



Norges miljø- og
biovitenskapelige
universitet

Masteroppgave 2018 30 stp

Handelshøyskolen
Joachim Scholderer

Hvilke energiråvarer viser en klar sammenheng med aluminiumsprisen og finnes det tendenser til volatilitetsoverføringer?

Which energy commodities show a clear connection to the aluminium price, and are there any evidence of volatility spillovers?

Oscar Undhjem

Master i Økonomi og Administrasjon
Handelshøyskolen

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på mitt toårige masterprogram innen økonomi og administrasjon ved Norges miljø- og biovitenskapelige universitet. Jeg ønsker å rette en stor takk til mine veiledere Joachim Scholderer og Andrej Stensin for gode råd og konstruktive tilbakemeldinger under perioden. Det har vært en utfordrende og lærerik prosess, som jeg håper leserne finner spennende.

Sammendrag

Aluminiumsproduksjon er en tidkrevende og energikrevende prosess, hvor forbruket av energi står for en de største kostnadene i industrien. Denne masteroppgaven har sett nærmere på sammenhengen mellom aluminium og energiråvarer som elektrisitet, naturgass, olje og kull. Ved hjelp av Engle-Grangers og Johansens kointegrasjonsmodeller, samt en DCC-GARCH-modell har denne oppgaven analysert sammenhengene mellom aluminium og energiråvarene. Det ble benyttet ukentlige data for perioden oktober 2010 – februar 2018, hvor analysen bestod av seks energiråvarer fra både spot- og futuresmarkedet.

Engle-Grangers og Johansens kointegrasjonsmodellene finner flere langsiktige likevekter, men er ikke konsistente. Den eneste energiråvaren de er enige har en langsiktig likevekt med aluminium er elektrisitetsprisen EEX-ELIX, som er en referansepris for store deler av Europa.

Ved hjelp av DCC-GARCH-modellen kunne oppgaven se hvordan markedssjokk i energiråvarer førte til volatilitetsoverføringer til aluminium. Modellen kunne vise til signifikante overføringer fra olje og elektrisitetsprisen Nord Pool, der spesielt oljekrisen førte til økte korrelasjonsverdier og overføringer. Nord Pool viste seg å ha volatilitetsoverføringer under mindre perioder, da prisen hadde en høyere reaksjonsparameter, men volatiliteten var mindre vedvarende.

Abstract

Aluminium production is a time-consuming and energy-intensive process, where the consumption of energy accounts for one of the biggest costs in the industry. This master thesis has examined the connection between aluminium and energy commodities such as electricity, natural gas, oil and coal. This thesis has with the help of Engle-Granger's and Johansen's cointegration model, as well as a DCC-GARCH model, analysed the relationship between aluminium and the energy commodities just mentioned. Time series of weekly data for six energy commodities from both the spot- and futures market were used for the period October 2010 – February 2018.

Engle-Granger's and Johansen's cointegration models found evidence of long-term equilibrium in several combinations, but they were not consistent. EEX-ELIX, which is a reference price for large parts of Europe, where the only energy price both models agreed had a long-term equilibrium with aluminium.

The DCC-GARCH model gave the thesis possibilities of analysing how market shocks in the energy markets could affect aluminium. The model found significant volatility spillovers effects from WTI oil and Nord Pool. Spillovers from oil were especially visible during the oil crisis. Nord Pool was found to have spillover effects during smaller periods. The electricity price had a higher reaction parameter, but the volatility was less sustained.

Innholdsfortegnelse

Forord	1
Sammendrag	2
Abstract	3
Figurliste	6
Tabelliste	6
1. Innledning	7
1.1 Bakgrunn og formål	7
1.2 Kort om volatilitetsspillover	9
1.3 Verdikjeden til aluminium	9
1.4 Energimarkedene	12
1.5 Energikontrakter	15
1.6 Spot- og futurespriser	15
1.7 Markedskobling – Acer-avtalen	17
2. Tidligere litteratur	17
3. Økonometrisk tilgang	19
3.1 Stasjonære og ikke-stasjonære prosesser	19
3.2 Kointegrasjon	22
3.3 Volatilitet og volatilitetsspillover	26
3.3.1 Univariat GARCH	26
3.3.2 DCC-GARCH	27
3.4 Forskningsspørsmål	29
4. Data	31
5. Resultater	36
5.1 Stasjonaritet	37
5.2 Engle-Granger kointegrasjon	38
5.3 Johansen-kointegrasjon	41
5.4 Univariate GARCH-modeller	45
5.5 Robusthetsanalyse av marginalene	51
5.6 DCC-GARCH	53
6. Diskusjon	58
7. Konklusjon	63

8. Referanser	65
Vedlegg A - Priser	71
Vedlegg B – Avkastninger	73
Vedlegg C – Optimalt lags lengde, VAR og AIC	75
Vedlegg D – Sensitivitetsanalyse ± 1 lags, Engle-Granger	76

Figurliste

Figur 1: Verdikjeden til aluminium	11
Figur 2: Produksjonskostnadene til aluminium	11
Figur 3: De ulike energikildene brukt i aluminiumsproduksjon	13
Figur 4: Prisen på aluminium (LME) og kull (Newcastle, Australia)	13
Figur 5: Avkastninger for EEX-PHELIX, EEX-ELIX, Crude oil WTI og Nord Pool	34
Figur 6: Grafiske plot av residualene til både spot- og futuresparene	40
Figur 7: De betingede tidsvarierende korrelasjonsfigurene til parene i spotmarkedet	56
Figur 8: De betingede tidsvarierende korrelasjonsfigurene til parene i futuresmarkedet	57

Tabelliste

Tabell 1: Korrelasjonskoeffisienter med olje	14
Tabell 2: Deskriptiv statistikk av spotavkastningene	33
Tabell 3: Dekriptiv statistikk av futuresavkastningene	35
Tabell 4: Korrelasjonskoeffisienter mellom råvareavkastningene for de utvalgte råvarene i spotmarkedet	36
Tabell 5: Korrelasjonskoeffisienter mellom råvareavkastningene for de utvalgte råvarene i futures-markedet	36
Tabell 6: Stasjonaritetstest på spotavkastninger	38
Tabell 7: Stasjonaritetstest på futuresavkastninger	38
Tabell 9: Engle-Granger kointegrasjonstest, futurespriser	41
Tabell 10: Johansens kointegrasjonstest for råvareparene i spotmarkedet	43
Tabell 11: Johansens kointegrasjonstest for råvareparene i futuresmarkedet	44
Tabell 12: Test av ulike GARCH (1,1) modeller med råvarene i spotmarkedet	46
Tabell 13: Test av ulike GARCH (1,1) modeller med råvarene i futuresmarkedet	47
Tabell 14: Univariat EGARCH (1,1) modell for spotavkastningene	49
Tabell 15: Univariat EGARCH (1,1) modell for futuresavkastningene	49
Tabell 16: Summerte verdier av α og β for alle råvarene	51
Tabell 17: Robusthetsanalyse av EGARCH modellen brukt på råvarene i spotmarkedet	52
Tabell 18: Robusthetsanalyse av EGARCH modellen brukt på futuresråvarene	53
Tabell 19: Estimerte DCC-koeffisienter for de ulike parene i spotmarkedet	54
Tabell 20: Estimerte DCC-koeffisienter for de ulike parene i futuresmarkedet	55

1. Innledning

1.1 Bakgrunn og formål

Aluminiumsindustrien er en konkurransepreget industri, hvor seks av de største produsentene står for over 40% av den globale produksjonen. Norge har en sterk posisjon i industrien, der vi kan vise til den største produksjonskapasiteten i Vest-Europa. En felles faktor for alle de store produsentene, er at de har klart å overkomme de store barrierene relatert til spesifikke deler av aluminiumsproduksjonen. Produsentene må eie spesialtilpassede teknologier og ha en stødig tilførsel av konkurransedyktig energi. Kostnadene relatert til aluminiumsproduksjon er store, der forbruket av energi står for en av de største. Mellom 20% til 40% av de totale kostnadene kommer fra forbruk av energi. Grunnet det store forbruket, er elektrisitetsprisene avgjørende for videre utvikling og overlevelse for alle aluminiumssektorer i alle land (Rusal, 2018; Burns, 2015).

I nyere tider har elektrisitetsmarkedet gjennomgått en liberalisering og deregulering, som har gjort det mulig for et større publikum å observere elektrisitetsprisene og deres utvikling. Dereguleringen har skapt et mer konkurransepreget marked, som har ført til billigere elektrisitet til glede for forbrukerne. Finansmarkedene for elektrisitet har derfor tiltrukket seg oppmerksomheten til grossister, produsenter, spekulanter og regulatorer. Samtidig som det har blitt en bedre balanse mellom tilbud og etterspørsel, har kraftmarkedene gitt elektrisitetsleverandører og forbrukere et middel til å sikre seg mot de høyt volatile prisene (Hope, 2006). Det å hedge¹ seg mot de volatile energiprisene er en viktig praksis for mange, og i aluminiumsindustrien har energi alltid vært et diskusjonstema. Det er flere aluminiumsverk som sliter med økende kraftpriser. Myndigheter i flere land har derfor hatt store utfordringer med å lage rammebetingelser som gjør produksjonsanleggene i stand til å fortsette sin virksomhet. En bedre forståelse av energimarkedet og hvordan energiprisenes bevegelser kan påvirke aluminiumsprisen kan gi produsenter en fordel.

Formålet med denne oppgaven vil dermed være å se om det er en større sammenheng mellom noen utvalgte energipriser og aluminiumsprisen. Produksjonen av aluminium foregår verden over og felles for alle produksjonsanlegg er at de er svært avhengig av en stødig tilførsel

¹ En sikring av en investering for å minimere risikoen for ugunstige prisbevegelser. Normalt vil en hedge bestå av en futureskontrakt posisjonert i motsatt retning (omvendt korrelert) av investeringen.

av energi. Derimot det de forskjellige produksjonsanleggene ikke har til felles, særlig fra land til land, er tilgangen til samme energikilde. Da produksjonsanleggene i Norge får sin energi fra vannkraft, er kull for det meste brukt i Kina. Man ser tydelig at energitype varierer fra kontinent til kontinent. Det denne oppgaven vil prøve å finne ut er hvilke energikilder som har den sterkeste forbindelsen til aluminium, altså hvilke energiråvarers priser som viser en sammenheng og påvirker aluminiumsprisen, og i så fall i hvilken grad. Oppgaven blir hovedsakelig rettet mot produsenter, men ikke nødvendigvis aluminiumsprodusenter, men også konsumenter som bruker aluminium i sin produksjon. Informasjonen denne oppgaven bidrar med kan gi produsenter muligheter til å forstå energimarkedet bedre i forhold til aluminiumsmarkedet. Dette kan gi aluminiumsprodusentene en bedre mulighet til å predikere fremtidig energikostnad eller aluminiumspris, eller for eksempel hjelpe bilprodusenter som bruker aluminium i sin produksjon til å predikere fremtidig aluminiumspris. Det kan sette industriaktører i en bedre posisjon til å ta beslutninger for fremtiden.

Aluminiumsproduksjon er en tidkrevende og energiintensiv prosess. Flere energiråvarer er involvert i produksjonen verden over. Problemstillingen denne oppgaven vil besvare er dermed; *«Hvilke energiråvarer har størst innflytelse på aluminiumsprisen og viser en klar sammenheng, og finnes det tendenser til volatilitetsoverføringer?»*. Jeg velger å avgrense oppgaven ved å fokusere på aluminiumsprisen ved London Metal Exchange (LME), da dette er den mest likvide prisen og det ville blitt for omfattende å ta for seg én spesifikk aluminiumsprodusent. Jeg vil dermed også avgrense oppgaven ved å ikke ta for meg energiprisen til en spesifikk aluminiumsprodusent, men heller fokusere på energipriser felles for større områder der noen av de største aluminiumsverkene befinner seg. Da det blir vanskelig å skaffe informasjon om elektrisitetspriser i visse områder, velger jeg også å inkludere andre energiråvarer som kull, naturgass og olje. For å svare på problemstillingen vil oppgaven ved hjelp av en empirisk analyse se om det kan finnes noen form for langsiktig likevekts forhold, også kalt kointegrasjon, mellom noen utvalgte energiråvarer og aluminium, samt ved hjelp av tidsvarierende korrelasjon se om det finnes tilfeller av volatilitetsoverføringer (volatilitetsspillover).

Forskning innen volatilitetsspillover er noe begrenset, men fikk mer oppmerksomhet etter finanskrisen da flere fikk øyne opp for samspill mellom råvarer, spesielt mellom olje og andre råvarer. Tidligere publiserte artikler om volatilitetsoverføringer mellom energi og aluminium er vanskelig å finne, noe som har gitt motivasjon til å gjennomføre denne oppgaven. Jeg kommer til å bruke ukentlige tidsseriedata tilbake til 2010 (tidligste dato for relevante energipriser) og frem til i dag. Fokuset vil være på både spot- og futurespriser for å få et helhetlig bilde av markedet. Jeg kommer til å bruke en GARCH-modell som er et nyttig

analyseverktøy når volatiliteten i tidsseriene varierer over tid. Det finnes flere utgaver av slike modeller og et viktig mål når en bestemmer seg for en slik modell er å konstruere dem parsimoniske nok, og fortsatt opprettholde fleksibiliteten. Valget falt dermed på en DCC-GARCH-modell som er en generalisering av CCC-GARCH-modellen. Fordelen med denne utgaven er at korrelasjonsmatrisen kan avhenge av tiden. Antall parametere som skal estimeres i korrelasjonsprosessen er derfor uavhengig av antall serier som skal korreleres. (Engle, 2002; Orskaug, 2009) Modellen vil dermed hjelpe meg å se de eventuelle volatilitetsoverføringene mellom energiråvarene og aluminium, og se i hvor stor grad prisen eventuelt påvirkes. Når det kommer til testene for kointegrasjon vil en Engle-Granger- og en Johansen kointegrasjonsmodell bli brukt for å se hvilke energiråvarer som viser langsiktige forhold til aluminium. Modellene vil bli bedre forklart senere i oppgaven.

1.2 Kort om volatilitetsspillover

Denne oppgaven vil prøve finne eventuelle “spillovers” (overføringer) fra energiråvarer til aluminium. Spillover-effekter omhandler volatilitetsoverføringer, der en tilsynelatende ikke-relatert hendelse i en vare kan påvirke prisvolatiliteten i en annen vare. Hvis energiprisen avtar, kan det forårsake spillover-effekter på råvarer som er avhengig av energimarkedet, i denne sammenheng aluminiumsprisen. Jo større råvaren er, jo større påvirkning vil den sannsynligvis skape. Slike effekter har blitt mer vanlige da globalisering øker de finansielle sammenhengene mellom de forskjellige økonomiene. I nyere tider har, for eksempel, Kina hatt en meget høy økonomisk vekst og har vokst seg opp til en stor kilde til volatilitetsoverføringer. Kinesiske produsenter har drevet mye av etterspørselsveksten i verden siden år 2000. Det at Kina nå har en lavere økonomisk vekst påvirker verdensomspennende handel med metaller, energi og mange flere råvarer. Kina produserer blant annet mer enn 50% av all aluminium i verden og har derfor en signifikant innvirkning på aluminiumsprisen. (Kim et al. 2015)

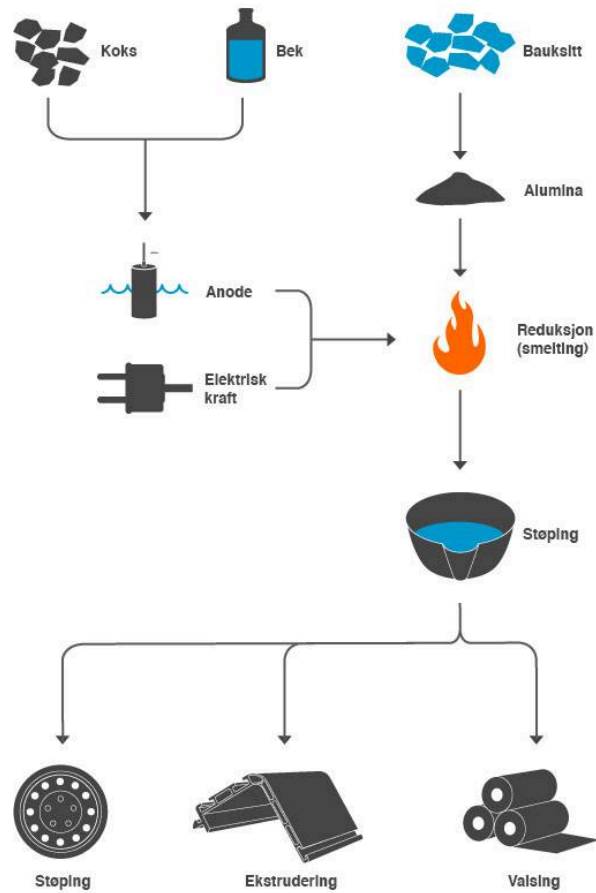
1.3 Verdikjeden til aluminium

For å forstå viktigheten av energi i produksjonen av aluminium er det essensielt å forstå hvordan verdikjeden til aluminium er bygd opp. Aluminiumsindustrien består av både ’oppstrøms og ’nedstrøms’ bedrifter, der ’oppstrøms’ bedriftene driver med gruvedrift og raffinering. Dette innebærer to trinn. Det første trinnet involverer utvinning av bauxitt, som er den eneste malmtypen som brukes til utvinning av aluminium i dag. Trinn nummer to består av raffinering av malmen som så blir til alumina. ’Nedstrøms’ operasjonen involverer smelting,

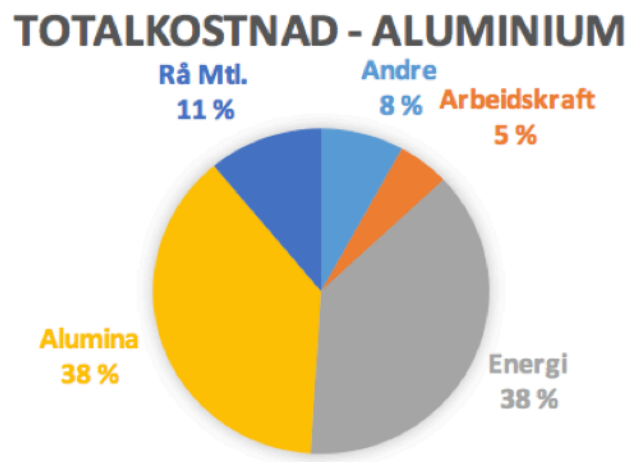
støping, valsing og ekstrudering. Det er selve smelteprosessen som krever store mengder elektrisk kraft. Gjennom en elektrolyseprosess fremstilles rent aluminium fra alumina. Det kreves om lag 12,5 - 16 kWh elektrisk kraft for å kunne produsere en kilo aluminium. Tilgang til rimelig kraft er derfor viktig. De vanlige elektrolytiske ovnene krever konstant energiforsyningen – 24 timer i døgnet, 365 dager i året. Små svingninger i energiforsyningen kan føre til reduksjon i effektiviteten og til og med ødelegge produksjonsanlegg. Figur 1 viser hele prosessen fra utvinning til et ferdig aluminiumsprodukt. Modellen er hentet fra Norsk Hydro sine hjemmesider (hydro.com, 2018).

I 1886 brukte Charles Martin Hall fra Ohio en elektrokjemisk prosess som førte til skapelsen av aluminium fra aluminiumoksid. På omtrent samme tid så oppdaget Paul Héroult fra Frankrike den samme prosessen. Denne prosessen heter nå i dag Hall-Héroult prosessen, oppkalt etter disse to forskerne, og er den store industrielle prosessen for smelting av aluminium (Beck, 2014). Denne prosessen forgår nå i dag i store kar der karbonanoder fungerer som elektroder. Disse anodene forbrukes i løpet av elektrolysen når anoden reagerer med oksygenet i aluminaen. Fra karene tappes så flytende aluminium (Hydro, 2018). Siden 1886 har en stadig økt forståelse av prosessen blitt oppnådd etter forsknings- og utviklingsarbeid, særlig i siste halvdel av det tjuende århundre, både i aluminiumsanlegg og i flere akademiske institusjoner og universiteter. Utviklingen av prosessen har ført til en mer effektiv elektrolyseprosess der både nødvendig energi og avfall har blitt redusert. De nyeste smelterne sies å forbruke 12,5 kWh per tonn aluminium. Gjennomsnittet ligger derimot opp mot 14-15 kWh per tonn (World Aluminium, 2017).

Figur 2 viser de totale kostnadene involvert i produksjonen av aluminium. Mens alumina- og karbonkostnadene er nokså like for de ulike smelteverkene, er det elektrisitet og lønnskostnader som varierer fra region til region.



Figur 1: Verdikjeden til aluminium (hentet fra hydro.com, 2018)



Figur 2: Produksjonskostnadene til aluminium (RBC Capital Markets, 2015)

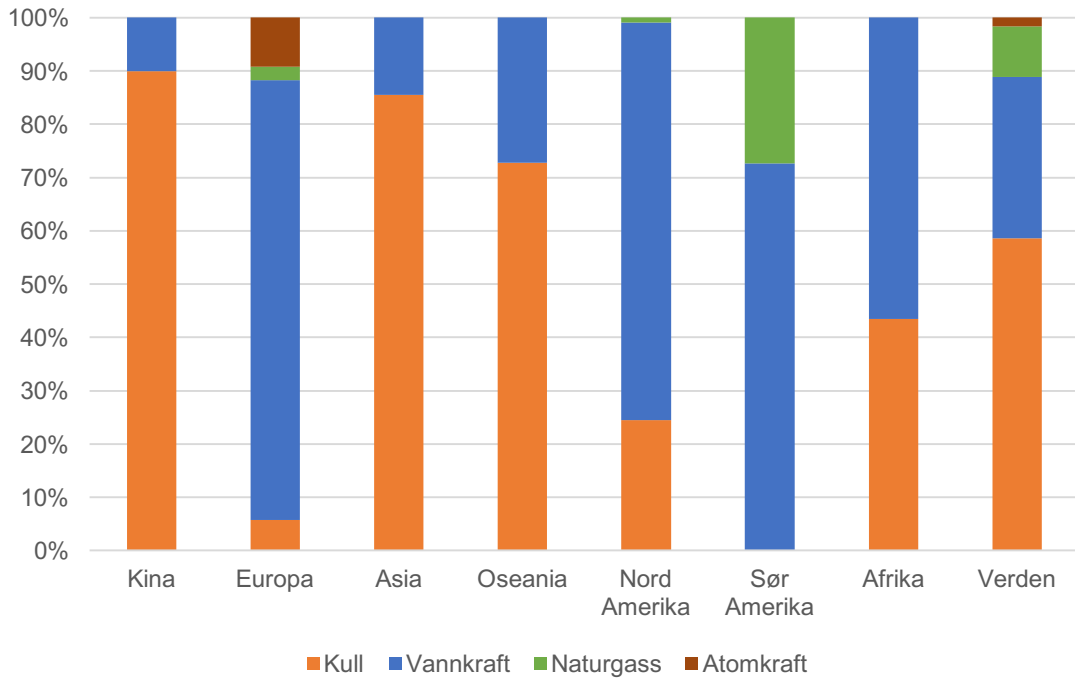
1.4 Energimarkedene

Vannkraft, kull og naturgass er de tre mest vanlige energikildene aluminiums fabrikker får sin kraft fra (World Aluminium, 2017). Den store tilgangen på vannkraft har gitt Norge en stor fordel, da det både er en fornybar og billig energikilde. En felles faktor for mange aluminiums bedrifter er at de har tilgang til stødig og billig elektrisk kraft. Denne oppgaven har valgt å fokusere på de energiråvarene som er mest vanlig i aluminiumsproduksjonen. I Figur 3 ser vi hva slags energikilde Kina og resten av verden bruker når de produserer aluminium. Prisen på elektrisitet avhenger av hva slags energikilde industrien har, samt teknologi (de nyeste smelterne bruker mindre elektrisitet).

