



Forord

Denne masteroppgaven er en avsluttende del av min toårige mastergrad i samfunnsøkonomi ved Norges miljø- og biovitenskapelige universitet, NMBU.

Arbeidet med masteroppgaven har vært en lærerik og spennende prosess. Jeg ønsker å takke min veileder, Knut Einar Rosendahl, for meget god veiledning. Særlig takk for alle tilbakemeldingene og hans tilgjengelighet under hele prosessen.

Jeg ønsker også å takke min tilleggsveileder, Olvar Bergland, for tilbakemeldinger og rettleiding, spesielt på metodedelen av oppgaven, og Senyonga Livingstone for gode faglige diskusjoner om økonometri. Videre vil jeg også rette en stor takk til Ivar Husevåg Døskeland ved Statnett SF for hjelp til innsamling av data og samtaler rundt masteroppgavens tema.

Til slutt ønsker jeg å takke min familie, forlovede, og venner for god støtte gjennom hele studietiden.

Mai 2015

Birgitte Charlotte Andersen

Sammendrag

Den kraftkrevende industrien står for store deler av det totale kraftforbruket i Norge og er dermed av stor betydning når det kommer til analyser av kraftmarkedet.

Hensikten med denne oppgaven har vært å analysere hvordan kraftforbruket til den kraftkrevende industrien påvirkes av kraftprisene. Det er brukt tidsseriedata for å estimere priselastisiteten for etterspørselen etter kraft. Datasettet inneholder observasjoner på ukentlig nivå fra 2002 til utgangen av 2014.

Analysen er utført ved å estimere en feilkorleksjonsmodell ved bruk av programvaren STATA 12.0.

Estimeringen av feilkorleksjonsmodellen ga antydning til at det var autokorrelasjon i residualene, noe som impliserer at modellen kan være feilspesifisert. Dette ble forsøkt rettet opp ved å øke laglengden i modellen. Resultatet fra estimeringen viser at den kraftkrevende industrien har en signifikant, uelastisk etterspørsel etter kraft på lang sikt hvor priselastisiteten ligger på -0.28 . Det vil si at 1% økning av kraftprisen fører til at kraftforbruket til den kraftkrevende industrien reduseres med -0.28% . Oljeprisen har også en signifikant effekt på etterspørselen etter kraft på lang sikt. Ved 1% økning av oljeprisen vil kraftforbruket øke med 0.27% . Estimaten gir ingen kortsiktig sammenheng mellom kraftprisen og kraftproduksjon, derimot er det en signifikant, negativ kortsiktig sammenheng ved endret oljepris på kraftforbruket. Dette kan implisere at estimert modell er feilspesifisert, og mangler en forklaringsvariabel for aktivitetsnivået.

Resultatene indikerer en signifikant, uelastisk etterspørsel etter kraft for den kraftkrevende industrien på lang sikt, hvor økt kraftpris fører til redusert kraftforbruk.

Abstract

The power intensive industry constitutes a large part of the total power consumption in Norway. The power intensive industry is therefore of great importance when it comes to analysis of the power market. The purpose of this study is to analyze how the power consumption of the power intensive industry is affected by changes in energy prices in both short run and long run. To answer this, it is used time series data that contains power consumption of the power intensive industry in Norway, power price, oil price and coal price. The data set contains observations on a weekly level from 2002 to the end of 2014. The analysis is performed by estimating a vector error correction model (VECM), using the software STATA 12.0.

The estimation of the first VEC-model had evidence of autocorrelation in the residuals, indicating that the model may have been incorrectly specified. To solve the autocorrelation problem the lag length of the model was increased from four to five. The result from the estimate shows a significant, inelastic demand for electricity by the power intensive industry in the long run. With an increase of 1% in the electricity price, power consumption decrease with -0.28%. The inelastic demand for electricity might come from fewer substitution options in the production. The result does not indicate any significant effect on the power consumption, when power prices are changes in the short run.

The estimates did indicate a significant effect from the oil price on the power consumption. In the long run, a 1% increase in oil prices lead to 0.27% increase in the power consumption. The estimates show a negative effect from increased oil price on the consumption of power in the short run. This result is ambiguous and can probably be explained by omitted variables in the model.

The results indicate a significant, inelastic demand for electricity for the power intensive industry in the long run.

Innholdsfortegnelse

Forord.....	I
Sammendrag.....	III
Abstract	V
Innholdsfortegnelse	VII
Tabelliste.....	IX
Figurliste	IX
1. Innledning.....	1
1.2 Problemstilling.....	2
1.3 Oppgavens struktur	3
2. Bakgrunn	5
2.1 Kraftkrevende industris utvikling i Norge	5
2.2 Tidligere forskning.....	10
3. Teori	15
3.1 Bedriftens tilpasning	15
3.2 Priselasitet av etterspørsel.....	20
4. Empiriskmetode.....	21
4.1 Estimeringsmodell	21
4.2 Estimeringsmetode	25
5. Data.....	33
5.1 Avhengig variabel	33
5.2 Uavhengige variabler	35
5.3 Sammendragsstatistikk.....	38
6. Resultat	39
6.1 Stasjonæritet.....	40
6.2 Kointegrasjon.....	41
6.3 VEC-modell A	42
6.5 Test på residualene	50
7. Diskusjon	55
7.1 Diskusjon av resultater.....	55
7.2 Modellens utfordringer	57
8. Konklusjon.....	59

9. Referanseliste.....	61
Appendiks.....	65

Tabelliste

Tabell 5.1: Beskrivelse av variabler	38
Tabell 6.1: Test for laglengde	39
Tabell 6.2: Dickey-Fuller test på variabelen forbruk.....	40
Tabell 6.3: Dickey-Fuller test etter differensiering.	41
Tabell 6.4: Johansens test for kointegrasjon	42
Tabell 6.5: Estimer fra VEC modell A.....	43
Tabell 6.6: Lagrange-multiplier test for autokorrelasjon	44
Tabell 6.7: Estimer fra VEC modell B.....	46
Tabell 6.8: Kraftprisens kortsiktige påvirkning på kraftforbruket.....	47
Tabell 6.9: Oljeprisens kortsiktige påvirkning på kraftforbruket.....	48
Tabell 6.10: Kullprisens kortsiktige påvirkning på kraftforbruket.....	49
Tabell 6.11: Lagrange-multiplier test for autokorrelasjon.	50
Tabell 6.12: Normalfordelingstest.....	51
Tabell 6.13: Stabilitetbetingelse	53

Figurliste

Figur 2.1: Utvikling i norsk kraftbalanse fra 1960 – 2010, TWH.....	6
Figur 2.2: Energibruk i Norsk industri, sortert etter næring. TWh per år.	7
Figur 5.1: kraftforbruket til den kraftkrevende industrien.	34
Figur 5.2 Endringer i energipriser over tid.....	36
Figur 5.3: Fremstilling av variablene på logaritmiskform.....	37
Figur 6.1: Stabilitetstest VEC-modell B.....	52

1. Innledning

For Norge som industrinasjon er den kraftkrevende industrien av stor betydning i form av arbeidsplasser og eksportinntekter. Den kraftkrevende industrien er den industrien som har høyest kraftforbruk per produserte enhet og står for over 80% av strømforbruket i norsk industri (Statistisk sentralbyrå 2014). I hovedsak bruker den kraftkrevende industrien elektrisitet som energikilde, men også energivarer som gass, bioenergi og fyringsoljer benyttes. Næringene som kan betegnes som kraftintensive er produsenter av papirmasse og papir, kjemiske råvarer, metallindustrien og mineralsk industri (Store Norske Leksikon 2009).

Produksjonen av kraft i Norge er både klimavennlig og fornybar. Om lag 99% av all kraftproduksjon kommer fra vannkraft (Statkraft 2009). Vannkraft regnes som den metoden med høyeste virkningsgrad og lengste levetiden av alle kraftproduksjonsmetoder. Teknologien som benyttes ved kraftproduksjon i Norge er også den teknologien som gir minst utslipp av klimagasser og partikler (Statkraft 2009). I andre land i Europa er kraftproduksjonen basert på den svært utslippsintensive kullkraften (Bergh et al. 2014). Utslipp av gasser og partikler er både miljø og helseskadelig (Stern 2008). Det økte fokuset på klima og miljø fører til at det er forventninger om økte energikostnader i land som er basert på kullkraft og annen utslippsintensiv produksjon av kraft. På grunn av kraftoverskudd og muligheten til å bygge ut mer fornybar energi i Norge, vil trolig både Norge og Norden bli en mer attraktiv lokalisering for kraftkrevende industri.

Ved økt kraftbruk i Norge vil overføring av kraft være aktuelt og det er da viktig med et bærekraftig kraftnett. Utbygging av kraftnettet vil kunne påvirke miljøet og nærområdet i den grad det gir forringelse av naturen. For å kunne produsere mer vil det også kunne være aktuelt med oppdemming av vassdrag. Dersom kraft må importeres som følge av økt kraftforbruk, vil dette kunne bidra til økte utslipp. Dette på grunn av at det norske strømmettet er integrert med Norden og Europa og har dermed en indirekte effekt på utslippsgasser.

Det er dermed viktig å vite hvordan utviklingen av kraftkrevende industri vil påvirke næringen, kraftmarkedet og miljøet. Som et ledd i analyser av kraftmarkedet er det viktig å se hvilken faktor som påvirker den kraftkrevende industrien for å kunne si noe om hvilke virkemidler som eventuelt kan benyttes for å styre denne delen av industrien og kraftmarkedet.

1.2 Problemstilling

Målet med oppgaven er å finne ut i hvor stor grad kraftprisene påvirker kraftforbruket til den kraftkrevende industrien i Norge. Dette målet kan dekomponeres til to forskningsspørsmål:

Forskningsspørsmål 1:

I hvor stor grad påvirkes kraftforbruket i kraftkrevende industri av kraftprisene?

Forskningsspørsmål 2:

Har kraftprisen ulik påvirkning på kraftforbruket til den til kraftkrevende industrien på kort og på lang sikt?

Kraftkrevende industris viktigste innsatsfaktor ved produksjon er kraft. En økning av prisen på denne innsatsfaktoren vil kunne føre til redusert produksjon eller overgang til andre innsatsfaktorer. Som en hypotese vil denne oppgaven forutsette:

Økt kraftpris vil føre til lavere kraftforbruk.

Evalueringen vil bli gjort ved å tolke resultatene fra estimeringer av en feilkorleksjonsmodell. Modellen bygger på en multivariat tidsserie som inneholder observasjoner av kraftforbruket til den kraftkrevende industrien i Norge, norske kraftpriser, oljepriser og kullpriser.

1.3 Oppgavens struktur

Oppgaven er delt inn i 9 kapitler. I kapittel 2 gjennomgås utviklingen den kraftkrevende industrien har hatt i Norge og historikken til industrien. Videre presenteres den kraftkrevende industriens fleksibilitetsmuligheter i forhold til innsatsfaktorer ved produksjon. Kapittel 3 presenterer det teoretiske fundamentet som er anvendt i oppgaven. I kapittel 4 presenteres feilkorreksjonsmodellen som estimeres og estimeringsmetodene som benyttes. Videre vil kapittel 5 presentere variablene i datasettet. I kapittel 6 presentere resultatene fra estimeringen av modellen samt testene som er utført på residualene for så å diskutere resultatene og estimeringsmodellen i kapittel 7. Til slutt presenteres konklusjon i kapittel 8 og referansene i kapittel 9..

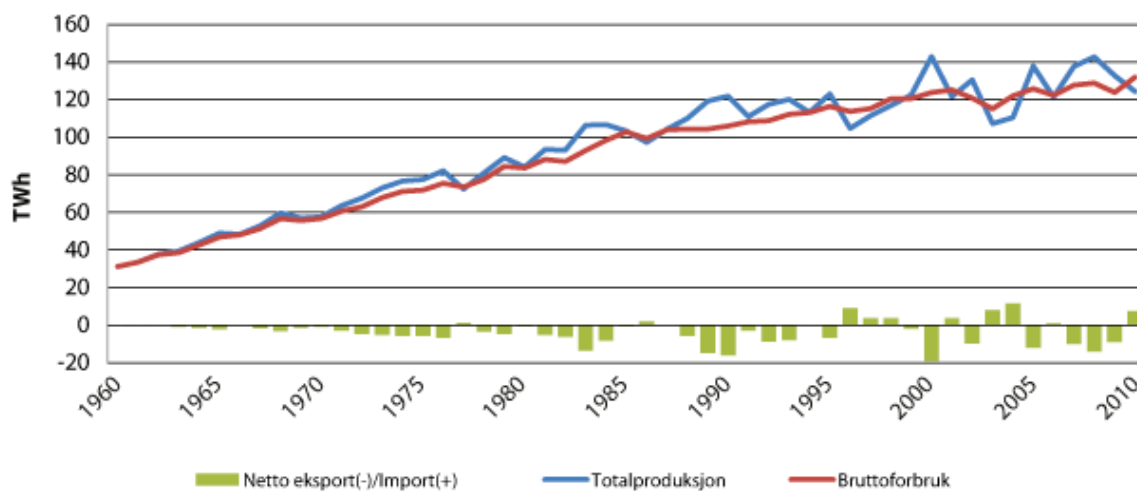
2. Bakgrunn

2.1 Kraftkrevende industris utvikling i Norge

Norges naturlandskap med store høydeforskjeller og mye nedbør gjør at det er store energiressurser tilgjengelig, både i dag og tidligere. Fra starten av 1900-tallet ble vannkraft tatt i bruk for å bygge opp kraftintensiv industri i Norge. I etterkrigstiden overtok den norske staten store deler av eierskapet til kraftverkene og videreførte investeringer i utbyggingen av kraftverk. Størrelsen på kraftkrevende industri som var baserte på vannkraft økte i etterkrigstiden i Norge, som følge av tilgangen på energi. Den sterke økningen skyldes forhold som utvikling i økonomien, krav om bedre komfort, stigende oljepriser og omlegging fra fossilt brensel (Bøeng & Holstad 2010). På 1950 og 1960-tallet ble kraftkrevende industri tilbudt gunstige standardkontrakter for kraftkjøp. Kontraktene ble utstedt av staten og hadde da en kontraktstid på 50 år. Med disse kontraktene viste staten vilje til å tilby industrien billig kraft, og dette ga insentiver til etablering av den kraftkrevende industrien i Norge (Statkraft 2015).

På starten av 1990-tallet skjedde det endringer i kraftmarkedet i Norge. Kraftmarkedet ble liberalisert. Hensikten var å *”sikre at produksjon, omforming, overføring, omsetning, fordeling og bruk av energi foregår på en samfunnsmessig rasjonell måte”* (Energiloven § 1-2). Liberaliseringen ga mulighet til økt konkurranse i kraftmarkedet og alle kunne velge sin egen kraftprodusent. Dette har ført til en bedre kraftutnyttelse ettersom kraften både kan importeres og eksporteres til utenlandske institusjoner (Hansen & Oftefal 1996). Etter liberaliseringen oppsto det et nordisk kraftmarkedet, Noord Pool Spot, som fungerer som en kraftbørs for de nordiske landene (Nord Pool Spot 2015).

Kraftbalansen i Norge har variert over tid. Figur 2.1 illustrerer utviklingen fra 1960 – 2010.

