>Standardavvik</i>	58	17	70	21	32	19
<i>Variasjonskoeffisient</i>	14,44 %	4,28 %	16,23 %	4,70 %	8,22 %	5,52 %
<i>Varianse</i>	3 389	306	4 903	451	1 025	352
<i>Skewness</i>	0,56	- 0,41	0,63	0,43	0,24	- 0,71
<i>Kurtosis</i>	2,98	2,17	2,21	2,20	1,86	2,58
<i>min</i>	292	374	330	408	345	292
<i>max</i>	565	430	565	497	459	371

Spotpris er oppgitt i USD/tonn i perioden 24.10.2016 til 31.12.2020

Alumina lages av bauksitt og begge råvarene kan lagres og hentes ut hele året, det er derfor heller ikke her noen grunn til å anta forutsigbare sesongendringer. Som i tilfellet med aluminium antar jeg at tidsserien er stokastisk noe som kan bekreftes av en DF-test for *unit root*. En tidsserie som er deterministisk, er også stasjonær og da vil den ikke ha en *unit root*.

DF-stat på spotprisen til alumina er på -0,059, dette er høyere enn kritisk verdi på -3,75 og vi kan ikke avvise nullhypotesen som sier at serien har en unit root.

Videre trendanalyse gjøres av vekstraten til alumina istedenfor daglige priser.

Utrekningen av vekstraten til aluminium og alumina gjøres på følgende måte;

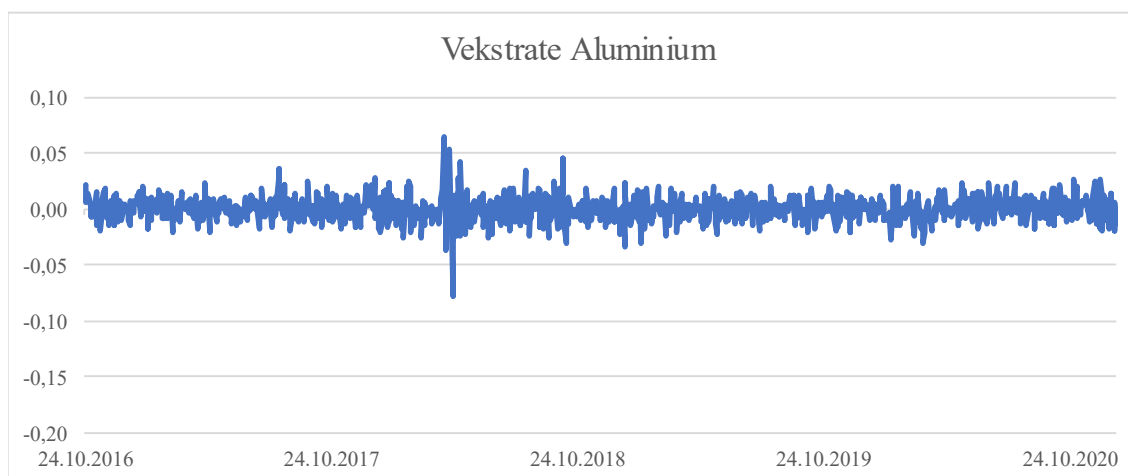
$$PUMGR = \ln(PUM_t) - \ln(PUM_{t-1}) = \Delta \ln(PUM_t)$$

$$PNAGR = \ln(PNA_t) - \ln(PNA_{t-1}) = \Delta \ln(PNA_t)$$

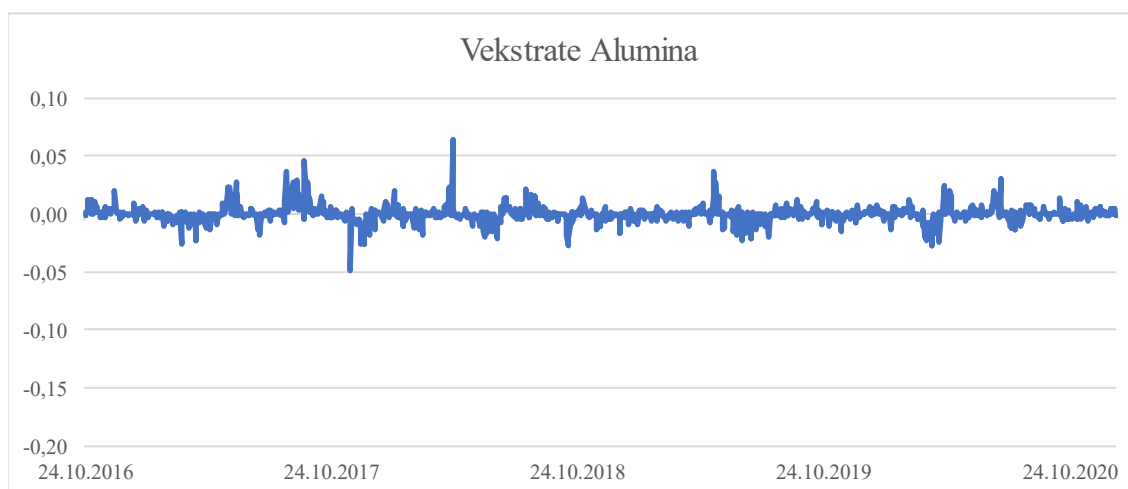
Utrekningen innebærer å først ta logaritmen til seriene for deretter å regne ut daglige endringer. I prognosearbeid med økonomiske tidsserier er det anbefalt å bruke logaritmen av flere grunner men også fordi det kan være mer nyttig å se på forholdsmessige endringer i en tidsserie enn bare de daglige endringene (Stock et al., 2020, p. 557).

Vekstraten til aluminium og alumina vises i graf A13 og A14

Graf A13 Vekstrate spot aluminum fra 24.10.2016 til 31.12.2020



Graf A14 Vekstrate spot alumina fra 24.10.2016 til 31.12.2020



Visuelt ser vi at vekstraten til alumina og aluminium varierer med en ikke-konstant variasjon rundt null. Som antatt ser vi en liten autokorrelasjon mellom de daglige endringer som støttes av utregningen på dette. Aluminiums autokorrelasjon med 1 lag er på 0,0041, dette tallet representerer også koeffisienten i en første grads regresjonen mellom PUM_t og $PUMGR_{t-1}$. Regresjon av tidsserier gir ikke årsaksforklaring, men de sier noe om tidsseriens evne til å lage prognoser på sine historiske tall. Aluminium viser en lav positiv autokorrelasjon. Hvis koeffisienten $PUMGR_{t-1}$ hadde vært null, vil ikke den være nyttig å lage prognoser på i det hele tatt.

Alumina viser en autokorrelasjon på 0,3519 dette tallet representerer også koeffisienten i en første grads regresjonen mellom PNA_t og $PNAGR_{t-1}$. Alumina viser en positiv autokorrelasjon.

Til tross for denne lave autokorrelasjonen kan vi likevel si noe om hvilke retning vekstraten vil ta, en positiv autokorrelasjon sier at vekstraten vill gå i samme retning som gårsdagen mens en negativ autokorrelasjon sier at denne vekstraten vil gå i motsatt retning av gårsdagens.

Slike tidsserier vil være nærmest umulige å lage prognoser på, men vi kan likevel se etter mønster i volatiliteten, altså vi kan lete etter i mønster i standardavvikene.

Slike mønstre kalles volatilitetsklynger, der vi kan se at det i enkelte perioder er mye bevegelse mens det i andre perioder er mindre.

En annen effekt av å bruke vekstraten fremfor spotprisen til råvarene er at tidsserien går fra å være ikke-stasjonær til stasjonær. Dette støttes av en ny DF-test, her ser vi at vi får DF-stat på -36,424 på aluminium og -25,231 på alumina. Begge disse er atskillig mindre enn den kritiske verdien på 1% -3,75. Med disse tallene kan vi avvise nullhypotesen og akseptere alternativhypotesen som ikke kan bevise at tidsserien har en *unit root*.