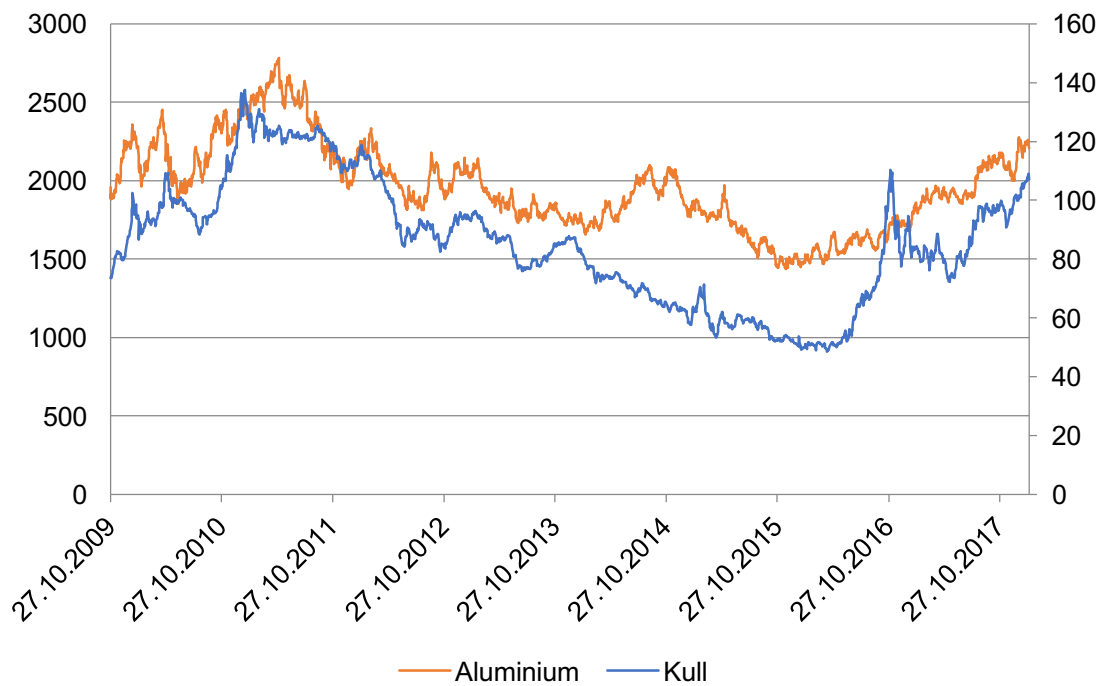
Som nevnt har Norge en anerkjent posisjon i aluminiumsindustrien. En liten nasjon sammenlignet med andre aluminiums land, men ligger ifølge Aluminium Investing (2017) på en syvende plass produksjonsmessig. Det norske selskapet Hydro ASA sto for omtrent 1 230 000 metriske tonn i 2017. Selskapet har flere fabrikker i landet, samt fabrikker i Tyskland og Brasil. En av energiprisene jeg vil inkludere i analysen vil derfor være elektrisitetsprisen i Norden, som blir handlet på markedsplassen Nord Pool. Nord Pool Power Exchange var verdens første marked for handel av elektrisitet av sitt slag, og tilbyr en markedsplass for kjøp og salg av kraft i Norden (NordPoolgroup.com, 2018).

Elektrisitetsprisen i sentral Europa vil også bli brukt da det finnes aluminiums smeltere i blant annet Frankrike og Tyskland. EEX Group tilbyr en markedsplass for energi- og råvareprodukter til deltakere i mer enn 30 land. De tilbyr referanse priser for deler av Europa, der jeg vil bruke Phelix (The Physical Electricity Index, referanse prisen for elektrisitet i Tyskland og Østerrike) og ELIX (European Electricity Index, elektrisitet kalkulert for EPEX SPOT markedsområder som Tyskland, Østerrike, Frankrike og Sveits; se EEX.com, 2018).

Kina blir ofte nevnt i sammenheng med aluminiumsmarkedet og det med god grunn. Landet produserer mer enn 50% av all aluminium produsert i verden. Skjer det noe i aluminiumsindustrien i Kina gir det som oftest ringvirkninger. Flere har beskyldt Kina for å manipulere markedet og styre prisen i den retningen de føler passer dem best (Lopez, 2017). Kull er den største energikilden i Kina og siden landet har en såpass stor posisjon i markedet velger jeg å se om det finnes noen form for volatilitetsoverføringer fra kull til aluminium, og om de har en langsiktig likevekt. Jeg kommer til å inkludere flere kullpriser, deriblant prisen for kull eksportert fra Newcastle, Australia.



Figur 3: De ulike energikildene brukt i aluminiumsproduksjon (World-aluminium.org)



Figur 4: Prisen på aluminium (LME) og kull (Newcastle, Australia)

Det er fra Newcastle, Australia, Kina importerer mest kull fra. Jeg vil også inkludere prisen for kull importert inn i Nord-Europa (Amsterdam, Rotterdam and Antwerp regionen) og kull eksportert ut fra Sør-Afrika (API4). I figur 4 ser vi prisutviklingene for både aluminium (LME) og kull (Newcastle, Australia) over en åtte års periode. Det kan virke som råvarene følger hverandre til en viss grad. Prisutviklingene for alle råvarene over samme tidsperiode er vedlagt i Vedlegg A. Ifølge Investing (2017) produserte De forente arabiske emirater 2,4 millioner metriske tonn aluminium i 2016, som gjør landet til det femte største landet på produksjon av aluminium. Naturgass er en stor energikilde i Midtøsten og jeg vil derfor se om naturgass har noen påvirkning på aluminiumsprisen.

Til slutt vil jeg også se om olje har noen innvirkning på aluminiumsprisen. Olje er en stor råvare i verdensmarkedet og er en del av de fleste produksjonsprosesser verden over. Tidligere forskning har bevist at volatilitet i olje fører til volatilitetsoverføringer til andre råvarer. Dette vil jeg undersøke nærmere med aluminiumsprisen. Trip Rodgers (2017) som er en portefølje manager, har sett på noen utvalgte ETF-er (børsnoterte fond) og deres korrelasjonskoeffisienter opp mot olje. I denne forskningen inkluderte han XME, SPDR S&P Metals and Mining ETF, som er et børsnotert fond som følger metall og gruvedriftindustrien i USA. Dette fondet viste seg å være sterkt korrelert med WTI-olje. Tabellen under viser diverse korrelasjoner mot olje for noen utvalgte råvare- og industri ETF-er.

Tabell 1: Korrelasjonskoeffisienter med olje, XME (merket i fet skrift) er et børsnotert fond som følger metall og gruveindustrien i USA. Analysen er basert på ukentlige priser per mai 2017 (Kilde: Bloomberg)

Symbol	3 år	5 år	10 år	Sektor
OIH	0.98	0.91	0.89	Oljefelt tjenester
XOP	0.96	0.90	0.81	Olje & gass leting & produksjon
XME	0.87	0.89	0.75	Metall og gruvedrift
STEEL	0.82	0.86	0.72	Stål
SOIL	0.67	0.75	0.76	Gjødsel
XLB	0.43	0.38	0.04	Materialer (i stor grad kjemikalier)
XLI	0.12	0.60	0.27	Industri
XTN	0.03	0.59	0.66	Transport

1.5 Energikontrakter

Det finnes forskjellige typer kontrakter aluminiumsprodusentene har med energiselskapene. Kontraktstypen påvirker både energitaksten og dens variasjon. Det er generelt tre typer kontrakter: Fast pris, Cost-plus eller delvis eller total økning i forhold til aluminiumsprisen. En fast tariff/pris gir den fordelen at den gir produsenten høy sikkerhet i forhold til økning av energikostnader. Når kontrakten er av typen cost-plus varierer prisen i takt med prisen det koster å produsere energien. Dermed er energiprisen avhengig av råvareprisen (kull, olje, gass). Den mest vanlige kontrakten er der energiprisen avhenger av aluminiumsprisen. Når aluminiumsprisen en periode er lav, vil energiprisen reduseres, og dermed reduserer kostnadene og sikre videre produksjon. Kontrakten er gunstig for elektrisitetsprodusenter. Marginalprisen på energiproduksjon er generelt dekket fordi det vanligvis er en lavere grense for salgsprisen av energi. Når aluminiumsprisen er høy vil elektrisitetsprodusenten ha en fordel. I de situasjoner der elektrisitetsprodusenten ville tapt mye penger på grunn av lav aluminiumspris har kontraktene som regel en nedre grense og øvre grense. Den nedre grensen gir beskyttelse for energiprodusenten, og den øvre grensen beskytter aluminiumsprodusenten. Slike kontrakter er ofte meget diversifiserte, der noen typer har lineære forhold, mens andre har svært kompliserte forhold. (Iulian et al., 2012) Det som er sikkert er at det er en logisk sammenheng mellom aluminiumsprisen og energiprisen, dette skal oppgaven se nærmere på i en empirisk analyse.

1.6 Spot- og futurespriser

Denne analysen vil basere seg på både spot-priser og futureskontrakter for å oppnå et helhetlig bilde av markedet. For aluminiumsprodusenter vil det være relevant å se nærmere på futureskontrakter, siden disse kan gi dem sikkerhet mot prisrisiko i spotmarkedet. En futureskontrakt er en finansiell avtale mellom to parter, der hver part har en kontrakt med et meglerhus. Avtalene kan variere avhengig av type råvare, men er standardiserte med tanke på lengde og mengde. Noen krever fysisk leveranse og noen andre avtaler ha kontantoppgjør.

Hovedkontrakten for aluminium går på en tre måneders basis og involverer 25 tonn med aluminium per kontrakt. Det finnes også kontrakter som går på inntil seks måneder som avsluttes på en gitt uke og kontrakter over seks måneder som har en gitt utløpsmåned. Disse kontraktene krever fysisk levering ved kontraktens utløp. Kontraktene handles på London Metal Exchange (LME) som er den største markedsplass på verdensbasis for handel av metaller. (lme.com, 2018)

Futureskontrakter for elektrisitet fungerer på omtrent samme måte, men med noen ulikheter. Kontraktene for nordisk sektor har en utløpstid fra tre til ni dager og opp mot seks uker for "base load" og opp mot 5 uker for "peak load"². I Tyskland har kontraktene en utløpstid fra tre til ni dager og opp mot fire uker for "Base load" og opp mot 4 uker for "peak load". Det er en standardisert utvekslingsbasert kontrakt som spesifiserer pris og mengde elektrisitet som vil bli handlet på et bestemt tidspunkt i fremtiden. Kontraktene brukes ofte til å sikre finansiell risiko i stedet for fysisk utlevering av elektrisitet (Energy Exchange, 2018).

Etterspørselen etter elektrisitet er for det meste uelastisk, siden store deler av verden trenger elektrisitet for å komme seg igjennom det daglige livet. Elektrisitet er derfor mindre påvirket av lavkonjunkturer enn andre varer. Markedet for elektrisitet har tiltrukket seg investorer på grunn av dette, der de ser etter attraktive langsiktige investeringsmuligheter. Men elektrisitetsmarkedet kan være veldig risikabelt på kortsikt. Futureskontrakter for energiråvarer er ofte de primære finansielle instrumentene som brukes av produsenter og forbrukere til å håndtere denne kortsiktige prisrisikoen (Benth & Schmeck, 2014).

En spotpris er den nåværende prisen på markedet, hvor varen kjøpes eller selges for umiddelbar levering. Spotpriser er spesifikke for både tid og sted, og har i en global økonomi en tendens til å være ganske ensartet over hele verden. I finansmarkedet er spotprisene ofte referert i forhold til prisen på futureskontraktene. Prisen på en futureskontrakt bestemmes vanligvis ved bruk av spotpris på en vare, samt transport- og lagerkostnader og forventede endringer i tilbud og etterspørsel. Spotprisene på forskjellige råvarer er bygd opp på omtrent samme måte, men spotprisene for elektrisitet har noen spesifikke ulikheter.

Spotprisen for elektrisitet er en pris som oppdateres hver halvtime. Spotprisen blir utgitt av en prisansvarlig for hvert tilkoblingspunkt i et nasjonalt nettverk, det kan derfor være mange forskjellige spotpriser for ulike områder. Spotprisene for elektrisitet er typisk høyere i løpet av vinteren, og ved frokost og middagstid, grunnet større forbruk. Å forholde seg til spotpriser kan ha sine fordeler og ulemper. Da prisene er lave kan det bety at man betaler betydelig mindre for elektrisitet enn man ville gjort hvis man forholdt seg til andre kontrakter, og det motsatte når prisene er høye (Electricity Authority, 2018).

² "Peak load" er en betegnelse for tidsperioden der det ofte er stor etterspørsel og derfor dyrere. Det kan typisk være tidsperioden på dagen der aluminiumsprodusenten produserer på fullt. "Base load" er det motsatte, det er da etterspørselen etter elektrisitet er mindre, for eksempel om kvelden/natten da produksjonen ikke er så høy (Energywatch, 2018).

1.7 Markedskobling – Acer-avtalen

Denne masteroppgaven ble skrevet i løpet av vårsemesteret (januar – mai). I løpet av denne tidsperioden ble det også avstemt om Norge skulle slutte seg til Acer og EUs tredje energipakke. I Mars 2018 sa Stortinget ja. Acer er en avtale mellom land i EU, en slags “energiunion”, som skal gjøre det enklere å legge strømkabler mellom land, samt etablere et bedre regelverk for kjøp og salg av elektrisitet mellom landene. Tanken bak avtalen er å løse konflikter og fremme samarbeid mellom landene når det kommer til energi. Selv om dette temaet egentlig ikke var tiltenkt denne oppgaven, vil det likevel bli rettet et avsnitt i diskusjonen senere i oppgaven, der det vil bli diskutert hva dette kan bety for norske elektrisitetspriser og da norsk aluminiumsindustri, samt hva resultatene av denne oppgaven kan bety i kombinasjon med denne avtalen.

2. Tidligere litteratur

Fenomenet spillover innebærer at ett stort sjokk kan øke korrelasjonen mellom forskjellige avkastninger, ikke bare i ett marked, men også i flere markeder. Denne effekten kan intensiveres i økonomiske kriser, der både volatilitet og korrelasjon i data beveger seg i samme takt over lengre tidsperioder (Silvennion & Thorp, 2013). Etter finanskrisen har forskjellige råvarer stadig blitt mer korrelerte. Dette har fornyet interessen til å forstå den grunnleggende prosessen med informasjonsoverføringer (Chng, 2009). Tilstedeværelsen av spillover øker behovet for investorer, risikostyrere, produsenter og for de som er involvert i politikk, til å forstå dynamikken i råvarepriser, både i form av futures eller spot (Vivian & Wohar, 2012). Tidligere forskning rundt spillover er nokså begrenset. Fokuset har i størst grad vært rundt sammenhengen mellom aksjer og råvaremarkeder (for det meste gull og olje). Forskning basert på sammenhengen mellom prisene på ulike essensielle råvarer er begrenset, spesielt i forhold til denne oppgavens problemstilling, da det ikke finnes noen publisert forskning rundt sammenhengen mellom energi og aluminium. Dette gir motivasjon og berettigelse for videre forskning.

De fleste empiriske studier viser at volatilitetsoverføringer øker betydelig etter en krise. Nazlioglu et al. (2013) anvender en variansimpulsresponsfunksjon (VIRF) for å identifisere strukturen av volatilitetsoverføringene mellom olje og landbruksråvarer (mais, soyabønner, hvete og sukker) før og under en matkrise i perioden 2006-2008. Resultatene deres viser at

mens det ikke var noen risikooverføringer mellom olje og landbruksråvarer før krisen, fant de volatilitetsspillover fra olje til landbruksråvarene etter krisen.

Mer relatert til metaller, så gjennomførte Batten et al. (2015) en modell basert på metoden til Diebold og Yilmaz (2009), der de ville identifisere spillover effekter for fire metaller (gull, sølv, platinum og palladium). De fant ut at geografiske og økonomiske hendelser endrer trenden i volatilitetsoverføringene. For volatilitetsoverføringer i internasjonale energimarkeder (WTI crude, Brent oil, heating og bensin) har Mensi et al. (2014) ved bruk av VAR-BEKK-GARCH og VAR-DCC-GARCH modeller funnet sammenhenger med kornråvarer (hvete, mais og bygg). Sammenhengene mellom markedene viste seg å utvikle seg over tid og var svært volatile. Videre har Kurupparachichi og Premachandra (2016) undersøkt informasjonsoverføringer fra markedet for energi futures til andre markedssektors futures ved hjelp av en betinget heteroskedastisk felles faktor (CHCF). De finner at sjokk for energi futures hadde potensielt negativ innvirkning på andre markeder under den siste krisen. På grunn av den logiske sammenhengen mellom energi og aluminium, vil man tro at samme effekter finnes.

Når det kommer til tidligere litteratur som har tatt for seg lignende modeller som denne oppgaven har tenkt til å bruke, så har Hammoudeh og Yuan (2008) brukt GARCH-modeller til å undersøke volatilitetsadferden av gull, sølv og kobber i nærvær av oljesjokk. Resultatene viste at oljesjokk ikke påvirket metallene på samme måte, det var noe beroligende effekter på de edle metallene, mens det påvirket kobber i ganske stor grad.

Flere studier har tatt i bruk den dynamiske betingede korrelasjonsmodellen forslått av Engle (2002), der blant annet Cho og Parhizgari (2008) bruker modellen til å analysere aksjemarkeder i åtte land under finanskrisen i Øst-Asia 1997, og finner påvirkninger i 14 forskjellige land. Min og Hwang (2012) analyserer daglige aksjeavkastninger mellom fire OECD land og USA i perioden 2006 til 2010 ved hjelp av en DCC-modell og finner volatilitetsoverføringer under den globale finanskrisen.

Narayan et al. (2010) undersøkte kointegrasjon og synkroniseringsrelasjoner mellom gull og olje i både spot og futures markedene. Det viste seg at oljemarkedet kan brukes til å predikere gullpriser og vice versa. Sari et al. (2010) analyserte comovement og informasjonsoverføring blant spotprisene på fire edle metaller, oljepriser og valutakurser. Resultatene viste at oljepriser hadde positiv innflytelse på gullprisen og olje kunne forklare 1,7% av prisen.

3. Økonometrisk tilgang

I denne seksjonen vil jeg presentere grunnleggende teori for den empiriske analysen som kommer senere i oppgaven.

3.1 Stasjonære og ikke-stasjonære prosesser

Da det er velkjent at priser som regel er ikke-stasjonære og avkastninger som regel er stasjonære, er det viktig å kunne skille slike prosesser fra hverandre. I tillegg bør en kunne skille mellom streng og svak stasjonaritet (Corhay, Tourani Rad & Urbain, 1993). Dette delkapittelet vil først forklare hva stasjonaritet og ikke-stasjonaritet menes med, før en test på hvordan det kan oppdages senere i metodekapittelet. Når en tidsserie anses som streng stasjonær vil den til enhver tid ikke bli påvirket av en vilkårlig endring langs tidsaksen. Det vil si at en sannsynlighetsfordeling av y_1 vil være akkurat den samme for hvilken som helt annen y_t . Som vist i formelen (3.1) så vil kovariansen mellom y_t og y_{t-k} ikke avhenge av tiden for hvilken som helt k .

$$f(y, y_{t+1}, \dots, y_T) = f(y_{t+k}, y_{t+1+k}, \dots, y_{T+k}) \quad (3.1)$$

I praksis er det sjeldent man finner strengt stasjonære tidsserier. Derfor vil jeg fokusere på svakt stasjonære prosesser i denne oppgaven. Dersom vilkårene og forutsetningene for svakt stasjonære prosesser er oppfylt, vil de bli karakterisert som stasjonære prosesser. Det vil si at dersom tidsserien til tider ikke er stasjonær over tid, vil den likevel bli ansett som en, dersom de viktigste momentene som varians, kovarians og gjennomsnitt er det (Verbeek, 2008). I tidsserier der kovarians, varians og gjennomsnitt har ulike verdi ut i fra hvor observasjonen befinner seg på tidsaksen, har tidsserien egenskapene til en ikke-stasjonære prosess. Når utvalget til en tidsserie går mot det uendelige vil variansen øke (Robert & Harris, 2003).

Det er svært viktig å kunne skille mellom stasjonære og ikke-stasjonære prosesser, for feil bruk av prosessene kan gi misvisende resultater. Dersom man bruker ikke-stasjonære tidsserier kan en regresjonsligning av variablene gi høye forklaringsgrader selv om variablene er urelaterte. I følge Stock og Watson (2012) er det viktig å bruke stasjonære data hvis man vil bruke historiske sammenhenger til å kunne si noe om fremtiden. Ved hjelp av en autoregressiv prosess (AR(1)-prosess), kan en finne ut om tidsserien er stasjonær eller ikke:

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad (3.2)$$

I denne likningen er nåverdien av y_t lik konstanten μ , pluss ϕ multiplisert med tidligere verdien y_{t-1} , i tillegg til et feilledd. I denne likningen er det spesielt ϕ som er interessant, da verdien av den kan fortelle oss om tidsserien er stasjonær eller ikke-stasjonær. (Brooks, 2014) Verdien av ϕ kan gi oss tre ulike utfall (Brooks, 2014):

1. $\phi < 1$ betyr at tidsserien er stasjonær. Tidsserien vil ha konstant gjennomsnitt, varians og kovarians. Dataserien vil konvergere mot sin gjennomsnittlige verdi over tid.
2. $\phi = 1$ betyr at tidsserien er ikke-stasjonær. Sjokk i tidsperioden vil aldri dø ut. Variabelen y_t avhenger av y_{t-1} , det vil si at modellen vil inneholde en *enhetsrot*.
3. $\phi > 1$ betyr at eventuelle sjokk vil ha en eksponentiell utvikling og utvikle seg stort etter hvert. Denne type prosesser er ikke-stasjonære.

Dersom en ikke-stasjonær variabel (y_t) blir stasjonær etter en differensiering, vil den være av 1 orden. Variabelen er da en $I(1)$ -variabel. En slik ikke-stasjonær variabel beregnes som en prosess som inkluderer én enhetsrot, altså en stokastisk trend. En stasjonær variabel vil være en $I(0)$ -variabel og vil ikke inkludere en enhetsrot. En variabel kan differensieres flere ganger før den oppnår stasjonaritet. Dersom det kreves to differensieringer vil variabelen være av 2 orden osv. (Brooks, 2014).

Det finnes flere metoder for hvordan man tester for stasjonaritet. Poenget med testen er å finne ut om tidsserien inneholder en eller flere enhetsrøtter (unit-roots). Det finnes flere forskjellige tester for stasjonaritet, der i blant Phillips-Perron-test, Dickey-Fuller-test, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-test. Denne oppgaven vil fokusere på Augmented Dickey-Fuller-test (ADF), som er en utvidet versjon av Dickey-Fuller-testen og er muligens den mest populære (Brooks, 2014).

Inneholder tidsserien en eller flere enhetsrøtter, er tidsserien ikke-stasjonær. Estimering med ikke-stasjonære tidsserier gir som sagt ofte misvisende resultater. Testen baserer seg på en autoregressiv modell ($AR(1)$), tidligere introdusert i dette kapitlet. Nullhypotesen i denne testen er at tidsserien er ikke-stasjonær, altså at $\phi = 1$. Den alternative hypotesen er det motsatte, $\phi < 1$, altså at tidsserien er stasjonær.