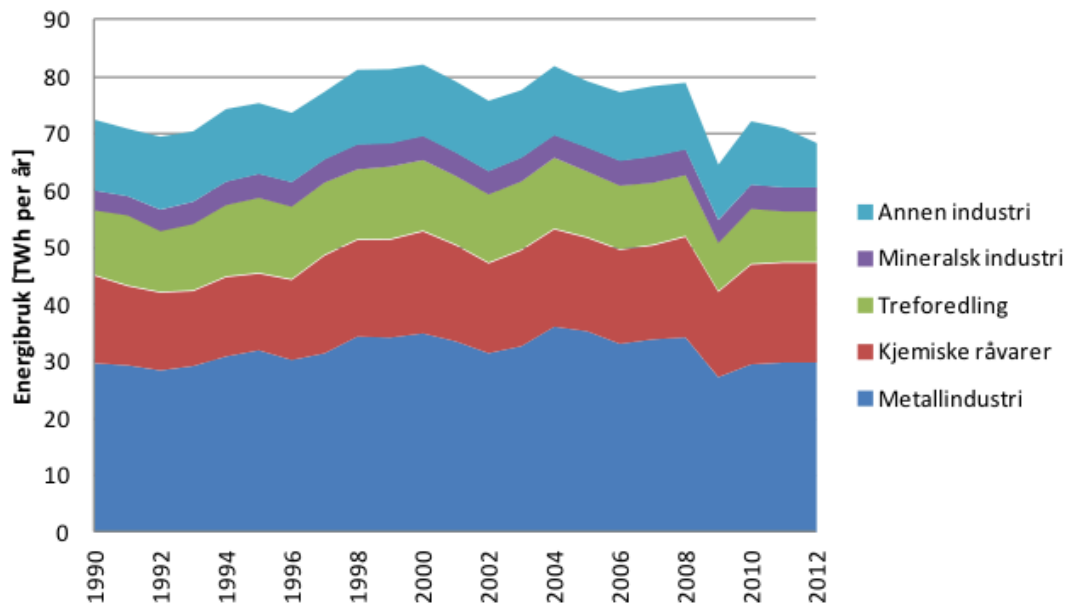


Figur 2.1: Utvikling i norsk kraftbalanse fra 1960 – 2010, TWH

(St.meld nr 14 (2011-2012) 2012)

Som figur 2.1 viser er årene fra 1960-1995 preget av kraftoverskudd. Dette er forhold som har lagt til rette for kraftkrevende industri i Norge. Størrelsen på den kraftkrevende industrien i Norge har økt i takt med utbyggingen av kraftverk og overskudd av kraftbalansen. Perioden etter liberaliseringen av kraftmarkedet bærer preg av svingninger i kraftbalansen med både kraftoverskudd og kraftunderskudd. Dette fremkommer av figuren fra år 1995 – 2010.

Kraftkrevende industri har hatt økt energibruk frem til slutten av 1900-tallet. Fra tidlig på 2000-tallet har energibruken i kraftkrevende industri flatet ut og deretter falt. Dette illustreres i figur 2.2.



Figur 2.2: Energibruk i Norsk industri, sortert etter næring. TWh per år.

(Norges vassdrags- og energidirektorat 2013)

Rundt finanskrisen gikk kraftforbruket til industrien kraftig ned som følge av dårligere markedsforhold. I hovedsak skyldes dette redusert produksjon og nedleggelse av bedrifter innenfor denne industrien (Norges vassdrags- og energidirektorat 2013). Endringer i nærings sammensetninger og et mer effektivt bruk av energi har også bidratt til at forbruket har gått ned. Til tross for at også nye bedrifter har blitt etablert etter år 2000 har det likevel vært en netto nedgang i energibruken (Norges vassdrags- og energidirektorat 2013).

I tiden fremover vil det kunne bli økt vekst i den kraftkrevende industrien i Norge. Norges beslutning om å gi kompensasjon for virkningene av EUs kvoteregime er en av beslutningene som er tatt som kan styrke industriens vilje til å fortsette å bli i Norge samt utvide kapasiteten (Klima- og Miljødepartementet 2013).

2.1.1 Langsiktige priskontrakter

I 1950 og 1960-årene inngikk staten langsiktige priskontrakter med den kraftkrevende industrien. Bakgrunnen for kontraktene var at staten ønsket å gi insentiver til at den kraftkrevende industrien om at industrien skulle etableres i Norge, i takt med utbyggingen av vannkraftverkene. Kontraktene var en avtale mellom staten, gjennom Statkraft og bedrifter i den kraftkrevende industrien. Prisene som ble satt til grunn for kontraktene gjenspeilte utbyggingen av kraftverkene og alternativkostnaden. På denne tiden var ikke overføring av kraft mulig i like stor grad som i dag, så alternativkostnaden var dermed lav. Dette førte til at priskontraktene ble basert på svært gunstige priser. Kontraks-avtalene som ble inngått på denne tiden har ført til at den kraftkrevende industrien har beholdt de gode prisene helt frem til nyere tid (Bye & Holmøy 2006). Bedriftene som har innehatt kontraktene har også hatt mulighet til å selge kraft til markedet ved anstrengte markedsforhold.

Som følge av utbygging av overføringsnettene har kraften som produseres i Norge blitt en vare som kan handles. Dette har ført til at alternativverdien av kraften som brukes i den kraftkrevende industrien har økt betydelig siden inngåelsen av de gunstige priskontraktene.

De fleste priskontraktene gikk ut i 2006-2010 og har ført til at bedrifter har måtte betale relativt mer for kraftforbruket enn tidligere. Flere bedrifter som tidligere hadde de gunstige statskontraktene har nå inngått kommersielle kontrakter.

2.1.2 Fleksibilitet i industrien

Priselastisiteten til den kraftkrevende industrien som skal beregnes i oppgaven vil fortelle noe om hvordan etterspørselen etter kraft vil endres ved prisendringer av kraft. Det vil si hvor mye kraftforbruket endres ved 1% endring av kraftprisen. Det er dermed viktig å vite hvilke muligheter den kraftkrevende industrien har til å endre sitt forbruk av kraft og på hvilken måte produksjonen kan være fleksibel.

Den kraftkrevende industrien er fleksibel i produksjonen i den form av at den kan stenge ned produksjonen ved vanskelige markedsforhold. Dette skjer vanligvis for en lengre periode og kan skyldes alt fra høye priser på innsatsfaktorer, lave priser på

sluttproduktet og overkapasitet i markedene for deres sluttprodukt. Etter finanskrisen i 2009 var det flere bedrifter, spesielt innen metallindustrien og treforedling som valgte å stenge ned deler av sine produksjonsanlegg på bakgrunn av vanskelige markedsforhold (Norges vassdrags- og energidirektorat 2013).

Produksjonsfabrikker innenfor kraftkrevende industri har behov for vedlikehold og ettersyn en gang i året. I slike tilfeller stenges produksjonslinjene ned for en til to uker, men det kan også forekomme at nedstengingen varer lenger. I disse periodene vil kraftbruken være minimal.

Når det oppstår anstrengte kraftsituasjoner kan bedriftene velge å ikke kjøpe kraft eller stenge ned produksjonen sin for kortere periode. Grunnen til slike produksjonsstopp er å redusere belastningen i kraftnettet og for å redusere bruken av kraft i de mest anstrengte periodene. Eksempler på slike perioder er vinteren 2009/2010 og 2010/2011, da enkelte bedrifter kuttet produksjonen i korte perioder. Norske Hydro var en av bedriftene som gjorde dette vinteren 2010/2011 og dette kan ha vært én av årsakene til at kraftprisene ikke ble like høye som vinteren før. Bedrifter kan også tjene penger ved å kutte produksjonen i korte periode når det oppstår anstrengte kraftsituasjoner (Norges vassdrags- og energidirektorat 2013). Dette gjøres ved at de selger kraft som de allerede har kjøpt til fastpris tilbake til kraftmarkedet ved høye spottpriser.

I forhold til hvor lenge bedriftene har mulighet til å stenge ned produksjonen vil variere fra næring til næring. Metallindustrien er en næring som ikke tåler nedstenging i mer enn noen få timer. Dette skyldes at det flytende metallet kan størkne noe som vil føre til store ødeleggelser. Treforedlingsnæringen er derimot mer fleksibel i sin produksjon og kan stenge ned produksjonen for lengre perioder uten at det vil få store konsekvenser for deres produksjon.

Muligheten den kraftkrevende industrien har til å redusere kraftforbruket sitt for korte perioder og selge kraft til kraftmarkedet bidrar til å kunne redusere store svingninger i kraftetterspørselen i Norge (Norges vassdrags- og energidirektorat 2013).

Den kraftkrevende industrien har også mulighet til å redusere sitt kraftforbruk ved å benytte andre energikilder som innsatsfaktorer. Ettersom kraft er en nødvendig del av produksjonsprosessen for store deler av den kraftkrevende industrien, er dette stort sett lite aktuelt. Utstyr som elektrolyse i metallindustrien, pumper og annet elektriskutstyr gjør det vanskelig å substituere bort kraft uten å redusere produksjonen. Likevel er det noen deler av den kraftkrevende industrien som kan erstatte kraft med annen energivare, som for eksempel ved bruk av gass. Hvor enkelt det er å benytte annen energikilde variere fra næring til næring og om det sees på kort eller lang sikt (Norges vassdrags- og energidirektorat 2013).

2.2. Tidligere forskning

Denne delen vil presentere eksisterende studier som er gjort på dette emnet. Studiene som er gjort har brukt andre tilnærminger og estimeringsmodeller enn det som er gjort i denne oppgaven. Likevel er de underliggende økonomiske teoriene ganske like.

Santos (2014)

Et av studiene innenfor dette teamet er en masteroppgave skrevet av Santos (2014), hvor det undersøkes hvordan energietterspørselen i norsk industri reagerer på prisendringer. Studien er forskjellig fra analysen som vil bli gjort i denne oppgaven ved at den undersøker hele den norske industrien. Studien til Santos (2014) bruker også andre tilnærminger og forklaringsvariabler, samt at studiet fokuserer kun på de langsiktige egenpriselasitetene.

I studien er industrien delt inn i fem grupper etter årlig gjennomsnittlig energibruk. Gruppene er inndelt på bakgrunn av strukturstatistikken til statistisk sentralbyrå fra 1998 – 2012. For å estimere de ulike gruppenes priselasitet for etterspørsel etter energi er det brukt paneldata. Den økonometriske modellen som er lagt til grunn for estimeringen forklarer variasjonen i den avhengige variabelen som er etterspørsel etter energi. Som forklaringsvariabler i modellen er det benyttet innsatsfaktorer som arbeidskraft, kraftpris, kapitalutstyr, vareinnsats. Ettersom pris på kapitalutstyr og vareinnsats ikke var tilgjengelig er det benyttet et fullt sett av årsummier for å ivareta variasjonen i tidsdimensjonen som er lik for alle panelenhetene (Santos 2014).

Det ble utført statiske og dynamiske modelleringer, ettersom det kan antas at tilpasningen fra industriens side kan være treg i overgang til ny faktortilpasning. Av langtidselastisitetene som ble beregnet i oppgaven, viser resultatet ved statisk modelleringer at gruppen med nest-høyest energibruk, gruppe fire, har mest elastisk etterspørsel hvor egenpriselastisiteten ligger på -1,86. Den minst elastiske gruppen er gruppe 3 med egenpriselastisitet på -0,67. Ved dynamisk modellering var også gruppe fire den gruppen med mest elastisk etterspørsel, med en egenpriselastisitet estimert til -1.99.

Den dynamiske modelleringen bydde på utfordringer med forutsetningene som er satt for forventningsrette resultater ved minste kvadrats metode (OLS). For å løse disse utfordringene ble det brukt instrument-variabel-metoden (IV-metode) og GMM-estimering. Gruppen med høyest energiforbruk viste å være en problematisk gruppe hvor resultatene varierte ved ulike estimeringsprosedyrer. Resultatene i de resterende gruppene viste like trender, og i alle estimeringer var det gruppe fire som var mest elastisk, mens gruppe to og tre så ut til å ha en uelastisk etterspørsel hvor elastisiteten lå på et intervall fra -0,5 – 1 (Santos 2014).

Liu (2004)

Et annet studie som er gjort er en empirisk analyse av både inntekstelastisiteter og priselastisiteter av energi i OECD-land. Dette studiet ble gjort av Liu (2004). Studiet estimerte en dynamisk modell ved bruk av paneldata for landene fra 1978 til 1999. Datamaterialet som ble brukt i studien var hentet fra OECD statistical compendium 2001 og IEAs databank, som inneholder data for energibruk og energipriser for industriell sektor og husholdninger, bruttonasjonalprodukt (BNP) og realinntekt for hvert land. Det ble gjort analyser av energivarer som elektrisitet, naturgass, kull, gass fra olje, bensin, diesel og olje til oppvarming.

Liu (2004) bruker en autoregressiv distribuert lag (ADL) modell for å simultant kunne estimere korttids og langtidselastisiteter. Generelt kan en ADL modell formuleres slik:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_{k,j} x_{k,t-j} + \mu_t \quad (2.1)$$

Hvor y_t er nåværende energibruk, y_i er koeffisienter av laggede verdier (tidligere verdier) av den avhengige variabelen, $x_{k,t-j}$ er en vektor av nåværende og laggede verdier av forklaringsvariablene. $\beta_{k,j}$ er en kolonnevektor med k koeffisienter, μ er konstantleddet og μ_t er restleddet.

Den faktiske modellen som estimeres av Liu (2004) er gitt følgende:

$$y_{it} = \beta_0 + \gamma y_{it-1} + \beta_1 P_{it} + \beta_2 I_{it} + \mu_{it} \quad (2.2)$$

Hvor i står for lag og t for tid. Liu (2004) antar korrelasjon mellom restleddet og endogen variabel og tar høyde for at OLS estimering på relasjon (2.2) vil være skjev og inkonsistent. Dette løses ved å bruke GMM estimator.

Studiet konkluderer med at egenpriselasitetene i industriell sektor for de ulike energivarene er lavere enn for husholdninger. Argumentene for funnet er at husholdninger ofte er mer sensitiv til prisendringer enn industrier. Egenpris elastisiteten for elektrisitet på kortsikt var på -0.013, som er lite elastisk. For kull og olje var egenpriselasitetene positive på henholdsvis 0.162 og 0.043 (Liu 2004). På lang sikt var egenpriselasitetene for elektrisitet på -0.044. For kull og olje var henholdsvis egenpriselasitetene på lang sikt 0.589 og 0.127. Liu (2004) forklarer den positive egenpriselasiteten med at dataen som analysen bygger på, ikke er like passende for kull som for elektrisitet.

Ericson og Halvorsen (2008)

En rapport gjort av Ericson og Halvorsen (2008) studerer etterspørselastisiteten etter kraft for både husholdninger og næringer. Estimeringene er gjort på bakgrunn av måledata for hele 2006 av timespriser og løpende priser. Dataen gjelder kun forsyningsområdet til Skagerak Nett. Datasettet inneholder timesforbruk, timesvariasjon i meteorologiske data, timesinformasjon om solen er stått opp eller ikke og prisene til hver enkelt kunde som har kontrakt med Skagerak Nett. Metoden som er benyttet er en panel-datamodell med faste effekter.

Estimeringene kommer frem til en direkte kortsiktig priselastisitet for husholdninger med vanlig nett-tariff kontrakt på -0.056 . For nærings- og nytelsesmiddelindustrien er priselastisiteten henholdsvis -0.39 for de med vanlig nett-tariff avtale og -0.86 for de med fastpris. For treforedlingen, som kategoriseres som en del av den kraftkrevende industrien er priselastisiteten funnet til å være -0.092 for de med vanlig nett-tariff og -0.003 for de med månedsspot-tariff (Ericson & Halvorsen 2008).

Halvorsen har også utarbeidet en rapporten i 2012 som bygger på estimeringene som er gjort i Ericson og Halvorsen (2008). Rapporten kommer frem til en kortsiktig direkte priselastisitet på rundt -0.06 . Dette innebærer at ved en prisøkning på ett prosent vil forbruket reduseres med om lag $0,06\%$. Rapporten går ikke inn på metodikken som ligger bak resultatet.