Å bestemme den optimale lag-lengden altså å bestemme hvilke p^2 i den historiske dataen som skal brukes i prognosen handler om å finne den riktige balansen. Dersom man velger for lav p er det en risiko for at man ikke tar med mulig nyttig informasjon, mens om man velger for høy p vil prognosefeilen øke unødig.

Resultatene etter en gjennomført BIC kalkulasjon gir en laglengde på aluminium på $p = 18$

Resultatene etter en gjennomført BIC kalkulasjon gir en laglengde på alumina på $p = 5$

Resultatene fra AIC kalkulasjon gir en laglengde på aluminium på $p = 19$

Resultatene fra AIC kalkulasjon gir en laglengde på alumina på $p = 11$

Siden resultatene gir forskjellige svar velger jeg å bruke resultatene fra BIC, denne straffer mer ved å ta med et ekstra lag enn det AIC gjør.

Formelen på autoregresjon jeg bruker i prognosen er som følger:

$$PUMGR_t = \beta_0 + \beta_1 PUMGR_{t-1} + \beta_1 PUMGR_{t-2} \dots + \beta_{18} PUMGR_{t-18}$$

$$PNAGR_t = \beta_0 + \beta_1 PNAGR_{t-1} + \beta_1 PNAGR_{t-2} \dots + \beta_5 PNAGR_{t-5}$$

² AR(p) p = antall lags i en regresjon

Før jeg lager prognosen tester jeg DF-stat på tidsseriene med laglengdene. DF-stat viser nå -8,212 på aluminium og -8,406 på alumina. Begge er fortsatt mindre enn den kritiske verdien og vi kan ikke bevise at det finnes en unit root i tidsseriene.

Dickey-Fuller resultatene er oppsummert i tabell A13.

Tabell A13 Resultater fra Augmented Dickey Fuller test

	Spotpris	Vekstrate	Vekstrate med lag	
	ADF.stat	ADF-stat	ADF-stat	Lag
Aluminium	- 0,983	-36,424	-8,212	19
Alumina	- 0,059	-25,231	-8,406	5

Augmented Dickey Fuller test, tester tidsseriene for unit root.

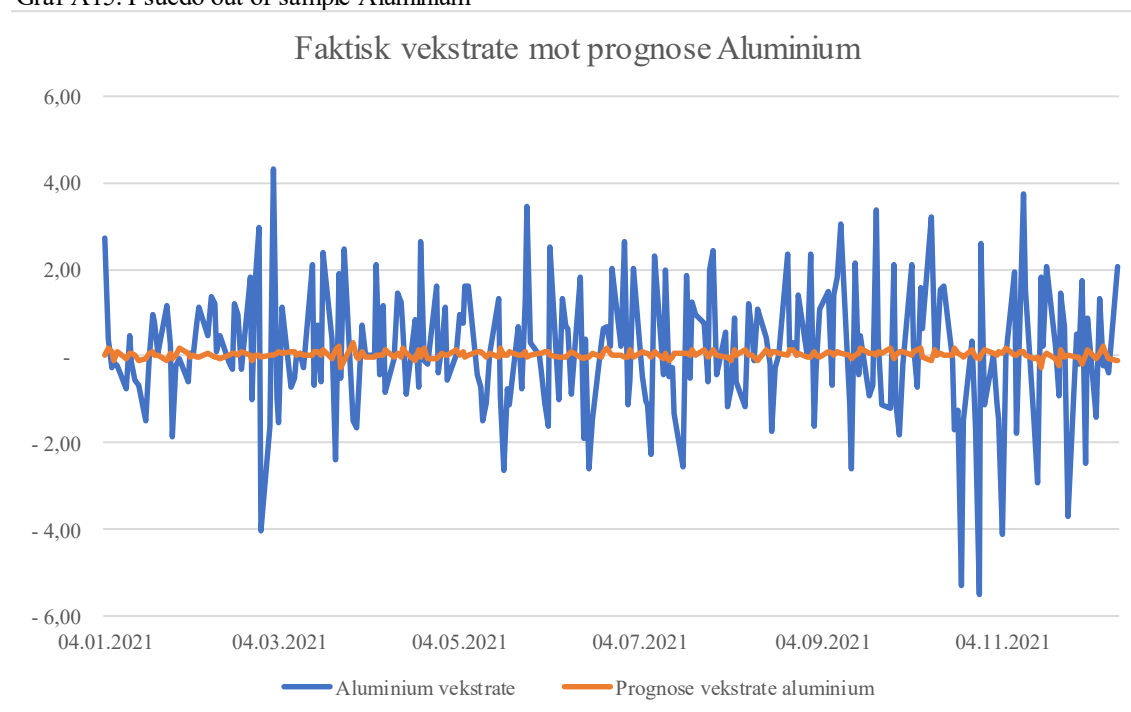
Hvis test verdien er mindre enn kritisk verdi så avvises H0 som sier at serien har en unit root.

Hvis testverdien er større enn kritisk verdi, beholder vi H0.

Kritiske verdier: 1% - 3,75 5% - 3,00 10% -2,63

Prognosen på aluminium estimeres av faktisk vekstrate fra 24.10.2016 til 31.12.2020, resultatet blir daglig vekstrate fra valgt periode 04.01.2021 til 15.12.2021. Prognosen gir oss 245 nye observasjoner, disse trekkes fra faktisk vekstrate som gir oss en total prognosefeil på 546 som i gjennomsnitt blir 0,52653.

Graf A15: Psuedo out of sample Aluminium



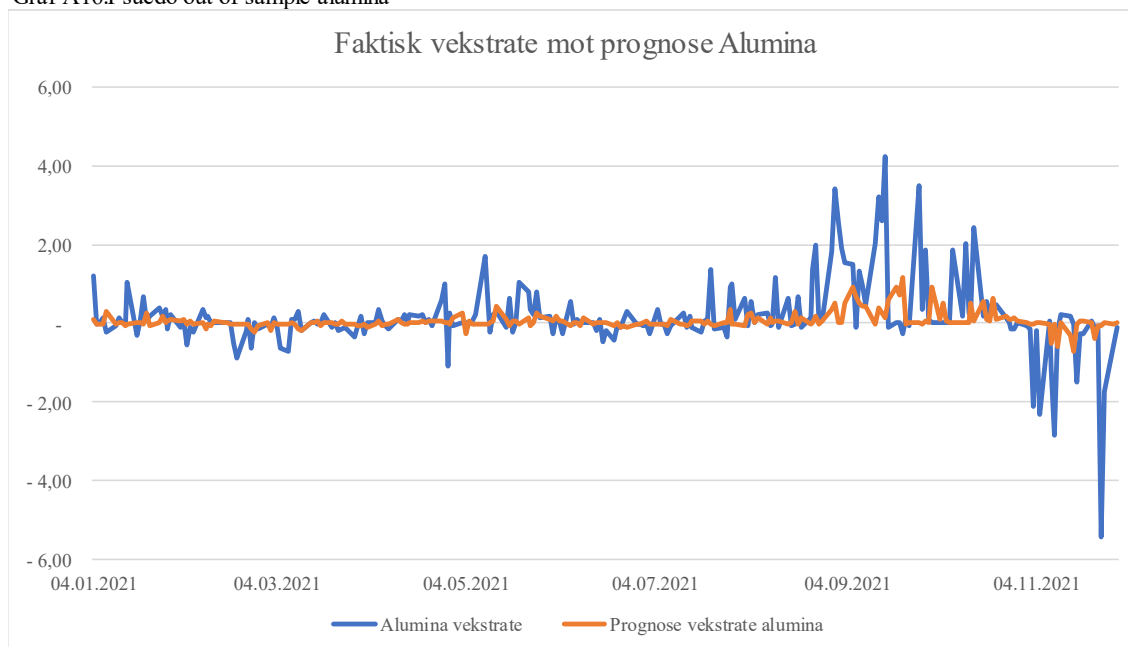
Hvor godt prognosen har gjort det mot faktisk vekstrate kan vi se i graf A15. Her representerer den blå streken *faktisk* vekstrate og den oransje streken prognosen. Det er ganske tydelig å se at vi ikke treffer den faktiske vekstraten spesielt godt.