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad (3.3)$$

I praksis vil man ved å differensiere, altså omgjøre en ikke-stasjonær tidsserie til en stasjonær. Med utgangspunkt i ligningen (3.3) og sett bort i fra konstantleddet μ , kan en trekke fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet, som utført her:

$$y_t - y_{t-1} = \phi y_{t-1} - y_{t-1} + u_t \quad (3.4)$$

og så få:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t \quad (3.5)$$

I denne ligningen betyr $\psi = (\phi - 1)$ og feilleddet antas å være hvit støy. Hypotesene i denne testen blir dermed:

$$H_0: \psi = 0 \text{ eller } \phi = 1$$

$$H_A: \psi < 0 \text{ eller } \phi < 1$$

Den alternative hypotesen påstår at ψ er mindre enn null, som betyr at serien vil være stasjonær, altså at den vil konvergerer mot en forventet verdi over tid. Testen kan også utføres på en differensiert variabel, den vil da gi svar på hvilken orden variabelen er integrert av. En av kravene for å kunne teste for kointegrasjon er at variablene må være av samme orden (Brooks, 2014). Koeffisienten ψ regnes ut ved hjelp av en OLS-metode på ligning (6.3). Denne brukes videre som testobservator:

$$\text{testobservator} = \frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})} \quad (3.6)$$

Den OLS-estimerte koeffisienten befinner seg over brøkstreken i ligningen over, mens verdien under brøkstreken er standardavviket til koeffisienten. Testobservatoren kan ikke sammenlignes med en vanlig t -fordeling, da de kritiske verdiene under fordelingen er mer negative. Det skal være vanskeligere å forkaste nullhypotesen i en Dickey-Fuller test (Brooks, 2014).

Før en utfører en slik test bør man vite hva slags deterministiske betingelser en bør inkludere. En feilspesifisering av tidsseriene kan føre til misvisende resultater. En bør vite om en konstant eller trend, eller begge deler bør inkluderes i modellen (Brooks, 2014). Ifølge Sollis og Harris (2003) burde man spesifisere modell ut i fra hvordan tidsseriens graf fremstår. De poengterer at en modell burde inkludere en konstant hvis grafen ikke starter fra null, siden det vil bety at tidsserien ikke består av random walk med gjennomsnitt lik null. Hvis tidsserien tydelig indikerer en nedgående eller oppegående trend, bør en inkludere en trend.

ADF-testen inkluderer lag-verdier som utvider den vanlige Dickey-Fuller-testen, da den ikke tar hensyn til autokorrelasjon. De laggede verdiene sikrer at feilleddene ikke lider av autokorrelasjon. Hypotesen, de kritiske verdiene og testobservatoren er den samme som i den

vanlige Dickey-Fuller-testen. Neste utfordring blir å velge riktig antall lags, da ikke riktig spesifisert antall lags enten ikke fjerner autokorrelasjon eller øker koeffisientens standardfeil. En metode for å kunne velge riktig antall lags er å ta i bruk informasjonskriterier. Oppgaven vil introdusere informasjonskriterier senere, da dette kriteriet er viktig for flere deler av oppgaven.

3.2 Kointegrasjon

Kointegrasjon er et konsept med tilknytning til økonometri og tidsserieanalyser, som fikk sitt fotfeste etter arbeidet til Engle og Granger (1987). Kointegrasjon dreier seg om at to eller flere tidsserier har et langsiktig likevektsforhold mellom seg, altså at de har en felles stokastisk trend (Engle & Granger, 1987). For å undersøke om to eller flere tidsserier har en felles stokastisk trend, gjennomfører man en regresjonsanalyse og ser om det eksisterer en lineær kombinasjon mellom dem. Det vil være en lineær kombinasjon mellom to eller flere ikke-stasjonære variabler $I(1)$ hvis kombinasjonen av de er stasjonær ($I(0)$, Brooks, 2014). Ved å generere en OLS-ligning, og tar utgangspunktet i to variabler som er ikke-stasjonære og kombinerer de:

$$y_t = \mu + \beta x_t + z_t \quad (3.7)$$

Vil de være kointegrerte dersom feilleddet mellom variablene er $I(0)$. Feilleddet vil da være konstant over tid, og det eksisterer en β slik at de er $I(0)$.

$$z_t = y_t - \beta x_t \quad (3.8)$$

Denne oppgaven vil ved hjelp av to ulike modeller undersøke om det finnes et langvarig likevekts forhold mellom de ulike energiråvarene og aluminium. Det finnes både bivariate og multivariate analyser. Fokuset vil ligge på de bivariate analyser, da det vil bli lettere å se nøyaktig hvilke råvarer som har et forhold til aluminium. Engle-Granger- og Johansens kointegrasjonstest er de to utvalgte modellen. I Engle-Granger metoden blir to variabler analysert ved hjelp av en regresjonsligning, gjennom analysen finner man ut om hvorvidt det eksisterer et kointegrasjonsforhold mellom variablene eller ikke. Metoden består av tre steg og er basert på Engle og Granger (1987):

1. Den utvidede Dickey-Fuller-testen benyttes da variablene må være av samme orden. Begge variablene må være $I(1)$. Hvis variablene er integrert av ulik orden vil det ikke eksistere kointegrasjon.

2. Det langsiktige forholdet blir estimert gjennom en OLS-regresjon: $y_t = \beta x_t + u_t$. I ligningen er ikke trend eller en konstant inkludert. Hvis variablene er kointegrerte vil den virkelige β være "superkonsistent". Kointegrasjon opererer med stasjonaritet, som betyr at dersom $\beta = \hat{\beta}$ så vil variansen være lavere enn dersom $\beta \neq \hat{\beta}$. Ved å minimere variansen mellom y_t og x_t i OLS estimeringen, vil $\hat{\beta}$ konvergere mot den virkelige β raskere enn ved en konvensjonell sannsynlighetsfordeling (Verbeek, 2008)
3. Til slutt så testes det for stasjonaritet i residualene gitt av regresjonsligningen til variablene. En ADF-test blir utført på det estimerte feilleddet i ligning gitt i steget over: $\hat{z}_t = y_t - \hat{\beta}x_t$. Hypotesene blir som følger, der nullhypotesen tilsvarer ikke-stasjonaritet og den alternative hypotesen betyr at feilleddet er stasjonært og dermed at variablene er kointegrerte:

$$H_0: \hat{z}_t \sim I(1)$$

$$H_A: \hat{z}_t \sim I(0)$$

Samme testobservator som i en vanlig Augmented Dickey-Fuller-test blir benyttet, men ikke samme kritiske verdier. ADF-testen blir gjennomført på estimat-residualene og distribusjonen vil dermed bli endret på grunn av estimat feil. De kritiske verdiene må dermed være høyere eller så vil nullhypotesen forkastes for ofte. De kritiske verdiene må være høyere absoluttverdier (mer negative) enn det som er vanlig i en ADF-test.

Engle og Granger (1987) sin kointegrasjonstest har blitt en hyppig brukt test årene etter sin ankomst, men den har sine begrensinger/ulempes. Blant annet så identifiserer den bare én kointegrasjonssammenheng, der flere kan finne sted. Det er dermed en modell som passer best som en bivariate test (Alexander, 1999). Det er også en test hvor det er viktig å definere hvilken variabel som er eksogen og endogen. Gjennom en regresjon kan man finne et kointegrasjonsforhold mellom to variabler når den eksogene og endogene variabelen er riktig spesifisert, men reverserer vi rekkefølgen, altså at bytter hvilken som er eksogen og endogen, er det stor sannsynlighet at man ikke finner tilsvarende samvariasjon.

Johansen-metoden er en test som både blir brukt i bivariate og multivariate formater. Dette er en modell som baserer seg på en Vector Autoregressiv model (VAR), som er en regresjonsmodell for et system med mer enn én avhengig variabel. Det dannes en regresjon for hver variabel som består av egne laggede verdier og laggede verdier fra andre variabler i systemet (Brooks, 2014). Modellen fremstår slik:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\beta}_0 + \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\beta}_k \mathbf{y}_{t-k} + \mathbf{u}_t \quad (3.9)$$

I denne ligningen (3.9) står k for antall lags som er inkludert. Dette er en metode som er basert videre på en Vector Error Correction modell (VECM). Ved å bygge videre på VAR-modellen over, får man gjennom å differensiere, følgende ligning på VECM-form:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi} \mathbf{y}_{t-k} + \mathbf{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_2 \Delta \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{\Gamma}_{k-1} \Delta \mathbf{y}_{t-(k-1)} + \mathbf{u}_t \quad (3.10)$$

Her representerer g antall variabler og $k-1$ antall lags av den avhengige variabelen. $\mathbf{\Pi}$ er den langsiktige koeffisientmatrisen, mens $\mathbf{\Gamma}$ representerer koeffisientmatrisen for hver lagget variabel (Brooks, 2014). I motsetning til Engle-Granger-metoden som bruker OLS-estimering, bruker Johansen-metoden Maximum Likelihood. Johansen-metoden er bygd rundt en undersøkelse av $\mathbf{\Pi}$ -matrisen. Det er ut i fra hvilken rang $\mathbf{\Pi}$ -matrisen er av, som avgjør om det eksisterer kointegrasjon mellom variablene eller ikke. Så kalte eigenverdier avgjør hvilken rang matrisen er av, der man ser hvor mange karakteristiske røtter (eigenverdier) som er forskjellig fra null (Brooks, 2014). I følge Johansen og Juselius (1990) eksisterer det tre mulig tilfeller. Matrisen kan ha full rang (alle variabler er stasjonære), matrisen kan være lik null (ingen kointegrasjon) eller så kan matrisen ha en rang mellom 0 og p , noe som indikerer at det eksisterer kointegrerte vektorer i systemet. Johansen-metoden tar i bruk to forskjellige testobservatorer for å teste for kointegrasjon (Brooks, 2014), Trace-testen og Max-testen, representert under:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \widehat{\lambda}_i) \quad (3.11)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.12)$$

Lambda parameteren representerer den estimerte verdien av enhetsroten til en variabel, det vil si eigenverdien. Dette er hentet fra $\mathbf{\Pi}$ -matrisen og T er antall observasjoner. I begge testene ser man på verdien av r , ulikheten mellom metodene er hvordan de tester nullhypotesen, der man i Trace-testen ser om antall kointegrerte vektorer er mindre eller lik r , mens i Max-testen ser om antall kointegrerte vektorer er r mot alternativet $r+1$ kointegrerte vektorer. Hvis testobservatoren er høyere enn kritisk verdi forkastes nullhypotesen om r kointegrerte vektorer. Alternativ hypotesen blir da at det er mer enn r vektorer (trace-test) eller $r+1$ vektorer (max-test; Brooks, 2014).

De kritiske verdiene i begge testene avhenger av verdien til $g-r$, samt de deterministiske betingelsene som inkluderes (Johansen & Juselius, 1990). Ifølge Brooks (2014) så kan derfor ikke $\mathbf{\Pi}$ være av full rang ($r=g$), fordi dette vil bety at den opprinnelige \mathbf{y}_t er stasjonær. Ved null rang ($r=0$), altså at $\Delta \mathbf{y}_t$ avhenger bare av $\Delta \mathbf{y}_{t-j}$ og ikke av \mathbf{y}_{t-1} , betyr det at det ikke finnes

noen langsiktig sammenheng mellom de laggede verdiene av \mathbf{y}_t og \mathbf{y}_{t-1} . Det er når $1 < r < g$, at det er r kointegrerende vektorer. Dette betyr at Π er definert av produktet av to matriser, \mathbf{A} og \mathbf{B}' . Johansen bruker dermed matrisen, $\Pi = \mathbf{A}\mathbf{B}'$, for å teste restriksjonene på en kointegrert vektor. \mathbf{B} -matrisen representerer de kointegrerte vektorene, mens \mathbf{A} -matrisen representerer andelen av hver kointegrerte vektor i hver VECM-ligning (Johansen, 1990). Denne modellen har også sine begrensninger og det er derfor viktig å spesifisere den riktig. Johansens kointegrasjonstest er svært følsom til valg av lag, valg av beste kointegrasjonsvektor, motstridige t -verdier og en tendens til å signalisere kointegrasjon hvor det egentlig ikke eksisterer kointegrasjon (Alexander, 1999). Riktig antall lags og riktige deterministiske betingelser bør være på plass, da feilvurderinger kan oppstå.

En god metode for å velge antall lag vil være å bruke en VAR modell i kombinasjon med Akaikes informasjonskriteriet (AIC). Ved bruk av denne metoden skal det være mulig ha en relativ stor sjanse for å velge riktig antall lag. AIC er et informasjonskriterium som skal hjelpe oss å velge riktig antall variabler og lags. Kriteriet vil gi oss en indikasjon på hvilken modell som passer dataene best. Det finnes flere forskjellige kriterier og de to mest populære er AIC og BIC (Bayes information criterion):

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \quad (3.13)$$

$$BIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{T} \ln T \quad (3.14)$$

T er antall observasjoner, k er antall koeffisienter og $\hat{\sigma}^2$ er residualvariansen det har blitt tatt logaritmen av i formelen til AIC over. Informasjonskriterier omfatter to faktorer: en funksjon av residualkvadratsummen (RSS), og en "straff" for tapet av frihetsgrader fra å legge til ekstra parametere. Det vil si å legge til en ny variabel eller et ekstra lag til en modell vil ha to effekter på informasjonskriteriet. residualkvadratsummen vil falle, men verdien av "straffen" vil øke. Målet er å velge antall parametere som minimerer verdien av informasjonskriteriet. Altså, ved å legge til en ekstra variabel eller lag, vil verdien av kriteriet bare reduseres dersom fallet i residualkvadratsummen er tilstrekkelig til å overstige den økte verdien av straffen (Brooks, 2014).

3.3 Volatilitet og volatilitetsspillover

Siden aksjeavkastninger, samt råvareavkastninger i denne sammenheng, er volatile, er heteroskedastisitet et kjent begrep i finans. Når variansen til feilleddene av en variabel over en tidsperiode ikke er konstant, betyr det at variabelen er heteroskedastisk. Heteroskedastisitet forkommer i to former, betinget eller ubetinget. Når den ikke konstante volatiliteten ikke kan identifiseres blir det identifisert som betinget heteroskedastisitet. Begrepet ubetinget heteroskedastisitet identifiseres med det motsatte, altså at fremtidig volatilitet kan identifiseres. For finansielle data er variansen til feilleddene ofte heteroskedastiske (Brooks, 2014). Det gir derfor mening å bruke en modell som tar hensyn til at variansen ikke er konstant, og beskriver hvordan variansen til feilleddene utvikler seg. Det er her autoregressive conditional heteroskedasticity modeller (ARCH) kommer inn i bilde.

En annen motivasjon for bruken av slike modeller er at finansielle data ofte består av “volatilitetsklynger”. Det vil si at finansielle data med høy volatilitet ofte følges av perioder med høy volatilitet, og perioder med lav volatilitet følges ofte av perioder med lav volatilitet. Beskrevet på en annen måte, så har nåværende volatilitetsnivå en tendens til å være positivt korrelert med nivået til foregående perioder. Det er slike tendenser disse så kalte ARCH-modellene beskriver. Denne oppgaven vil ta for seg en mer generalisert utgave, kalt generalized autoregressive conditional heteroskedasticity modeller (GARCH; Bollerslev, 1986; Engle, 1982). Tidsvarierende korrelasjoner er ofte estimert med multivariate GARCH modeller som er lineære i kvadratene og kryssproduktene av dataene. DCC-GARCH er en versjon av en slik multivariat GARCH modell. DCC-GARCH-modellen estimeres i form av en to trinns metode, der det første trinnet er å estimere de univariate GARCH modellene for hver residual serie. I det andre trinnet blir residualene, ved hjelp av standardavviket estimert i det første trinnet, brukt til å estimere parametere for den dynamiske korrelasjonen (Engle & Sheppard, 2001).

3.3.1 Univariat GARCH

I første skritt i DCC-GARCH-modellen, vil den univariate delen bli estimert. GARCH-modellen tillater den betingede variansen å være avhengig av egne lags, slik at den betingede variansligningen i det enkleste tilfellet er slik (Bollerslev, 1986):

$$r_t = \mu_t + \alpha_t \quad (3.15)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \alpha_2 r_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p r_{t-p}^2 + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (3.17)$$

Hvor r_t er log-avkastningen av en råvare ved tid t , μ_t er den forventede verdi til r_t ved tid t (kan modelleres som en tidsserie, for eksempel en ARMA-modell, eller som en konstant), u_t er den forventningsjusterte avkastning ved tid t , σ_t^2 er variansen ved tid t betinget på historien (kvadratet av volatiliteten), ε_t er en følge av uavhengige og identisk fordelte variabler med $E[\varepsilon_t] = 0$ og $\text{Var}[\varepsilon_t] = 1$, $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q$ og β_1, \dots, β_p er parametere i modellen, og p og q definerer ordren av GARCH-modellen. Volatiliteten i (3.17) kan skrives slik:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.18)$$

Her har man $p + q + 1$ ukjente parametere. p og q kan bli gitt høye verdier som vil gi en ganske kompleks modell, men jeg vil i denne oppgaven forholde meg til GARCH (1,1)-modellen, hvor $p = q = 1$. Ved å bruke en GARCH-modell er det mulig å tolke den nåværende tilpassede variansen, h_t , som en vektet funksjon av en langsiktig gjennomsnittsverdi (avhengig av α_0). GARCH (1,1)-modellen består av tre ledd:

- α_0 : Vektet varians i det lange løp.
- $\alpha_1 u_{t-1}^2$: Gir informasjon om volatiliteten i den foregående perioden
- $\beta_1 \sigma_{t-1}^2$: Det autoregressive leddet. Volatiliteten ved forrige tidsenhet vektet med β .

Siden varians er en positiv størrelse må α_0, α_1 og β_1 være større eller lik 0 for å sikre at σ_t^2 er positiv. Videre må $\alpha_1 + \beta_1$ være større enn 1, for å sikre at modellen er stasjonær. Stasjonærvariansen er gitt ved $\text{var}(u_t) = \frac{\alpha_0}{1 - (\alpha_1 + \beta)}$ (Bollerslev, 1986).

3.3.2 DCC-GARCH

De opprinnelige GARCH-modellene er til for å modellere betinget varians for individuelle dataserier. Ikke lang tid etter viste noen tidlige applikasjoner av modellene at kapitalmarkedene ikke bare skulle analyseres separat, men også avhengigheter mellom dem. Dette ble løst etter introduksjonen av DCC-GARCH-modellen, som gjør det mulig å analysere avhengighet mellom markeder ved å estimere den tidsvarierende betingede korrelasjonen (Engle, 2002). Ved hjelp av den betingede korrelasjonen vil oppgaven senere i resultatkapittelet fange avhengigheten mellom de forskjellige energiråvarene og aluminium.

Denne modellen (undergruppe/versjon av multivariate GARCH-modeller) modellerer korrelasjonen og den betingede variansen hver for seg, kontra å modellere den betingede kovariansmatrisen direkte. Denne typen har klare beregningsfordeler over et stort antall andre multivariate GARCH-modeller ved at antallet av parametere som skal estimeres i korrelasjonsprosessen er uavhengig av antall serier som skal være korrelert. Dermed kan potensielt store korrelasjonsmatriser bli estimert. De sies at den har fleksibiliteten til univariat modell, men ikke kompleksiteten til en konvensjonell multivariat modell (Engle, 2001). Det spesielle med denne modellen er at den tillater korrelasjonsmatrisen å variere med tiden, i tillegg til at den betingede variansen modelleres som en univariat GARCH. Kovariansmatrisen modelleres slik:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.19)$$

\mathbf{D}_t i (3.19) er en diagonalmatrise med betingede standardavvik for a_t ved tid t og \mathbf{R}_t er korrelasjonsmatrisen ved tid t . Man må ha \mathbf{R}_t positiv definitt for all t og veldefinerte varianser h_{it} for å sikre at \mathbf{H}_t er positiv definitt. For å få det til å skje modelleres \mathbf{R}_t slik:

$$\mathbf{R}_t = \mathbf{Q}_t^{*-1} \mathbf{Q}_t \mathbf{Q}_t^{*-1} \quad (3.20)$$

$$\mathbf{Q}_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{\mathbf{Q}} + \alpha \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}^T + \beta \mathbf{Q}_{t-1} \quad (3.21)$$

hvor α og β er positive parametere i (9) som tilfredsstillers ønsket om at $\alpha + \beta$ er enten større eller lik 1. ϵ_t er de standardiserte residualene,

$$\epsilon_t = \mathbf{D}_t^{-1} a_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (3.22)$$

$\bar{\mathbf{Q}} = \text{cov}[\epsilon_t \epsilon_t^T] = E[\epsilon_t \epsilon_t^T]$ er den ubetingede kovariansmatrisen til disse. Den estimeres slik:

$$\bar{\mathbf{Q}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \epsilon_t \epsilon_t^T \quad (3.23)$$

\mathbf{Q}_t^* er en diagonalmatrise med kvadratroten av diagonalelementene i \mathbf{Q}_t langs diagonalen. Dette sikrer at absoluttverdien til alle elementene i korrelasjonsmatrisen (\mathbf{R}_t) er mindre eller lik 1. \mathbf{Q}_t må være positiv definitt for å sikre at \mathbf{R}_t er positiv definitt. α og β sine begrensninger sikrer dette. α intepreteres som koeffisienten som gir indikasjoner på hvordan variabelen reagerer på markedssjokk. β intepreteres som koeffisienten som måler utholdenheten til den betingede volatiliteten.

3.4 Forsknings spørsmål

Formålet med denne oppgaven er som nevnt å få en bedre forståelse over sammenhengen de ulike energiråvarene har med aluminium. Aluminiumsprodusenter rundt om i verden har alle et felles behov om en stødig tilgang til konkurransedyktig energi. Det mange av produsentene ikke har til felles er tilgang til samme energikilde. Energikildene variere veldig fra område til område. Denne oppgaven har derfor tatt på seg oppdraget å undersøke hvilke energikilder som kan vise til en likevekt/sammenheng med aluminium. Man kan definere likevekt ved hjelp av to ulike mål. Korrelasjon og kointegrasjon er eksempler på slike mål. Korrelasjon indikerer kortsiktig likevekt, mens kointegrasjon forutsetter langsiktig likevekt. Ved hjelp av DCC-GARCH-modellen ser vi også hvordan den betingede korrelasjonen utvikler seg gjennom tidsperioden. Ved hjelp av modellene nettopp presentert i dette kapitlet, vil oppgaven kunne se hvilke energiråvarer som viser til hvilken type likevekt, og på den måten kan produsenter vite hvordan de burde forholde seg til dem.

Det som er av stor interesse er å se om rene elektrisitetspriser viser en sammenheng. Elektrisitetspriser som i nyere tider har gjennomgått en deregulering og liberalisering. Dette er priser som blir mer og mer utsatt for markedskobling, som gjør prisene mer sammenkoblet for større områder og på den måten blir mer globaliserte. Så spørsmålet blir dermed om disse relativt nye prisene viser en sammenheng allerede.

I mars 2018 sa Stortinget sitt ja til Acer-avtalen. Norge vil dermed være en del av en EUs tredje energipakke, en slags «energiunion» i Europa. På grunnlag av funnet i denne oppgaven, hva kan dette ha å si for norske elektrisitetspriser og dermed aluminiumsindustrien her i Norge?

Som nevnt tidligere er Kina en stor aktør, ikke bare i aluminiumsindustrien, men også i verdensøkonomien. Landet i seg selv er en stor aktør for volatilitetsoverføringer. Når kull er den mest populære energikilden i landet vil det derfor være interessant å se i hvor stor grad kullprisen påvirker aluminium.

Olje regnes som den største energiråvaren i verden, da det er den råvaren det handels mest av. De fleste industrier klarer seg ikke uten olje og blir derfor anset som en benchmark for mange. Tidsperioden denne oppgaven tar for seg er fra oktober 2010 til februar 2018. Sommeren 2014 opplevde verden en oljekrise, da oljeprisen falt dramatisk. Prisfallet skyldes at skiferoljeprodusentene i USA og Opec-landene produserte for fullt og det ble dermed et overskudd av olje i markedet (Bertelsen, et al. 2016). Det vil dermed være interessant å se i

hvor stor grad oljeprisen kan ha ført til volatilitetsoverføringer til aluminiumsprisen under denne krisen.