Rapporten til Halvorsen (2012) presenterer ikke alle estimatene som rapporten bygger på, på grunn av stor usikkerhet knyttet til variabelbruk, men trekker frem de mest signifikante funnene. Rapporten viser til at temperatur er en viktig driver for de kortsiktige svingningene i strømforbruket på kort sikt (time til time). Dette forklares med at det primært er brukt husholdningers forbruk som variabel. Rapporten påpeker også at det er prisrespons for etterspørselen etter kraft, både på kort sikt og på litt lenger sikt. Rapporten finner også indikasjoner på at prisresponsene er kraftigere i primærnæringer og nærings- og nytelsesmiddelindustrien på kort sikt (Halvorsen 2012).

3. Teori

I denne delen av oppgaven vil det redegjøres for de økonomiske teoriene som er lagt til grunn for oppgaven og analysen. Det startes med å utlede bedriftens produktfunksjon og profittmaksimeringsproblem. Dette for å vise bakgrunnen til bedriftens valg av innsatsfaktorer og produksjonsnivå. Videre vil teorien bak priselastisitet presenteres for å videre kunne si noe om etterspørselsresponsen ved prisendring. Det er tatt utgangspunkt i en mikroøkonomisk modell hentet fra Hoel og Moene (1993).

For at valgt teori skal holde er det gjort en rekke antagelser:

- 1) Bedriftene har tilgang til flere innsatsfaktorer
- 2) Bedriftene er pristakere i markedet for innsatsfaktorene.
- 3) Bedriftene er priskele og kvantumstilpassere på produktmarkedet.
- 4) Bedriftene ønsker å maksimere sitt overskudd.

3.1 Bedriftens tilpasning

Teorien utledes på bedriftsnivå, men den kan videre generaliseres til å gjelde for hele industrien som vil være tilfelle videre i oppgaven.

3.1.1 Produktfunksjonen

Antall innsatsfaktorer til produksjonen som bedriftene kan velge mellom vil variere fra næring til næring. Det startes med å utlede en produktfunksjon hvor det antas at det er to variable innsatsfaktorer som bedriften kan velge mellom. For eksempel kan disse innsatsfaktorene være arbeidskraft og strøm som videre betegnes som henholdsvis v_1 og v_2 . Disse kan ikke angis med negative verdier:

$$v_1, v_2 \geq 0$$

Bedriftene har mulighet til å velge ulike kombinasjoner av innsatsfaktorene til produksjon. Antall kombinasjoner som er mulig avhenger av substitusjonsmuligheten bedriften har mellom de to faktorene. Bedriftens produktfunksjon angir den

maksimale mengden som kan oppnås ved alle faktorkombinasjoner av de to innsatsfaktorene, for eksempel arbeidskraft og strøm, v_1 og v_2 (Hoel & Moene 1993).

Produktfunksjonen er gitt som:

$$x = f(v_1, v_2) \quad (3.1)$$

hvor f angir et funksjonssymbol.

Hvis bruken av faktor v_1 reduseres med én enhet og bedriften kan opprettholde samme produksjonsmengde ved å bruke mer av faktor v_2 , foreligger det substitusjonsmuligheter mellom de to faktorene (Hoel & Moene 1993).

Anta en gitt produksjonsmengde, x^* :

$$x^* = f(v_1, v_2) \quad (3.2)$$

Ligningen over gir at produktmengden x^* kan fremstilles med alle faktorkombinasjoner som tilfredsstillter likheten. Samlingen av alle mulige faktorkombinasjoner som gir den gitte produksjonsmengden kalles for en isokvant.

Helningen på isokvantlinjen angir substitusjonsforholdet mellom de to faktorene og refereres ofte til som den tekniske substitusjonsraten (Varian 1992). Den tekniske substitusjonsraten kan defineres som hvordan en eller flere faktorer må justeres for å holde produksjon konstant ved endring i en annen faktor (Varian 1992).

I lys av oppgaven vil den ene innsatsfaktoren være strøm og det må da tenkes på hvilken faktor som kan substituere strøm. I enkelte deler av industrien kan strøm substitueres av mindre kraftkrevende kapitalutstyr, arbeidskraft, eller annen energi som olje eller kull og i andre deler av industrien kan ikke strøm substitueres i det hele tatt. Aluminiumsproduksjon er et tilfelle hvor strøm ikke kan substitueres på samme måte som ved andre produksjoner. Ved aluminiumsproduksjon kreves det et bestemt forhold mellom kraft og råmateriale som innsatsfaktor for å fremstille aluminium. I et slikt tilfelle vil det ikke være mulig å opprettholde produksjonen ved å redusere

forbruket av strøm for så å kompensere reduksjonen med økt forbruk av råmaterialet. I et slikt tilfelle, hvor innsatsfaktoren ikke kan substitueres, står bedriften ovenfor en Leontief produktfunksjon (Hoel & Moene 1993). En slik produktfunksjon kan skrives følgende:

$$x = \min [a_1 v_1, a_2 v_2] \quad (3.3)$$

Ligningen over gir at den produserte mengden x bestemmes som det minste av tallene $a_1 v_1$ og $a_2 v_2$, hvor a_1 og a_2 ofte refereres til som fabrikkasjonskoeffisienter (Hoel & Moene 1993). I dette tilfellet må begge innsatsfaktorene økes dersom produksjonen skal økes. Den mest effektive tilpasningen av innsatsfaktorene er hvor $a_1 v_1 = a_2 v_2$.

3.1.2 Profittmaksimering

Det antas at bedriftenes formål er å maksimere sitt overskudd. For å kunne maksimere overskuddet ønsker bedriftene å produsere til laves mulig kostnad.

Maksimeringsproblemet kan løses ved å benytte profittmaksimeringsfunksjonen.

Bedriftenes profittmaksimeringsproblem kan uttrykkes følgende:

$$\pi(p, q) = \max_v (pf(v) - \sum_i q_i v_i) \quad (3.4)$$

hvor p er produktprisen og q er faktorprisvektoren. $f(v)$ impliserer produktfunksjonen $x = f(v_i)$, hvor v er en vektor av alle v_i . x impliserer produsert mengde. Ligningen kan skrives om:

$$\begin{aligned} \pi(p, q) = \max_{x,v} (px - \sum_i q_i v_i), \\ \text{gitt at } x - f(v) = 0 \end{aligned} \quad (3.5)$$

Profittfunksjonen $\pi(p, q)$ er antatt å ha følgende egenskaper :

- 1) Profittfunksjonen, $\pi(p, q)$, er voksende i p og avtagende i q .
- 2) Profittfunksjonen, $\pi(p, q)$, er homogen av grad 1 i (p, q)
- 3) Profittfunksjonen, $\pi(p, q)$, er konveks i (p, q)
- 4) Profittfunksjonen, $\pi(p, q)$, er kontinuerlig i (p, q)

Det optimale valget av innsatsfaktorene til produksjonen tilfredsstiller følgende betingelse:

$$pf_i'(v) - q_i = 0, \quad (3.6)$$

hvor $i=1, \dots, n$

Videre er

$$x = f(v) = \frac{\partial \pi(p, q)}{\partial p} \quad (3.7)$$

og

$$-v_j = \frac{\partial \pi(p, q)}{\partial q_j} \quad (3.8)$$

x er optimal produksjon og v_j angir optimal bruk av faktor j . Videre betegnes disse som $x(p, q)$ og $v_j(p, q)$. Ligningene over kan skrives om:

$$x(p, q) = \frac{\partial \pi(p, q)}{\partial p} \quad (3.09)$$

og

$$v_j(p, q) = -\frac{\partial \pi(p, q)}{\partial q_j} \quad (3.10)$$

Disse ligningene blir ofte referert til som Hotellings lemma hvor ligning 3.09 er tilbudsfunksjonen og 3.10 er faktoretterspørselsfunksjonen (Hoel & Moene 1993). Funksjonene viser henholdsvis hvordan optimalt tilbudt kvantum og optimalt forbruk avhenger av prisen på produktet og faktoren. Faktoretterspørselsfunksjonen $v_j(p, q)$ skiller seg fra den betingede faktoretterspørselsfunksjonen $v_j^*(p, q)$ ved at den viser hvordan faktorbruken avhenger av faktorprisene og produktprisene når det produserte

kvantum blir valgt, slik at overskuddet maksimeres i motsetning til den betingede faktoretterspørselsfunksjonen hvor produsert kvantum er gitt.

En endring av faktorprisen vil kunne påvirke produsert kvantum. For å se hvordan en endring av faktorprisen påvirker produsert kvantum tas det utgangspunkt i ligning 3.09:

$$\frac{\partial x(p,q)}{\partial q_j} = \frac{\partial^2 \pi(p,q)}{\partial q_j \partial p} = \frac{\partial^2 \pi(p,q)}{\partial p \partial q_j} \quad (3.11)$$

Dette innebærer at

$$\frac{\partial x(p,q)}{\partial q_j} < 0 \quad (3.12)$$

hvis faktor j er normalfaktor.

Ligningen impliserer at hvis en normal produksjonsfaktor får økt pris, vil det produserte kvantum gå ned.

Det er rimelig å anta at en økt pris på en gitt innsatsfaktor vil redusere bruken av innsatsfaktoren. For å se hvordan økt pris på innsatsfaktoren vil påvirke bruken av faktoren tas det utgangspunkt i ligning 3.10:

$$\frac{\partial v_j(p,q)}{\partial q_j} = \frac{\partial^2 \pi(p,q)}{\partial q_j^2} \quad (3.13)$$

Som nevnt tidligere antas det at en av egenskapene til profittfunksjonen er at den er konveks i (p,q) . Dette gir at $\frac{\partial^2 \pi}{\partial q_j^2} \geq 0$ som impliserer følgende:

$$\frac{\partial v_j(p,q)}{\partial q_j} \leq 0 \quad (3.14)$$

Dette forteller at en økning av prisen til en innsatsfaktor fører til at bruken av denne faktoren vil gå ned. Hvordan bruken av andre innsatsfaktorer endres ved økt pris på en annen innsatsfaktor er vanskelig å si ettersom at fortegnet til de kryssderivert ikke er kjent (Hoel & Moene 1993).

3.2. Priselasticitet av etterspørsel

Priselastisitet av etterspørsel er en beregning som viser responsen, eller elasticiteten, av kvantum etterspurt mengde for et gode ved prisendring. Beregningen gir den prosentvise endringen i etterspørsel i respons til den prosentvise endringen i prisen, gitt at alle andre determinanter holdes konstant. Knyttet opp mot spørsmålet i oppgaven kan det tenkes at v_1 er etterspurt kraft og at q_1 er kraftprisen.

Etterspørselelasticiteten med hensyn på en prisendring kan dermed betegnes som El_{vi} :

$$El_{vi} = \frac{\partial v_i^*(q_i, x)}{\partial q_i} \frac{q_i}{v_i^*} \quad (3.15)$$

Fra ligning 3.13 fremkommer det at priselasticitetene nesten alltid er negativ, men den kan også være positiv. For enkelthets skyld uttrykkes elasticiteten i økonomisk teori som sin absoluttverdi.

Dersom priselasticiteten for en faktor er større enn 1 ($El_{vi} > 1$) i absolutt verdi, har faktoren en *elastisk etterspørsel*. Det vil si at en prisendring har en relativt stor effekt på etterspurt kvantum av godet. Dersom en faktor har en priselasticitet på mindre enn 1 i absolutt verdi ($El_{vi} < 1$) har faktoren en *uelastisk etterspørsel*. En uelastisk etterspørsel indikerer at etterspørselen etter godet/faktoren påvirkes lite av en prisendring. Faktorer som ikke like lett kan substitueres med en annen faktor har ofte en lavere elasticitet. Desto nærmere priselasticiteten er 0 i absolutt verdi, desto mer uelastisk er etterspørselen. Desto nærmere priselasticiteten er 1 i absolutt verdi, desto mer elastisk er etterspørselen (Varian 1992). Priselasticiteten vil kunne variere fra kort sikt til lang sikt og indikerer hvordan prisendringer, som følge av for eksempel skatter og avgifter, på en faktor vil påvirke bruken av faktoren.

4. Empiriskmetode

For å kunne analysere hvordan etterspørselen etter kraft responderer ved endringer i prisen på kraft utledes det en økonometrisk modell. I dette kapitlet vil det redegjøres for estimeringsmodellen som benyttes og den økonometriske metodikken som anvendes i analysen. Estimeringene og beregningene i oppgaven er gjort ved bruk av programvarene Microsoft Excel og STATA versjon 12.0.

4.1 Estimeringsmodell

For å kunne utføre estimeringene må det spesifiseres en modell. Modellen settes opp i tråd med utledet etterspørselsfunksjon fra kapittel 2.

Datagrunnlaget for denne analysen er en tidsserie som strekkes over perioden 2002 til 2014. Ofte beveger slike tidsserier seg i en trend. En regresjonsanalyse av den type datasett viser dermed ofte å være korrelert med andre serier på grunn av at de begge beveges i samme retning. For å løse dette problemet benyttes det ofte en vektorfeilkorreksjonsmodell (VEC-modell) ved estimeringene. En VEC-modell estimerer både det langsiktige og det kortsiktige forholdet mellom variablene. For å kunne benytte en VEC-modell er det forutsatt at førstedifferansen er stasjonær og at det eksisterer et kointegrasjonsforhold mellom variablene (Verbeek 2008).

Feilkorreksjonsmodellen er en utvidelse av en vektor autoregresjons modell (VAR). Vektor autoregresjon var først introdusert av Sims (1980) som en makroøkonomisk metode for å karakterisere den dynamiske oppførselen til en samling av variabler, uten å måtte sette restriksjoner for å identifisere de underliggende strukturelle parameterne. VAR-har nå blitt en utbredt metode for dynamiske analyser av multivariate tidsserier. En multivariat tidsserie er en tidsserie som inneholder flere forklaringsvariabler. Ved kointegrasjon mellom variablene må VAR-modellen utvides og det benyttes da en VEC-modell for å undersøke de kortsiktige og langsiktige forholdene mellom variablene.

Det startes med å utlede en VAR-modell som så videre utvides til en VEC-modell. VAR-modellen vil behandle hver variabel som eksogen. Dersom det er to variabler, y_t og z_t , kan systemet uttrykkes følgende:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (4.1)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt} \quad (4.2)$$

Ligningene over refereres til som en strukturell VAR og tillater at variablene y_t og z_t påvirker hverandre. Fra ligningen er $-b_{12}$ effekten av én enhets endring av z_t på y_t , og $-b_{21}$ er effekten av en enhets endring av y_t på z_t . Uttrykket γ_{21} betegner effekten av én enhets endring i y_{t-1} på z_t . Parameterne ϵ_{yt} og ϵ_{zt} er sjokk i variablene.

Dersom b_{12} ikke er null, betyr det at ϵ_{yt} har en indirekte effekt på variabelen z_t og motsatt. Ved bruk av matriser og algebra kan systemet skrives om, hvor x_t uttrykker vektoren til y_t og z_t :

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1}e_t \quad (4.3)$$

Ligningen over refereres ofte til som VAR-modell på standard form. Videre defineres elementene i ligningen over til at a_{i0} som er element i av vektoren A_0 , a_{ij} er element i rad i og kolonne j av matrisen A_1 og e_{it} er element i av vektoren e_t . Ved å inkludere disse notasjonene kan systemet med to variabler skrives om følgende:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (4.4)$$

$$z_t = a_{20} + a_{20}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (4.5)$$

Forskjellen på ligningene , 4.4 og 4.5, og ligningene 4.1 og 4.2 er at 4.4 og 4.5 er VAR på standard form og de andre to er VAR på strukturell form. Notasjonene e_{1t} og e_{2t} er kompositter av sjokkene i variablene y og z , ϵ_{yt} , ϵ_{zt} .

Ligning 4.3. kan generaliseres. Det startes med å utlede et enkelt system for en VAR modell med n antall variabler og p antall laggs (tidligere verdier av variablene).