Gjennomsnittlig kvadrert prognosefeil er 2,23 og roten av gjennomsnittlig kvadrert prognosefeil for aluminium er på 1,5.

Videre tester jeg hvor godt prognosen treffer retningen til vekstraten. Det å vite hvilken vei vekstraten går kan være verdifull informasjon. Analysen gir ett prosentvis tall som sier at 53% prosent av tilfellene går prognosen i samme retning som vekstraten.

Prognosen på alumina estimerer av faktisk vekstrate fra 24.10.2016 til 31.12.2020, resultatene blir daglig vekstrate på alumina i valgt periode 04.01.2021 til 30.11.2021. Prognosen gir oss 236 nye observasjoner disse trekkes fra faktisk vekstrate som gir oss en totalt prognosefeil på 169, som i gjennomsnitt blir 0,72;

Graf A16:Pseudo out of sample alumina



Hvor godt prognosen på alumina har gjort det mot faktiske tall kan jeg se i graf A16, her representere den blå streken *faktisk* vekstrate og den oransje streken prognosen. Det er ganske tydelig å se at jeg ikke treffer den faktiske vekstraten spesielt godt her heller, selv om jeg ser mer bevegelse i prognosen.

Gjennomsnittlig kvadrert prognosefeil er 0,708 og roten av gjennomsnittlig kvadrert prognosefeil er for aluminium på 0,842.

Jeg tester også her hvor godt prognosen treffer retningen til vekstraten. Analysen gir ett prosentvis tall, som sier at i 64% prosent av tilfellene går prognosen i samme retning som vekstraten.

Resultatene fra prognosen er oppsummert i tabell A14

Tabell A14 Resultater prognose vekstrate mot faktisk vekstrate

	Aluminium	Alumina
<i>Observasjoner</i>	245	236
<i>Prognosefeil</i>	19	25
<i>Gjennomsnittlig prognosefeil</i>	0,08	0,11
<i>RMSFE</i>	1,49	0,84
<i>Riktig vei</i>	53 %	65 %

Prognosefeil betyr at man kan forventet at den daglige prognosevekstraten er i gjennomsnitt 2,23 feil i forhold til realisert vekstrate for aluminium og 0,72 for alumina. Riktig vei, er en kalkulasjon på hvor ofte prognosen går samme retning som vekstraten. For aluminium går den samme vei 53% av gangene og 65% ved alumina.

Samme prognosetest har blitt gjennomført på de daglige endringene i spotprisen, her er ikke tidsserien transformert til vekstraten og det er benyttet ett lag. Vi kan se at resultatene i tabell A14 viser betraktelig bedre prognose enn tabell A15.

Tabell A15 Resultater prognose daglige endringer mot faktiske daglige endringer

	Aluminium	Alumina
<i>Observasjoner</i>	245	236
<i>Prognosefeil</i>	492	105
<i>Gjennomsnittlig prognosefeil</i>	2,01	0,45
<i>RMSFE</i>	38,22	4,27
<i>Riktig vei</i>	48,40 %	47,87 %

Prognosefeil betyr at man kan forventet at den daglige prisendringen er i gjennomsnitt 2,01 feil i forhold til realisert daglige endringer på aluminium og 0,42 for alumina

Riktig vei, er en kalkulasjon på hvor ofte prognosen går samme retning som daglig endringer. For aluminium går den samme vei 48,4% av gangene og 47,8% ved alumina

Hensikten i denne analysen var å finne ut hvor gode prognoser jeg kan lage av historiske spotpriser på aluminium og alumina. Aluminium har en lavere gjennomsnittlig prognosefeil enn alumina på 0,08 mot 0,11 på alumina. Alumina viser derimot oftere at den går i riktig

retning i forhold til faktisk vekstrate på spotprisen på en 65% mot Aluminium sin 53%. Resultatene her antyder at prognosene på alumina gir sikrere resultat.

Er det hensiktsmessig å bruke en AR(p) modell fremfor en AR (1) modell? Jeg har gjennomført samme analysen ved å bruke en AR (1) modell på begge spotprisene, i denne analysen benyttes daglige endringer istedenfor vekstraten. Ut ifra resultatene jeg får ser det ut en AR (p) modell gjør det bedre på begge spotprisene.

Til tross for forbedrede resultater i AR(p) modellen så er resultatene i seg selv for dårlige til at jeg kan konkludere med at vi kan bruke spotprisene til å lage prognoser som gir oss forutsigbare vekstrater. Denne konklusjonen kommer som følge av at spotprisene til alumina og aluminium opererer i ett effisient marked der all tilgjengelig informasjon allerede er reflektert i prisene og det å lage forutsigbare prognoser er bortimot umulig (Bodie Zvi, 2018, p. 10).

Stasjonærhet og kointegrasjon for spot og futures

Hensikten med denne analysen er å klargjøre og analysere tidsseriene til både spot og futuresprisene til alumina og aluminium.

I denne delen konstrueres også to nye tidsserier som kalles margin 1 og margin 2, disse skal brukes som sammenligningsgrunnlag til når HR og HE utregnes. Siste del av analysen er en utregning og analyse av basisrisiko.

I denne delen av analysen brukes endringer i pris og ikke vekstrate, og vi benytter en AR (1) modell på alle tidsseriene fra nå av. Denne avgjørelsen kan gi resultater som er dårligere enn de trenger å være og kritikken til det vil bli diskutert i konklusjonen av analysedel 2.

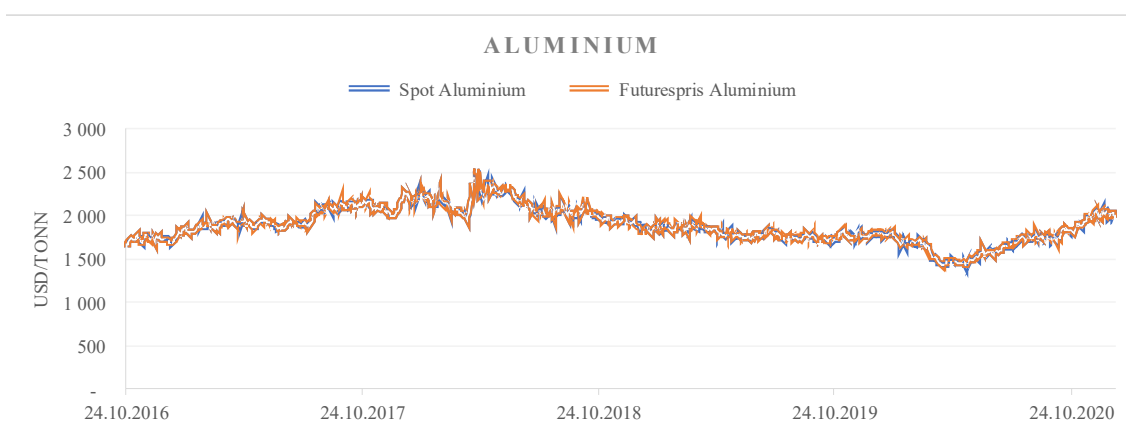
Analysen starter med en gjennomgang av beskrivende statistikk til både spot- og futurespriser på aluminium og alumina. Tidsseriene testes for stasjonærhet og kointegrasjon. Videre konstrueres de to tidsseriene margin 1 og margin 2. Deretter følger utregningen og analyse av basisrisiko.