4. Data

I denne studien bruker jeg ukentlige data. Hovedgrunnen for valget av ukentlige data kontra daglige data kommer av enkelheten det bringer ved rensing av data. Ved månedlige data vil forklaringseffekten være noe dårligere og med datagrunnlaget tatt i betraktning (tidsseriene for noen av elektrisitetsprisene går bare tilbake til 2010) vil ukentlige data gi et bedre konklusjonsbidrag. Korrelasjonsverdiene opp mot aluminium viste seg å være høyere for ukentlige data enn daglige, som er enda en faktor for valget av ukentlige data. Samtidig så fanger ukentlige data det dynamiske samspillet mellom råvarepriser bedre enn daglig og månedlige data, fordi daglige ofte fremkaller potensielle forstyrrelser som følge av bid-ask-effekter, ikke synkron handelsdag, mens månedlige data kan være gjenstand til volatilitetsoverføringsmekanismer på grunn av tidsaggregering og kompensasjonseffekter. (Sadorsky, 2014; Antonakakis & Kizys, 2015; Batten et al., 2015)

Jeg undersøker perioden fra 20.10.2010 til 28.02.2018. Valget av periode har blitt valgt på grunnlag av tilgjengeligheten til noen av elektrisitetsprisene, da de ikke har vært tilgjengelige tidligere. Denne perioden dekker hendelsene etter finanskrisen, da flere fikk øyene opp for volatilitetsoverføringer. I løpet av finanskrisen og tiden etter viste det seg at enkelte råvarer fulgte hverandre tettere enn det de gjorde før krisen. Dette kan flere forskere vise til, også nevnt i kapitlet tidligere litteratur. Valget av datagrunnlag har avhengt av koblingen energiråvarene har til aluminium, da det logisk kan tenke seg at det finnes en sammenheng mellom dem. Alle tidsseriene er hentet ut fra Thomson Reuters Datastream. Da det ikke var mulighet for å innhente data fra andre databaser på det tidspunktet denne masteroppgaven ble skrevet, er data innhentet noe begrenset. Tidsseriene som vil bli brukt i analysen er som følger. For spotmarkedet:

- Aluminium: Pris hentet fra London Metal Exchange (LME)
- EEX-PHELIX: Elektrisitet, referansepris for markedet i Tyskland og Østerrike
- EEX-ELIX: Elektrisitetsindeks kalkulert for markedsområder som Tyskland/Østerrike, Frankrike og Sveits.
- Nord Pool: Elektrisitetsprisen i de nordiske europeiske landene
- Crude oil: West Texas Intermediate (WTI)
- Kull API2: Benchmark pris for kull importert inn i nord Europa (Amsterdam, Rotterdam and Antwerp regionen)
- Kull API4 – Benchmark prisen for kull eksportert fra Richards Bay i Sør-Afrika

For futuresmarkedet:

- Aluminium: Pris hentet fra London Metal Exchange (LME)
- EEX-PHELIX: Elektrisitet, referansepris for markedet i Tyskland og Østerrike
- Nord Pool: Elektrisitetsprisen i de nordiske europeiske landene
- Crude oil: West Texas Intermediate (WTI)
- Kull API2: Benchmark pris for kull importert inn i nord Europa (Amsterdam, Rotterdam and Antwerp regionen)
- Kull, Newcastle ICE (Intercontinental Exchange): Kull prisen for kull eksportert fra Newcastle, Australia.
- Naturgass ICE (Intercontinental Exchange): Prisen for naturgass i Storbritannia.

Som sagt har jeg måttet begrense meg til data hentet fra Thomson Reuters Datastream. På grunn av dette har jeg ikke hatt muligheten til å skaffe meg informasjon om elektrisitetsprisene fra de områder de største aluminiums smeltere befinner seg. Likevel vil jeg tro dataene tatt med i denne oppgaven gjenspeiler disse elektrisitetsprisene i en viss grad, da råvarene blir mer og mer globaliserte. Elektrisitetsprisene (EEX-PHELIX, EEX-ELIX og Nord Pool) ble valgt grunnet områdene de representerer. Det finnes store aluminiumsprodusenter i de landene disse prisene eksisterer.

Oljeprisen (Crude oil WTI) ble inkludert i oppgaven grunnet betydningen råvaren har på verdensbasis, ikke bare i aluminiumsproduksjonen, men også i omtrent alle industrier. Det er en benchmark som flere forholder seg til. Kullprisene ble valgt grunnet det store behovet av kullenergi i aluminiumsindustrien. Flere aluminiums smelter benytter seg av fornybarenergi, men den største produsenten av aluminium (Kina) som produserer mer enn 50% av all aluminium i verden, benytter seg for det meste av energi generert ved hjelp av kull. Til slutt har jeg inkludert en naturgasspris da spesielt smeltere i Midtøsten benytter seg av elektrisitet generert ved hjelp av naturgass. Da jeg ikke har hatt muligheten til å skaffe informasjon om prisene i Midtøsten, har jeg inkludert naturgass prisen gitt av ICE (Intercontinental Exchange), som er den mest handlet futureskontrakten i Europa (brokernotes.co, 2018).

Tabell 2 representerer de deskriptive statistikkene for spot-avkastningene jeg har valgt å inkludere i min analyse. Det viser seg at de fleste avkastningene er negative med unntak av aluminiumsprisen og kullprisen (API4) eksportert ut av Sør Afrika, der kullprisen kan vise til den høyeste avkastningen. Ikke overraskende har elektrisitetsprisene (ELIX, PHELIX og Nordpool) høyest volatilitet.

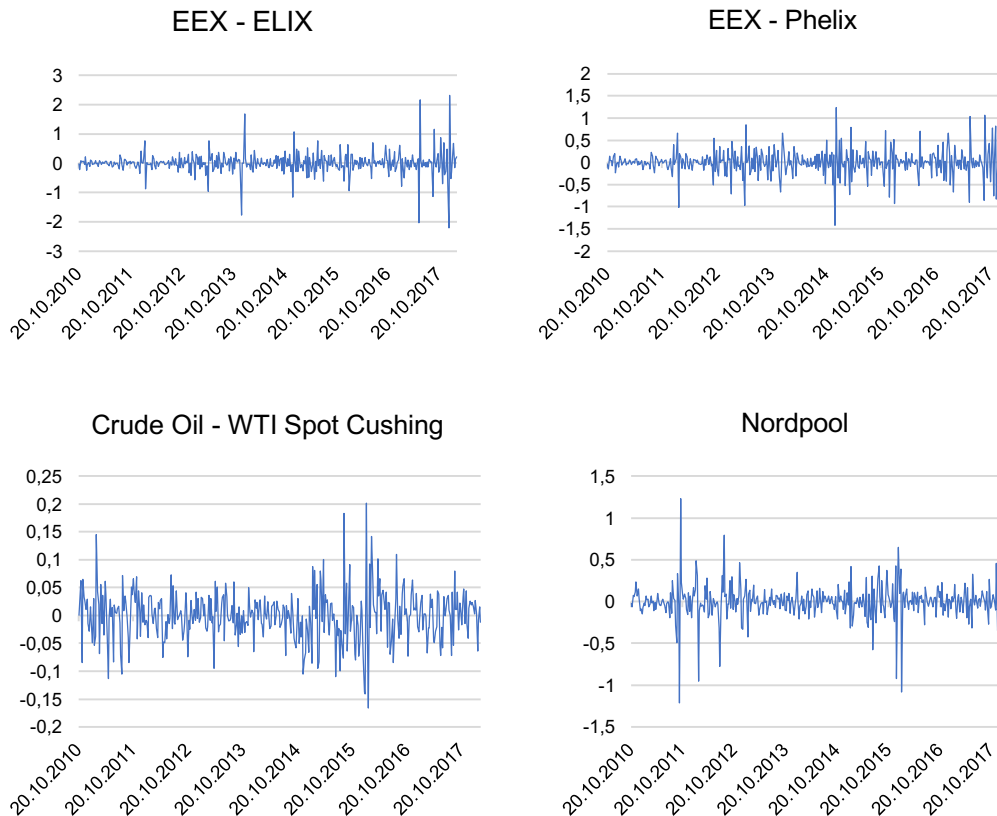
Tabell 2: Gjennomsnitt, standardavvik, skjevhet, kurtose, Jarque-Bera, Q-Statistikk (Ljung-Box) og ARCH-LM (Engles Lagrange Multiplier ARCH test) test for alle spot-avkastningene

SPOT	Aluminium	EEX PHELIX	EEX ELIX	Crude oil WTI	Nord Pool	Kull API2	Kull API4
Gjennomsnitt	0,0001	-0,0009	-0,0002	-0,0005	-0,0002	-0,0002	0,0002
Standardavvik	0,0295	0,3167	0,3738	0,0450	0,204	0,030	0,0286
Skjevhet	0,0035	-0,0544	0,0852	0,1069	-0,665	0,389	0,0159
Excess kurtose	-0,3213	4,6808	13,7780	2,2069	10,941	1,600	1,6319
Jarque-Bera	1,13	339,41	2952,74	78,27	1920,7	48,8	40,72
Q-Statistikk (36)	32,29	141,14	104,16	39,7	63,313	39,915	31,495
ARCH LM (10)	0,1308	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000

Det at råvaren ikke kan lagres og er veldig sensitiv til hvordan været oppfører seg, gjør at den oppleves svært volatil. Videre har flertallet positiv skjevhet, med unntak av EEX-PHELIX og Nordpool, noe som indikerer at store positive avkastninger er mer vanlig enn store negative avkastninger. Når det kommer til kurtose er det bare aluminium som har negativ verdi. Ellers så er samtlige tidsserier leptokurtiske, noe som er vanlig med høyfrekvente finansielle tidsseriedata (Jusélius, 2007).

I den deskriptive statistikken er Ljung-Box Q-statistikker inkludert for å sjekke om det finnes seriekorrelasjon i avkastningsseriene. Null hypotesen for denne testen er at det ikke ble funnet seriekorrelasjon i testen (Brooks, 2014). Tidsseriene over, har alle signifikante verdier, altså at null hypotesen forkastes for alle tidsseriene. De har blitt testet for opp mot 36 lags, noe som ble foreslått av programmet Eviews. Det at de er signifikante vil si at seriekorrelasjon finnes i seriene og det antydes en AR-prosess i gjennomsnittligningen (Brooks, 2014).

Log-avkastninger av priser er ofte karakterisert med ARCH effekter, men likevel er dette noe en bør teste for, før en tar for seg en GARCH modell. En tidsserie som viser betinget heteroskedasitet eller autokorrelasjon i den kvadratiske serien, sies å ha ARCH effekter (Brooks, 2014). For å se om det eksisterer ARCH-effekter i tidsseriene er en Langrange Multiplier ARCH test blitt testet for alle dataseriene. Dette har blitt gjort på de kvadratiske residualene for alle tidsseriene. Null hypotesen ble testet for ingen ARCH-effekter og alle, bortsett fra aluminium, hadde signifikante verdier. Altså at det er ARCH-effekter i alle tidsseriene bortsett fra aluminium.



Figur 5: Avkastninger for EEX-PHELIX, EEX-ELIX, Crude oil WTI og Nord Pool

Figur 3, hvor avkastningsindeksene for noen av de utvalgte råvarene er plottet, viser tilstedeværelsen av volatilitetsklynging (avkastningsindeksene for resten av råvarene kan ses i Vedlegg B). Et av målene for GARCH-modellene er å beskrive slik oppførsel og effekter relatert til kurtose. Videre så avviser Jarque-Bera testen null hypotesen for normalitet (kritisk verdi – 5,991) for alle indeksene bortsett fra aluminium.

For futuresavkastningene har flertallet (Kull ICE, Crude oil, Nord Pool og EEX-PHELIX) et negativt gjennomsnitt (Tabell 3). Naturgass kan vise til den høyeste avkastningen. Som i den deskriptive analysen av spot-avkastningene, har elektrisitetsprisene høyest volatilitet her i futuresavkastningene også. Alle avkastningene har positiv skjevhet bortsett fra Kull Newcastle, det vil si at de fleste har flere store positive avkastninger enn store negative. Det er bare aluminium som har negativ kurtose, noe som gjenspeiler resultatet for spot-avkastningene. Aluminium har en platykurtisk fordeling, altså at den har tunge haler og fordelingen har bredere skuldre. De andre tidsseriene er leptokurtiske. Q-statistikkene for futuresavkastningene er alle signifikante, altså at det finnes seriekorrelasjon i seriene og det antydes en AR-prosess i gjennomsnittsligningen (Brooks, 2014).

Tabell 3: Gjennomsnitt, standardavvik, skjevhet, kurtose, Jarque-Bera, Q-statistikk (Ljung-Box) og ARCH-LM (Engles Lagrange Multiplier ARCH test) for futures-avkastningene

FUTURES	Aluminium	Kull ICE	Kull Newcastle	Crude oil WTI	Nordpool	EEX PHELIX	Naturgass ICE
Gjennomsnitt	0,0001	-0,0002	0,0004	-0,0004	-0,0007	-0,0008	0,0003
Standardavvik	0,0290	0,0279	0,0322	0,0450	0,0828	0,0482	0,0471
Skjevhet	0,0136	0,8830	-0,4382	0,0718	0,3621	0,0990	0,5307
Excess kurtose	-0,2859	6,5661	3,4714	2,1910	3,4084	0,9238	2,4872
Jarque-Bera	1,78	1216,45	203,38	76,3	187,73	3,48	158,98
Q-Statistikk (36)	31,163	48,36	34,579	43,94	61,74	56,84	42,187
ARCH LM (10)	0,0493	0,0123	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0197

Null hypotesen for ingen ARCH-effekter forkastes for alle tidsseriene, altså at det er ARCH-effekter i alle tidsseriene og det passer dermed fint å gå videre med en GARCH test.

5. Resultater

Før oppgaven introduserer resultatene av kointegrasjonsmodellene og DCC-GARCH-modellen, introduseres korrelasjonsmatrisene for de utvalgte råvarene for både spot- og futuresmarkedet. Verdiene i disse matrisene kan gi en liten pekepinn på sammenhengen mellom de ulike råvarene. Korrelasjon er et statistisk mål som viser hvor mye to variabler er relatert til hverandre. Det interessante her er korrelasjonsverdiene de forskjellige råvarene har med aluminium. For råvarene i spotmarkedet ovenfor, er det olje som har den høyeste korrelasjonskoeffisienten med aluminium, med en verdi på 0,43. Ellers så ser vi at kull har en viss samvariasjon, med verdier på 0,27 (kull API4) og 0,29 (Kull API2). Elektrisitetsprisene har svært lave koeffisienter.

Tabell 4: Korrelasjonskoeffisienter mellom råvareavkastningene for de utvalgte råvarene i spotmarkedet (data hentet fra Thomson Reuters Datastream)

SPOT	PHELIX	Aluminium	ELIX	Crude oil WTI	Nord Pool	Kull API2	Kull API4
PHELIX	1,00						
Aluminium	0,01	1,00					
ELIX	0,86	0,00	1,00				
Crude oil WTI	-0,04	0,43	-0,04	1,00			
Nord Pool	0,45	-0,02	0,42	-0,10	1,00		
Kull API2	-0,02	0,29	0,01	0,27	-0,01	1,00	
Kull API4	-0,02	0,27	0,01	0,29	0,00	0,90	1,00

Tabell 5: Korrelasjonskoeffisienter mellom råvareavkastningene for de utvalgte råvarene i futuresmarkedet (data hentet fra Thomson Reuters Datastream)

FUTURES	Aluminium	Kull API2	Kull Newcastle	Crude oil WTI	Naturgass ICE	Nord Pool	PHELIX
Aluminium	1,00						
Kull API2	0,33	1,00					
Kull Newcastle	0,35	0,57	1,00				
Crude oil WTI	0,44	0,27	0,25	1,00			
Naturgass ICE	0,16	0,37	0,33	0,20	1,00		
Nord Pool	0,04	0,24	0,20	0,04	0,27	1,00	
PHELIX	0,00	0,22	0,21	0,01	0,30	0,32	1,00

For futuresmarkedet, er det igjen olje som har den høyeste korrelasjonskoeffisienten med aluminium. Kull (API2 og Newcastle) har en høyere koeffisient enn i spotmarkedet, noe elektrisitetsprisen Nord Pool har også. Naturgass kan vise til en korrelasjonsverdi på 0,16.

5.1 Stasjonaritet

I kapitlet økonometrisk tilgang kommer det frem at det å undersøke om tidsseriene er stasjonære eller ikke er viktig. Ved bruk av ikke-stasjonære tidsserier i de modellene brukt, vil resultatene kunne bli misvisende og ikke troverdige. Prisene er ikke-stasjonære og inneholder enhetsrot. Dette gir oss grunn til å tro at det kan eksistere en langsiktig likevekt mellom energiråvarene og aluminium, fordi de er relaterte. For å se om det eksisterer en langsiktig likevekt mellom markedene, foretar oppgaven en kointerasjonsanalyse.

Som nevnt tidligere vil denne oppgaven bruke en Augmented Dickey-Fuller-test (ADF). Det er viktig at det justeres for autorkorrelasjon i feilleddet og det bør dermed velges optimalt antall lags for hver råvare. Dette gjøres ved bruk av Akaike Information Criterion (AIC). Oppgaven forholder seg til standardinnstillingene til programmet Eviews. Det settes et maks antall lag på 16 og programmet velger så optimalt lags lengde. Eviews gjør dette ved å finne det antallet lags som minimerer AIC. Tabell 6 viser ADF-resultatene og optimalt antall lags for spot-avkastningene. Er testobservatoren høyere (mer negativ) enn kritisk verdi, forkastes nullhypotesen om ikke-stasjonaritet.

Alle tidsseriene i Tabell 6 har en testobservator som er høyere enn kritisk verdi. Kritisk verdi på henholdsvis 1% og 5% nivå er -3,45 og -2,87 med en konstant inkludert. Kritisk verdi dersom man inkluderer en konstant og trend er -3,98 og -3,42. Alle tidsseriene for spotavkastningene er signifikante på 1% nivå. Nullhypotesene om at tidsseriene inneholder en unit-root forkastes, noe som innebærer at tidsseriene er stasjonære ($I(0)$). ADF-testen har også blitt gjort på priser, da de på denne formen var ikke-stasjonære. Dette betyr at tidsseriene er ikke-stasjonære på prisform, mens at første differansen er stasjonær, det vil si at indeksene er integrert av første orden $I(1)$.

Det samme kan sies for futuresavkastningene da de alle er signifikante på 1% nivå. Dette betyr at alle råvarene er stasjonære. Som med spot tidsseriene ble testen utført på nivåform også. På nivåform var alle ikke-stasjonære, noe som da indikerer at indeksene er integrert av første orden, $I(1)$. Tidligere forskning indikerer at priser som oftest er ikke-stasjonære variabler og avkastninger omtrent alltid er stasjonære, noe denne testen bekrefter. Disse funnene gir

oppgaven grunn til å tro at det kan eksistere kointegrasjon og det kan så gjennomføres kointegrasjonstester.

Tabell 6: Stasjonaritetstest på spotavkastninger (Augmented Dickey-Fuller test, ADF)

Råvare	Antall Lags	ADF verdi (konstant)	ADF verdi (konstant & trend)
Aluminium	5	-10,17***	-10,25***
EEX-PHELIX	11	-9,41***	-9,406***
EEX-ELIX	10	-9,12***	-9,11***
Nord Pool	5	-11,16***	-11,18***
Crude oil – WTI	0	-19,62***	-19,59***
Kull API2	0	-20,57***	-19,75***
Kull API4	0	-19,75***	-19,75***

Tabell 7: Stasjonaritetstest på futuresavkastninger (Augmented Dickey-Fuller test, ADF)

Råvare	Antall Lags	ADF verdi (konstant)	ADF verdi (konstant & trend)
Aluminium	5	-10,14***	-10,21***
EEX-PHELIX	0	-20,93***	-20,91***
Nord Pool	3	-11,63***	-11,68***
Naturgass ICE	3	-8,3***	-8,3***
Crude oil – WTI	0	-19,61***	-19,59***
Kull API2	1	-12,32***	-12,317***
Kull Newcastle	0	-19,39***	-19,41***

5.2 Engle-Granger kointegrasjon

Som forklart i økonometrikapittelet vil en parvis test av Engle-Grangers kointegrasjonstest bli gjort på de utvalgte råvarene for både spotmarkedene og futuresmarkedene. Dette vil være en fin måte å kunne se hvilke energiråvarer som har en langsiktig likevekt med aluminium. Testen sjekker om regresjonsresidualene til den lineære kombinasjonen av aluminium og energiråvaren er stasjonær. Viser det seg at residualene er stasjonære, betyr det at råvarene deler en langsiktig stokastisk trend. Tabell 8 og Tabell 9 viser resultatene av testen, som har blitt generert ved hjelp av programmet Eviews. I estimeringen har det blitt generert en regresjonsligning med en konstant for hvert av de ulike parene og OLS er benyttet for å estimere

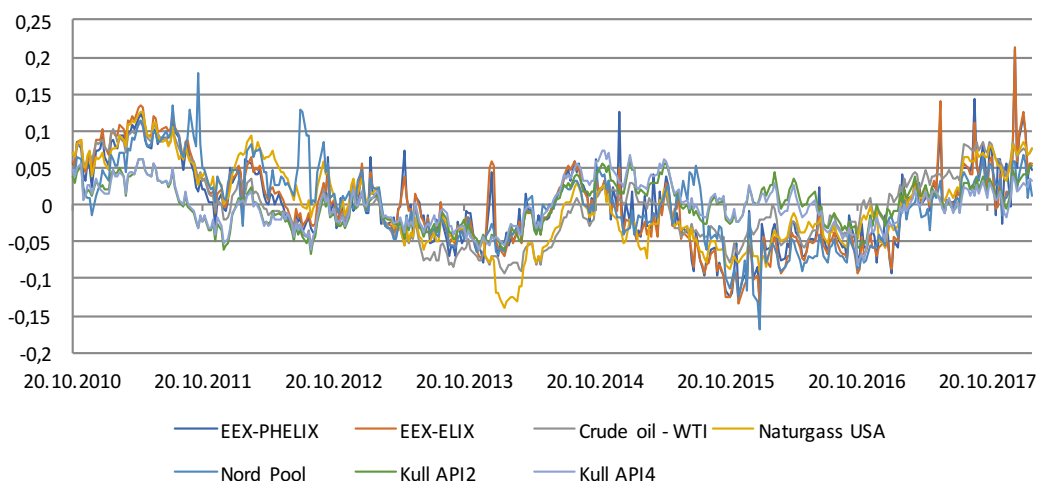
regresjonen. Ligningen (7.1) er et eksempel på en slik regresjonsligning, her med aluminium og Nord Pool.