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

I ligningen uttrykker p antall laggs som er inkludert i modellen. x_t er en $n \times 1$ vektor av variablene i modellen $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, A_p er $n \times n$ matrisen til koeffisientene og ε_t er $n \times 1$ vektoren til feilkorreksjonsleddene. Ved å trekke fra x_{t-1} fra hver side av ligningen og la I være en $(n \times n)$ identitetsmatrise, vil ligningen ta følgende form:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= A_p x_{t-p} - x_{t-p} + \varepsilon_t \\ &= (A_p - I) x_{t-p} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.7)$$

Som igjen kan skrives om følgende:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

I ligningen over er x_t og ε_t vektorer ($n \times 1$). A_p er en matrise av parameterne og π er definert som matrisen $(A_p - I)$. π_{ij} definerer elementene i rad i og kolonne j i matrisen π (Enders 2010). VAR-modellen kan enkelt utvides til en feilkorreksjonsmodell ved å inkludere variabler som er integrert av første orden, $I(1)$, og som antas å være kointegrerte. Kointegrasjon kan tolkes som at det er et langsiktig forhold mellom variablene (Wooldridge 2009). Kointegrasjon avhenger av hvilken rang matrisen π har. Dersom matrisen har rang 1, slik at $r = 1$, er det en kointegrert vektor gitt av en av radene i matrisen π . Dette gir ligningen på følgende feilkorreksjons form:

$$\Delta x_{1t} = \pi_{11} x_{1t-1} + \pi_{12} x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} x_{nt-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4.9)$$

Ligningen skrives om ved å sette $\alpha_1 = \pi_{11}$ og $\beta_{ij} = \pi_{1j}/\pi_{11}$. Dette gir følgende ligning:

$$\Delta x_t = \alpha_1 (x_{1t-1} - \beta_{12} x_{2t-1} + \dots + \beta_{1n} x_{nt-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (4.10)$$

Ligningen over er feilkorreksjonsmodellen (VEC-modell). En av de viktigste egenskapene til en VEC-modell er dens evne til å korrigere for ulikevekt som kan føre til sjokk i systemet. Feilkorreksjonsleddet i modellen vil fange opp slike ulikevekter og fører variablene tilbake til likevekt. Parameteren α_1 angir hvilken hastighet variablene går mot en likevekt igjen. Hver enkelt variabel justeres for feilkorreksjonsleddet, men de justeres til forskjellige hastigheter. Parameterne β_{1n} er parameteren til den kointegrerte vektoren. Ved estimering av en VEC-modell er det parameterne β og α som er av interesse. Modellen estimerer en ligning for hver variabel og hver observasjon. For å generalisere kan VEC-modellen uttrykkes følgende:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

hvor

$$\begin{aligned} \pi &= -(I - \sum_{i=1}^p A_i) \\ \pi_i &= -(I - \sum_{j=1}^i A_j) \end{aligned}$$

For denne analysen er det ønskelig å finne ut hvordan kraftprisene påvirker kraftforbruket til den kraftkrevende industrien. Det kan tenkes at kraftforbruket avhenger av prisen på kraft og priser på substitutter til kraft, olje og kull. En økonometrisk spesifisering av problemstillingen kan uttrykkes ved en enkel form som i ligningen nedenfor.

$$\begin{aligned} \Delta \text{forbruk}_t &= \pi x_{t-p} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \text{forbruk}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \text{kraftpris}_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^p \lambda_{1i} \text{oljepris}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mu_{1i} \text{kullpris}_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.12)$$

Hvor :

$\varepsilon_t =$ Stokastisk feilledd

$x_{t-p} =$ Feilkorreksjonsfaktoren

$\pi, \gamma, \delta, \lambda, \mu =$ Parametere som skal estimeres

Ved estimering av en VEC-modell ligger det noen forutsetninger til grunn. En feilkorreksjonsmodell forutsetter at det benyttes ikke-stasjonære variabler med én enhetsrot. Det vil si variabler som er integrert av første orden, $I(1)$. Før estimeringen av en VEC-modell utføres er det viktig at variablene sjekkes for denne egenskapen. Dette kan testes ved å benytte en Augmented Dickey-Fuller test. VEC-modellen tar utgangspunkt i en urestrikkert VAR (UVAR). Det vil si at det ikke legges restriksjoner på betakoeffisientene.

4.2 Estimeringsmetode

Det vil i dette avsnitte utredes for de metodene som er benyttet ved estimeringene. Ved estimering gjøres variablene om til logaritmisk form for å jevne ut sjokk i tidsserien. Ved å ha variablene på logaritmisk form vil også koeffisientene fra estimeringen kunne tolkes direkte som kortsiktige elastisiteter, og den kointegrerte koeffisienten som langtidselastisitet.

Ved tidsseriedata kan det i mange tilfeller være hensiktsmessig å forklare variabler med variablenes tidligere historikk. Dette kan gjøres ved bruk av laggede (tidligere) verdier av variabelen. Hvor lang laglengde som bør benyttes i modellen kan være vanskelig å forutsi. Antall laggede verdier avhenger av hyppigheten til datasettet. Ofte benyttes det opptil to laglengder dersom det er årlig data som benyttes og tolv dersom det er månedlig data. Desto flere lagges som legges på, desto flere av de opprinnelige observasjonene mistes. Hvis det benyttes for få eller for mange laggede verdier, er det en fare for at estimatene blir spuriøse. Valg av laglengde kan bestemmes ved bruk av såkalte "information criteria" som er statistiske tester som forsøker å finne optimal laglengde. Dette vil bli benyttet ved valg av laglengde i denne oppgaven.

4.2.1 Stasjonærhet

Ved å benytte ikke-stasjonære variabler kan det føre til spuriøse regresjoner. Disse regresjonene gir resultater som ikke er til å stole på og kan blant annet føre til at det oppstår signifikante koeffisienter om at det er korrelasjon mellom variablene, selv om dette ikke er tilfellet (Hill et al. 2012).

For at en tidsserie skal kunne klassifiseres som stasjonær ligger visse forutsetninger til grunn:

- 1) Konstant gjennomsnitt over tid. Det vil si at variabelen varierer rundt et tidsuavhengig langsiktig gjennomsnitt.
- 2) Konstant varians over tid. Det vil si at variasjonen til forventningene skal være konstante og tidsuavhengig. Dersom de er det, er avvikene mellom de observerte verdiene og predikterte verdiene tilfeldig og ikke preget av tid.
- 3) Konstant autokovariansstruktur over tid. Det vil si at kovariansen mellom to verdier fra tidsserien ikke er avhengig av hvilket tidspunkt variablene er observerte, men at de kun er avhengig av tiden som skiller dem.

I oppgaver av denne type med lignende tidsserier, er det rimelig å anta at datasettet ikke er stasjonært. Det er dermed ofte nødvendig å gjøre transformasjoner av dataene for å kunne konkludere med at disse er stasjonære slik at resultater er pålitelige.

Det finnes flere tester for å sjekke om variablene er stasjonære eller ikke-stasjonære. Stasjonaritetstester hjelper til å finne ut om variablene har enhetsrøtter eller ikke.

Augmented Dickey-Fuller test

Dickey-fuller tester om variablene har enhetsrøtter (random walk) eller ikke.

Augmented Dickey-Fuller testen skiller seg fra den vanlige Dickey-Fuller testen i den form av at den tillater for etterslep (laggede verdier). Ved å benytte laggede verdier, vil det kunne rettes opp for eventuell seriekorrelasjon. For å utlede denne testen tas det utgangspunkt i følgende ligning:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

eller

$$\Delta y_t = (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

Dersom $(\alpha_1 - 1) = 0$ har prosessen y_t enhetsrøtter. Dersom $(\alpha_1 - 1) \neq 0$ er prosessen stasjonær.

Følgende nullhypotese testes ved bruk av Augmented Dickey-Fuller test:

$$H_0: (\alpha_1 - 1) = 0, \text{ det er enhetsrøtter og variabelen er ikke-stasjonær}$$

Alternativ hypotesen er at det ikke er enhetsrøtter:

$$H_0: (\alpha_1 - 1) < 0, \text{ det er ikke enhetsrøtter og variabelen er stasjonær}$$

Hvis nullhypotesen forkastes på grunn av at $(\alpha_1 - 1) < 0$, betyr det at y_t er integrert av nulte orden og y_t er ikke-stasjonær. Hvis variablene ikke er stasjonære, kan de transformeres for å få de til å være stasjonære. Dette kan gjøres ved å ta den differensierte av variablene. Dersom variablene blir stasjonære ved den første differensierte, er variablene integrerte av første orden, $I(1)$. Dersom de må differensieres av andre orden for så å bli stasjonære, er variablene integrerte av andre orden, $I(2)$.

4.2.2 Kointegrasjon

Kointegrasjon vil si at to eller flere tidsserier deler samme stokastiske trend. Dersom to eller flere serier individuelt er integrert, samtidig som en lineær kombinasjon av variablene har en lavere integrasjons rang, er det kointegrerte. Kointegrasjon kan forklares som at det er et langsiktig forhold mellom variablene (Wooldridge 2009).

Metoden som benyttes for å teste for kointegrasjon er anvendt. Ved å teste for kointegrasjon testes det for kointegrasjonsrang som uttrykker hvor mange kointegrasjonsvektorer som eksisterer i modellen. Kointegrasjonsrangen gir dermed hvor mange langsiktige likevektsforhold som eksisterer. Kointegrasjon er en forutsetning for å kunne benytte VEC-modellen. Hvis kointegrasjonsrangen er null, det vil si at det ikke er langsiktig likevektsforhold mellom variablene, er det ikke hensiktsmessig å estimere en VEC-modell. Det vil da være mer hensiktsmessig å benytte en VAR-modell. Det er viktig å avdekke om det er kointegrasjon eller ikke for å kunne forsvare valg av estimeringsmodell.

Det eksisterer flere tester for å avdekke om det er kointegrasjon eller ikke i modellen. I oppgaven vil det benyttes Johansens test for kointegrasjon. I motsetning til Engle-Granger metoden tillater Johansens test for flere enn et kointegrert forhold (Verbeek 2008). For at Johansens test skal gi forventningsrette resultater er det viktig at datautvalget er stort nok for å kunne få forventningsrette estimater.

Det eksisterer to typer av Johansen test, enten ved bruk av trace statistikk eller ved bruk av maksverdi. I oppgaven vil det benyttes Johansen test ved bruk av trace statistikk. Følgende nullhypotese testes:

$$H_0: r = 0, \text{ Ingen kointegrasjon}$$

Hypotesen kan forkastes dersom trace-statistikken er lavere enn 0.05. Det er da kointegrasjon i modellen. Videre testes det så med følgende nullhypotese:

$$H_0: r = 1, \text{ Kointegrasjon i modellen av rang 1}$$

Hvis nullhypotesen ikke kan forkastes, inneholder modellen kointegrasjon av minst 1 rang. For å forkaste hypotesen må trace-statistikken være mindre enn 0.05. Etter utførelse av testen er det svar på hvor mange langsiktige likevektsforhold som eksisterer i modellen. Dersom det er kointegrasjon i modellen kan det estimeres en feilkorleksjonsmodell for å svare på hvordan variablene i modellen korresponderer til endringer i de andre variablene.

4.2.3 Autokorrelasjon

Ved autokorrelasjon, også kalt seriekorrelasjon, er det en korrelasjon i tidsserien mellom tidligere og fremtidige verdier. Autokorrelasjon er først og fremst et problem ved bruk av tidsseriedata, og oppstår når det er ett systematisk rekkefølge i feilleddene, ε_t (Wooldridge 2009). Grunnen til at autokorrelasjon ofte oppstår ved bruk av tidsseriedata er at nåværende estimat ofte er det beste estimatet for senere tidsperioder. Spesifikasjonsfeil i modellen vil kunne gi autokorrelasjon til tross for at dette egentlig ikke er tilfellet. Det er viktig at variablene transformeres til riktig form før tester og estimering utføres. Autokorrelasjon kan også oppstå som følge av at det

er sesongvariasjon i variablene. Dette kan rettes med å inkludere dummy variabler. En annen årsak til at autokorrelasjon kan oppstå er at datasettet er manipulert i form av at det inneholder stipulerte verdier eller at data har blitt aggregert.

For å teste om residualene til modellen er autokorrelerte kan det benyttes statistiske tester eller grafiske tester. Ved grafiske tester plottes verdiene for residualene inn i et diagram og det kan da grafisk sjekkes for om det er sammenheng mellom verdiene eller ikke. Det er ikke alltid at den grafiske utformingen er tydelig, og det vil dermed være bedre å benytte en statistisk test for å tydeligere kunne trekke en konklusjon. Ved bruk av en VEC-modell kan autokorrelasjon testes ved bruk av flere tester. Den mest brukte testen for autokorrelasjon i tidsserier er Durbin Watson testen. Dersom feilledet ikke er normalfordelt eller at det er inkludert en lagget avhengig variabel, vil ikke Durbin Watson testen gi korrekt estimat. I denne oppgaven blir det benyttet en Lagrange multipliser test (LM-test) som ikke har slike begrensninger. Det testes for følgende nullhypotese:

$$H_0: \text{Ingen autokorrelasjon ved } n \text{ lag}$$

Testen sjekker for autokorrelasjon til alle laggede nivåer som benyttes i modellen. Hypotesen kan beholdes hvis p-verdien er mindre enn 0.05, som indikerer at det ikke er autokorrelasjon.

4.2.4 Normalfordeling

For å teste for normalfordeling benyttes testen Jarque-Bera (JB). Testen måler normalfordelingen til residualene basert på kurtose og skjevhet. Hvis residualene er normalfordelte lider de ikke av skjevhet og kurtose. Dersom de lider av skjevhet vil ikke residualenes normalfordelingskurven være symmetrisk, og den ene siden av halen vil være lenger enn den andre siden. Kurtose i residualene måles ut i fra formen på kurven. Ved for mye kurtose vil kurven være spiss i forhold til normalfordelingskurven.

Følgende nullhypotese testes ved bruk av Jarque-Bera testen:

H_0 : *Residualene er normalfordelte*

Hypotesen er en samlet hypotese om at både skjevheten og kurtosen er lik null. Ved residualer som ikke er normalfordelte er det flere virkemidler som kan benyttes. Den vanligste metoden for å sikre normalfordeling på er ved å ta logaritmen av variablene. Dette fører til at sjokk i variablene jevnes ut og ikke får like stor innflytelse på datasettet. En annen årsak til at residualene ikke er normalfordelte kan skyldes at en eller flere forklaringsvariabler er utelatte i modellen. Modellen lider da av at den ikke er spesifisert riktig.

Det finnes flere virkemidler som både kan bidra til å rette opp i normalfordelingsproblemer og autokorrelasjon. Et av virkemidlene er å inkludere dummyvariabler. Ved å inkludere dummyvariabler vil de ekstreme observasjonene fjernes fra datasettet. Det er viktig at nødvendigheten av å inkludere dummyvariabler vurderes og hvor mange som skal inkluderes, ettersom de ekstreme observasjonene også kan være en naturlig del av datasettet. En økning av laglengden i modellen kan også bidra til å løse problemene med normalfordeling og autokorrelasjon. Sannsynligheten for at residualene ikke består alle testene er stor ved bruk av tidsserie. Det er dermed viktig at det kritisk vurderes om inkluderingen av virkemidlene vil føre til et verre utfall enn følgen av at residualene ikke består alle egenskapskravene.

4.2.5 Stabilitet

For å sjekke om det er et stabilt langsiktig likevektsforhold i modellen sjekkes det for om det er spesifisert korrekt antall kointegrerte ligninger. Testen vil utføres ved hjelp av programvaren STATA og sjekker for dynamisk stabilitet i systemet. Dette gjøres ved å sjekke eigenverdiene til systemet. Hvis eigenverdiene er større enn én er det ustabilitet. Det er viktig å bemerke at antall eksogene variabler i modellen vil tilsvare samme antall eigenverdier som er lik én. Dersom resultatet indikerer ustabilitet i systemet er det ikke et langsiktig likevektsforhold i modellen. Hvis testen indikerer at systemet er stabilt, gir det ingen grunn til å tro at det er feilspesifiseringer i systemet.