Jeg har gjennomført forarbeid på tidsseriene fordi de daglige historiske prisene på råvarene aluminium og alumina er hentet ut i en kontinuerlig tidsserie. Futureskontraktene derimot er oppgitt i forskjellige tidsserier. Det vil si at en futureskontrakt med forfall i januar 2019 er en tidsserie, mens en med forfall i februar 2019 er en annen tidsserie. For å kunne sammenligne har det vært nødvendig å konstruere en sammenhengende tidsserie av alle futureskontraktene

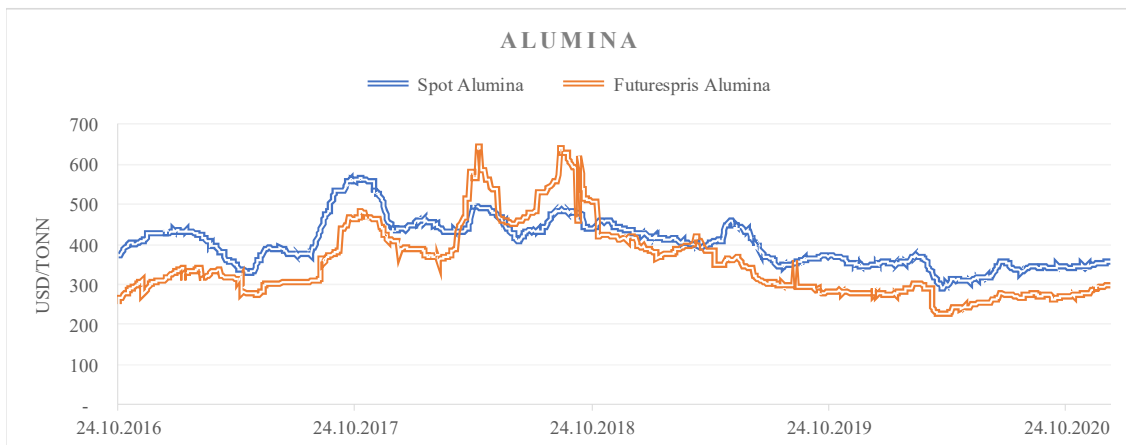
på hver råvare. Det er forskjellige metoder å gjøre dette på, men jeg velger å benytte en metode som kalles spot måned kontinuerlig kontrakt (*spot-month-continuous-contract*)(Premiumdata.net, 2022). Det vil si at når en kontrakt går til forfall utvides den med neste måneds futurespriser og slik fortsetter det til det er laget en kontinuerlig serie som har futurespriser for alle dagene det er spotpriser.

I graf A21 og A22 vises spot (blå), futurespriser (oransje) på råvarene aluminium og alumina. Grafene viser daglige faktiske priser for råvarene, de er oppgitt i USD per tonn fra dato 24.10.2016 til 31.12.2020.

Graf A21: Spot og futurespris på aluminium fra 04.01.2010 til 31.12.2020



Graf A22: Spot og futurespris på alumina fra 04.01.2010 til 31.12.2020



Tidsserien følger en bedriftskalender der en måned er i snitt 21 dager, tre måneder er i snitt 65 dager, seks måneder er i snitt 129 dager og tolv måneders kontrakter er i snitt 257 dager.

På alumina er snittet 258 dager i året. Antall kontrakter per periode er 36 1-måned, 47 3-måned, 44 6-måneders og 38 12-månedskontrakter.

Prisen på en futureskontrakt skal være like spotprisen til forfall, dette stemmer for aluminium som lett kan sees visuelt i graf A21, der spot og futures følger samme løp. Alumina spotprisen og futuresprisen som er brukt i denne analysen viser ikke samme mønster og jeg kan ikke se at futuresprisene blir de samme som spotprisene på forfall. Årsaken til dette er at spot prisen på alumina er ett gjennomsnitt av kinesiske regionale priser og alumina kontraktene er basert på australske FOB platts.

Standardavviket som brukes som ett mål på hvor volatil en serie er, er lavest på 1-måned kontrakter for begge tidsseriene, og blir høyere etter hvert som kontrakts lengden utvides. Variasjonskoeffisienten som er et bedre mål på volatilitet mellom serier og er definert som standardavviket delt på gjennomsnittet, viser at aluminium har lavest volatilitet på alle kontraktene i forhold til alumina.

Tabell A21: Variasjon koeffisienten til aluminium alumina og margin

Kontrakter	1-måned		3-måned		6- måned		12-måned	
	Spot	Futures	Spot	Futures	Spot	Futures	Spot	Futures
Aluminium	1,94 %	1,95 %	3,10 %	3,12 %	4,22 %	4,25 %	5,95 %	6,03 %
Alumina	2,27 %	2,58 %	4,88 %	6,98 %	6,99 %	10,49 %	9,06 %	15,13 %

Skjevhet i aluminium spot og futuresprisene er relativt lave, skjevheten i normalfordelingen skal være tilnærmet null, og de høyeste verdiene finner vi i tolv-måneders kontraktene på 0,18. Alumina har høyest skjevhetsverdi på seksmåneders futurespriser på 0,41.

Kurtosis som er ett mål hvordan fordelingen er spredt mellom ytterpunktene, er på under tre for alle aluminiums tidsseriene både spot og futurespriser. En slik tilstand kalles en platykurtisk fordeling og betyr at det er mindre sannsynlighet for ekstreme verdier sammenlignet med normalfordelingen (Fernando, 2021). Alumina viser positive kurtosis verdier på over tre, på 1-måned, 3-måned og 6-måneders futures prisene. Det vil si at fordelingen er leptokurtisk, noe som betyr at det er høyere sannsynlighet for ekstreme verdier enn normalfordelingen (Kenton, 2021). Spotprisene derimot viser alle platykurtisk fordelinger, noe som da tilsier at det er høyere sannsynlighet for ekstreme verdier i futuresprisene enn i spotprisene på alumina.

Normalt kunne man håndtert høye forekomster av skjevhet og kurtosis ved å transformere tidsseriene til log-format, men verdiene vi får her tilsier at vi er ganske nært normalfordelingen så det er ikke høyst nødvendig å gjøre dette.

Beskrivende statistikk er oppsummert i tabell A22;

Tabell A22 Beskrivende statistikk Futures og spot priser på Aluminium, Alumina og Margin

Kontrakter	1-måned		3-måned		6- måned		12-måned	
	Spot	Futures	Spot	Futures	Spot	Futures	Spot	Futures
Aluminium								
<i>Standardavvik</i>	36	36	57	57	77	77	108	110
<i>Antall dager per periode</i>	21	21	65	65	129	129	257	257
<i>Antall perioder</i>	49	49	47	47	44	44	38	38
<i>Gjennomsnittspris</i>	1 833	1 835	1 825	1 826	1 819	1 822	1 819	1 825
<i>Varianse</i>	1 674	1 669	3 943	3 998	6 822	6 933	12 486	12 927
<i>Skewness</i>	0,17	0,16	0,09	0,08	0,12	0,15	0,17	0,18
<i>Kurtosis</i>	2,33	2,40	2,47	2,46	2,48	2,44	2,53	2,52
Alumina								
<i>Standardavvik</i>	9	9	20	25	28	38	37	56
<i>Antall dager per periode</i>	23	22	65	65	129	129	258	258
<i>Antall perioder</i>	49	49	47	47	44	44	38	38
<i>Gjennomsnittspris</i>	404	354	405	357	406	361	412	372
<i>Varianse</i>	146	182	600	1 104	1 106	2 016	1 672	3 682
<i>Skewness</i>	- 0,08	0,38	0,10	0,38	0,16	0,41	0,28	0,39
<i>Kurtosis</i>	2,39	4,56	2,43	3,93	2,20	3,82	2,53	2,74

Videre testes seriene for stasjonærhet og kointegrasjon.

Tidsseriene til spot og futuresprisene viser seg å ha stokastisk trender. For å kunne bruke en OLS-regresjon må denne trenden følge en *random walk* prosess som igjen betyr at seriene må være ikke-stasjonære. Hvis seriene ikke følger denne prosessen vil HR estimatene fra regresjonen være ugyldige (Smeby & Thorbjørnsen, 2019, p. 14).