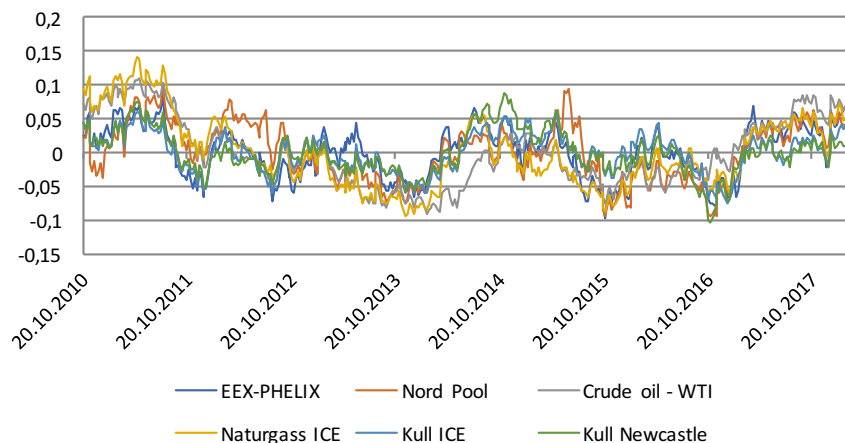
$$Aluminium_t = \beta_0 + \beta_1 NordPool_t + z_t \quad (5.1)$$

Z_t i denne ligningen er residualene, som det senere vil bli utført en ADF-test på for å se om kombinasjonen av de to markedene er stasjonære. Aluminium vil alltid være den avhengige variabelen i disse testene, da det er energiråvarene oppgaven ønsker å undersøke virkningene av. I Tabell 8 og 9 vises resultatene av kointegrasjonstesten på henholdsvis spot-seriene og futures-seriene. Da regresjonen var klar, ble det utført ADF-test på residualene z_t for alle parene. Hypotesene til denne testen er som følger:

- H_0 : residualene er ikke-stasjonære; ingen kointegrasjon mellom råvaremarkedene
- H_A : residualene er stasjonære; kointegrasjon mellom markedene

For Engle-Granger testen så avhenger den kritiske verdien på hvorvidt det er inkludert en konstant eller om det både er inkludert en konstant og trend. Som nevnt i metodekapittelet kan man vurdere dette på bakgrunn av et grafisk plot av residualene. På grunnlag av hvordan grafen fremstår kan en poengtere om en modell bør inkludere en konstant eller både en konstant og trend. Hvis grafen ikke starter fra null bør man inkludere en konstant og hvis serien tydelig indikerer en nedgående eller oppegående trend, bør en inkludere en trend.





Figur 6: Grafiske plot av residualene til både spot- og futuresparene (data hentet fra Thomson Reuters Datastream)

Som vi ser i plottene over, er det ingen av parene som starter i null og det er heller ingen indikasjon på en klar nedgående eller oppgående trend. Det konkluderes dermed at kun en konstant inkluderes i Engle-Granger testen. Tabellene under viser resultatene for alle parene, der Tabell 8 viser resultatene for spot-parene og Tabell 9 viser resultatene for futures-parene. Antall lags er valgt ved hjelp av AIC, der maks lag er valgt til 16 og programmet Eviews har så med sine standardinnstillinger valgt optimalt antall lags. De kritiske verdiene for kun konstant er -3,927, -3,353 og -3,057 for henholdsvis 1%, 5% og 10% signifikansnivå. Disse kritiske verdiene er estimert ved hjelp av tabellene til MacKinnon (2010), der $T = 384^3$.

Tabell 8: Engle-Granger kointegrasjonstest, spotpriser (* 10%, ** 5%, *** 1% signifikansnivå)

Par	ADF testobservator	Antall lags
Alu – EEX-PHELIX	-2,279	5
Alu – EEX-ELIX	-3,163*	2
Alu – Nord Pool	-2,291	6
Alu – Crude oil WTI	-2,038	0
Alu – Naturgass USA	-2,279	0
Alu – Kull API2	-4,194***	0
Alu – Kull API4	-4,426***	0

³ Med tabellene til MacKinnon (2010) har jeg kunnet estimere de kritiske verdiene til 1%, 5% og 10% signifikansnivå med en konstant inkludert. I disse tabellene er det oppgitt forskjellige verdier for både kun konstant og konstant og trend.

Tabell 9: Engle-Granger kointegrasjonstest, futurespriser (* 10%, ** 5%, *** 1% signifikansnivå)

Par	ADF testobservator	Antall lags
Alu – EEX-PHELIX	-3,622**	15
Alu – Nord Pool	-2,943	15
Alu – Crude oil WTI	-1,892	2
Alu – Naturgass ICE	-2,485	0
Alu – Kull API2	-4,162***	0
Alu – Kull Newcastle	-3,381*	2

Resultatene fra Tabell 8 og 9 viser at det er et kointegrasjonsforhold mellom aluminium og kull. Dette vises i begge markeder. Kull API2 og API4 for spot-seriene er svært signifikante på 1% signifikansnivå og det samme er API2 for futures-serien. Kull eksportert ut fra Newcastle, Australia, er derimot bare signifikant på 10% signifikansnivå. Videre for spotmarkedet er det bare EEX-ELIX som har en signifikant testobservator, dette på et 10% nivå. For futuresmarkedet er EEX-PHELIX også signifikant, men da på et bedre signifikansnivå (5%). Dette betyr at det er kull (spot og futures) og elektrisitetsprisen EEX-PHELIX (futures) og EEX-ELIX (spot) som kan vise til et langvarig stokastisk forhold med aluminium, ifølge Engle-Grangers kointegrasjonstest. Dette gitt at AIC og Eviews velger optimalt antall lags. Grunnet mulig stor påvirkning av antall lags og den eventuelle betydningen av hva AIC velger, har det blitt gjort en liten sensitivitetsanalyse med ± 1 lag for de signifikante parene. Sensitivitetsanalysen viser ingen stor endring, bortsett fra at noen går fra 1% til 5% signifikansnivå (dette kan ses i vedlegg D). Det at det eksisterer et kointegrasjonsforhold mellom aluminium og energiråvarene kull (spot og futures), EEX-PHELIX (futures) og EEX-ELIX (Spot) kan dermed noe tryggere konkluderes. For de andre parene så vises det ingen kointegrasjon. Testobservatorene er mindre enn kritisk verdi, altså at nullhypotesen om enhetsrot (unit-root) ikke kan forkastes. Dette betyr at residualene for disse parene er $I(1)$ og det finnes ingen langsiktig stokastisk trend mellom variablene.

5.3 Johansen-kointegrasjon

Får å kunne ha muligheten til å sammenligne resultatene i Engle-Granger testen med en annen test, har oppgaven gjennomført en Johansen kointegrasjonstest også. Da dette vil skape mer trygghet rundt resultatene om eventuelle langsiktige likevekter mellom aluminium og energiråvarene.

Spesifiseringen av Johansens kointegrasjonstest er svært viktig da de deterministiske betegnelsene påvirker resultatene i stor grad. Grunnet følsomheten metoden har til antall lags, vil en VAR-modell bli spesifisert. Ved hjelp av VAR-modellen og informasjonskriteriet AIC skal oppgaven kunne finne optimalt antall lags.

I følge flere forskere innen fagfeltet finnes det ikke en formel enighet om beste fremgangsmåte for valg av korrekt antall lags. I følge Brooks (2014) er de to vanligste fremgangsmåtene for å finne optimalt antall lags å ta i bruk en Likelihood Ratio (LR) test eller bruk av informasjonskriterier. Det virker som de fleste setter sin lit til de ulike informasjonskriteriene, men meningene er fortsatt delt. Igjen så nevnes det at ingen av de ulike informasjonskriteriet blir sett på som noe bedre enn et annet. AIC ble derfor valgt grunnet dens mulige fordel i modelleringer, noe denne oppgaven ses som viktig (Bjørnland & Thorsrud, 2015). Ved hjelp av programmet Eviews ble VAR-modeller estimert for hvert av parene, for så ved bruk av AIC, optimalt antall lags funnet.

Når optimalt antall lags ble funnet, er neste steg å bestemme seg for hvilke deterministiske betingelser man skal benytte seg av. Det står mellom valget å inkludere en konstant, en konstant og trend, eller bare trend. Valget av en av disse betingelsene kan påvirke resultatene i ulike retninger. Introdusert tidligere i metodekapittelet, er $\Pi = \alpha\beta'$ og VECM ligningen Δy_t sentrale faktorer i Johansen-testen og kalles det kointegrerte forholdet. Det er viktig å kunne skille mellom hvilken del av en konstant og trend som tilhører dette kointegrerende forholdet. Gjennom Eviews er det fem ulike versjoner man kan estimere som også er poengtert av Harris og Sollis (2003). Disse fem ulike versjonene er som følger:

- **Versjon 1:** Det er antatt ingen deterministiske betingelser i dataseriene. Det vil si verken en konstant eller trend er inkludert i den kointegrerte ligningen. Dette betyr at dataseriene må starte fra null.
- **Versjon 2:** Det er antatt ingen trend i dataseriene, men en konstant er inkludert i den kointegrerte ligningen.
- **Versjon 3:** Denne versjonen inkluderer en konstant (i dette tilfellet er den også ubegrenset), men tillater også eksistensen av en lineær trend i dataene. Denne trenden annulleres i det kointegrerte forholdet. Mener man det eksisterer en stokastisk trend i variablene benyttes denne.
- **Versjon 4:** Både en konstant (ubegrenset) og en trend er inkludert i den kointegrerte ligningen, men trenden er ikke eksisterende i selve VECM-modellen.

- **Versjon 5:** Denne versjonen tillater kvadratiske deterministiske betingelser i dataene. Det betyr at det ikke settes noen begrensning til både konstanten og trenden i VECM-modellene og i de kointegrerte forholdene.

Versjon 2, 3 og 4 vil være de som benyttes i denne testen, da de to andre versjonene virker svært usannsynlig med de dataene som er brukt. For å kunne velge den modellen som er mest hensiktsmessig, vil oppgaven ta i bruk Pantula-prinsippet (1989). Dette prinsippet er også brukt av Johansen (1992). Pantula-prinsippet menes med at alle de mulige versjonene av modellen testes, der man starter med den mest restriktive og til slutt tester den minst restriktive. Det vil i denne sammenheng bety at man starter med versjon 2, for så teste versjon 3 og til slutt versjon 4. VAR-modellen har blitt estimert gjennom Eviews med den hensikt å finne optimalt antall lags, resultatene av funnet kan ses i vedlegg C. De forskjellige resultatene av testene vises i tabell 10 (spotmarkedet) og 11 (futuresmarkedet), hvor både Trace- og Max (Eigen)-testobservatorene sammenlignes med de kritiske verdiene. Alle er testet på et 5% signifikansnivå.

Tabell 10: Johansens kointegrasjonstest for råvareparene i spotmarkedet (*signifikans på 5% nivå)

Par	Antall kointegrerte vektorer	Versjon 2		Versjon 3		Versjon 4	
		Testobs. Trace	Testobs. Max	Testobs. Trace	Testobs. Max	Testobs. Trace	Testobs. Max
Alu, PHELIX	Ingen	23,78*	21,06*	23,55*	20,91*	32,47*	29,43*
	Maks 1	2,72	2,72	2,64	2,64	3,03	3,03
Alu, ELIX	Ingen	28,29*	25,52*	28,16*	25,47*	30,77*	27,66*
	Maks 1	2,77	2,77	2,69	2,69	3,12	3,12
Alu, Nord Pool	Ingen	24,88*	20,68*	24,73*	20,66*	25,95*	20,77*
	Maks 1	4,19	4,19	4,07*	4,07*	5,18	5,18
Alu, Crude oil WTI	Ingen	5,43	3,62	5,19	3,60	9,52	7,21
	Maks 1	1,80	1,80	1,59	1,59	2,30	2,30
Alu, Kull API2	Ingen	11,29	9,29	11,05	9,18	13,48	11,41
	Maks 1	2,01	2,01	1,86	1,86	2,08	2,08
Alu, Kull API4	Ingen	9,77	8,16	9,73	8,16	10,73	8,56
	Maks 1	1,61	1,61	1,56	1,56	2,16	2,16

Tabell 11: Johansens kointegrasjonstest for råvareparene i futuresmarkedet (*signifikans på 5% nivå)

Par	Antall kointegrerte vektorer	Versjon 2		Versjon 3		Versjon 4	
		Testobs. Trace	Testobs. Max	Testobs. Trace	Testobs. Trace	Testobs. Max	Testobs. Trace
Alu,	Ingen	17,45	15,04	17,28	14,92	20,38	17,84
PHELIX	Maks 1	2,40	2,40	2,36	2,36	2,54	2,54
Alu, Nord	Ingen	20,02	15,78	19,73*	15,66*	23,07	18,59
Pool	Maks 1	4,24	4,24	4,06*	4,06*	4,47	4,47
Alu, Crude	Ingen	5,51	3,75	5,27	3,70	9,64	7,32
oil WTI	Maks 1	1,76	1,76	1,56	1,56	2,32	2,32
Alu,	Ingen	13,61	9,24	13,48	9,24	14,76	10,51
Naturgass	Maks 1	4,37	4,37	4,24*	4,24*	4,25	4,25
ICE							
Alu, Kull	Ingen	16,66	14,41	16,36*	14,40*	19,21	17,21
API2	Maks 1	2,24	2,24	1,95	1,95	1,99	1,99
Alu, Kull	Ingen	13,67	11,53	13,56	11,44	14,62	11,73
Newcastle	Maks 1	2,14	2,14	2,11	2,11	2,89	2,89

Med den fremgangsmåten som er valgt så vil det første tilfellet hvor nullhypotesen ikke forkastes være den beste modellen. Ser vi på testobservatorene (Trace og Max) generert for versjon 2 er de med merket * signifikante. Der er nullhypotesen for ingen kointegrasjon forkastet. Vel å merke vil det i en parvis test maksimum være én kointegrert ligning. For paret aluminium og Nord Pool i versjon 3 både for spot- og futuresversjons er nullhypotesen for både ingen og maks 1 forkastet. Dette resultatet kan vi ikke derfor stole på, siden det strider mot teorien. Ser vi på alle resultatene for versjon 2 for både spot- og futuresmarkedet, er det bare elektrisitetsprisene (EEX-PHELIX, EEX-ELIX og Nord Pool) i spotmarkedet som har signifikante verdier. For disse dataseriene er også nullhypotesen forkastet ved alle de tre versjonene. De resterende parene blir det ikke forkastet noen nullhypotese om ingen kointegrerte ligninger for versjon 2. Dette betyr at versjon 2 er den beste modellen for disse parene og man går dermed ikke videre til neste versjon. Skal det være indikasjoner for kointegrasjon, må alle nullhypotesene om ingen kointegrasjon for alle versjonene være forkastet. Det vil si at det er bare EEX-PHELIX, EEX-ELIX og Nord Pool i spotmarkedet som har et kointegrert forhold med aluminium (Jusélius, 2007).

Sammenligner vi resultatene i Johansen-testen med de resultatene generert i Engle-Granger testen, så ser vi at de har forskjellige funn. Funnene fra Engle-Granger tilsa at det eksisterte et kointegrasjonsforhold mellom aluminium og energiråvarene kull (for både spot og futures), EEX-PHELIX (futures) og EEX-ELIX (spot). Det eneste Johansen-testen og Engle-Granger

testen er enige om er at det eksistere et langvarig forhold mellom aluminium og EEX-ELIX i spotmarkedet. På grunnlag av resultatene fra både Johansen-testen og Engle-Granger-testen er det bare mellom aluminium og EEX-ELIX i spotmarkedet det eksisterer sterke bevis for kointegrasjon. De parene som er funnet kointegrerte enten i Johansen-testen eller Engle-Granger-testen, men ikke i begge, kan for noen anses som sterke nok bevis, men denne oppgaven vil ikke konkludere noe med sikkerhet.

5.4 Univariate GARCH-modeller

Engle-Grangers og Johansens kointegrasjonstest gav oss informasjon om det langsiktige forholdet de forskjellige råvarene har med aluminium. Ved hjelp av en DCC-GARCH-modell vil man få informasjon om mer kortsiktige sammenhenger, da en slik modell skal kunne registrere volatilitetsoverføringer ved relativt korte tidsperioder. Tidsperioden brukt i denne oppgaven er på nesten åtte år som skal være tilstrekkelig nok, hvert fall når ukentlig data er brukt. DCC-modellen er utformet for å muliggjøre en to-trinns estimering, der det første trinnet er å estimere de univariate GARCH-modellene for hver residual serie. I det andre trinnet blir residualene ved hjelp av standardavviket estimert i det første trinnet brukt til å estimere parameterne for den dynamiske korrelasjonen (Engle & Sheppard, 2001).

Estimeringen blir gjennomført i programvaren R, der dataene i første omgang blir testet på et univariat stadium. På dette stadiet vil hver enkelt dataserie bli testet med den hensikt å finne den best passende GARCH-modellen. Etter noen tester med forskjellige ordre av ARMA og GARCH, virker en ARMA (1,1) og GARCH (1,1) til å passe dataene godt. Ettersom det finnes flere utgaver av GARCH, der de forskjellige har ulike fordeler, har oppgaven valgt å teste dataene opp mot tre ulike GARCH-modeller. Disse tre er, standard GARCH (sGARCH)-, GJR-GARCH- og en EGARCH-modell. Valget falt på disse tre grunnet populariteten de har, det er som regel disse det blir utredet for i tekstbøker, der i blant i Brooks (2014). Oppgaven tester også de ulike modellene med både normalfordeling og student-t. Det hele ble gjort på både spot- og futuresavkastningene. AIC og BIC ble brukt for å finne den optimale modellen.

Tabell 12: Test av ulike GARCH (1,1) modeller med råvarene i spotmarkedet, med fokus på sGARCH, gjrGARCH og EGARCH. Både normalfordeling (øverste seksjonen) og student t testes. De tallene med fet skrift gir de laveste AIC og BIC verdiene.

	Aluminium	ELIX	PHELIX	Nord Pool	WTI	Kull API2	Kull API4
Normal							
sGARCH							
AIC	-4,2241	0,3114	-0,0189	-0,8024	-3,4865	-4,2429	-4,3466
BIC	-4,1624	0,3731	0,0428	-0,7407	-3,4248	-4,1812	-4,2849
gjrGARCH							
AIC	-4,2193	0,2289	-0,1052	-0,8026	-3,5342	-4,2401	-4,3653
BIC	-4,1473	0,3009	-0,0331	-0,7306	-3,4622	-4,1681	-4,2933
eGARCH							
AIC	-4,2224	0,1800	-0,1276	-0,8231	-3,5561	-4,2379	-4,3656
BIC	-4,1504	0,2521	-0,0556	-0,7511	-3,4841	-4,1659	-4,2935
Student <i>t</i>							
sGARCH							
AIC		-0.1062	-0.3926	-0.9369	-3.4974	-4.2751	-4.3698
BIC		-0.0342	-0.3206	-0.8649	-3.4254	-4.2031	-4.2978
gjrGARCH							
AIC		-0.1016	-0.4070	-0.9322	-3.5328	-4.2709	-4.3732
BIC		-0.0193	-0.3247	-0.8499	-3.4505	-4.1886	-4.2909
eGARCH							
AIC	-4.2153	-0.1329	-0.4250	-0.9349	-3.5532	-4.2707	-4.3744
BIC	-4.1330	-0.0506	-0.3427	-0.8526	-3.4709	-4.1883	-4.2921

Tabell 13: Test av ulike GARCH (1,1) modeller med råvarene i futuresmarkedet, med fokus på sGARCH, gjrGARCH og EGARCH. Både normalfordeling (øverste seksjonen) og student t testes. De tallene med fet skrift gir de laveste AIC og BIC verdiene.

	Aluminium	PHELIX	Nord Pool	Naturgass ICE	WTI	Kull API2	Kull Newcastle
Normal							
sGARCH							
AIC	-4.2602	-3.2058	-2.3074	-3.3975	-3.5116	-4.3353	-4.1598
BIC	-4.1984	-3.1441	-2.2456	-3.3358	-3.4498	-4.2736	-4.0981
gjrGARCH							
AIC	-4.2556	-3.2150	-2.3062	-3.3933	-3.5479	-4.3627	-4.1841
BIC	-4.1836	-3.1430	-2.2342	-3.3213	-3.4759	-4.2906	-4.1121
eGARCH							
AIC	-4.2576	-3.2308	-2.3014	-3.4039	-3.5720	-4.3744	-4.1712
BIC	-4.1856	-3.1588	-2.2293	-3.3319	-3.5000	-4.3024	-4.0992
Student <i>t</i>							
sGARCH							
AIC		-3.2369	-2.3435	-3.4291	-3.5100	-4.4353	-4.1810
BIC		-3.1649	-2.2715	-3.3571	-3.4380	-4.3633	-4.1090
gjrGARCH							
AIC		-3.2402	-2.3402	-3.4284	-3.5471	-4.4430	-4.2015
BIC		-3.1579	-2.2579	-3.3461	-3.4648	-4.3607	-4.1192
eGARCH							
AIC	-4.2505	-3.2654	-2.3383	-3.4323	-3.5689	-4.4402	-4.1904
BIC	-4.1682	-3.1831	-2.2560	-3.3499	-3.4866	-4.3579	-4.1081

Tabell 12 viser resultatene av de forskjellige testene for råvarene i spotmarkedet, og tabell 13 viser resultatene for råvarene i futuresmarkedet. De øvre testene i begge tabellene viser resultatene av sGARCH, GJR-GARCH og E-GARCH i henhold til den gaussiske normalfordelingen, og de under viser i henhold til student-t fordelingen. Informasjonskriteriene

AIC og BIC velger den mest optimale sammensetningen til hver og en av råvarene. Den modellen som får den laveste summen av AIC og BIC er den beste. De beste sammensetningene for hver enkelt råvare har sine AIC og BIC verdier uthevet i fet skrift.

AIC og BIC er som regel enige om hvilken modell som passer dataene best, bortsett fra for én råvare (naturgass ICE). Vel å merke er det ikke store forskjeller mellom de ulike AIC og BIC verdiene for de ulike sammensetningene av de enkelte råvarene, så hvis valget hadde endt opp med en modell som ikke hadde den minste verdien av AIC og BIC ville nok ikke det skadet stort. Likevel, hvis vi hadde gått etter de modellene med de beste resultatene ser vi at AIC og BIC foretrekker student-t fordeling fremfor gaussisk normalfordeling for de fleste råvarene. Når det kommer til hvilken utgave av GARCH dataene passer best til, viser det seg at det er litt mer ulike resultater for de forskjellige råvarene, men de fleste passer best i kombinasjon med en E-GARCH-modell. ARMA (1,1) E-GARCH (1,1) i kombinasjon med en student-t fordeling blir dermed den valgte modellen denne oppgaven går videre med.

Det at de fleste råvarene fortrakk en Student- t fordeling er ikke så rart, da de fleste råvarene inkludert i denne analysen har en excess kurtose på over 3. Råvarene følger dermed en leptokurtisk fordeling, noe student- t er et eksempel på. Denne fordelingen har tykkere haler enn én normalfordeling. Denne forekomsten er nokså vanlig med finansielle dataserier (Brooks, 2014). Når det kommer til valg av GARCH-modell, foretrakk de fleste råvarene en EGARCH versjon. Den eksponentielle GARCH(EGARCH)-modellen foreslått av Nelson (1991) har vært en populær tilvekst til GARCH familien. En av de primære begrensingene til de standard GARCH-modellene er at de håndhever en symmetrisk respons av volatilitet til positive og negative sjokk. Dette oppstår siden den betingede variansen er en funksjon av størrelsene av de laggede residualene og ikke deres tegn, altså ved å kvadrere feilledet, vil tegnet gå tapt (Brooks, 2014). Det finnes ulike måter å uttrykke den betingede varians ligningen på, og slik er den foreslått av Nelson (1991):

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right] - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad (5.2)$$

Denne modellen har sine fordeler ovenfor den vanlige GARCH-modellen. Siden $\log(\sigma_t^2)$ er modellert, så selv om parameterne er negative, så vil σ_t^2 være positiv. Det vil dermed ikke være nødvendig å pålegge kunstige ikke-negative begrensninger på modell parameterne. Asymmetrier er også tillatt under formuleringen av EGARCH, siden forholdet mellom volatiliteten og avkastningen er negativ, vil γ være negativ (Nelson, 1991). Estimeringen av EGARCH-modellen ble gjort ved hjelp av programmet R. Tabell 14 viser resultatene for

råvarene fra spotmarkedet og Tabell 15 viser resultatene for råvarene fra futuresmarkedet. Det vil bli lagt mest vekt på koeffisientene estimert for variansligningen av GARCH-modellen.