5. Data

I analysen vil det bli brukt tidsseriedata. Tidsseriedata kjennetegnes ved at det er gjentakende observasjoner av samme variabler over tid. Estimeringen i oppgaven er gjort ved bruk av datagrunnlag på forbruk av kraft i kraftkrevende industri plassert i Norge, kraftpris, oljepris og kullpris. Den kraftkrevende industrien består av næringene treforedling, kjemiske råvarer og metallindustrien. Eksempler på store aktører innenfor denne industrien er Norske Hydro, Norske Skog, Yara og Elkem som går under næringene aluminiumproduksjon, treforedling, kjemisk råvareindustri og metallindustri. Datagrunnlaget er på ukentlignivå fra uke 1 år 2002, til uke 52 år 2014.

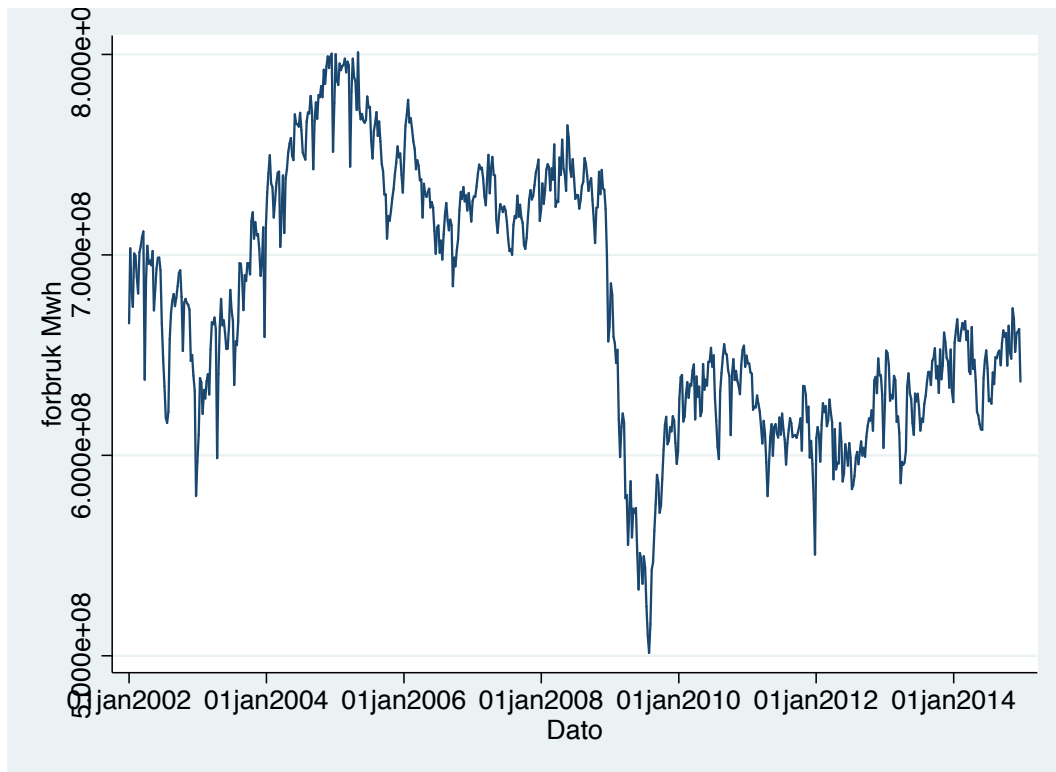
Alle prisene er omgjort til realpriser ved bruk av produksjonsprisindeks hentet fra Statistisk sentralbyrå (2015). Produksjonsprisindeksen gjelder olje/gass utvinning, industri, bergverksdrift og kraftforsyning (Statistisk sentralbyrå 2015). Priser som har vært oppgitt i annen valuta enn Euro er omgjort til Euro ved bruk av valutakurser gitt av Norges Bank (2015).

5.1 Avhengig variabel

Den avhengige variabelen er den variabelen som påvirkes av de uavhengige variablene. I modellen kan den avhengige variabelen sees på som den variabelen som forklares ut i fra de uavhengige variablene, også kalt forklaringsvariablene.

Etterspørsel etter kraft

I denne modellen er den avhengige variabelen etterspørsel etter kraft. Oppgaven ønsker å undersøke hvordan etterspørselen etter kraft hos kraftkrevende industri varierer med endringer i prisen på kraft. Statnett SF har gitt data på det samlede kraftforbruket til den kraftkrevende industrien i Norge på ukentlig nivå. Forbruket var oppgitt i giga watt timer (GWh) men er regnet om til mega watt timer (MWh) for å ha samme måleenhet som resterende datagrunnlag. Dataen er presentert i figur 5.1.



Figur 5.1: kraftforbruket til den kraftkrevende industrien.

(Statnett SF)

Figur 5.1 viser kraftforbruket til den kraftkrevende industri fra januar 2002 til desember 2014. Figuren viser at forbruket gikk kraftig ned rundt utgangen av 2009. Dette viser effekten finanskrisen har hatt på industrien. Finanskrisen førte til at flere næringer innenfor den kraftkrevende industrien valgte å stenge ned deler av sine produksjonsanlegg på bakgrunn av vanskelige markedsforhold (Norges vassdrags- og energidirektorat 2013). Forbruket har så økt igjen, men ikke til samme nivå som før år 2009. Fra første observasjon i 2002 til siste observasjon i 2014 har kraftforbruket totalt falt med 4.3%. Av figuren fremkommer det variasjoner i kraftforbruket over tid, både på kort sikt og på lang sikt. I analysen vil det forsøkes å finne svar på om dette kan skyldes variasjoner i kraftprisen.

5.2 Uavhengige variabler

De uavhengige variablene, ofte omtalt som forklaringsvariabler, er de variablene som forklarer hva som påvirker den avhengige variabelen, etterspørsel etter kraft.

Kraftpris

Pris på kraft er interessevariabelen i estimeringen. Datagrunnlaget for kraftprisen i Norge er gitt av Statnett SF. Dataen er fra det nordiske kraftbørsmarkedet Nord Pool Spot. Prisene var gitt som timesnivå. Som følge av at klokken i Norge stilles til sommertid og vintertid to ganger i året, har prisen for timene 02.00 og 03.00 blitt lagt som én time disse dagene. Dette er korrigert ved å dele prisen på to, og registrert den som to timer. Prisene er omgjort til ukentlig pris ved å regne gjennomsnittet av alle timene i uken. Prisene på kraft er oppgitt i euro per megawatt time (MWh). Det forventes, i tråd med den økonomiske teorien, at en økning av kraftprisen vil ha negativ effekt på etterspørselen etter kraft.

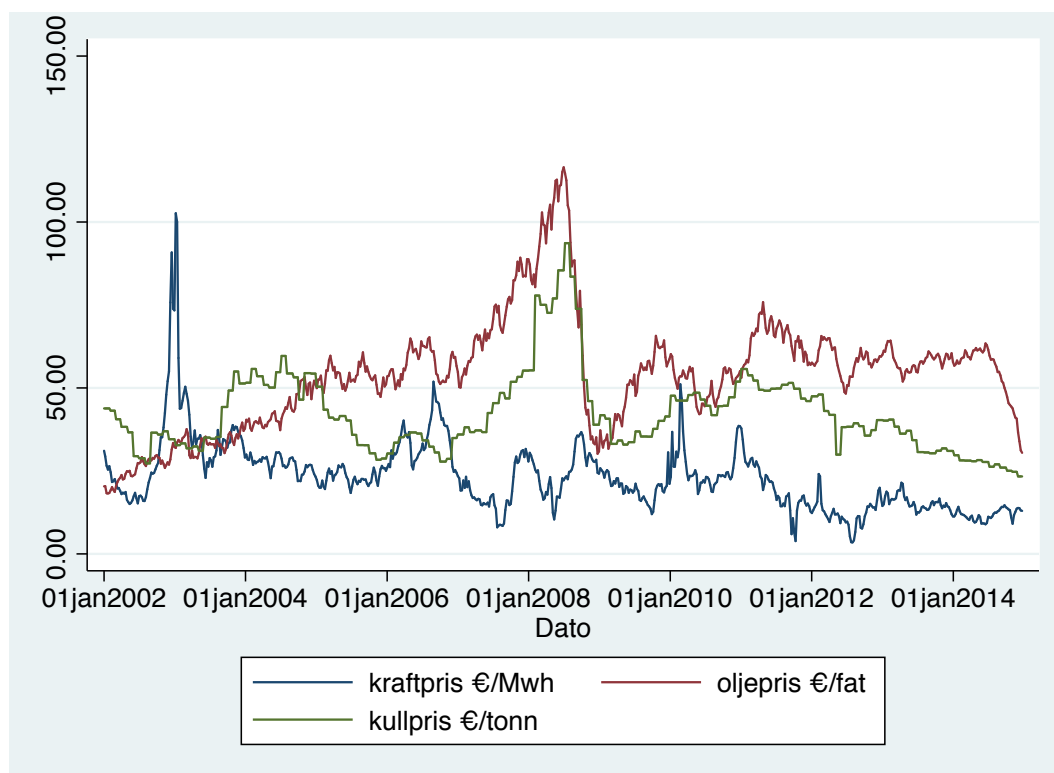
Oljepris

Prisen på olje er hentet fra Europeisk brent spottpris (EIA 2015). Den var oppgitt i dollar per fat men er omgjort til i euro per fat. Prisene er gitt på ukentlig nivå. Oljeprisen antas å ha en påvirkning på etterspørselen etter kraft, i den grad den påvirker valg av innsatsfaktor. I denne oppgaven er olje tatt med på bakgrunn av at den kan anses som å være et substitutt for kraft. Det antas en positiv årsakssammenheng mellom økt oljepris og kraftforbruket. Dette på bakgrunn av at det antas at substitusjonseffekten dominerer, slik at økt oljepris fører til økt forbruk av kraft. En økning av oljeprisen vil også kunne føre til at kraftforbruket dersom inntektseffekten dominerer. Kraftforbruket reduseres da på grunn av at prisøkningen på olje reduserer lønnsomheten til den kraftkrevende industrien, slik at bruk av innsatsfaktorer må reduseres totalt (Varian 2010). Oppgaven antar videre at økt oljepris fører til økt kraftforbruk.

Pris på kull

Kull antas å være et substitutt for kraft. Kullprisen er spotpriser hentet fra Rotterdam CIF og var oppgitt i NOK per tonn kull. Dette er omgjort til euro per tonn. Prisen er gitt på månedlig nivå. Månedsprisen er fordelt på ukene i tilhørende måned for at denne variabelen også skal være på ukentlig nivå. Det antas en positiv årsakssammenheng mellom økt kullpris og kraftforbruket, slik at økt kullpris vil føre til økt kraftforbruk. Likt som for oljeprisen kan også økt kullpris føre til en reduksjon av kraftforbruket dersom inntektseffekten dominerer.

De uavhengige variablene som benyttes i modellen kan presenteres grafisk for å illustrere hvordan utvikling de har hatt over tid.



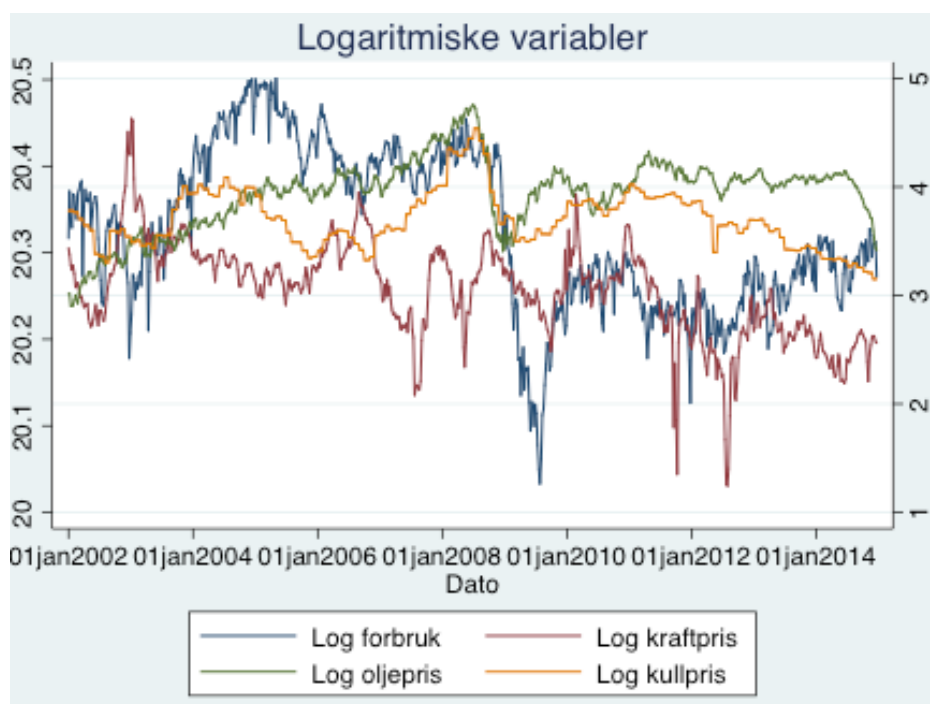
Figur 5.2 Endringer i energipriser over tid.

(NordPool Spot, EIA, Rotterdam CIF)

Figur 5.2 viser variablene kraftpris, oljepris og kullpris og hvordan disse har variert i tidsperioden fra år 2002 til slutten av 2014. Y-aksen indikerer energiprisene og x-aksen indikerer tiden. Figuren viser at oljeprisen og kullprisen har fulgt tilnærmet

samme utviklingstrend. Kraftprisen viser tendenser til å følge samme trend fra 2010 til 2014.

Ved estimeringene av modellen vil alle variablene transformeres til logaritmisk form for å jevne ut sjokk i variablene. Variablene på logaritmisk form kan illustreres grafisk som vist i figur 5.2.



Figur 5.3: Fremstilling av variablene på logaritmiskform.

Figur 5.3 viser alle variablene, både den avhengige og de uavhengige variablene. Energiprisene er gitt på y-aksen og x-aksen indikerer tiden.

5.3 Sammenndragsstatistikk

Tabell 5.1 viser en sammenndragsstatistikk av variablene som benyttes ved estimering. Dette for å enklere kunne tolke koeffisientestimatene senere.

Tabell 5.1: Beskrivelse av variabler

Variabel	Enhet	Obs.	Gj.snitt	Std. avvik	Min.	Max.
Forbruk	MWh	678	6.75e+08	6.22e+07	5.01e+08	8.01e+08
Kraftpris	€/MWh	678	23.06	10.81	3.47	102.62
Oljepris	€/fat	678	53.88	17.01	18.21	116.47
Kullpris	€/tonn	678	42.05	12.29	23.34	93.62

Tabellen viser beskrivende statistikk for variablene på faktisk form. Alle variablene består av 678 observasjon som tilsvarer antall uker med observasjoner som datasettet består av.

6. Resultat

Denne delen av oppgaven starte med å presentere testene som er gjort for å sjekke datasettets egenskaper. Videre presenteres estimeringen av feilkorreksjonsmodellen og residualtester som er presentert i kapittel 4.2. Disse testene er nødvendige for å gi en indikator på om estimatene er forventningsrette eller ikke. Resultatene vil videre tolkes og diskuteres i kapittel 7.

Ved estimeringene er variablene gjort om til logaritmisk form. Dette for å jevne ut sjokk i variablene slik at de ikke blir like utslagsgivende. Ved variablene på logaritmisk form kan koeffisientene tolkes som elastisiteter direkte (Verbeek 2008).