For å teste for stasjonærhet benyttes en *Dickey-Fuller* test, resultatene er presentert i tabell A23;

Tabell A23 Resultater fra Augmented Dickey Fuller test på spotpris

	1-måned kontrakt		3-måned kontrakt		6- måned kontrakt		12-måned kontrakt	
	Spot	Futures	Spot	Futures	Spot	Futures	Spot	Futures
ADF test Aluminium								
<i>Konstant</i>	- 1,509	- 1,524	- 1,596	- 1,595	- 1,613	- 1,602	- 1,553	- 1,534
<i>Konstant trend</i>	- 2,061	- 2,027	- 2,257	- 2,244	- 2,390	- 2,372	- 2,601	- 2,568
ADF test Alumina								
<i>Konstant</i>	- 1,040	- 3,947	- 0,849	- 1,875	- 0,771	- 1,714	- 0,932	- 1,437
<i>Konstant trend</i>	- 1,666	- 5,791	- 1,152	- 3,123	- 1,022	- 2,486	- 1,074	- 2,183

Augmented Dickey Fuller test, tester tidsseriene for unit root.

Hvis test verdien er mindre enn kritisk verdi så avvises H0 som sier at serien har en unit root.

Hvis test verdien er større enn kritisk verdi, beholder vi H0.

Kritiske verdier: 1% - 3,75 5% - 3,00 10% -2,63

Resultatene fra ADF-testene viser at ingen av tidsseriene for kontraktene har verdier som er mindre enn den kritiske verdien på er 3,75 på ett 1%-nivå. Resultatene viser at vi ikke kan avvise nullhypotesens som sier at seriene har en *unit root*, noe som igjen betyr at seriene er ikke-stasjonære. Ved alle hypotesetester må det vises edruelighet i tolkningen av svarene, da resultatene bare sier at vi ikke kan bevise eksistensen eller ikke eksistensen av en *unit root*.

Resultatene fra Dickey-Fuller testen som viser at tidsseriene følger en *unit root* prosess viser videre at de er integrert av grad 1. Det vil si at når vi tar første differansen av seriene, ser vi at Dickey-Fuller gir oss verdier som er mindre enn den kritiske verdien, og derav at seriene nå er stasjonære, eller at vi ikke finner beviser for de de har en *unit root*.

Resultater fra en ADF-test på daglige prisendringer av aluminium og alumina er oppsummert i tabell A24.

Tabell A24 Resultater fra Augmented Dickey Fuller test på daglige endringer i spotpris

	1-måned kontrakt		3-måned kontrakt		6- måned kontrakt		12-måned kontrakt	
	Spot	Futures	Spot	Futures	Spot	Futures	Spot	Futures
ADF test Aluminium								
<i>Konstant</i>	- 4,555	- 4,489	- 7,964	- 7,816	- 11,069	- 10,969	- 15,861	- 15,724
<i>Konstant trend</i>	- 4,617	- 4,576	- 7,961	- 7,842	- 11,097	- 10,999	- 15,875	- 15,737
ADF test Alumina								
<i>Konstant</i>	- 4,226	- 4,877	- 6,303	- 9,211	- 8,280	- 12,327	- 11,528	- 17,882
<i>Konstant trend</i>	- 4,802	- 5,175	- 6,810	- 9,312	- 8,546	- 12,395	- 11,589	- 17,882

Augmented Dickey-fuller test, tester tidsseriene for unit root.

Hvis test verdien er mindre enn kritisk verdi så avvises H0 som sier at serien har en unit root.

Hvis testverdien er større enn kritisk verdi, beholder vi H0.

Kritiske verdier: 1% - 3,75 .Kritiske verdier med trend: 1% -4,38 5% -3,6 10%-3,24

Kointegrasjon

Stokastiske trender kan gi et falskt bilde av hvor meningsfylt et forhold mellom to tidsserier er. Når man gjennomfører en regresjonsanalyse kan man få resultater som tilsynelatende viser en korrelasjon mellom to tidsserier som ikke skal ha et forhold, dette kalles spuriøse korrelasjon. Til tross for dette kan en tidsserie som har stokastiske trender likevel ha et meningsfylt forhold, derfor tar vi i bruk en egen test som tester for kointegrasjon.

Dersom to tidsserier som har stokastiske trender er kointegrert så kan vi likevel argumentere for at forholdet deres er meningsfylt (Stock et al., 2020, p. 681). Meningsfylt i dette tilfellet betyr at tidsseriene har en likevekt som de ikke kan gå langt vekk i fra i det lange løp.

Grunnet forhold knyttet til arbitrasje kan ikke spot- og futurespriser gå lang fra hverandre i det lange løp, det er derfor å forventet at spot- og futurespriser som begge har stokastiske trender også vil være kointegrert i det lange løp (Smeby & Thorbjørnsen, 2019, p. 16).

Resultatene viser noe overraskende at spot- og futuresprisene fra alumina ikke er kointegrert der ADF-stat er -2,575, mot kritisk verdi -3,12. Her er ADF-stat større enn kritisk verdi, og vi kan da ikke avvise H_0 noe som betyr at vi ikke finner bevis for at seriene er kointegrert i det lange løp.

Resultatene fra aluminium viser mer forventede resultater, der ADF-stat er mindre enn kritisk verdi for 12 måneders kontrakter og hele analyseperioden. Kointegrasjon mellom aluminium og alumina viser det samme som alumina, at de ikke er kointegrert.

Resultatene fra Engle-Granger ADF test er oppsummert i tabell A25.

Tabell A25 Resultater Engle-Granger Augmented Dickey-Fuller test

Kontrakter	Hele perioden		1-måned	3-måned	6- måned	12-måned
	ADF	Obs	ADF	ADF	ADF	ADF
Aluminium						
<i>Spot mot futures</i>	- 8,241	1 093	- 1,43	- 2,36	- 3,05	- 4,12
Alumina						
<i>Spot mot futures</i>	- 2,757	1 093	- 1,49	- 1,34	- 1,46	- 1,84
Kointegrasjon						
<i>Aluminium mot Alumina</i>	- 2,859	1 093	- 1,53	- 1,33	- 1,44	- 1,74

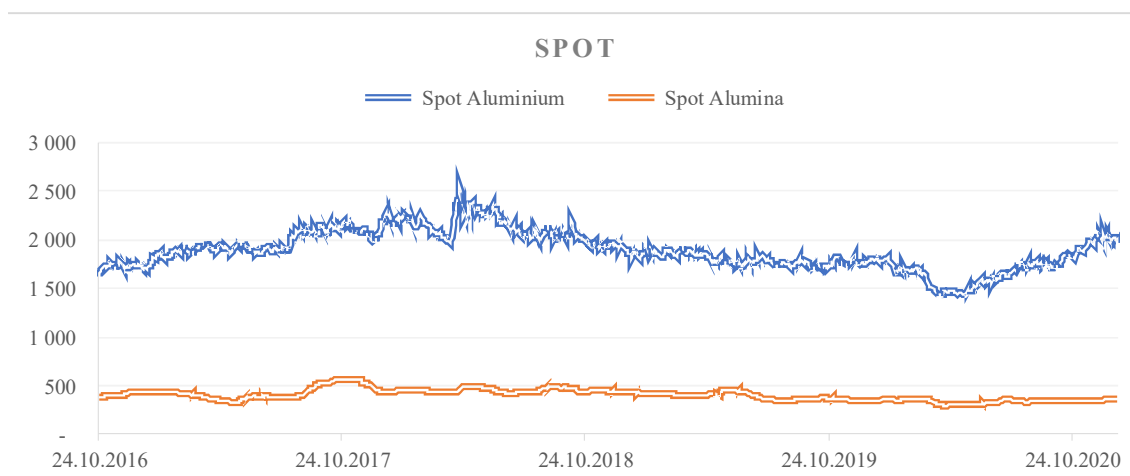
$H_0: Y_t - \theta X_t$ har en unit root = ikke stasjonær