Tabell 14: Univariat EGARCH (1,1) modell for spotavkastningene. Verdiene i tabellen er de estimerte koeffisientene (*, ** og *** tilsvarer signifikans på respektivt 10%, 5% og 1% nivå)

Koeffisienter	Aluminium	ELIX	PHELIX	Nord Pool	WTI	Kull API2	Kull API4
Mu μ	0.000037	-0.001435**	0.002812***	-0.002036*	-0.002022	-0.000962*	0.000794**
AR (1)	0.604250***	0.52149***	0.075611***	0.61216***	0.051664	-0.66070**	0.18444***
MA (1)	-0.762850***	-0.97130***	-0.839629***	-0.7976***	-0.031556	0.56865***	-0.2583***
Omega ω	0.090559	-0.32668	-0.115060	-0.79361**	-0.0852***	-0.33753**	-0.43032**
Alpha α	0.090559	0.112477	0.234496	0.032418	-0.1345***	0.038957	0.08059***
Beta β	0.521015***	0.83846***	0.930345***	0.76643***	0.98698***	0.95261***	0.94078***
Gamma γ	-0.114285	0.761757*	0.603376	0.68801***	0.03600***	0.153160	0.12165***
Shape	99.9999***	2.40992***	2.284194***	3.05169***	25.827596	6.79693**	9.297152**

Tabell 15: Univariat EGARCH (1,1) modell for futuresavkastningene. Verdiene i tabellen er de estimerte koeffisientene (*, ** og *** tilsvarer signifikans på respektivt 10%, 5% og 1% nivå)

Koeffisienter	Aluminium	PHELIX	Nord Pool	Naturgass ICE	WTI	Kull API2	Kull Newcastle
Mu μ	0.000019	0.000430	-0.002746	-0.002135	-0.002262	-0.000339	-0.000213**
AR (1)	0.593954***	-0.028600	-0.6243***	-0.749591***	0.045856	0.70332***	0.900174***
MA (1)	-0.758720***	-0.059059	0.54291***	0.705470***	-0.029849	-0.6651***	-0.915613***
Omega ω	-3.218555***	-0.08934***	-1.257427	-0.283168	-0.0968***	-0.4456***	-0.325113***
Alpha α	0.057807	0.089573	-0.038981	-0.025260	-0.1451***	0.09604***	0.100512***
Beta β	0.548159***	0.98509***	0.75513***	0.953845***	0.98524***	0.93878***	0.953865***
Gamma γ	-0.127115	-0.08466***	0.55977***	0.298922**	0.061923***	0.028214	0.091174***
Shape	99.999698***	3.822544***	5.639629***	5.969301***	29.548855	5.686973***	8.269008***

Over vises de estimerte univariate koeffisientene for hver råvare. Av de estimerte parameterne er det spesielt interessant å se på verdiene α og β . Alpha (α) gir indikasjoner på hvordan variabelen reagerer på markedssjokk. Parameteren beta (β) gir oss informasjon om utholdenheten til volatiliteten etter et sjokk. I følge Alexander (2008) varierer α som regel mellom 0,05 (et relativt stabilt marked) og 0,1 (et mer nervøst marked), og utholdenhetsparameteren β varierer som regel mellom 0,85 og 0,98, der høyere verdi tilsier mer

utholdende volatilitet. Ser vi på de ulike råvarene har elektrisitetsprisene en høy α , med unntak av Nord Pool. Det er spesielt prisene på spotmarkedet som har høy α , noe som betyr at markedene er nervøse. PHELIX fra spotmarkedet har en verdi på 0,23, dette er en verdi langt over det vanlige, og er den mest nervøse av de utvalgte råvarene i denne oppgaven. Ellers så virker kullprisene som ganske nervøse med verdier på 0,08 (Kull API4), 0,09 (Kull API2 – futures) og 0,1 (Kull Newcastle). Aluminium virker som mer stabil i futuresmarkedet, mens i spotmarkedet har en verdi nærme 0,1. Olje (WTI) virker som en volatil råvare med verdier over 0,1 for både spot og futures. Riktig nok er det bare WTI og Kull API4 i spotmarkedet og WTI, Kull API2 og Kull Newcastle i futuresmarkedet som har signifikante α -verdier, der de alle er signifikante på 1% nivå. Da kommer spørsmålet om hvor mye man er villig til å stole på resultatene til de andre råvarene.

Som regel er høye α relatert til lave β , og omvendt. De variablene med høye α og lave β er mer “hoppende”, altså de endrer seg mer, enn de med lave α og høye β . Aluminium har en veldig lav β i forhold til de andre råvarene, samt i forhold til verdi områdene foreslått av Alexander (2008). Verdt å nevne er at disse verdi områdene foreslått av Alexander er ment for aksjer, så verdiene til råvarene kan være noe annerledes. Aluminium viser til en β -verdi på 0,52 og 0,54, respektivt for spot- og futuresmarkedet. Verdien er også svært signifikant, det er for så vidt alle de andre β -verdiene for de andre råvarene også.

Dette betyr at aluminium ikke har noe spesielt utholdende volatilitet. α -verdien til aluminium er på nesten 0,1 i spotmarkedet, men variasjonene viser seg til å ikke vare lenge på grunn av den lave β -verdien. Aluminiumsmarkedet kan dermed ses på som et relativt stabilt marked, med ikke altfor store endringer, men heller mange små, altså et marked med lav volatilitet. EEX-PHELIX (spot) og WTI (spot og futures) er de råvarene som kan vise til de høyeste β -verdiene, med verdier over 0,98. Naturgass og Kull har også relativt høye verdier. Disse råvarene har dermed volatilitet som varer lenger. Det at β -verdien er betydelig større enn α -verdien betyr også at markedet har et minne som er lengre enn en periode, og at volatiliteten er mer følsom ovenfor dens laggede verdier enn nye overraskelser i markedsverdiene (Alexander, 2008). En annen måte å se på omfanget av volatiliteten er slik (Rahayu et al. 2015): $\alpha + \beta < 1$ (lav volatilitet), $\alpha + \beta = 1$ (høy volatilitet), $\alpha + \beta > 1$ (ekstrem volatilitet).

Tabell 16: Summerte verdier av α og β for alle råvarene

SPOT	Aluminium	ELIX	PHELIX	Nord Pool	WTI	Kull API2	Kull API4
$\alpha + \beta$	0,61	0,95	1,16	0,80	0,85	0,99	1,02
FUTURES	Aluminium	PHELIX	Nord Pool	Naturgass ICE	WTI	Kull API2	Kull Newcastle
$\alpha + \beta$	0,61	1,07	0,716	0,93	0,84	1,03	1,05

Tabell 16 viser de samlede verdiene av α og β for alle råvarene. Som poengtert over kan den samlede verdien av parameterne si noe om hvor volatilt råvaren er. Som det kommer frem er aluminium den minst volatile råvaren og PHELIX den mest volatile. Kull viser seg å være en råvare med meget høy volatilitet, mens Nord Pool virker å være en del mindre volatil sammenlignet med de to andre elektrisitetsprisene. De variablene som har en sum nær 1, gir indikasjoner på at et sjokk vil fortsette til mange fremtidige perioder. De som har en verdi over 1, gir indikasjoner om at den betingede variansen er eksplosiv (Rahayu et al. 2015).

Ved estimering av en EGARCH-modell fremfor en standard GARCH-modell får man én til interessant parameter ut av estimeringen. Denne parameteren, som vist i tabell 13 og 14 går under navnet gamma (γ) og er den såkalte *leverage* koeffisienten som måler asymmetrien. Denne koeffisienten er signifikant på et 1% nivå for alle råvarene bortsett fra aluminium, PHELIX og kull API2 fra spotmarkedet og aluminium og kull API2 for futuresmarkedet, som ikke er signifikante i det hele tatt. Hva denne koeffisienten forteller oss er hvordan råvaren er korrelert mellom tidligere avkastning og fremtidig avkastning. Aluminium (som for så vidt ikke har en signifikant verdi) og PHELIX fra spotmarkedet har en negativ verdi, som betyr at det er en negativ korrelasjon mellom tidligere avkastning og fremtidig avkastning. Positive sjokk har mindre effekt på den betingede variansen enn negative sjokk. De andre råvarene har en positiv verdi, som da betyr det motsatte. Når $\gamma < 0$, så genererer positive sjokk mindre volatilitet enn negative sjokk. $\gamma > 0$, innebærer at positive innovasjoner er mer destabiliserende enn negative innovasjoner. (Su, 2010; Brooks, 2014)

5.5 Robusthetsanalyse av marginalene

Etter endt estimering av EGARCH-modellen for alle råvarene bør man teste om hvor godt modellen egentlig passer dataene. Dette er en viktig del av det hele, da det skaper trygghet rundt de resultatene estimert av modellen. Dette er gjort ved å ta for seg en Kolmogorov-Smirnov-,

en Cramér-von Mises- og en Anderson-Darling-test. Kolmogorov-Smirnov-testen (KS) ser om dataene følger en bestemt fordeling. Testen sammenligner den observerte kumulative fordelingsfunksjonen for en variabel med en spesifisert teoretisk fordeling, i denne sammenheng, student-t. Nullhypotesen for denne testen er at dataene følger student-t fordelingen. Cramér-von Mises-testen (CM) og Anderson-Darling-testen (AD), tester for det samme, altså hvorvidt et gitt utvalg av data trekkes fra en gitt sannsynlighetsfordeling. Nullhypotesen er den samme som i Kolmogorov-Smirnov-testen (Anderson & Darling, 1952; Darling, 1957).

Det sies at Anderson-Darling-testen oppdager bedre fete haler og Kolmogorov-Smirnov oppdager bedre avvik i midten, Cramér-von Mises plasseres i midten med litt av begge styrker. Tabell 17 og 18 viser p -verdiene for de ulike testene. Ljung-Box- og LM ARCH-test er inkludert for å se etter seriekorrelasjon og ARCH-effekter etter at modellen er estimert. De ønskelige verdiene av KS, CM og AD er verdier over 0,1 (10% signifikansnivå). Da er nullhypotesene beholdt, som betyr at dataene følger den valgte fordelingen. Elektrisitetsprisene sliter med å oppnå denne verdien, spesielt for dataseriene i spotmarkedet. PHELIX og ELIX viser til signifikante verdier, noe som ikke er ønskelig, da nullhypotesene blir forkastet.

Tabell 17: Robusthetsanalyse av EGARCH modellen brukt på råvarene i spotmarkedet (tabellen viser p -verdiene til de ulike testene: KS er Kolmogorov-Smirnov testen, CM er Cramér-von Mises testen og AD er Anderson-Darling testen. Det er også blitt gjort Ljung-Box (LB) test for lags 1, 5 og 9 for å se etter seriekorrelasjon etter estimert modell. LM ARCH-test er inkludert for 3, 5 og 7 lags, for å se etter ARCH-effekter etter estimert modell). *, ** og *** tilsvarer signifikans på respektivt 10%, 5% og 1% nivå.

	Aluminium	ELIX	PHELIX	Nord Pool	WTI	Kull API2	Kull API4
KS	0,23	0,03**	0,00***	0,12	0,25	0,57	0,81
CM	0,24	0,01**	0,00***	0,21	0,20	0,59	0,73
AD	0,26	0,00***	0,00***	0,18	0,18	0,67	0,60
LB lag 1	0,3125	0,3006	0,7320	0,7173	0,7166	0,4848	0,5586
LB lag 5	0,0003***	0,8739	1,0000	0,3456	0,8714	1,0000	1,0000
LB lag 9	0,0325**	0,8366	0,9546	0,5447	0,6663	0,9954	0,9969
LM lag 3	0,9721	0,8761	0,5029	0,3596	0,9031	0,8639	0,8191
LM lag 5	0,4542	0,9621	0,6787	0,4805	0,9937	0,9726	0,9640
LM lag 7	0,5941	0,9862	0,6853	0,6243	0,7476	0,9721	0,9519

Tabell 18: Robusthetsanalyse av EGARCH modellen brukt på råvarene i futuresmarkedet (tabellen viser p -verdiene til de ulike testene). *, ** og *** tilsvarer signifikans på respektivt 10%, 5% og 1% nivå.

	Aluminium	PHELIX	Nord Pool	Naturgass ICE	WTI	Kull API2	Kull Newcastle
KS	0,14	0,11	0,92	0,89	0,12	0,86	0,55
CM	0,21	0,07	0,93	0,83	0,16	0,87	0,41
AD	0,19	0,07	0,95	0,84	0,11	0,93	0,47
LB lag 1	0,3229	0,9914	0,7767	0,2893	0,6916	0,5372	0,4587
LB lag 5	0,0020***	0,1707	0,9861	0,5468	0,9031	0,7774	0,8715
LB lag 9	0,0711*	0,2434	0,8291	0,5289	0,7293	0,6524	0,7902
LM lag 3	0,6488	0,4607	0,4486	0,8847	0,7672	0,9152	0,2012
LM lag 5	0,3053	0,1472	0,1264	0,1055	0,9823	0,8290	0,2020
LM lag 7	0,4179	0,1945	0,1603	0,0864	0,7601	0,8951	0,3091

Ljung-Box-testen for lag 1, 5 og 9 er inkludert fra estimeringen av EGARCH-modellen, der hensikten er å finne former for seriekorrelasjon i modell residualene. Aluminium i både spot- og futuresmarkedet har signifikante verdier, altså at det forekommer seriekorrelasjon. Seriekorrelasjon er ikke tilstede i de andre råvarene. Til slutt er ARCH-LM testen inkludert for lag 3, 5 og 7, for å se om det fortsatt finnes ARCH-effekter i dataseriene. Av p -verdiene over er det ingen indikasjoner på at det fortsatt er ARCH-effekter i råvareseriene. Dette innebærer at variansligningen er godt spesifisert.

5.6 DCC-GARCH

Koeffisientene for selve DCC-modellen er estimert med aluminium mot hver enkelt råvare, altså parvis. Dette er gjort for å få bedre indikasjoner på hvilken energiråvare som følger bevegelsene til aluminium, og se hva slags påvirkning den råvaren kan ha på metallprisen. Modellen er estimert i henhold til student-t fordeling, slik som de univariate GARCH-modellene. Valget av order endte opp med DCC (1,1), da det er denne versjonen de fleste har forholdt seg til i tidligere litteratur og av ønsket om å ikke gjøre ting for komplisert. Det hele har blitt gjort ved hjelp av programmet R. De estimerte koeffisientene vil først presenteres for hvert par, både for spot- og futuresmarkedet, før de tidsvarierende betingede

korrelasjonsfigurene for hvert par presenteres. De dynamiske korrelasjonene passer fint til å måle mulige smittevirkninger av volatilitet, grunnet oppførselen til fremvoksende finansmarkeder der de ofte påvirkes av markedet rundt, særlig under kriseperioder (Corsetti et al. 2005; Boyer et al. 2006; Chiang et al. 2007).

β -verdien for alle råvareparene er signifikante og er relativt høye for flere av parene, dette betyr at den tidsvarierende korrelasjonen viser høy grad av utholdenhet. (Alexander, 2008; Shahbazi & Molabahrani, 2014) Når det kommer til α -verdiene, altså parameteren som måler reaksjonen til den betingede volatiliteten, er det bare Nord Pool (spot) og WTI olje (både spot og futures) som kan vise til signifikante verdier. Det er dermed bare for disse råvarene det med sikkerhet har assosiasjoner med den dynamiske betingede korrelasjonen med aluminium, og støtter den tidsvarierende naturen av den. (Mohammadi & Tan, 2015). Summen av koeffisientene (DCC- α og DCC- β) er mindre enn 1 for alle råvareparene, noe som indikerer at den ubetingede variansen er endelig. Stabilitetstilstanden, $DCC-\alpha + DCC-\beta < 1$, er møtt for alle parene. Den betingede variansen er vedholdende og går sakte tilbake til gjennomsnittet. (Lebo & Box-Steffensmeier, 2008) Som sagt er det bare WTI olje (spot og futures på 5% nivå) og Nord Pool (spot på 10%) som kan vise til signifikante α -verdier.

Tabell 19: Estimerte DCC-koeffisienter for de ulike parene i spotmarkedet (*, ** og *** tilsvarer signifikans på respektivt 10%, 5% og 1% nivå)

DCC koeffisienter	Alu ELIX	Alu PHELIX	Alu Nord Pool	Alu WTI	Alu Kull API2	Alu Kull Newcastle
DCC α	0,03985	0,04082	0,09947*	0,02829**	0,00000	0,00000
DCC β	0,70434***	0,69273***	0,60499***	0,93942***	0,98124***	0,95543**
mshape	4,44408***	5,89592***	7,87411***	49,99999**	16,15256**	22,32589
$\alpha + \beta$	0,74	0,73	0,70	0,97	0,98	0,96

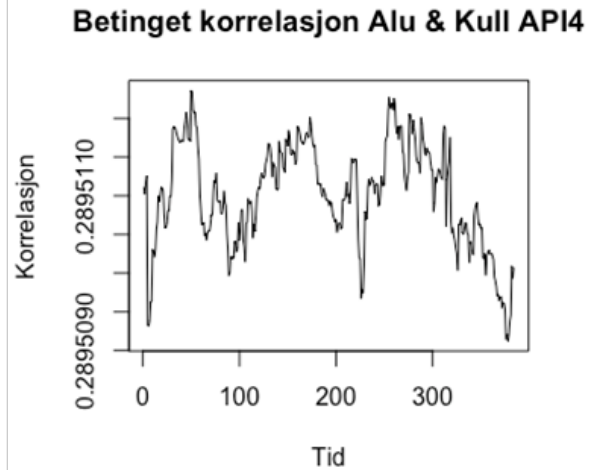
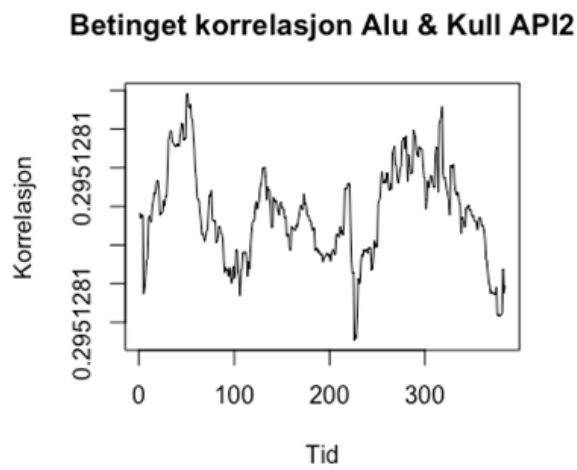
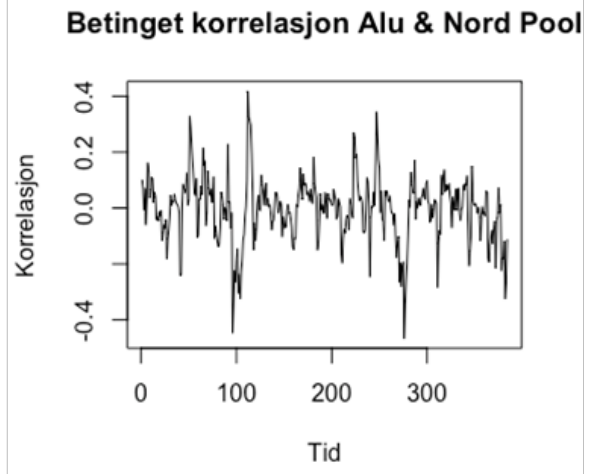
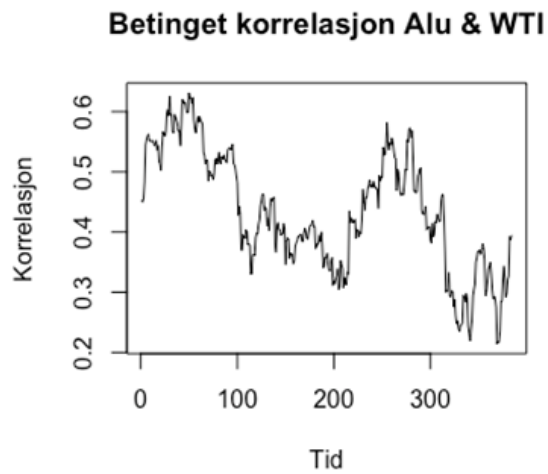
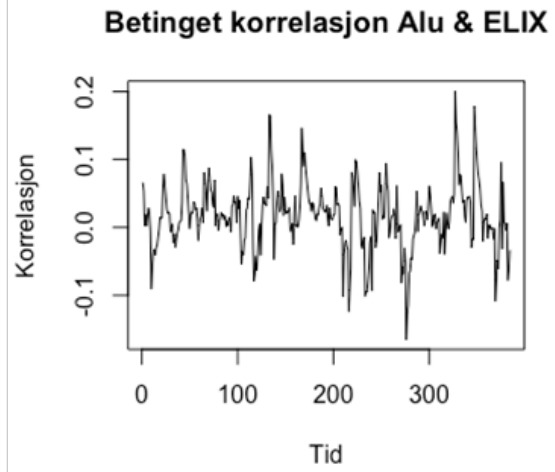
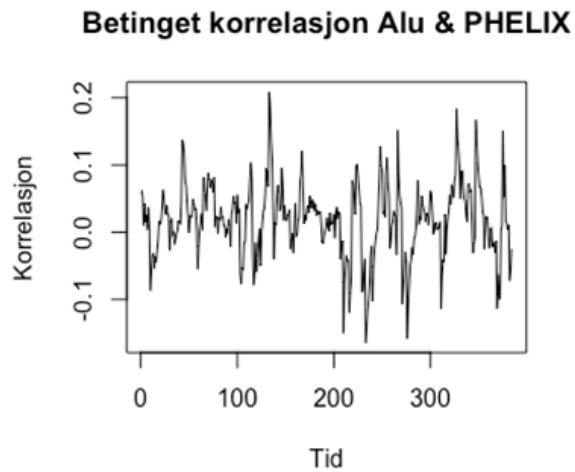
Tabell 20: Estimerte DCC-koeffisienter for de ulike parene i futuresmarkedet (*, ** og *** tilsvarer signifikans på respektivt 10%, 5% og 1% nivå)

DCC koeffisienter	Alu PHELIX	Alu Nord Pool	Alu Naturgass	Alu WTI	Alu Kull API2	Alu Kull API4
DCC α	0,00000	0,00000	0,03483	0,02863**	0,00000	0,00126
DCC β	0,97035***	0,94965***	0,77828***	0,93989***	0,95607***	0,98797***
mshape	19,45950*	12,8159***	12,36721***	49,99928**	10,43263***	21,50396**
$\alpha + \beta$	0,97	0,95	0,81	0,97	0,96	0,99