Før tester og estimeringer utføres må det redegjøres for hvor mange lags som skal inkluderes i modellen. Dette redegjøres for ved bruk av statistiske kriterie-tester som forsøker å finne optimal laglengde. Ved å kjøre en statistisk test for optimal laglengde i STATA, vil det bli oppgitt estimater fra en rekke laglengde-statistikker. Tabellen presenterer resultatene fra de mest brukte laglengde-kriteriene.

Lag	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		0.0072	-4.9423	-4.9423	-4.9423
1	0.000	0.0004	-7.7123	-7.7097	-7.5056
2	0.000	0.0004	-7.7300	-7.7248	-7.7166
3	0.001	0.0004	-7.7421	-7.7343	-7.7220
4	0.007	0.0004 *	-7.7500*	-7.7396 *	-7.7232 *

Tabell 6.1: Test for laglengde

* Foreslått laglengde

Beregningen som ligger bak de statistiske kriteriene som er presentert i tabell 6.1 er anvendte. Tabellen presenter dermed bare foreslått laglengde ved å indikere dette med en stjerne bak tallet til foreslått laglengde. Av tabellen fremkommer det at alle de statistiske testene foreslår laglengde på fire.

6.1 Stasjonæritet

En av forutsetningene for å kunne benytte feilkorreksjonsmodellen ved estimeringer, er at variablene er stasjonære. For å sjekke om variablene har denne egenskapen benyttes Augmented Dickey-Fuller test, som er den utvidete Dickey-Fuller testen.

Dickey-Fuller test utføres med en laglengde på fire på alle variablene.

Følgende nullhypotese testes ved Dickey-Fuller testen:

$$H_0: (a_1 - 1) = 0, \text{ det er enhetsrøtter og variabelen er ikke-stasjonær.}$$

Alternativhypotesen er at det ikke eksisterer enhetsrøtter og variabelen er stasjonær:

$$H_0: (a_1 - 1) < 0, \text{ det er ikke enhetsrøtter og variabelen er stasjonær.}$$

Tabellene under viser Dickey-Fuller test utført på forbruksvariabelen på logaritmisk form.

Tabell 6.2: Dickey-Fuller test på variabelen forbruk

Augmented Dickey-Fuller test				
	Teststatistikk	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
Z(t)	- 1.825	- 3.430	- 2.860	-2.570
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3684				

Tabell 6.2 presenterer en p-verdien for $Z(t) = 0.3684$. Med et signifikantnivå på 0.05 kan ikke nullhypotesen forkastes og det konkluderes med at variabelen ikke er stasjonær.

Variabelen kan transformeres for å bli stasjonær ved å differensiere. Augmented Dickey-Fuller testen som er utført på den differensierte av variabelen er presentert i tabell 6.3.

Tabell 6.3: Dickey-Fuller test etter differensiering.

Augmented Dickey-Fuller test				
	Teststatistikk	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
Z(t)	- 13.354	- 3.430	- 2.860	-2.570
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000				

Tabell 6.3 viser en p-verdi på 0.00 som indikerer at nullhypotesen kan forkastes. Dette betyr at det ikke er enhetsrøtter ved den første differerte av variabelen, og variabelen er stasjonær. Variabelen er dermed integrert av første orden, I(1). Samme test er utført for de andre variablene i modellen hvor samme resultat fremkommer, variablene er stasjonære og integrerte av første orden, I(1). Resultatene fra testene på de resterende variablene finnes i appendiks C.

6.2 Kointegrasjon

For å sjekke om det er kointegrasjon i datasettet, det vil si et langsiktig forhold mellom variablene, er det benyttet Johansens test for kointegrasjon. Grunnen til at denne testen benyttes er for at den kan finne alle kointegrasjonsvektorene i systemet, og ikke bare én vektor (Juselius 2006). Nullhypotesen som testes ved rang 0 er at det ikke eksisterer kointegrasjon. Ved rang 1 testes nullhypotesen om at det eksisterer minst en kointegrasjon. Tabell 6.4 viser resultatene fra Johansens test for kointegrasjon.

Tabell 6.4: Johansens test for kointegrasjon

Johansen tes for kointegrasjon				
Rang	LL	Eigenvalue	Trace-statistikk	5% kritisk verdi
0	4488.5606	.	66.5376	54.64
1	4505.6851	0.04955	32.2886 *	34.55
2	4516.5066	0.03160	10.6456	18.17
3	4520.8157	0.01271	2.0275	3.74
4	4521.8294	0.00300		

* Angir til hvilken rang det er kointegrasjon

Tabellen gir at det er minst én signifikant kointegrasjon i modellen. Nullhypotesen om at det ikke eksisterer kointegrasjon, rang 0, forkastes på bakgrunn av at trace-statistikken er høyere enn den kritiske verdien. Hypotesen om at det eksisterer minst én kointegrasjon i modellen beholdes på bakgrunn av at trace-statistikken ved rang 1 er lavere enn den kritiske verdien.

6.3 VEC-modell A

Modellen som estimeres er utledet i kapittel 4. Resultatet av estimeringen av VEC-modellen gir de kortsiktige og langsiktige effekter på variablene av endring i de resterende variablene. Modellen vil produsere fire ligninger simultant, ettersom modellen består av fire forskjellige variabler og det er forutsatt at variablene kan påvirker hverandre. I tråd med forslått laglengde presentert i tabell 6.4 er VEC-modell A estimert med en laglengde på fire. Den første ligningen som estimeres er hvor kraftforbruket er den avhengige variabelen, og kraftpris, oljepris og kullpris er de uavhengige variablene. Det er denne ligningen som er av interesse for oppgaven. Resultatene fra estimeringen er presentert i tabell 6.5. Den laggede verdien som presenteres i tabellen må ses i lys av at det er benyttet den differensierte av variablene ved estimering, hvor $D.L1 = L0 - L1$. Derfor representerer $D.Lag3 = L3 - L4$. Med andre ord er det den differensierte laggede variabelen som er oppgitt i tabellen.

Tabell 6.5: Estimater fra VEC modell A

Langsiktige koeffisienter				
Variabel	Koeffisient	Std.avvik	$P > z$	Signifikans
Ln Kraftpris	-0.35	0.068	0.000	Signifikant
Ln Oljepris	0.23	0.096	0.017	Signifikant
Ln Kullpris	-0.06	0.102	0.494	Ikke Signifikant
Kortsiktige koeffisienter				
justeringshastighet	0.020	0.005	0.001	Signifikant
D_Forbruk (ln) L1.	0.200	0.038	0.000	Signifikant
D.Lag 2	0.152	0.038	0.000	Signifikant
D.Lag 3	0.094	0.038	0.015	Signifikant
D_kraftpris (ln)L1.	0.006	0.006	0.309	Ikke signifikant
D.Lag 2	-0.009	0.006	0.154	Signifikant
D.Lag 3	-0.002	0.006	0.685	Ikke signifikant
D_oljepris (ln) L1.	-0.029	0.018	0.116	Ikke signifikant
D.Lag 2	-0.024	0.019	0.201	Ikke signifikant
D.Lag 3	-0.056	0.019	0.003	Signifikant
D_kullpris (ln) L1.	0.006	0.018	0.709	Ikke signifikant
D.Lag 2	0.014	0.018	0.450	Ikke signifikant
D.Lag 3	0.041	0.018	0.024	Signifikant

Den langsiktige etterspørselastisiteten er gitt av koeffisienten til den kointegrerte ligningen. Av tabell 6.5 fremkommer det et signifikant, negativt likevekts forhold mellom kraftforbruket og kraftprisen på lang sikt. Dersom kraftprisen stiger med én prosent, vil forbruket avta med -0.35%. Videre gir estimatene at det er et positivt langsiktig forhold mellom oljeprisen og kraftforbruket.

Tabellen ovenfor gir også de kortsiktige koeffisientene på hver laglengde. For å finne ut om variablene har en total påvirkning på forbruket er det gjort egne tester. På kort sikt ga estimeringene at det ikke eksisterer kortsiktige effekter av endret kraftpris på forbruket.

Av estimeringen fremkommer det en signifikant, positiv justeringshastighet på 0.02 som indikerer justeringshastigheten tilbake til likevekt. Det vil si at 2% av ulikevekten vil gå tilbake til likevekt i løpet av en periode på én uke.

For å sikre at estimeringene gir resultater som kan stoles på, er det viktig at det sjekkes for om modellen innehar de egenskapene som er forutsatt tidligere. Det startes med å sjekke for autokorrelasjon i residualene.

Autokorrelasjon

En av forutsetningene for at modellen skal gi forventningsrette resultater er at det ikke er autokorrelasjon i residualene. For å teste dette benyttes en lagrange-multiplier test (LM-test). Følgende nullhypotese testes:

H_0 : *Det er ingen autokorrelasjon ved n lag*

Tabell 6.6: Lagrange-multiplier test for autokorrelasjon

Lag	Chi2	df	Prob > chi2
1	46.0388	16	0.00010
2	30.6168	16	0.01505
3	30.5251	16	0.01546
4	52.9201	16	0.00001

Tabellen sjekker for autokorrelasjon ved alle laglengder. Det fremkommer av testen at nullhypotesen forkastes ettersom p-verdiene ved alle laglengder er lavere enn signifikansnivået på 0.05. Dette impliserer at det er autokorrelasjon i residualene. Ved autokorrelasjon i residualene vil estimatene fra VEC-modell A kunne gi spuriøse estimater.

Autokorrelasjon kan skyldes flere ting, deriblant feilspesifikasjon av laglengde i modellen. Resultatene i Gonzalo (1994) viser til at dersom antall laggs i VEC-modellen er underspesifisert, vil skjevheten i parameter-estimatene øke betraktelig som igjen kan føre til autokorrelasjon. Dette er også støttet av Wooldridge (2009) hvor det pekes på at laglengden ofte må økes for å få en dynamisk komplett modell. På grunn av autokorrelasjon, vil estimatene fra den allerede estimerte VEC-modellen kunne være spuriøse. Modellen må defineres på nytt for så å gjøre nye estimater. Som et forsøk på å rette opp i autokorrelasjon økes antall lag i modellen til fem.

6.4 VEC-modell B

For å få en modell som gir forventningsrette estimater er laglengden i modellen økt fra fire til fem, til tross for at tidligere statistisk test anbefalte en laglengde på fire. Denne metoden er ofte benyttet for å håndtere autokorrelasjon i modellen. Resultatene fra estimeringen av VEC-modellen med en laglengde på fem er presentert i tabellen 6.7.

Tabell 6.7: Estimer fra VEC modell B.

Langsiktige koeffisienter				
Variabel	Koeffisient	Std.avvik	$P > z$	Signifikans
Ln Kraftpris	-0.287	0.065	0.000	Signifikant
Ln Oljepris	0.275	0.090	0.002	Signifikant
Ln Kullpris	0.099	0.095	0.297	Ikke signifikant
Kortsiktige koeffisienter				
Justeringshastighet	-0.023	0.006	0.001	Signifikant
D_Forbruk (ln) L1.	-0.187	0.038	0.000	Signifikant
D.Lag 2.	-0.148	0.039	0.000	Signifikant
D.Lag 3.	-0.104	0.039	0.007	Signifikant
D.Lag 4.	-0.066	0.038	0.082	Ikke signifikant
D_kraftpris (ln)L1.	0.006	0.006	0.283	Ikke signifikant
D.Lag 2.	-0.008	0.006	0.176	Ikke Signifikant
D.Lag 3.	-0.007	0.006	0.787	Ikke signifikant
D.Lag 4.	0.002	0.006	0.692	Ikke signifikant
D_oljepris (ln) L1.	-0.033	0.018	0.081	Signifikant
D.Lag 2.	-0.019	0.019	0.315	Ikke signifikant
D.Lag 3.	-0.061	0.019	0.001	Signifikant
D.Lag 4.	0.029	0.193	0.133	Ikke signifikant
D_kullpris (ln) L1.	0.006	0.018	0.710	Ikke signifikant
D.Lag 2.	0.013	0.018	0.454	Ikke signifikant
D.Lag 3.	0.040	0.018	0.031	Signifikant
D.Lag 4.	-0.021	0.018	0.256	Ikke signifikant

Estimatene som fremkommer ved VEC-modell B gir forholdsvis like estimater som ved modell A.. Av tabell 6.7 fremkommer det et signifikant, negativt langsiktig forhold mellom kraftprisen og kraftforbruket. Ved økning i kraftprisene på 1%, vil kraftforbruket til den kraftkrevende industrien reduseres med -0.28%, som indikerer en uelastisk etterspørsel etter kraft. Av estimatene fremkommer det en signifikant, positiv årsakssammenheng mellom oljeprisen og kraftforbruket på lang sikt. Dersom

oljeprisen økes med 1%, vil kraftforbruket økes med 0.27%. Estimaten gir ingen langsiktig årsakssammenheng mellom kullprisen og kraftforbruket. Estimaten gir en signifikant, negativ justeringshastighet på -0.023%. Det vil si at 2.3% av ulikevekten vil gå tilbake til likevekt i løpet av en periode på én uke.

Kortsiktig effekt

Tabell 6.7 gir de kortsiktige koeffisientene på hvert lag-nivå. For å finne ut om variablene kraftpris, oljepris og kullpris kan forklare forbruket på kort sikt totalt, er det gjort egne estimater på hver variabel. Nullhypotesene som testes er at det ikke er kortsiktig årsakssammenheng mellom variablene og kraftforbruket. Hvis nullhypotesen forkastes, godtas alternativhypotesen om at det er kortsiktig årsakssammenheng. Følgende nullhypotese testes først:

H_0 : *Det er ikke kortsiktig årsakssammenheng mellom kraftpris og kraftforbruk*

Tabell 6.8: Kraftprisens kortsiktige påvirkning på kraftforbruket.

- (1) [D_lfbk]LD.lnkrp = 0
- (2) [D_lfbk]LD.lnkrp = 0
- (3) [D_lfbk]LD3.lnkrp = 0

Constraint 2 dropped

Chi2 (2) = **1.41**

Prob > chi2 = **0.4933**

Tabell 6.8 gir informasjon om at kraftprisen ikke har en signifikant kortsiktig effekt på kraftforbruket. Hypotesen aksepteres på bakgrunn av en p-verdi som er større enn signifikansnivået på 0.05. Det vil si at det ikke er en kortsiktig, signifikant årsakssammenheng mellom kraftprisen og kraftforbruket til den kraftkrevende industrien.

Samme test utføres for de resterende variablene, oljepris og kullpris. følgende nullhypotese testes:

H_0 : Det er ikke kortsiktig årsakssammenheng mellom oljepris og kraftforbruk

Tabell 6.9: Oljeprisens kortsiktige påvirkning på kraftforbruket.

(1) [D_lnfbk]LD.lnolp = **0**

(2) [D_lnfbk]LD.lnolp = **0**

(3) [D_lnfbk]LD3.lnolp = **0**

Constraint 2 dropped

Chi2 (2) = **10.46**

Prob > chi2 = **0.005**

Resultatet av testen gir at nullhypotesen forkastes på bakgrunn av en p-verdi som er lavere enn signifikansnivået på 0.05. Dette indikerer at oljeprisen signifikant påvirker kraftforbruket på kort sikt. Av tabell 6.7 fremkommer det at 1% økning av oljeprisen fører til -0.033% reduksjon av kraftforbruket til den kraftkrevende industrien etter én uke. Oljeprisen har dermed motsatt effekt på kraftforbruket på kortsikt enn effekten på lang sikt. Etter fire uker viser tabell 6.7 en positiv, men ikke signifikant sammenheng mellom oljeprisen og kraftforbruket, hvor 1% økning av oljeprisen fører til 0.19% økning av kraftforbruket. Funnene vil videre diskuteres i kapittel 7.