$H_1: Y_t - \theta X_t$ har ikke en unit root = er stasjonær

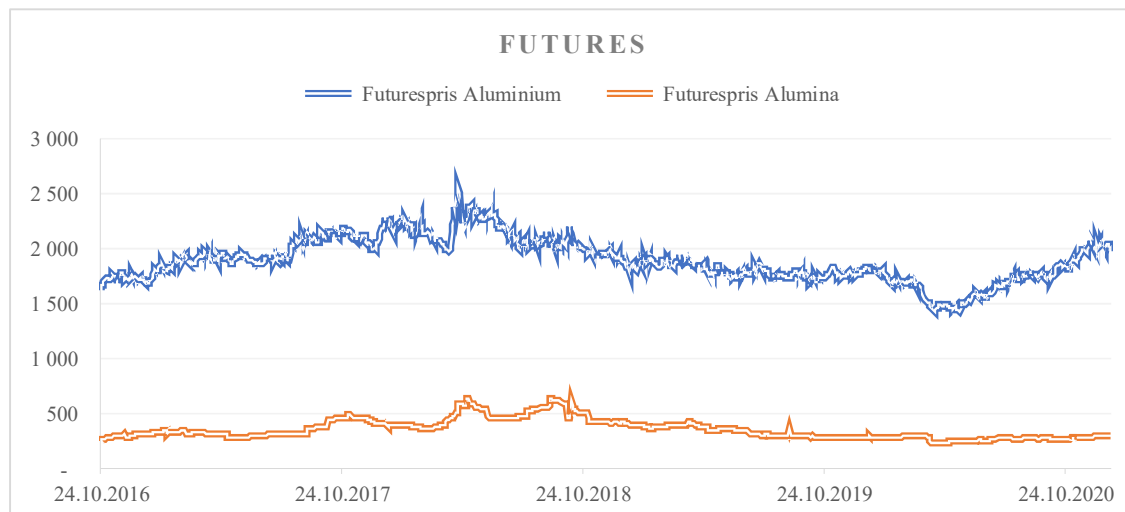
Hvis H_0 bli avvist kan vi si at vi har beviser for at seriene er kointegrert

Krisike verider: ved to variabler: 10% -3,12 5% -3,41 1% -3,96

Graf A23: Spot aluminium mot alumina



Graf A24: Futures aluminium mot alumina



Graf A23 og A24 viser ett visuelt bildet av spot- og futuresprisene og hvordan de har utviklet seg over observert periode. Bildet viser ikke at spot- og futures prisene følger samme evolusjon.

Margin

Margin er en utregning som skal representere inntekten til aluminium, dette gjøres ved å trekke fra alumina som er kostnaden. Tidsseriens margin er derfor en representant for netto inntekt til en aluminiumprodusent. Hensikten med å lage denne marginen er å teste HE på netto inntekt ved å bruke netto spot og priser på aluminiums futureskontrakter. Tanken er å se om HE blir bedre ved å se på inntekten isolert.

Margin beskrives som netto spotpris og futuresprisen på aluminium. tanken her er å se om jeg kan reduserer risiko ved å sikre netto spot mot en vanlig futureskontrakt på aluminium.

$$\textit{Spotpris margin} = \textit{Spotpris aluminium} - 2 * \textit{spotprise alumina}$$

$$\textit{Futurespris margin} = \textit{futurespris aluminium}$$

Begge disse tidsserien vil bli brukt til å regne ut HR og HE.

Basisrisiko

Basis på de to råvarene er presentert i graf A25, basisen er forskjellen mellom spotprisen og futuresprisen (Smeby & Thorbjørnsen, 2019, p. 15). Når man lar kontrakten gå til forfall skal basisen være null. Dette stemmer for aluminiums kontraktene, men ikke for alumina. En mulig årsak er at spotprisene på alumina er et gjennomsnitt av spotprisen i de forskjellige regionene i Kina og futuresprisene er hentet fra det europeiske markedet der prisen er basert på en indeks. Denne feilen i datasettet gjør at alle analysene der vi ser på alumina for seg selv og der vi sammenligner med aluminium ikke vil være pålitelige. Jeg vil uansett bruke dette datasettet da det er det eneste tilgjengelig og vi ønsker å ha en serie som best representerer kostnadssiden i verdikjeden til aluminium.

Graf A25: Basis Aluminium, Alumina & Margin fra 24.10.2016 til 31.12.2020



Utregningen av basisen for aluminium gir 1094 observasjoner. Av disse har 184 positive fortegn, det vil si at futuresprisen er lavere enn spotprisen. 843 observasjoner har negative fortegn som betyr at futuresprisen er høyere enn spotprisen. 67 observasjoner er lik 0 som betyr at futuresprisen er lik spotprisen.

Gjennomsnittlig basis i hele perioden er på $-3,41$. Basisen som gir oss høyest differanse fra 0 der spot er høyere enn futures er på 55. Høyest differanse fra null der futuresprisen er høyere enn spot er på -21 . Forfall på kontraktene er midten av måneden. Verdiene som er høyest fra null finner jeg i tidsperiodene der det er ca. 1 måned igjen til forfall.

Gjennomsnittlig spotpris på alumina i hele perioden er 1886 USD per tonn, den gjennomsnittlige basisen i hele perioden er på 3,41 USD per tonn som utgjør 0,18% av spotpris.

Utrekningen av basisen for alumina gir 1094 observasjoner. Av disse har 938 positive fortegn, det vil si at futuresprisen er lavere enn spotprisen. 156 observasjoner har negative fortegn som betyr at futuresprisen er høyere enn spotprisen. 0 observasjoner er lik 0 som betyr at i denne tidsserien har vi ingen tilfeller av at spotpris er lik futures pris.

Gjennomsnittlig basis i hele perioden er på 49,54. Basisen som gir oss høyest differanse fra 0 der spot er høyere enn futures er på 153,58. Høyest differanse fra null der futuresprisen er høyere enn spot er på -155. Gjennomsnittlig spotpris på alumina i hele perioden er 403 USD, den gjennomsnittlige basisen i hele perioden er på 49,54 USD per tonn som utgjør 12% av spotpris.

Resultatene er oppsummert i tabell A26;

Tabell A26 Beskrivende statistikk Basis Aluminium og alumina

	Basis	
	Aluminium	Alumina
<i>Observasjoner</i>	1 094	1 094
<i>Gjennomsnitt</i>	3,41	49,54
<i>Standardavvik</i>	8	56
<i>Gjennomsnittlig spotpris</i>	1 886	403
<i>% av gjennomsnittlig spotpris</i>	0,18 %	12,29 %
<i>Over null</i>	184	938
<i>Under null</i>	843	156
<i>null</i>	67	-
<i>Minimum negativ</i>	- 21	- 155
<i>Maximum positiv</i>	55	154

Beskrivende statistikk på basis tidsseriene fra 24.10.2016 til 31.12.2020

Basisrisiko i en sikret posisjon øker når varen som skal sikres ikke er den samme som den underliggende varen på futureskontrakten. Dette er ikke tilfellet her, råvaren som skal sikres er primæraluminium og den underliggende varen på futureskontraktene er også primæraluminium. Når det kommer til alumina så er spotprisen et gjennomsnitt av alumina prisene i Kina og futuresprisene er basert på en indeks som handelsplattformene regulerer.

Leveranse av varene skjer hver måned og varen kan lagres til den skal brukes, så det vil ikke være noe grunnlag for å si at basisrisiko øker på bakgrunn av når en leveranse skjer. Tilgang

på råstoffene kan ha en betydning, men handelsplattformen LME har egne lagre der de lagrer råvaren alumina og aluminium.

Avslutningsvis så er det ikke grunnlag for å si at det er stor sannsynlighet for høy basisrisiko på aluminium og utregningen på dette støtter det argumentet med en gjennomsnittlig basis av spot på 0,18% i hele den observerte perioden.

Når det kommer til råvaren alumina så ser jeg at basis risiko er betraktelig høyere enn aluminium. Utregningen viser en gjennomsnittlig basis på 12% av gjennomsnittlig spotpris. Årsaken til den høye basisen er nok forskjellene mellom spot og futures pris. Det blir vanskelig å dra noen andre slutninger enn det fordi kvaliteten på det observerte datagrunnlaget er for dårlig.