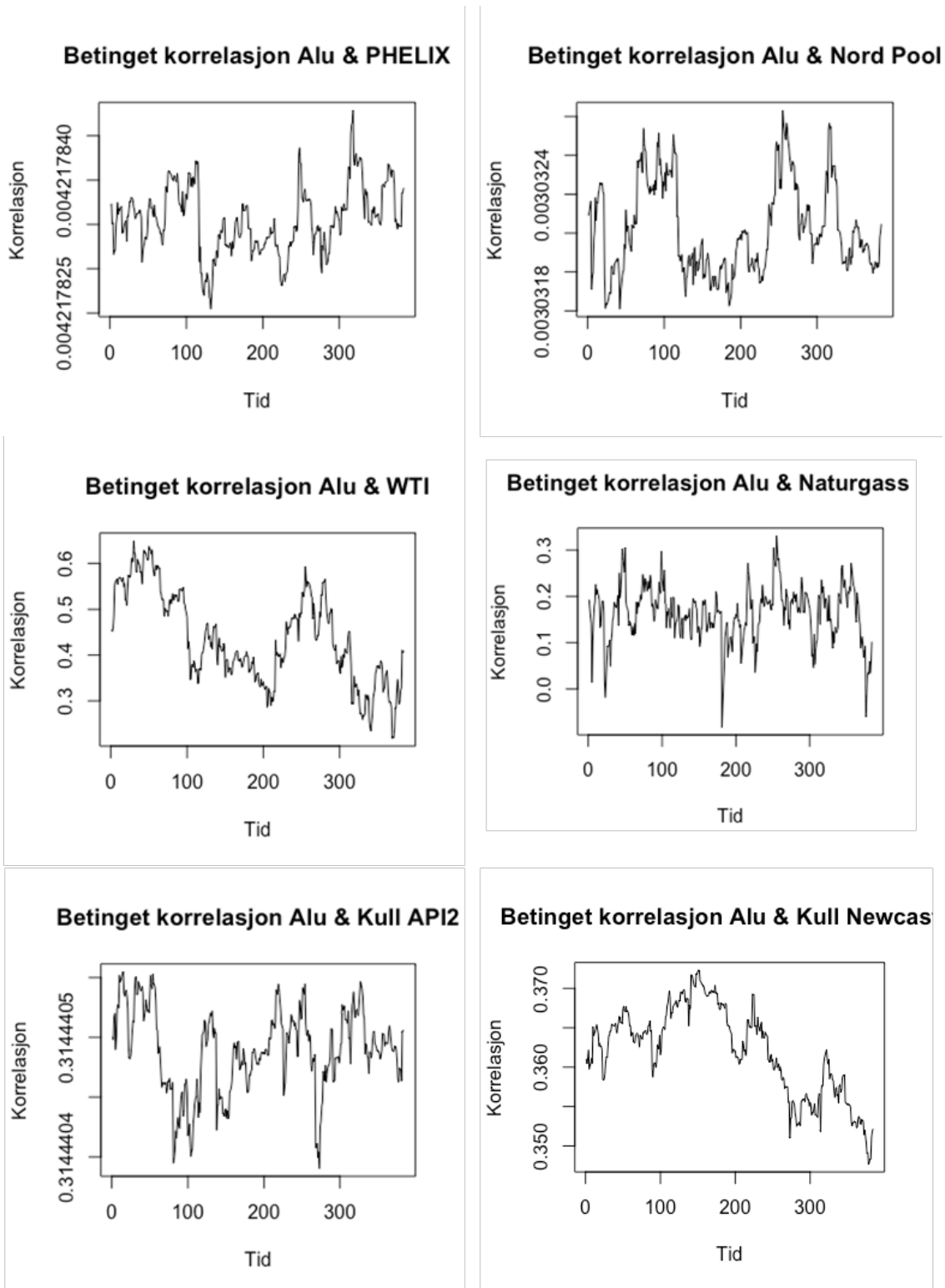
Figur 7 viser de forskjellige betingende korrelasjonsfigurene for hvert av parene i spotmarkedet, og figur 8 for futuresmarkedet. I disse plots blir de tidsvarierende korrelasjonene mellom de forskjellige energiråvarene og aluminium fanget. Her kan man se den tidsvarierende avhengigheten mellom markedene, der man kan se mulige tendenser for volatilitetsoverføringer. Av de betingende korrelasjonsfigurene for både spot- og futuresmarkedet over, er det Crude Oil (WTI olje) som kan vise til den høyeste korrelasjonen. Tar vi en nærmere titt på figuren til WTI oljen, både for spot og futures, ser vi at råvaren hadde en korrelasjonsverdi med aluminium på over 0,6, som er den høyeste verdien blant alle råvarene. I løpet av denne tidsperioden når forholdet til aluminium og WTI en korrelasjonsverdi på nesten 0,2, så man kan klart og tydelig se at korrelasjonen er tidsvarierende. Både spot- og futuresversjonen av WTI, beveger seg nokså likt i forhold til aluminium. Vi kan se en tydelig nedgang i 2011 før i slutten av sommeren 2014 en tydelig oppgang finner sted. I periodene med høy korrelasjon med olje, var standardavviket høyere for aluminium, som vist i tabell 21.

Tabell 21: Standardavviket til aluminium under periodene med høy og lav korrelasjon med Crude oil WTI

Periode	2010 – 2012	2012 – 2014	2014 – 2016	2016 – 2018
	Høy korrelasjon	Lav korrelasjon	Høy korrelasjon	Lav korrelasjon
Spot				
Standardavvik	3,40%	2,59%	2,96%	2,80%
Futures				
Standardavvik	3,41%	2,80%	2,87%	2,81%



Figur 7: De betingede tidsvarierende korrelasjonsfigurene til parene i spotmarkedet. Her ser man de tidsvarierende korrelasjonskoeffisientene de ulike energiråvarene har med aluminium



Figur 8: De betingede tidsvarierende korrelasjonsfigurene til parene i futuresmarkedet. Her ser man de tidsvarierende korrelasjonskoeffisientene de ulike energiråvarene har med aluminium

Nord Pool er den råvaren som har den nest høyeste korrelasjonsverdien i løpet av perioden med aluminium. Den når en korrelasjonsverdi på 0,4, men når også en korrelasjonsverdi på -0,4 i løpet av perioden. Sammenligner vi sammenhengen med sammenhengen mellom aluminium og de andre elektrisitetsprisene, kan vi klart se at Nord Pool oppnår høyere korrelasjonsverdier. Det at elektrisitetsprisen oppnår negative verdier, slik alle de tre elektrisitetsprisene gjør, er ikke så rart da prisene kan bevege seg mye i løpet av kort tid. Nord Pool og WTI olje, er som sagt de eneste med signifikante DCC- α - og DCC- β -verdier, altså at det er de korrelasjonsverdiene vi kan med sikkerhet stole på. Vi ser at elektrisitetsprisen har i noen perioder nokså høye korrelasjonsverdier som kan tolkes som volatilitetsoverføringer.

Videre kan vi se at kull har relative stabile positive korrelasjonsverdier i løpet av perioden, med verdier på ca. 0,29 for kull i spotmarkedet og verdier fra 0,3 til 0,37 for kull i futuresmarkedet. De viser at de har en avhengighet/sammenheng med aluminium gjennom hele perioden. Naturgass oppnår korrelasjonsverdier på 0,3 til -0,1, men har relativt stabile verdier over lengre perioder. Elektrisitetsprisene PHELIX og ELIX i spotmarkedet har nokså like korrelasjonsverdier, som varierer fra -0,2 til 0,2. Elektrisitetsprisene i futuresmarkedet (Nord Pool og PHELIX) oppnår svært lave korrelasjonsverdier på henholdsvis 0,003 og 0,004.

6. Diskusjon

I resultat kapittelet har oppgaven ved hjelp av to kointegrasjonstester (Engle-Grangers og Johansens kointegrasjonsmodell) og en DCC-GARCH-modell anskaffet informasjon om det finnes langsiktige likevekts forhold og tendenser av volatilitetsoverføringer mellom de ulike energiråvarene og aluminium, både i spot- og futuresmarkedet. Funnene fra de forskjellige modellene er som følger:

- Engle-Grangers kointegrasjonsmodell fant langsiktig stokastisk trend mellom aluminium og elektrisitetsprisen EEX-ELIX, samt mellom aluminium og kull (API2 & API4) i spotmarkedet. For futuresmarkedet fant modellen sammenhenger mellom aluminium og EEX-PHELIX, og mellom aluminium og kull (API2 & kull Newcastle).
- Johansens kointegrasjonsmodell fant bare kointegrerte forhold i spotmarkedet. Der modellen kunne vise til samvariasjon mellom aluminium og elektrisitetsprisene EEX-PHELIX, EEX-ELIX og Nord Pool.

- DCC-GARCH-modellen finner klare sammenhenger mellom aluminium og olje i både spot- og futuresmarkedet, samt mellom aluminium og Nord Pool i spotmarkedet (disse var de eneste parene som hadde både signifikante α - og β -verdier). Ved hjelp av de tidsvarierende betingede korrelasjonsfigurene produsert av modellen, får vi også informasjon om hvordan sammenhengen mellom råvarene har utfoldet seg gjennom tidsperioden.

En parvis Engle-Granger-test og en parvis Johansen kointegrasjonstest ble brukt da det gav muligheten til å sammenligne resultatene, samt av anbefaling av Gonzalo og Lee (1998), da det minker sjansen for å havne i en fallgrube. En observasjon av studien er at modellene som er testet, ikke er konsistente, altså at metodene ikke fører til samme resultat. Det blir derfor opp til en hver å rangere troverdigheten av resultatene til de forskjellige modellene. Som spesifisert tidligere så passer Johansen-modellen best i situasjoner der flere enn to variabler er inkludert i testen. Alexander (1999) anbefaler så videre Engle-Granger-metoden når det bare inkluderes to variabler. Johansen-testen søker den lineære kombinasjonen hvor kombinasjonen er mest stasjonær, mens Engle-Granger metoden er basert på OLS og søker den lineære kombinasjonen som har minst varians (Alexander, 1999). Av den grunn kan man kanskje stole mer på resultatene av Engle-Granger-metoden.

Engle-Granger testen finner kointegrasjon mellom aluminium og kull, som egentlig ikke er rart da kull er en populær energikilde i aluminiumsproduksjonen. Allerede i korrelasjonsmatrisene kunne vi se verdier som kunne indikere forholdet. Kull er en svært forurensende energikilde, noe som har ført til at flere land strekker seg til andre mer rene energikilder, der i blant Tyskland. Men aluminiumens største produksjonsland, Kina, får fortsatt en stor del av elektrisiteten sin fra kullkraft. Mer enn 50% av all aluminium blir produsert i landet. Skjer det dermed noe relatert til aluminiumsproduksjonen i Kina vil nok dette merkes i prisen.

Det er én variabel begge kointegrasjonstestene er enige følger en langsiktig stokastisk trend med aluminium, og det er EEX-ELIX. EEX-ELIX er en elektrisitetspris under hypotesen om ubegrenset grenseoverskridende kapasitet mellom markedsområdene. Dette er en pris med målet om et integrert europeisk marked. Markedsområdene inkluderer Frankrike, Tyskland/Østerrike og Sveits. De nasjonale prisene i disse markedsområdene er brukt som referansepriser over hele Europa. ELIX viser hvor nært disse prisene allerede er til markedspris i et fullt integrert europeisk marked (EEX.com, 2018). Det at denne prisen representerer en såpass stor del av Europa, og dermed også et stort område av økonomiske bevegelser i verden, kan det

tenkes at det er en sammenheng mellom denne prisen og aluminium, noe begge modellene viser.

DCC-GARCH-modellen indikerer volatilitetsoverføringer mellom aluminium og energiråvarene olje (WTI). Sammenhengen aluminium har med olje er ikke overaskende da olje er den største råvaren i verden. Det er en råvare som brukes i de fleste industrier og er dermed en råvare som har en sammenkobling til de fleste råvarer. Det er ofte personer bruker oljeprisen som referanse, når de skal vurdere verdensøkonomien, siden det er den råvaren det handles mest av. (Hwang, 2017) Ut i fra de tidsvarierende betingede korrelasjonsfigurene, kan vi se at olje har en korrelasjonsverdi på 0,6 på et tidspunkt og nesten 0,2 på et annet. Som nevnt i tidligere litteratur kapitlet, forekommer det ofte mer volatilitetsoverføringer under kriser. Ser vi nærmere på korrelasjonsfiguren til aluminium og WTI-oljen (figur 7 og 8) så øker korrelasjonen mellom dem i midten av august 2014. Det var denne sommeren verden kom ovenfor oljekrisen, da prisen falt kraftig ned. Standardavviket til aluminium økte under denne perioden med høy korrelasjon. Fra en relativt rolig periode med lave korrelasjonsverdier (sommeren 2012 til sommeren 2014) hadde aluminium et standardavvik på 2,59%, men under oljekrisen (sommeren 2014 til sommeren 2016) så økte standardavviket til 2,97%. Dette stemmer i så fall med tidligere studier, der volatilitetsoverføringer ofte stiger under kriseperioder.

Når det kommer til volatilitetsoverføringene fra Nord Pool til aluminium som DCC-modellen også poengterer, ser vi fra den betingede korrelasjonsfiguren at Nord Pool og aluminium har en korrelasjonskoeffisient som varierer fra 0,4 til -0,4. Det er vanskeligere å se en spesifikk trend i korrelasjonsfigurene til elektrisitetsprisene enn til de andre råvarene. Noe som ikke er tilfeldig da elektrisitetsprisene endrer seg mye. Det at modellen bare oppnår signifikante verdier (α -verdier) med Nord Pool og ikke de andre elektrisitetsprisene, kan ha noe med størrelsene av aluminiumsanleggene i området å gjøre. Hydro som er en norsk aluminiums bedrift med de fleste produksjonsanlegg plassert i Norge, kan være grunnen til signifikansen. Da Norsk Hydro er en av de største aluminiumsvirksomhetene i verden kan ha skapt et sterkere forhold mellom Nord Pool og aluminiumsprisen, enn det de andre elektrisitetsprisene har skapt (aluminiumleader.com). Paret har en relativt høy α -verdi (0,099), det vil si at de reagerer ganske kraftig på markedssjokk, noe som gjenspeiles i de tidsvarierende korrelasjonene, hvor de i korte perioder oppnår korrelasjonsverdier på 0,4. β -verdien er nokså lav (0,60), som indikerer at utholdenheten til volatiliteten etter et sjokk i elektrisitetsprisen er kort. Forholdet de har er veldig "hoppende", som vi også ser i korrelasjonsfiguren. De andre elektrisitetsprisene kan vise til lignende forhold, riktig nok bare i spotmarkedet. Det som er interessant er at man faktisk ser

langsiktige likevekter og tendenser til volatilitetsoverføringer mellom aluminium og elektrisitetspriser allerede. Dette er markeder som er relativt nye og er fortsatt under deregulering.

Videre er det interessant å se at den betingede korrelasjonen mellom kull (både i spot og futuresmarkedet) og aluminium er positive og veldig stabile. De ligger alle rundt verdier på 0,3, bortsett fra kull eksportert ut fra Newcastle, Australia, som ligger noe høyere (0,35 – 0,37). Det er ingen signifikante nedganger i verdiene. Siden kull har en såpass stor tilkobling til aluminium så blir aluminiumsprisen stabilt påvirket hele tiden, kan tenkes. Grunnen til at kull fra Newcastle har høyere korrelasjonsverdier, er nok sannsynligvis fordi Kina importerer mye kull derfra. Naturgass har også relative stabile korrelasjonsverdier gjennom perioden. Riktig nok har de ikke signifikante α -verdier.

Elektrisitetsprisene, med unntak av Nord Pool, har vanskeligheter med å akseptere null hypotesen om valgt fordelingstype under testene Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling og Cramér-von Mises. Det bør derfor diskuteres hvor godt disse modellene egentlig passer elektrisitetsprisene. Av tidligere litteratur ble det ikke funnet noen studie som omhandlet elektrisitetspriser og deres volatilitetsoverføringer, og dette kan være grunnen. Elektrisitetspriser har en tendens til å bevege seg mye, mye mer enn andre råvarer. Det kan derfor være vanskelig å se hva slags fordeling de følger, da de kan ses på som noe helt spesielt, noe særegent i råvaremarkedet. Prisene avhenger mye av været og etterspørselen til en hver tid på døgnet, noe som gjør dem svært volatile. Fra EGARCH-modellen ser vi at det er spesielt elektrisitetsprisene som er volatile. Prisene, i blant annet Tyskland, oppleves noen ganger som negative, noe som gjør elektrisitetsprisene enda mer ulik andre priser. Grunnet store investeringer i sol- og vindkraft vil dager med mye sol og vind noen ganger føre til mer tilbud enn etterspørsel av kraft, samtidig som kull- og atomkraftverk har vanskeligheter med å redusere energiproduksjonen raskt nok, prisene blir dermed negative. Land som Storbritannia, Frankrike, Belgia, Nederland og Sveits har også opplevd negative priser (Nytimes.com).

I mars (2018) bestemte Stortinget seg for å inngå avtalen ACER. Dette er en omdiskutert avtale som binder Norge til EUs tredje energipakke. En avtale som kobler Europas energimarkeder sammen. Ingen er helt enig om denne avtalen er bra for Norge eller ikke. Noen mener dette vil skape en bedre og mer effektiv energiutvinning, som vil skape et mer miljøvennlig samfunn. Andre mener dette vil gjøre at Norge mister råderetten over egne kraftressurser. En avtale som kan føre til krav om utbygging av kraftkabler til andre Europeiske land, som kan drive elektrisitetsprisene opp. Det er spesielt én kraftkabel til Storbritannia flere frykter, da elektrisitetsprisen er høyere der enn i Norge. Dette vil føre til at prisene

sammenkobles, som igjen kan føre til høyere elektrisitetspriser her hjemme. Asgeir Tomasgard, en professor ved NTNU som har energiøkonomi og energipolitikk som sine spesialområder, mener avtalen vil være bra for Norge. I følge han kommer det ikke til å redusere råderetten og verdien av norsk elektrisitet vil øke. Siden Europas energisektor ønsker å redusere utslipp, kan norske ressurser være av verdi. Han nevner for så vidt også at utbygging av kabler vil øke elektrisitetsprisene noe (Madshus et al, 2018). Dette vil være positivt for aktørene i elektrisitetsmarkedet da de ser muligheten til økte inntekter, men det kan fort bli negativt for konsumentene. Industrierarbeidere i blant annet Årdal og Sunndal reagerte sterkt på inngåelsen av avtalen. De frykter EU-kontroll og økte kostnader. (Takvam, 2018) Hydro har aluminiumsanlegg i både Årdal og Sunndal. Hvis denne avtalen skulle føre til høyere elektrisitetspriser kan det bety svekkede konkurransefordeler for aluminiumsindustrien i Norge, da produksjonskostnadene vil øke. Som de to kointegrasjonsmodellen og DCC-GARCH-modellen forteller oss, så er det langsiktige likevekter og volatilitetsoverføringer mellom elektrisitetsprisene og aluminium. Tar vi referanseprisen ELIX som eksempel, en pris som representerer markedsprisen i flere områder i Europa, kunne vi se i begge kointegrasjonsmodellene hadde en langsiktig stokastisk trend med aluminium. På grunnlag av dette funnet kan det tenkes at ACER-avtalen vil gjøre elektrisitetsprisene i Europa enda mer betydningsfulle for aluminiumsprisen. Når elektrisitetsprisene endrer seg på grunn av ACER-avtalen og prisene blir så mer sammenkoblet i Europa, vil det på grunnlag av funnene i modellene kunne forårsake endringer i aluminiumsprisen, men hvor mye den vil endre seg er vanskelig å si. Det kan i hvert fall tenkes at høyere korrelasjonskoeffisienter (større volatilitetsoverføringer) vil forekomme og sterkere likevekts forhold.

Alle modellene indikerer sammenhenger mellom energi og aluminium. På en annen side så er ikke kointegrasjonsmodellene konsistente, altså at de er ikke helt enige om hvilke spesifikke energiråvarer som påvirker aluminium. Da denne oppgaven er en av de første av sitt slag, kan den gi motivasjon til videre forskning. For å nevne til slutt konklusjonene relatert til forskningsspørsmålene (delkapittel 3.4): Resultatene viser at elektrisitetspriser har langsiktige likevekter og tendenser til volatilitetsoverføringer allerede nå, og det kan dermed tenkes at Acer-avtalen vil påvirke aluminiumsindustrien her i Norge. Kull har som først tenkt, en stor innflytelse på aluminium. Og oljekrisen som fant sted sommeren 2014 førte til volatilitetsoverføringer til aluminium.

7. Konklusjon

Formålet med denne oppgaven har vært å få en bedre forståelse over sammenhengen energiråvarer har med aluminium. Aluminiumsproduksjon er en tidkrevende og energikrevende prosess, der tilførsel av stabil konkurransedyktig elektrisitet er viktig. Da aluminiumproduksjon skjer verden over, har produksjonsanleggene ulik tilgang til type energi. Det har derfor vært interessant å se hvilke energiråvarer som har en langsiktig likevekt med aluminium og hvilke som kan være en kilde til volatilitetsoverføringer. Informasjon av denne typen kan gi aluminiumprodusenter og store konsumenter av aluminium muligheten til å ta bedre beslutninger for fremtiden, samt porteføljeforvaltere, for å nevne noen.

I denne utredningen fant Engle-Grangers og Johansens kointegrasjonsmodell stokastiske trender mellom noen av de utvalgte energiråvarene og aluminium. Da begge fant kointegrerte variabler, var de ikke konsistente, altså at de var ikke helt enige om hvilke energiråvarer som hadde en langsiktig likevekt med aluminium. Da Engle-Grangers fant kointegrasjon mellom aluminium og energiråvarene EEX-ELIX og kull (API2 og API4) i spotmarkedet, og EEX-PHELIX og kull (API2 og kull eksportert fra Newcastle) i futuresmarkedet. Fant Johansens kointegrasjonsmodell bare kointegrasjon i spotmarkedet, der aluminium viste til kointegrasjon med EEX-PHELIX, EEX-ELIX og Nord Pool. Begge modellene var enige at EEX-ELIX er kointegrert med aluminium. Man kan dermed sikrere konkluderer med at EEX-ELIX har en klar sammenheng med aluminium. Denne informasjonen kan gi deltakere i aluminiumsindustrien motivasjon til å følge denne elektrisitetsprisen nærmere. Da denne prisen også er en referansepris for store deler av Europa, forteller det oss at Acer-avtalen Norge nettopp inngikk, som fører til mer markedskobling, kan føre til større sammenhenger og da mer volatilitetsoverføringer.

Ved hjelp av DCC-GARCH-modellen kunne oppgaven se hvordan markedssjokk i energiråvarene førte til volatilitetsoverføringer til aluminium. Denne modellen lot oppgaven kunne analysere tidsvarierende volatilitet mellom markedene, da den estimerer tidsvarierende betingede korrelasjoner. Modellen klarte å finne klare sammenhenger mellom aluminium og olje i både spot- og futuresmarkedet, samt samvariasjon mellom aluminium og Nord Pool i spotmarkedet. Det var med disse råvarene modellen klarte å finne både signifikante α - og β -verdier. Disse verdiene kunne fortelle oss at markedssjokk i olje og Nord Pool hadde signifikant innvirkning på aluminiumsprisen. Vi kunne spesielt se at oljekrisen førte til volatilitetsoverføringer, da standardavviket til aluminium økte fra 2,59% til 2,96% i perioden krisen inntraff. Tidligere i undersøkelsesperioden, hvor råvarene hadde den høyeste

korrelasjonsverdien på 0,6, hadde aluminium et høyere standardavvik på 3,40%. Når det gjelder Nord Pool, så hadde de sammen en høyere α -verdi, men en lavere β -verdi enn aluminium hadde med olje. Reaksjonen på eventuelle sjokk i Nord Pool har dermed større påvirkning, men grunnet lav β -verdi så er ikke utholdenheten like bra, noe vi ser klart og tydelig i korrelasjonsfiguren.

Selv om DCC-GARCH-modellen ikke estimerte en signifikant α -verdi for kull. Var det den råvaren som hadde de mest stabile korrelasjonsverdiene med aluminium. Det var ingen signifikante nedganger og hadde en stabil positiv verdi på rundt 0,3. Siden kull har en såpass stor tilkobling til aluminium så kan det tenkes at aluminiumsprisen blir stabilt påvirket hele tiden. Som sagt så fant Engle-Grangers kointegrasjonsmodell langsiktige likevekts forhold med alle kullprisene.

Kointegrasjonsmodellene gir ikke de samme resultatene, og det blir dermed opp til en hver å rangere troverdigheten til modellene. Grunnet sin oppbygning og anbefaling av Johansen (1992), så er Engle-Granger å anbefale for parvise tester. Robusthetsanalysen av EGARCH-modellen viste også at elektrisitetsprisene ikke kunne stoles helt på. Det bes derfor om forsiktighet rundt resultatene og hensyn til modellenes svakheter.