Videre testes det for følgende nullhypotese:

H_0 : *Det er ikke kortsiktig årsakssammenheng mellom kullpris og kraftforbruk*

Tabell 6.10: Kullprisens kortsiktige påvirkning på kraftforbruket.

$$(1) \quad [D_lnfbk]LD.lnkup = 0$$

$$(2) \quad [D_lnfbk]LD.lnkup = 0$$

$$(3) \quad [D_lnfbk]LD3.lnkup = 0$$

Constraint 2 dropped

$$\text{Chi2 (2)} = \mathbf{5.21}$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = \mathbf{0.0739}$$

Av tabell 6.10 fremkommer det at nullhypotesen godtas, ettersom p-verdien er høyere enn signifikansnivået på 0.05. Det betyr at det ikke er en signifikant årsakssammenheng mellom kullprisen og kraftforbruket til den kraftkrevende industrien på kort sikt.

6.5 Test på residualene

Residualene sjekkes for om de har de egenskapene som er forutsatt for at modellen skal kunne gi forventningsrette estimater. Denne delen vil presentere testene som er gjort for å sjekke for autokorrelasjon, normalitet og stabilitet.

Autokorrelasjon

For å sjekke om residualene er autokorrelerte benyttes det en Lagrange-Multiplier test (LM-tes). Følgende nullhypotese testes:

H_0 : Det er ingen autokorrelasjon ved n lag

Tabell 6.11: Lagrange-multiplier test for autokorrelasjon.

Lag	Chi2	df	Prob > chi2
1	23.8128	16	0.09367
2	27.0528	16	0.04090
3	22.9962	16	0.11384
4	19.3850	16	0.24921
5	21.3182	16	0.16660

Ved et signifikansnivå på 0.01 kan nullhypotesen aksepteres, og det konkluderes med at det ikke er autokorrelasjon i modellen. Ved et signifikansnivå på 0.05 kan ikke nullhypotesen godtas, på bakgrunn av verdien for laglengde 2. Analysen går videre med en aksept på at det ikke er autokorrelasjon i residualene.

Normalitet

For å sjekke om distribusjonen til feilleddene er normalfordelt eller ikke, er det benyttet en Jarque-Bera test. Testen har som nullhypotese at både skjevheten og overflødig kurtose er lik null (Verbeek 2008). Resultatet av testen er presenter i tabell 6.12.

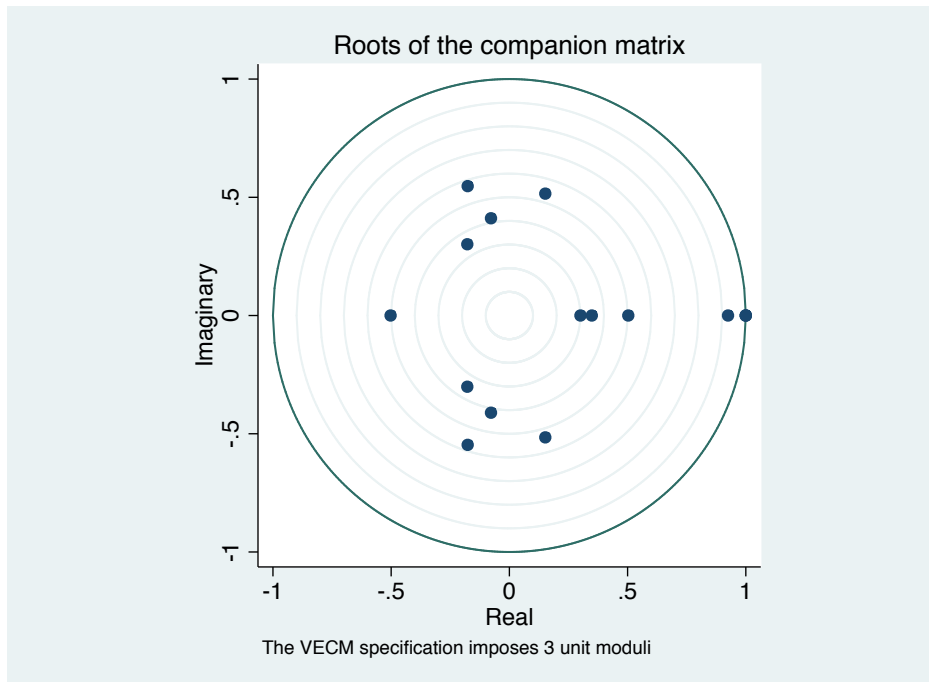
Tabell 6.12: Normalfordelingstest.

Jarque-Bera test			
Ligning	Chi2	df	Prob > Chi2
D_Inforbruk	249.823	2	0.0000
D_Inkraftpris	4028.162	2	0.0000
D_Inoljepris	75.057	2	0.0000
D_Inkullpris	1.8e+04	2	0.0000
Alle	2.2e+04	8	0.0000

Av tabell 6.12 fremkommer det at nullhypotesen forkastes ved alle de estimerte ligningene, ettersom resultatene er lavere enn signifikansnivået på 0.05. Det betyr at residualene i modellen ikke er normalfordelte. Det vil si at residualene lider av skjevhet og kurtose. Ved skjevhet er ikke normalfordelingskurven til residualene symmetrisk. Kurtose indikerer at residualenes kurven er spissere enn normalfordelingskurven.

Stabilitetssjekk

Det er gjort en test for å sjekke om det eksisterer et stabilt likevektsforhold i modellen. Testen gir en indikasjon om de kointegrerte ligningene ikke er stasjonære, til tross for at det tidligere er antatt og sjekket for at de er stasjonære. Den vil og indikere om antall kointegrerte ligninger er feilspesifisert. I figur 6.1 er testen presentert grafisk.



Figur 6.1: Stabilitetstest VEC-modell B.

Figur 6.1 viser grafisk eigenverdien til følgematrixen med de faktiske komponentene på x-aksen, og de imaginære komponentene på y-aksen. Visuelt viser figuren hvor nær røttene er enhets-sirkelen. Av figuren fremkommer det at to av røttene er nær enhets-sirkelen, men det er vanskelig å si hvor nær. For at modellen skal være stabil må røttene være mindre enn én. Testen presenteres med en tabell for å enklere kunne tolke resultatet.

Tabell 6.13: Stabilitetbetingelse

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
.9248592	.924859
-.1763328 + .5471346i	.574847
-.1763328 - .5471346i	.574847
.1521085 + .5154519i	.537427
.1521085 - .5154519i	.537427
.5030302	.50303
-.5024266	.502427
-.07755486 + .4111945i	.418444
-.07755486 - .4111945i	.418444
-.1779245 + .3013033i	.349915
-.1779245 - .3013033i	.349915
.3487673	.348767
.3007067	.300707

The VECM specification imposes 3 unit moduli.

Det er tre røtter som er én. Dette skyldes at den spesifiserte VEC-modellen består av tre forklaringsvariabler og disse gir tre "modulus". Resterende verdier må være mindre enn 1 for at modellen skal være stabil. Av tabell 6.13 fremkommer det at en av røttene er 0.924, som er nær 1. Som følge av at roten likevel er under 1, konkluderes det med at modellen er stabil og det eksisterer et langsiktig likevektsforhold i modellen.

7. Diskusjon

Denne delen av oppgaven vil ta for seg diskusjon rundt resultatene som er presentert, knyttet opp mot forskningsspørsmål, hypotesen som er satt innledningsvis og teori. Videre vil estimeringsmodellen som er benyttet diskuteres.

7.1 Diskusjon av resultater

Resultatene bygger på estimatene fra VEC-modell B. Den gir de mest forventningsrette resultatene. Oppgaven har søkt å finne svar på forskningsspørsmålene og hypotesen som ble fastsatt innledningsvis.

Forskningsspørsmål 1:

I hvor stor grad påvirkes kraftforbruket i kraftkrevende industri av kraftprisene?

Av estimatene fremkom det en signifikant årsakssammenheng mellom kraftprisene og kraftforbruket til den kraftkrevende industrien på lang sikt. I samsvar med teorien viser funnene at det er en negativ sammenheng, slik at en økning av kraftprisene fører til en nedgang i kraftforbruket. Denne sammenhengen støtter også hypotesen som er fastsatt om at *økt kraftpris vil føre til lavere kraftforbruk*. Påvirkningen av økt kraftpris er minimal men likevel signifikant. Etterspørselastisiteten er uelastisk på -0.28 på lang sikt, som indikerer at 1% økning av kraftprisen fører til -0.28% reduksjon av kraftforbruket.

Den uelastiske etterspørselastisiteten kan skyldes flere faktorer. Som nevnt i kapittel 2.1.3 er det mange næringer i den kraftkrevende industrien som ikke har mulighet til å være fleksibel i produksjon. På grunn av produksjonsprosessen til produktet de produserer, kan de ikke endre bruken av innsatsfaktorene sine i like stor grad som andre næringer og industrier. Den kraftkrevende industrien har også hatt egne fastpriskontrakter på kraft som innebærer gunstige kraftpriser. Til tross for at de har hatt mulighet til å selge kraft i markedet ved høye priser, kan priskontraktene ha ført til at de ikke har blitt påvirket i like stor grad av prisendring i spotmarkedet som ved uten kontraktene. Datagrunnlaget som er benyttet i analysen strekker er fra 2002 til utgangen av 2014. De fleste priskontraktene gikk ut i tidsrommet 2006-2010. Dette

gjør at modellen inneholder tidsrom hvor kontraktene ikke har vært like utbredt og estimatene fanger opp likevel opp deler av prispåvirkningen på industrien uten kontrakt.

Forskningsspørsmål 2:

Har kraftprisen ulik påvirkning på kraftforbruket til den til kraftkrevende industrien på kort og på lang sikt?

Av estimatene som er gjort fremkommer det en uelastisk, men signifikant årsakssammenheng mellom kraftpris og kraftforbruket på lang sikt. På kort sikt gir ikke estimatene samme signifikante årsakssammenheng. Som følge av industriens avhengighet av kraft i produksjonen, kan det tenkes at det tar tid før de klarer å bytte innsatsfaktor og eventuelt gjøre andre tiltak. Dette indikerer en treghet i tilpasningen til industrien.

Estimatene viser at det er en signifikant, årsakssammenheng mellom oljeprisen og kraftforbruket, både på kort sikt og lang sikt. På langsikt er det substitusjonseffekten som dominerer, hvor 1% økning av oljeprisen fører til at kraftforbruket til den kraftkrevende industrien økes med 0.27%. På kort sikt er årsakssammenheng positiv. Dette indikerer en inntektseffekt hvor økt oljepris fører til reduksjon av lønnsomheten til den kraftkrevende industrien, hvor de må redusere bruk av innsatsfaktorer totalt. Ved 1% økning av oljeprisen vil kraftforbruket reduseres med -0.033 på kort sikt. Dette er et spesielt funn ettersom effekten er motsatt av den langsiktige effekten. I tillegg påvirkes kraftforbruket signifikant av oljeprisen på kort sikt, men ikke av kraftprisen. Studiene presentert i kapittel 2.2 finner ikke samme årsakssammenheng. Funnet kan tyde på at modellen lider av utelatte variabler. Oljeprisen og økonomisk aktivitet har vist tendenser til å bevege seg i samme retning (Mohn 2008). Det kan dermed tenkes at en variabel for økonomisk aktivitet burde vært inkludert i modellen.

Sammenlignet med lignende studier samsvarer den langsiktige etterspørselastisiteten etter kraft fra denne analysen med tidligere forskning. Santos (2014) som gjorde en studie på etterspørselen etter kraft til hele den norske industrien fant en høyere, men også uelastisk egenpriselasitet (-0.67) for den delen av

industrien som bruker mest kraft. Forskjellen kan komme av at Santos studie ser på hele industrien, mens denne oppgaven kun ser på den kraftkrevende industrien. Den kraftkrevende industrien er som nevnt ikke like fleksibel i valg av innsatsfaktorer som andre industrier. Funnene til Liu (2004) viser til en svært uelastisk etterspørsel etter elektrisitet på langsikt i OECD land, på henholdsvis -0.04 . Alle tidligere studier som er presentert i kapittel 2.2 indikerer at etterspørselselastisiteten etter kraft er uelastisk for industrien, likt som funnene i denne oppgaven.

7.2 Modellens utfordringer

Den beste modellen for estimeringer av etterspørselselastisiteten etter kraft for den kraftkrevende industrien viser seg å være VEC-modell B. Modellen og estimeringene er utført og gjennomgått tidligere. Det er likevel noen aspekter ved estimeringsmodellen som viser tegn til svakheter. Ved estimering av modell A oppsto det problemer i forbindelse med autokorrelasjon. Dette ble forsøkt rettet med å øke laglengde i modellen, som foreslått av Gonzalo (1994) og av Wooldridge (2009). Ved økt laglengde gir modellen likevel tegn til autokorrelasjon ved laglengde 2, dersom det benyttes et signifikantnivå på 0.05. Ved et signifikantnivå på 0.01, konkluderes det med at det ikke er autokorrelasjon i modellen. Ved autokorrelasjon er det tegn på svakhet i modellen og sannsynligheten for spuriøse estimater er tilstede. En av årsakene til at det oppstår tegn på autokorrelasjon kan være at variabelen for kullprisen opprinnelig var gitt på månedlig nivå, men ble fordelt utover tilhørende uker i måneden. Det kan også tenkes at modellen mangler en viktig forklaringsvariabel. Ved grafisk fremstilling av variablene fremkom det at kraftforbruket til den kraftkrevende industrien var berørt av finanskrisen. Dette gir en indikasjon på at forbruket påvirkes av aktivitetsnivået. Det kan dermed tenkes, i likhet med diskusjon av oljeprisens kortsiktige effekt på kraftforbruket, at en variabel for aktivitetsnivå burde vært inkludert. Ved å inkludere en variabel for aktivitetsnivået ville modellen trolig gitt mer forventningsrette estimater. Som variabel på aktivitetsnivå bør det vurderes hvor vidt nasjonal bruttonasjonalprodukt eller global bruttonasjonalprodukt skal inkluderes, ettersom den kraftkrevende industrien i hovedsak produserer eksportvarer.

Videre oppsto det også problemer i forbindelse med normalitet. Dette er forsøkt minimert ved å benytte logaritmisk form av variablene samt økt laglengde. Videre kan det tenkes at det ville hjulpet å inkludert dummy variabler for å rette opp for normalitetsproblemet. Ved grafisk fremstilling av kraftforbruket fremkom et kraftig fall rundt år 2009. En dummyvariabel ville kunne fjerne disse ekstreme verdiene som muligens kunne hjulpet på normalitetsproblemet. Det er likevel viktig å være kritisk til inkludering av dummy variabler og hvor mange som skal inkluderes, ettersom ekstremverdiene kan være en naturlig del av datasettet. Hvor viktig det er at residualene er normalfordelte er omdiskutert i andre studier. Juselius (2006) mener at for mye eller for lite kurtose ikke skaper store problemer ved estimeringen, men at skjevheten vil være et mer alvorlig brudd på egenskapskravene. Johansen (1995) påpeker at så lenge residualene ikke avviker for mye fra "gaussisk hvit støy" er ikke bruddet på normalfordelingen alvorlig. Enkelte viser også til at normalfordeling av residualene er en egenskap som sjeldent eksisterer ved bruk av tidsseriedata, spesielt hvis datasettet består av mange observasjoner (Brooks 2002). Normalitetsproblemet kan også være vanskelig å bli kvitt uten å miste for mye av opprinnelig data. Problemet med normalitet anses dermed som et mindre problem for denne modellen. Modellen er også testet for stabilitet og det fremkommer at modellen er stabil, til tross for problemer med normalitet og mulig problem med autokorrelasjon. Videre kan modellen estimeres på nytt ved å inkludere variabelen BNP.