I denne delen av analysen er hensikten å få et bilde over futuresprisen sammen med spotprisene på de to råvarene. Futuresprisene på aluminium følger en normal og forventet utvikling i løpet av perioden. Alumina derimot følger en ikke normal utvikling i observert periode noe som hele analysen er påvirket av.

Resultatene fra DF-stat er at begge tidsseriene integrert av grad (1), og nå seriene omgjøres til første differanse så får vi resultater som sier at serien er stasjonær.

Resultatene i analysen sier at spotprisen på aluminium er kointegrert med futuresprisen. For alumina kan jeg derimot kan vi ikke påvise at spotprisen og futuresprisen er kointegrert. Aluminium mot alumina viser heller ikke resultater der vi kan konkludere med at de er kointegrert.

Basisrisiko viser seg å være mye høyere på alumina enn aluminium. Det konkluderes med at basisrisiko på aluminium er lav noe som passer inn i et bilde av at aluminium opererer i et likvid og effektivt marked. Grunnet kvaliteten på datagrunnlaget til alumina, dras det ikke noen ytterligere konklusjoner enn at det er stor differanse mellom spotpris og futurespris

Hedge effektivitet

HR og HE på de to råvarene er regnet ut med en OLS regresjon. Resultatene er basert på et gjennomsnitt av 38 perioder med kontrakter.

HE på Aluminium viser seg å være marginalt størst på 1 og 6 måneders kontrakter som viser en HE på 0,968 og 0,968. HR på aluminium er høyest på 6 måneders kontrakter med en verdi på 0,977, nest høyeste er 1 måneders kontrakter som viser en HR på 0,968. Forskjellen er likevel liten. HR på 3-måneders kontrakt er på 0,973 og en tolv måneders kontrakt er på 0,974. HE på 3 og 12 måneders kontrakter er på 0,964 og 0,966. Resultatene på OLS regresjonen for aluminium gir signifikante verdier på et 1%, 5% og 10% nivå.

Resultatene på alumina viser HR og HE som er tilnærmet 0, et slik resultat betyr at risikoen blir ikke eliminert i det hele tatt i forhold til en portefølje som ikke er sikret. Resultatene på OLS regresjonen av alumina gir ikke signifikante verdier på et 1%, 5% eller 10% nivå.

HE på margin er høyest på 1 måneders kontrakter med en verdi på 0,913. Margin sin HE følger en nedadgående trend, der lavest HE er på 12 måneders kontrakter med verdi på 0,890. HR er høyest på 12 måneders kontrakter med en verdi på 0,981 og lavest på 3 måneders kontrakter med en verdi på 0,969. Resultatene på OLS regresjonen for margin gir signifikante verdier på et 1%, 5% og 10% nivå.

Resultatene på HR og HE for de to råvarene og margin er oppsummert i tabell A31

Tabell A31: Resultater OLS-regresjon HR & HE

Kontrakter	1-måned		3-måned		6- måned		12-måned	
	<i>HR</i>	<i>HE</i>	<i>HR</i>	<i>HE</i>	<i>HR</i>	<i>HE</i>	<i>HR</i>	<i>HE</i>
Aluminium	0,975	0,968	0,973	0,964	0,977	0,968	0,974	0,966
Alumina	0,094	0,065	0,089	0,035	0,072	0,026	0,046	0,013
Margin	0,971	0,913	0,969	0,889	0,978	0,885	0,981	0,890

Tabellen viser forskjellige HR og HE for de to råvarene aluminium, alumina og den egenkonstruert tidsserie margin

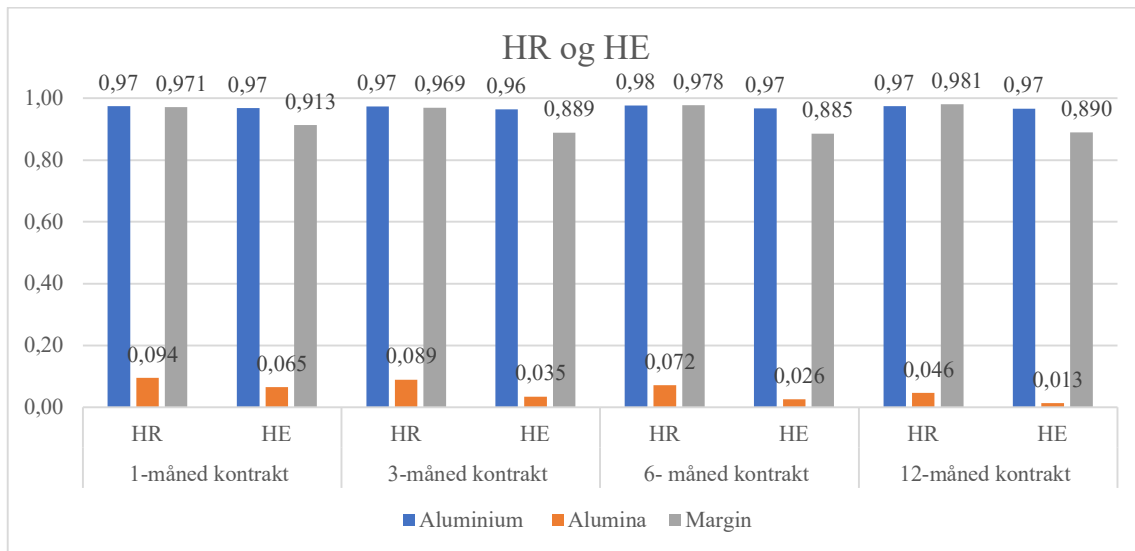
Margin er spot aluminium - spot alumina & Aluminium Futures

Aluminium, og Margin, er signifikant på ett 1% nivå

Alumina er ikke signifikant

En grafisk sammenligning av HR og HE på de tre tidsseriene kan ses i graf A31.

Graf A31: Resultater HR og HE Aluminium, alumina og margin



Av de tre tidsseriene er HR og HE til aluminium de høyeste. Alumina gir de laveste resultatene. Alumina viser en nedadgående trend i hele perioden, og den dårligste HE er på 12 måneders kontrakter med HE på 0,013.

Konklusjon

For å svare på problemstillingen har denne oppgaven adressert flere spørsmål. Analysedelen starter med å analysere hvor gode prognoser man kan lage på spotprisen til aluminium og alumina. Jeg ser også på om den ene råvaren gir bedre prognoser enn den andre. Neste analyse introduserer futuresprisene og jeg undersøker stasjonæritet til tidsseriene og om de er kointegrert. Avslutningsvis regnes HR og HE ut ved å bruke en OLS-regresjon på de tre tidsseriene aluminium, alumina, og margin.

Resultatene fra den siste analysen viser at jeg får en akseptabel hedge effektivitet ved å sikre netto inntekt og deretter bare bruke futureskontraktene på aluminium. HE på margin er for 1-månederskontrakter på 0,913, 3-månederskontrakter på 0,889, 6-månederskontrakter på 0,885 og 12-månederskontrakter 0,890. Å hedge aluminium selvstendig gir høyere HE enn margin. Å hedge alumina selvstendig gir absolutt lavest resultat og der er konklusjonen at man ikke burde hedge i det hele tatt, med HE tilnærmet null.

Så i det tilfellet der det er nødvendig å sikre både aluminium og alumina, så kan man bruke netto aluminium istedenfor å sikre alumina selvstendig.

Jeg har møtt på noen grunnlegge utfordringer i gjennomføringen av denne oppgaven. Spot og futuresprisene på alumina som benyttes av LME er ikke tilgjengelig utenfor betalingsmurer og de ble ikke tilgjengelig i løpet av perioden oppgaven ble skrevet på til tross for søknad om dette til universitet.

Hovedproblemet er at spotprisen til alumina er ett gjennomsnitt og ikke faktisk pris. Den andre utfordringer er at futuresprisene basers på en indeksutregning av gjennomsnittlige priser fra tidligere perioder. Konsekvensen av dette er at spot og futuresprisene til alumina ikke viser forventede resultat om at spot og futurespris vil være lik hverandre på forfall. De viser heller ikke at de er kointegrert, noe som er forventet av spot- og futurespriser i ett effisient marked. Resultatene i oppgaven viser også at aluminium og alumina ikke er kointegrert noe som gjør at videre undersøkelse på volatilitetsklynger ikke blir adressert i denne oppgaven.