For videre forskning kunne det være interessant å sammenligne ytelsen til andre multivariate GARCH-modeller, som symmetriske og asymmetriske BEKK- og CCC-Modeller med DCC-modellen.

8. Referanser

- Alexander, C., (2008). *Pricing, Hedging and Trading Financial Instruments*, Chichester, England: John Wiley & Sons.
- Alexander, C. (1999). Optimal Hedging Using Cointegration. *Philosophical Transactions of the Royal Society*, 357, s. 2039-2058
- Anderson, T. W., Darling, D. A. (1952). Asymptotic Theory of Certain "Goodness of Fit" Criteria Based on Stochastic Process. *The Annals of Mathematical Statistics*, 23 (2), s. 193-212.
- Antonankakis, N., Kizys, R. (2015). Dynamic spillovers between commodity and currency markets. *International Review of Financial Analysis*, 20, s. 303-319.
- Batten, J.A. Ciner, C. Lucey, B.M. (2015). Which precious metals spill over on which, when and why? Some evidence. *Applied Economics Letters*, 22 (6), s. 466-473.
- Beck, T. R. (2014). Hall and Héroult and the Discovery of Aluminum Electrolysis, *The Electrochemical Society Interface*, 23 (2), s. 36-37
- Beckmann, J. Czudaj, R. (2014). Volatility transmission in agricultural futures markets. *Economic Modelling*, 36, s. 541-546
- Benth, F. E., Schmeck, M. D. (2014). Pricing Futures and Options in Electricity Markets. *The Interrelationship Between Financial and Energy Markets*, 54, s. 233-260.
- Bertelsen, M. Finstad, Ø. Haug, A. K. Løvås, J. Trumpy, J. Ytreberg, R. Ånestad, M. (2016). Oljekrisen – er den over? *Dagens Næringsliv*, tilgjengelig fra: <https://www.dn.no/staticprojects/spesial/2016/04/28/0900/oljesmellen/oljeserien/> (lest: 08.04.18)
- Bjørnland, H. C., Thorsrud, L. A. (2015). *Applied Time Series For Macroeconomics*, Oslo: Gyldendal Norsk Forlag AS.
- Bollerslev, T., (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 (3), s. 307 – 327.
- Boyer, B., Kumagai, T., Yuan, K., (2006). How do crises spread? Evidence from accessible and inaccessible stock indices. *Journal of Finance*, 61, s. 957-1003.
- Brokernotes, (2018). Choosing a Broker for Trading Natural Gas, *Brokernotes*, tilgjengelig fra: <https://brokernotes.co/best-cfd-brokers/commodities/natural-gas/> (lest: 06.05.18)
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Bryman, A. Bell, E. (2011). *Business Research Methods. Third edition*. New York: Oxford University Press.
- Burns, S. (2015). Power Costs in the Production of Primary Aluminum, *Metal Miner*, tilgjengelig fra: <https://agmetalmminer.com/2015/11/24/power-costs-the-production-primary-aluminum/> (lest: 15.02.18)
- Chiang, T.C., Jeon, B.N., Li, H., (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Finance*, 26 (7), s. 1026-1228.
- Chng, M.T., (2009). Economic linkages across commodity futures: hedging and trading implications. *Journal of Banking & Finance*, 33 (5), s. 958 – 970.
- Cho, J. H. & Parhizgari, A. M. (2008). East Asian Financial Contagion under DCC-GARCH. *The International Journal of Banking and Finance*, 6, s. 17-30.
- Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M., (2005). Some contagion, some interdependence: more pitfalls in tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24, s. 1177-1199.
- Darling, D. A. (1957). The Kolmogorov-Smirnov, Cramer-von Mises Tests. *The Annals of Mathematical Statistics*, 28 (4), s. 823-838.
- EEX, (2018). Indices, *European Energy Exchange*, tilgjengelig fra www.eex.com (lest: 15.04.18)
- Energywatch, (2018). Energy economics simplified, *Energywatch*, Tilgjengelig fra: <https://energywatch-inc.com/peak-load-base-load-electricity/> (lest: 10.03.18)
- Electricity Authority, (2018). Is spot price contract right for me? *Electricity Authority*, Tilgjengelig fra: <https://www.ea.govt.nz/consumers/my-electricity-bill/is-a-spot-price-contract-right-for-me/> (lest: 10.03.18)
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation, *Econometrica*, 50, s. 987 – 1008.
- Engle, R. F., (2002), Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20 (3), s. 339-350.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55 (2), s. 251-276.
- Engle, R. F., & Sheppard, K., (2001) Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *NYU Working Paper No. S-DRP-01-10*.
- Gonzalo, J., Lee, T. H. (1998). Pitfalls in testing for long run relationships, *Journal of Econometrics*, 86, s. 129 – 154.

- Hammoudeh S., Yuan, Y. (2008). Metal volatility in presence of oil and interest rate shocks. *Energy Economics*, 30, s. 606-620.
- Hope, E. (2006). Kraftmarkedet – fungerer det? *Magma*, tilgjengelig fra: <https://www.magma.no/kraftmarkedet-fungerer-det> (lest: 03.03.18)
- Hwang, R., (2017) What are commodities and what are the top 10 most traded commodities in the world?, *BLLNR*, tilgjengelig fra: <http://www.bllnr.sg/leadership/what-are-commodities-and-what-are-the-top-10-most-traded-commodities-in-the-world> (lest: 01.05.18)
- Hydro. (2018). Aluminium metal and aluminium products, *Hydro*, tilgjengelig fra: <https://www.hydro.com/> (lest: 10.05.18)
- Iulian, D. Marian, C. Gabriela B. M. (2012). The Cost of the Electrical Energy in the Aluminium Industry, *Annals of Faculty of Economics*, 1 (1), s. 102-106.
- Johansen, S., (1992), Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), s. 383-397.
- Johansen, S. Jusélius, K. (1990) “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), s. 169-210.
- Jusélius, K. (2007). *The cointegrated VAR model: methodology and applications, Advanced texts in econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Kim, B. H., Kim, H., Lee, B. S. (2015). Spillover effects of the U.S. financial crisis on financial markets in emerging Asian countries, *International Review of Economics and Finance*, 39, s. 192 – 210.
- Kurupparachchi, D., Premachandra, I.M. (2016). Information spillover dynamics of the energy futures market sector: a novel common factor approach, *Energy Economics*, 57, s. 277-294.
- Lebo, J.M., Box-Steffenmeier, J.M., (2008). Dynamic conditional correlations in political science. *American Journal of Political Science*, 52 (3), 688-704.
- London Metal Exchange, (2018). LME ALUMINIUM, *London Metal Exchange*, tilgjengelig fra: <https://www.lme.com/en-GB/Metals/Non-ferrous/Aluminium#tabIndex=0> (lest: 20.01.18)
- Lopez, L. (2017). The US’ aluminum war with China has been getting super weird lately, *Business Insider*, tilgjengelig fra: <http://www.businessinsider.com/our-aluminum-war-with-china-has-been-getting-super-weird-lately-2017-1?r=US&IR=T&IR=T> (lest: 15.02.18)

- Madshus, K., Kristiansen, A. A., Støbbakk, T., Andersen, Ø., (2018) Full storm om energiavtale, men vil den egentlig påvirke strømprisene? *Dagbladet*, tilgjengelig fra: <https://www.dagbladet.no/nyheter/full-storm-om-energiavtale-men-vil-den-egentlig-pavirke-stromprisene/69610786> (lest: 04.05.18)
- Malhotra, N. K. (2010). *Marketing Research: An Applied Orientation*. 6 edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., Managi, S. (2013). Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices, *Energy Economics*, 43, s. 225-294
- Min, H. G. & Hwang, Y. S. (2012) Dynamic Correlation Analysis of US Financial Crisis and Contagion: Evidence from Four OECD Countries, *Applied Financial Economics*, 22, s. 2063 – 2074.
- Mohammadi, H., Tan, Y. (2015). Return and Volatility Spillovers across Equity Markets in Mainland China, Hong Kong and United States, *Econometrica*, 3, s. 215-232.
- Mootamri, I., (2011), Long Memory Process in Asset Returns with Multivariate GARCH innovations, <halshs-00599250>
- Nelson, D. B., (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach, *Econometrica*, 59 (2), s. 347-70.
- Nord Pool, (2018). *Nord Pool Power Exchange*, tilgjengelig fra www.Nordpoolgroup.com (lest: 24.04.18)
- Narayan P.K., Narayan S., Zheng X.W., (2010). Gold and oil futures markets: are markets efficient? *Applied Energy*, 87 (10), s. 3299-3303.
- Nazligolu, S., Erdem, C., Soytaş, U. (2013). Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*, 36, s. 658-665.
- Orskaug, E., (2009), Multivariate DCC-GARCH model – with various error distribution, Master of science in physics and mathematics. Masteroppgave. Trondheim: Norwegian University of Science and Technology (NTNU). Tilgjengelig fra: https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/259296/724505_FULLTEXT01.pdf?sequence=2 (lest: 12.03.18)
- Pantula, S. G. (1989). Testing for Unit Roots in Time Series Data, *Econometric Theory*, 5 (2), s. 256-271.
- Phillips, H. F. Bristo, S. Tian, W. (2015). Metal Prospects, Aluminium Market Outlook – Fourth Quarter 2015, *RBC Capital Markets, Royal Bank of Canada*. Tilgjengelig fra: <http://www.cqrda.ca/wp-content/uploads/2015/11/Aluminium.pdf> (lest: 13.04.18)

- Rabanne, P., & Stark, P., (2018) All about aluminium, *aluminiumleader*, tilgjengelig fra: https://www.aluminiumleader.com/economics/world_market/ (lest: 28.04.18)
- Rahaya, F. M., Chang, W., Anindita, R. (2015). Volatility Analysis and Volatility Spillover Analysis of Indonesia's Coffee Price Using Arch/Garch, and Egarch Model. *Journal of Agricultural Studies*, 3 (2), s. 37-48.
- Robert, S., Harris, R. I. D., (2003). *Applied time series modelling and forecasting*. Chichester: Wiley.
- Reed, S., (2017) Power Prices Go Negative in Germany, a Positive for Energy Users, *The New York Times*, tilgjengelig fra: <https://www.nytimes.com/2017/12/25/business/energy-environment/germany-electricity-negative-prices.html> (lest: 29.04.18)
- Rusal, (2018) Aluminium producers, *Rusal*, tilgjengelig fra: <https://rusal.ru/en> (lest: 12.02.18)
- Sadorsky, P., (2014). Modeling volatility and correlation between emerging market stock prices and prices of copper, oil and wheat. *Energy Economics*, 43, s. 248-255.
- Sari R., Hammoudeh S., Soytas U., (2010). Dynamic of oil price, precious metal prices and exchange rate, *Energy Economics*, 32, 351-362.
- Sedraoui, K., (2014), Speculation and spillover effects in the vegetable oil market: a Multivariate GARCH approach. Masteroppgave. Tilburg, Nederland. Tilgjengelig fra: <http://arno.uvt.nl/show.cgi?fid=134989> (lest: 16.03.18)
- Su, C. (2010). Application of EGARCH Model to Estimate Financial Volatility of Daily Returns: The empirical case of China, University of Gothenburg. Masteroppgave. Gothenburg, Sweden. Tilgjengelig fra: https://gupea.ub.gu.se/bitstream/2077/22593/1/gupea_2077_22593_1.pdf (lest: 01.05.18)
- Silvennoin, A., Thorp, S. (2013). Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Finance Markets. Institutions & Money*, 24, s. 42-65.
- Takvam, M., (2018). Derfor rammer ACER-striden Ap hardest, *NRK*, tilgjengelig fra: <https://www.nrk.no/norge/derfor-rammer-acer-striden-ap-hardest-1.13974056> (lest: 04.05.18).
- Verbeek, M., (2008) *A guide to modern econometrics*. 3rd ed. Chichester: Wiley.
- Vivan, A., Wohar, M.E. (2012). Commodity volatility breaks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22, s. 395-422
- World Aluminium. (2017). Primary Aluminium Smelting Energy Intensity, *World Aluminium*, tilgjengelig fra: <http://www.world-aluminium.org/statistics/primary-aluminium-smelting-energy-intensity/> (lest: 02.02.18)

Zang, E., Wang, J., (2006), *Modeling Financial Time Series with S-PLUS*. New York: Springer-Verlag New York.

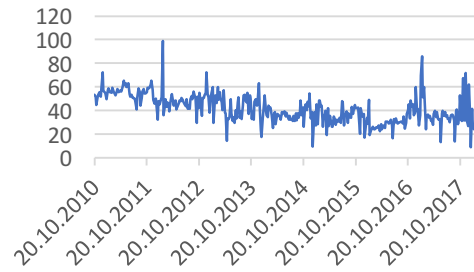
Vedlegg A - Priser

Spotpriser:

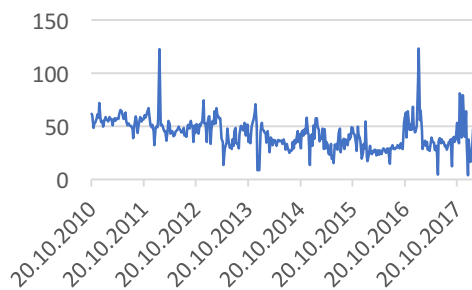
Aluminium



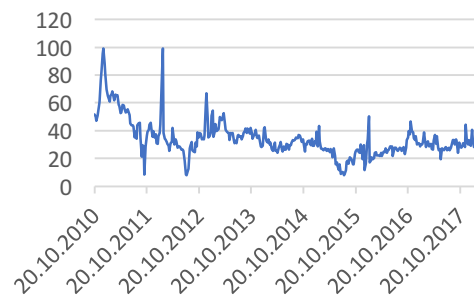
EEX - PHELIX



EEX - ELIX



Nord Pool



Crude Oil WTI



Kull API2



Kull API4



Futuresprisene:

Aluminium - Futures



EEX - PHELIX - Futures



Nord Pool - Futures



Naturgass ICE



Crude Oil WTI - Futures



Kull API2 - Futures

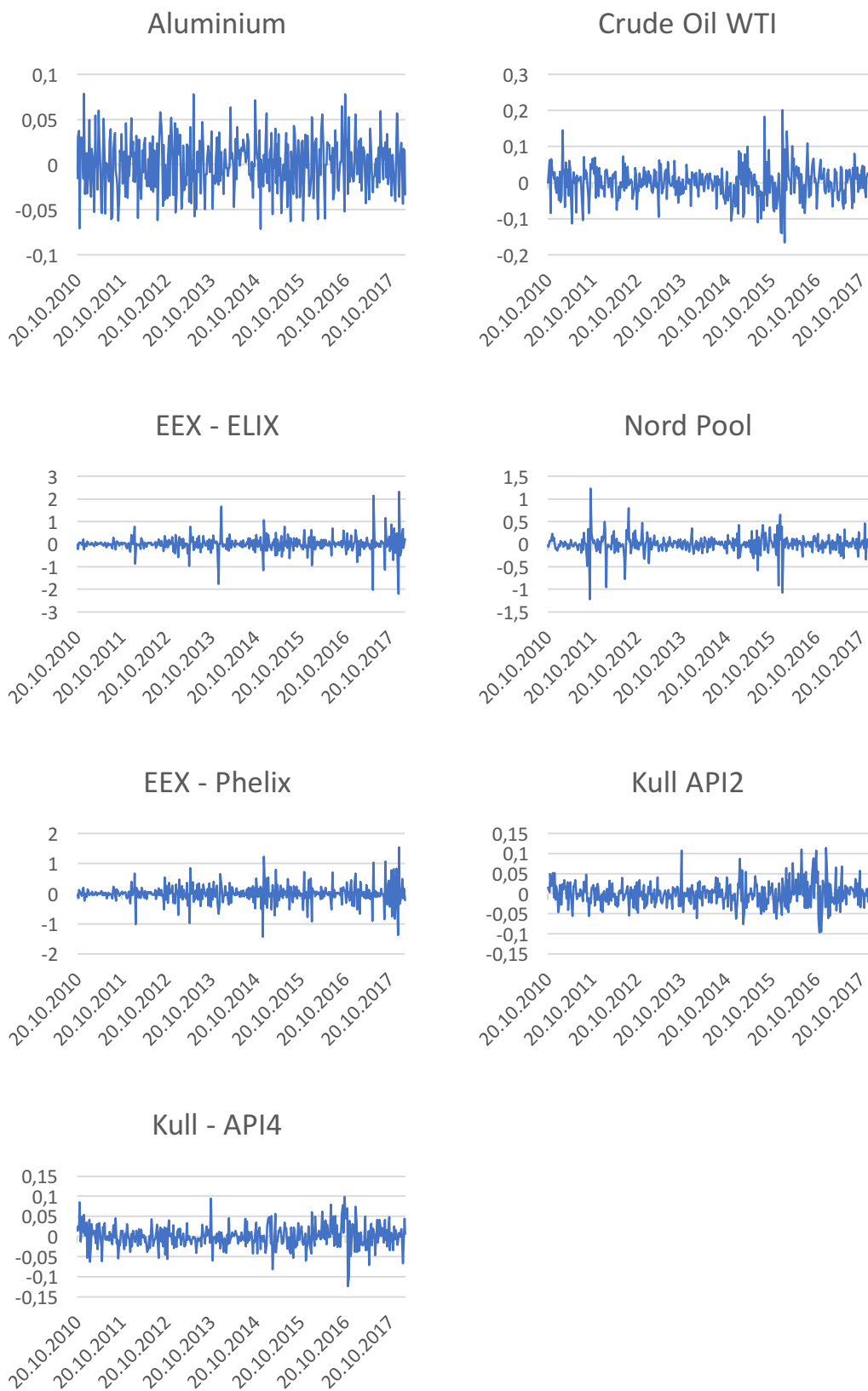


Kull - Newcastle



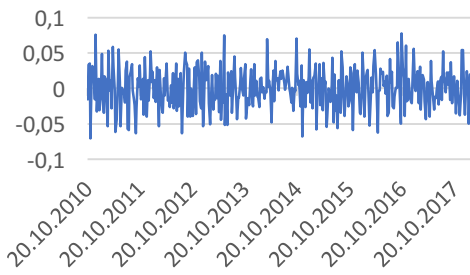
Vedlegg B – Avkastninger

Avkastningsindeksene til de forskjellige råvarene. De første syv representerer råvarene fra spotmarkedet.

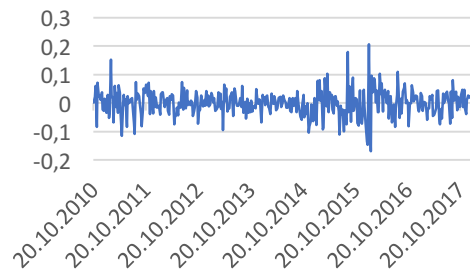


Avkastningsindeksene for råvarene i futuresmarkedet:

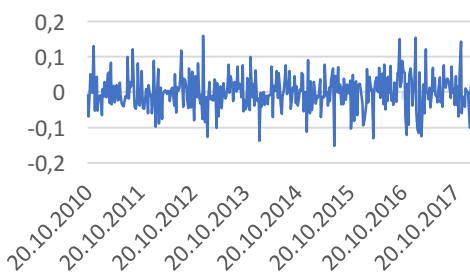
Aluminium



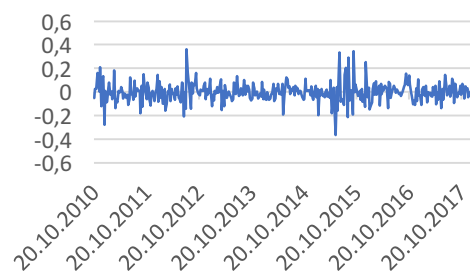
Crude Oil WTI



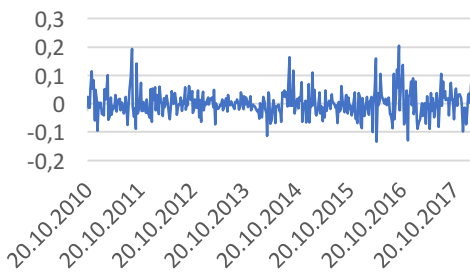
EEX - PHELIX



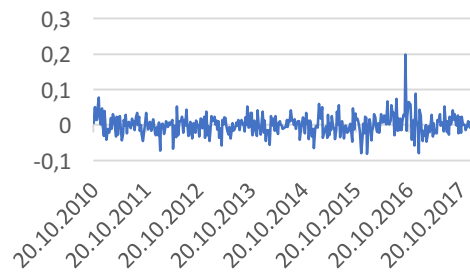
Nord Pool



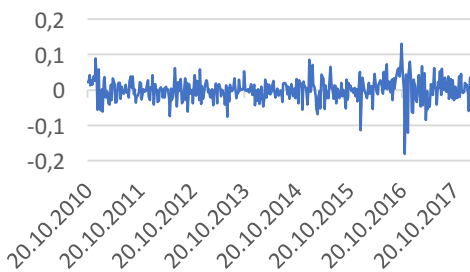
Naturgass ICE



Kull API2



Kull - Newcastle



Vedlegg C – Optimalt lags lengde, VAR og AIC

Optimalt lags lengde for spot- og futuresparene, estimert ved hjelp av VAR og AIC. Tall i parentes er antall lags. Tall med fet skrift er tallene som viser optimalt lags lengde.

SPOT									
AIC	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR
	(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Alu – PHELIX	-3,658	-3,858	-4,000	-4,035	-4,046	-4,079	-4,076	-4,061	-4,095
Alu – ELIX	-3,326	-3,455	-3,517	-3,537	-3,528	-3,567	-3,555	-3,546	-3,570
Alu – Nord Pool	-4,540	-4,569	-4,596	-4,616	-4,650	-4,658	-4,658	-4,661	-4,643
Alu – Crude oil WTI	-7,774	-7,762	-7,758	-7,778	-7,765	-7,777	-7,766	-7,750	-7,747
Alu – Kull API2	-8,473	-8,476	-8,485	-8,498	-8,488	-8,502	-8,496	-8,482	-8,463
Alu – Kull API4	-8,588	-8,583	-8,583	-8,601	-8,592	-8,611	-8,600	-8,591	-8,571
FUTURES									
AIC	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR	VAR
	(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Alu – PHELIX	-7,486	-7,502	-7,502	-7,521	-7,515	-7,524	-7,511	-7,501	-7,481
Alu – Nord Pool	-6,412	-6,404	-6,409	-6,423	-6,426	-6,440	-6,423	-6,421	-6,419
Alu – Naturgass	-7,562	-7,548	-7,552	-7,565	-7,559	-7,558	-7,544	-7,550	-7,532
Alu – Crude oil	-7,816	-7,804	-7,803	-7,826	-7,809	-7,819	-7,805	-7,789	-7,779
Alu – Kull API2	-8,698	-8,696	-8,712	-8,727	-8,710	-8,718	-8,704	-8,703	-8,689
Alu – Kull Newcastle	-8,406	-8,393	-8,398	-8,411	-8,400	-8,402	-8,398	-8,381	-8,368

Vedlegg D – Sensitivitetsanalyse ± 1 lags, Engle-Granger

Sensitivitetsanalyse ± 1 lag, av Engle-Granger resultatene. *, ** og *** tilsvarer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1% nivå.

Par	ADF testobservator	Lags
Alu – EEX-ELIX	-3,81**	1
Alu – EEX-ELIX	-3,16*	2
Alu – Kull API2	-3,77**	1
Alu – Kull API2	-3,58**	2
Alu – Kull API4	-4,00***	1
Alu – Kull API4	-3,66**	2

Par	ADF testobservator	Lags
Alu – EEX-PHELIX	-3,87**	14
Alu – EEX-PHELIX	-3,62**	16
Alu – Kull API2	-3,97**	1
Alu – Kull API2	-3,79**	2
Alu – Kull Newcastle	-3,78**	1
Alu – Kull Newcastle	-3,29*	3



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

Postboks 5003
NO-1432 Ås
Norway