Spotprisene som gjennomsnittet er basert på er tilgjengelig, men siden futuresprisene ikke er de faktiske, har det ikke vært mulig å finne ut hvilke regioner i Kina som best representerer de reelle spotprisene. Jeg har derfor valgt å bruke gjennomsnittet som representant for kostnaden i oppgaven.

Kostnaden til aluminium er ikke bare alumina. Jeg har valgt å regne ut nettoinntekt på ett tonn aluminium ved å trekke fra to tonn alumina uten å ta hensyn til prisen på strøm. Strøm er en betydelig kostnad ved produksjon av aluminium.

Jeg har valgt å bruke en OLS-regresjon for å regne ut HR og HE. Regresjonen gir meg en statisk minimums varians og fører til at jeg får en fast HR og HE i hele perioden. Hvis jeg hadde benyttet en GARCH (1,1) modell kunne jeg fått betinget varians og kovarians som gir en dynamisk og ikke-konstant varians som oppdaterer seg ved ny informasjon (Smeby & Thorbjørnsen, 2019, p. 9).

Tradisjonelle lineære regresjoner antar at variansen i feilledet er homoskedastisk altså at variansen i feilledet er konstant i motsetning til heteroskedastisitet der variansen ikke har en konstant spredning. Begge tidsseriene viser stokastiske trender så det hadde kanskje vært mer passende å benytte seg av modeller som tar høyde for at feilledet ikke er homoskedastisk.

Med bakgrunn i kritikken til oppgaven hadde det vært interessant å gjøre samme analyse med korrekte tidsserier på alumina. Videre hadde vært interessant å bruke en dynamisk modell til å regne ut HR og HE. Det hadde også vært interessant å se på om strømprisen hadde påvirket effekten i risikosikringen.

Resultatene fra analysene i denne oppgaven tilsier at det ville være interessant å undersøke i andre markeder der to underliggende varer har futureskontrakter og som påvirker prisen til hverandre. For deretter å regne ut netto og bare bruke den futureskontrakten som er mest stabil og likvid.

Referanseliste

- Aluminiumleader.com. (2022). *How the world aluminium market works* US RUCSAL. Retrieved 23.03.2022 from https://www.aluminiumleader.com/economics/how_aluminium_market_works/
- Bertilorenzi Marco. (2018). From cartels to futures. The aluminium industry, the London Metal Exchange and European competition policies, 1960s–1980s. *Buisness History* 2022(5), 782-814. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00076791.2018.1469621?journalCode=fbsh20>
- Bodie Zvi, K. A. M. A. J. (2018). *Investments* (11 ed.). McGraw-Hill Education
- Chen, J. (2020). *Basis Risk*. Retrieved 25.05.2022 from <https://www.investopedia.com/terms/b/basisrisk.asp>
- 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. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(02\)00191-6](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(02)00191-6) (The Quarterly Review of Economics and Finance)
- China, T. L. M. I. P. i. (2016). *CME Group Launches Alumina FOB Australia Futures*. The Leading Metals Information Provider in China. Retrieved 24.05.2022 from <https://news.metal.com/newscontent/100706152/CME-Group-Launches-Alumina-FOB-Australia-Futures/>
- CME Group. (2022). *Alumina FOB Australia (Platts)*. CME Group, . Retrieved 25.05.2022 from <https://www.cmegroup.com/markets/metals/base/alumina-fob-australia-sp-global-platts.contractSpecs.html>
- Derivater.net. (2022). *Derivatmarkedet*. Retrieved 23.03.2022 from <https://derivater.net/derivat/derivatmarkedet>
- Fernando, J. (2021). *Platykurtic*. Investopedia Retrieved 16.05.2022 from <https://www.investopedia.com/terms/p/platykurtic.asp>
- Haigh, M. S., & Holt, M. T. (2000). Hedging multiple price uncertainty in international grain trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 82(4), 881-896.
- Heiner, K. R. F. (2019). *When commodities get hooked on derivatives*. Retrieved 04.03.2022 from <https://www.ft.com/content/896e47c8-8875-11e9-a028-86cea8523dc2>
- Houlden, C. (2019). *First trades of CRU-settled LME Alumina contract*. CRU Retrieved 24.05.2022 from <https://www.crugroup.com/about-cru/news/2019/first-trades-of-cru-settled-lme-alumina-contract/>
- Hull, J. C. (2018). *Options, Futures, and Other Derivatives* (9 ed.). Pearson Education Limited
- Hydro.no. (2021). *Slik lages aluminium*. Retrieved 28.02.2022 from <https://www.hydro.com/no-NO/aluminium/om-aluminium/slik-lages-aluminium/>
- Hydro.no. (2022). *Fakta om aluminium*. Norsk Hydro Retrieved 18.05.2022 from <https://www.hydro.com/no-NO/aluminium/om-aluminium/fakta-om-aluminium/>
- Industri, N. (2022). *Om Aluminiumsbransjen*. Norsk Industri Retrieved 20.05.2022 from <https://www.norskindustri.no/bransjer/aluminium/om-aluminiumsbransjen/>
- International Aluminiums institute. (2022). *Primary Aluminium Production*. Retrieved 25.05.2022 from <https://international-aluminium.org/statistics/primary-aluminium-production/>
- Kenton, W. (2021). *Kurtosis* Retrieved 20.05.2022 from <https://www.investopedia.com/terms/k/kurtosis.asp>
- Madsen, R. (2015, 29.05.2022). Ny IFRS for finansielle instrumenter. *MAGMA*, 40-46. <https://old.magma.no/ny-ifrs-for-finansielle-instrumenter>

- Norges offentlige utredninger. (1999). *Varederivater*.
<https://www.regjeringen.no/contentassets/376a3bb599624c03a56ef2f51338ee1f/no/pd/fa/nou199919990029000dddpdfa.pdf>
- Norsk Hydro AS. (2018). *Årsberetning og årsregnskap 2018*.
[https://www.hydro.com/Document/Doc/2018%20%C3%85rsberetning%20og%20%C3%A5rsregnskap%20\(Norwegian\).pdf?docId=9188](https://www.hydro.com/Document/Doc/2018%20%C3%85rsberetning%20og%20%C3%A5rsregnskap%20(Norwegian).pdf?docId=9188)
- Norsk Hydro AS. (2020). *Årsberetning og årsregnskap*.
<https://www.hydro.com/Document/Doc/%C3%85rsberetning%20og%20%C3%A5rsregnskap%202020.pdf?docId=568451>
- Office, C. C. E. s. (2020). *An overview of the global commodity derivatives market* (RESEARCH REPORT, Issue. https://www.hkex.com.hk/-/media/HKEX-Market/News/Research-Reports/HKEx-Research-Papers/2020/CCEO_CommDeriv_e_202005.pdf?la=en
- Premiumdata.net. (2022). *Continuos contracts Explained* Retrieved 25.05.2022 from <https://www.premiumdata.net/support/futurescontinuous.php>
- Smeby, M. N., & Thorbjørnsen, K. B. (2019). *The Hedging Effectiveness of Brent Crude Oil Futures Contracts* OsloMet - Oslo Metropolitan University].
- Statista.com. (2022). *Aluminum Industry Worldwide - Statistics & Facts*. Statista Research Department. Retrieved 25.05.2022 from https://www.statista.com/topics/2072/aluminum/#topicHeader_wrapper
- Stock, J. H., Watson, M. W., & Stock, J. H. (2020). *Introduction to econometrics* (Fourth edition.; Global edition. ed.). Pearson.
- The London Metal Exchange. (2022). *Contract specifications*. Retrieved 01.03.2022 from <https://www.lme.com/Metals/Non-ferrous/LME-Aluminium/Contract-specifications>