Etttersom det er valgt å gå videre med analysen til tross for normalitetsproblemer og mulig autokorrelasjon i residualene, er det viktig å presisere at estimatene i stor grad samsvarer med tidligere studier og den økonomiske teorien som er lagt til grunn.

8. Konklusjon

Målet med oppgaven var å undersøke hvorvidt kraftforbruket til den kraftkrevende industrien påvirkes av endringer i kraftprisen. Gjennom analysen fremkommer det at det er en langsiktig, negativ årsakssammenheng mellom kraftprisen og kraftforbruket til den kraftkrevende industrien. Estimeringene viser at etterspørselastisiteten er uelastisk, hvor 1% økning av kraftprisen gir -0.28% reduksjon av kraftforbruket til den kraftkrevende industrien. Det ble ikke funnet en signifikant effekt mellom kraftforbruket og kraftprisen på kort sikt. Det konkluderes med at etterspørselastisiteten etter kraft er negativ og uelastisk.

Estimatene ga at den kraftkrevende industriens kraftforbruk også påvirkes signifikant av oljeprisen, både på kort sikt og lang sikt. Dersom oljeprisen øker med 1%, vil kraftforbruket øke med 0.27 prosent på lang sikt, dette indikerer at substitusjonseffekten dominerer. På kort sikt ga estimatene en positiv sammenheng mellom oljeprisen og kraftforbruket. Funnet skyldes trolig feilspesifikasjon av den estimerte modellen, som kan bety at resultatet ikke er entydig.

Analysen gir en indikator på hvor fleksibel kraftforbruket til den kraftkrevende industrien er. Dette er nyttig informasjon i analyser av kraftmarkedet. Flexibiliteten til den kraftkrevende industrien kan gi en indikasjon på hvordan kraftmarkedet vil takle anstrengte kraftsituasjoner. Desto mer elastisk etterspørselen etter kraft er for den kraftkrevende industrien, desto lettere vil kraftmarkedet takle anstrengte kraftsituasjoner. Når myndighetsbestemte virkemidler skal vurderes, kan resultatene fra denne oppgaven gi et bilde av hvilke konsekvenser det kan få for den kraftkrevende industrien og kraftmarkedet.

Denne analysen har fokusert på hvor elastisk etterspørselen etter kraft er i den kraftkrevende industrien. Estimeringsmodellen som er benyttet kan videre estimeres på nytt ved å inkludere en variabel for aktivitetsnivå. En alternativ hypotese som kunne vært testet er om det eksisterer en pristopp for når den kraftkrevende industrien velger å redusere sitt kraftforbruk.

9. Referanseliste

- Bergh, M., Bleskestad, B. & Boeng, A. (2014). Fornybar energibruk i EU og Norge. *Samfunnsspeilet*, 3.
- Brooks, C. (2002). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: Cambridge University Press. XXV, 701 s. : ill. s.
- Bye, T. & Holmøy, E. (2006). Hva hvis industrien ikke får billig kraft? *Økonomiske analyser* (4).
- Bøeng, A. C. & Holstad, M. (2010). Fakta om energi - utviklingen i energibruk i Norge. 133.
- EIA. (2015). Petroleum & other liquids. I: *U.S Energy Information Administration* Tilgjengelig fra: <http://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=p&s=rbrte&f=w> (lest 15.03.2015).
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. Hoboken, N.J.: Wiley. XIV, 517 s. : ill. s.
- Energiloven. (1990). *Lov om produksjon, omforming, overføring, omsetning, fordeling og bruk av energi m.m.*
- Ericson, T. & Halvorsen, B. (2008). Kortsiktige variasjoner i strømforbruket i alminnelig forsyning: forbrukskurver basert på timesmålte data fra Skagerak Nett.
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of econometrics*, 60 (1).
- Halvorsen, B. (2012). Utviklingen i strømforbruket, prisfølsomheten og strømmarkedet.
- Hansen, M. & Oftefal, J. (1996). Det norske kraftmarkedet til år 2020. ssb.no: Statistisk sentralbyrå.
- Hill, C. R., Lim, G. C. & Griffiths, W. E. (2012). *Principles of econometrics*. Hoboken, N.J.: Wiley. XXVI, 758 s. : ill. s.
- Hoel, M. & Moene, K. O. (1993). *Produksjonsteori*. Oslo: Gyldendal akademisk. 247 s. : ill. s.
- Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. *OUP Catalogue*.

- Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: methodology and applications*: Oxford University Press.
- Klima- og Miljødepartementet. (2013). *CO2-kompensasjon for industrien*. I: miljødepartementet, K. o. (red.). Regjeringen.no. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/nb/aktuelt/co2-kompensasjon-for-industrien/id745347/>.
- Liu, G. (2004). Estimating energy demand elasticities for OECD countries. A dynamic panel data approach.
- Mohn, K. (2008). Oljepris, petroleumsvirksomhet og norsk økonomi.
- Nord Pool Spot. (2015). *About US*. Tilgjengelig fra: <http://www.nordpoolspot.com/About-us/> (lest 05.04.2015).
- Norges Bank. (2015). Valutakurser. I: *Norges Bank*. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/statistikk/valutakurser/> (lest 30.03.2015).
- Norges vassdrags- og energidirektorat. (2013). Energiintensiv industri. *Rapport nr 69/2013*. 72 s.
- Santos, C. (2014). *Priselastisiteter for etterspørsel etter energi i norsk industri: En empirisk analyse*. Trondheim: Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet. 73 s.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*: 1-48.
- St.meld nr 14 (2011-2012). (2012). *Vi bygger Norge – om utbygging av strømmettet*. Olje- og Energidepartement: Olje- og Energidepartementet. 102 s.
- Statistisk sentralbyrå. (2014). *Energibruk i industrien*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/energi-og-industri/statistikker/indenergi/aar/2014-06-20> (lest 15.01.2015).
- Statistisk sentralbyrå. (2015). Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectTable/hovedtabellHjem.asp?KortNavnWeb=ppi&CMSSubjectArea=priser-og-prisindekser&StatVariant=&PLanguage=0&checked=true> (lest 23.03.2015).

- Statkraft. (2009). *Vannkraft*. Tilgjengelig fra:
http://www.statkraft.no/globalassets/documents/no/vannkraft-09-no_tcm10-4585.pdf (lest 10. februar).
- Statkraft. (2015). *Statkrafts Historie*. <http://www.statkraft.no>. Tilgjengelig fra:
<http://www.statkraft.no/om-statkraft/historie/> (lest 05.02.2015).
- Stern, N. (2008). The economics of climate change. *The American Economic Review*: 1-37.
- Store Norske Leksikon. (2009). *Kraftintensiv industri*. Tilgjengelig fra:
https://snl.no/kraftintensiv_industri (lest 25.12.2014).
- Varian, H. R. (1992). *Microeconomic analysis*. New York: Norton. XV, 506, 42 s. :
ill. s.
- Varian, H. R. (2010). *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach*: W.W.
Norton & Company.
- Verbeek, M. (2008). *A guide to modern econometrics*. Chichester: Wiley. XV, 472 s.
: ill. s.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics: a modern approach*. Mason,
Ohio: South-Western Cengage Learning. XX, 865 s. : ill. s.

Appendiks

Appendiks A:

Beskrivende statistikk av variablene

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Dato	678	17709.5	1371.06	15341	20079
Uke	678	27.26844	15.06957	1	53
forbruk	678	6.75e+08	6.22e+07	5.01e+08	8.01e+08
kraftpris	678	23.06433	10.81537	3.470612	102.627
oljepris	678	53.88882	17.01262	18.2088	116.4765
kullpris	678	42.05304	12.29073	23.3395	93.62834
lnfbk	678	20.32634	.0925725	20.033	20.50138
lnkrp	678	3.042342	.4431702	1.244331	4.631101
lnolp	678	3.935003	.3318812	2.901905	4.757689
lnkup	678	3.701738	.266319	3.150147	4.539333

Appendiks B:

Test for valg av laglengde

Selection-order criteria (lutstats)

Sample: 5 - 678

Number of obs = 674

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	709.203				.007223	-4.94234	-4.94234	-4.94234
1	1643.7	1869	1	0.000	.000453	-7.71237	-7.70978	-7.70568
2	1650.66	13.918	1	0.000	.000445	-7.73005	-7.72487	-7.71666
3	1655.74	10.149	1	0.001	.000439	-7.74214	-7.73437	-7.72206
4	1659.41	7.3394*	1	0.007	.000436*	-7.75007*	-7.73969*	-7.72328*

Appendiks C:

Augmentes Dickey-Fuller test for enhetsrøtter.

Variabel ln forbruk, før og etter differensiering.

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **672**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.825	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.3684**

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **671**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-13.354	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

Variabel ln kraftpris, før og etter differensiering.

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **672**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.110	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0258**

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **671**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-13.383	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

Variabel ln oljepris, før og etter differensiering.

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 672		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.883	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0473

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 671		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-8.714	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Variabel ln kullpris, før og etter differensiering.

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 672		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.925	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3202

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 671		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-9.550	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Appendiks D:

Johansens test for kointegrasjon.

Johansen tests for cointegration

Trend: trend Number of obs = 674
Sample: 5 - 678 Lags = 4

maximum					5%
rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value
0	56	4488.5606	.	66.5376	54.64
1	63	4505.6851	0.04955	32.2886*	34.55
2	68	4516.5066	0.03160	10.6456	18.17
3	71	4520.8157	0.01271	2.0275	3.74
4	72	4521.8294	0.00300		

Appendiks E:

Estimert VEC modell A.

VEC-modell A med en laglengde på fire.

Vector error-correction model

Sample: 5 - 678	No. of obs	=	674
	AIC	=	-13.18611
Log likelihood = 4503.717	HQIC	=	-13.03053
Det(Sigma_ml) = 1.85e-11	SBIC	=	-12.78433

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_lnfbk	14	.020437	0.0960	70.00926	0.0000
D_lnkrp	14	.121686	0.1041	76.55864	0.0000
D_lnolp	14	.04222	0.0440	30.29491	0.0069
D_lnkup	14	.042738	0.0201	13.50758	0.4870

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
D_lnfbk						
_ce1						
L1.	-.020297	.0059568	-3.41	0.001	-.0319721	-.0086219
lnfbk						
LD.	-.1938766	.0383383	-5.06	0.000	-.2690183	-.118735
L2D.	-.1480297	.0387181	-3.82	0.000	-.2239157	-.0721436
L3D.	-.0925477	.0382244	-2.42	0.015	-.167466	-.0176293
lnkrp						
LD.	.0066344	.0065215	1.02	0.309	-.0061476	.0194164
L2D.	-.0092027	.006459	-1.42	0.154	-.0218621	.0034567
L3D.	-.0026136	.0064444	-0.41	0.685	-.0152444	.0100172
lnolp						
LD.	-.0297699	.0189492	-1.57	0.116	-.0669096	.0073698
L2D.	-.024294	.0189828	-1.28	0.201	-.0614996	.0129116
L3D.	-.0564062	.0189929	-2.97	0.003	-.0936315	-.0191809
lnkup						
LD.	.0069364	.0185712	0.37	0.709	-.0294625	.0433353
L2D.	.0140371	.018594	0.75	0.450	-.0224065	.0504807
L3D.	.0417517	.0185196	2.25	0.024	.005454	.0780494
_cons	.0000947	.0007895	0.12	0.905	-.0014526	.001642

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
_ce1	3	32.00733	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_ce1						
lnfbk	1
lnkrp	.3532975	.0687596	5.14	0.000	.2185311	.4880639
lnolp	-.2307109	.0969221	-2.38	0.017	-.4206747	-.040747
lnkup	.0699055	.1021909	0.68	0.494	-.130385	.270196
_trend	.0011225	.0001816	6.18	0.000	.0007667	.0014784
_cons	-21.12559

Appendiks F:

Test for autokorrelasjon i residualene, VEC modell A.

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	46.0388	16	0.00010
2	30.6168	16	0.01505
3	30.5251	16	0.01546
4	52.9201	16	0.00001

H0: no autocorrelation at lag order

Appendiks G:

Estimert VEC modell B

VEC-modell B med laglengde på fem.

Vector error-correction model

Sample: 6 - 678	No. of obs	=	673
	AIC	=	-13.20656
Log likelihood = 4520.009	HQIC	=	-13.00926
Det(Sigma_ml) = 1.72e-11	SBIC	=	-12.69706

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_lnfbk	18	.020339	0.1071	78.44327	0.0000
D_lnkrp	18	.11995	0.1359	102.8767	0.0000
D_lnolp	18	.042241	0.0502	34.58215	0.0107
D_lnkup	18	.042627	0.0326	22.01729	0.2312

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
D_lnfbk						
_ce1						
L1.	-.0235055	.0069104	-3.40	0.001	-.0370497	-.0099613
lnfbk						
LD.	-.1873592	.038708	-4.84	0.000	-.2632254	-.111493
L2D.	-.1486877	.039348	-3.78	0.000	-.2258084	-.0715669
L3D.	-.1048391	.0390102	-2.69	0.007	-.1812976	-.0283806
L4D.	-.0666882	.0382974	-1.74	0.082	-.1417498	.0083734
lnkrp						
LD.	.0069815	.0064988	1.07	0.283	-.005756	.019719
L2D.	-.0088882	.0065626	-1.35	0.176	-.0217507	.0039743
L3D.	-.0017565	.0065131	-0.27	0.787	-.0145219	.0110088
L4D.	.0025574	.0064555	0.40	0.692	-.0100951	.0152099
lnolp						
LD.	-.0330664	.0189654	-1.74	0.081	-.0702379	.0041051
L2D.	-.0192807	.019198	-1.00	0.315	-.056908	.0183466
L3D.	-.0611066	.0190795	-3.20	0.001	-.0985018	-.0237114
L4D.	.0290008	.0193003	1.50	0.133	-.0088271	.0668287
lnkup						
LD.	.0068918	.0185369	0.37	0.710	-.0294399	.0432234
L2D.	.013885	.0185298	0.75	0.454	-.0224327	.0502026
L3D.	.0400581	.0185184	2.16	0.031	.0037628	.0763535
L4D.	-.0210648	.0185306	-1.14	0.256	-.0573841	.0152544
_cons	.0000178	.0007872	0.02	0.982	-.0015251	.0015608

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
_ce1	3	28.6858	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_ce1						
lnfbk	1
lnkrp	.2875036	.0651823	4.41	0.000	.1597487	.4152585
lnolp	-.2756419	.0909895	-3.03	0.002	-.453978	-.0973058
lnkup	.0996113	.0954316	1.04	0.297	-.0874311	.2866537
_trend	.0010637	.0001706	6.24	0.000	.0007294	.0013981
_cons	-20.83718

Appendiks H:

Kraftprisens kortsiktige effekt på kraftforbruket

```
( 1) [D_lnfbk]LD.lnkrp = 0
( 2) [D_lnfbk]LD.lnkrp = 0
( 3) [D_lnfbk]L3D.lnkrp = 0
      Constraint 2 dropped

      chi2( 2) =    1.41
      Prob > chi2 =    0.4933
```

Appendiks I:

Oljeprisens kortsiktige påvirkning på kraftforbruket.

```
( 1) [D_lnfbk]LD.lnolp = 0
( 2) [D_lnfbk]LD.lnolp = 0
( 3) [D_lnfbk]L3D.lnolp = 0
      Constraint 2 dropped

      chi2( 2) =   10.46
      Prob > chi2 =    0.0054
```

Appendiks J:

Kullprisens kortsiktige påvirkning på kraftforbruket.

```
( 1) [D_lnfbk]LD.lnkup = 0
( 2) [D_lnfbk]LD.lnkup = 0
( 3) [D_lnfbk]L3D.lnkup = 0
      Constraint 2 dropped

      chi2( 2) =    5.21
      Prob > chi2 =    0.0739
```

Appendiks K:

Test for autokorrelasjon i residualene VEC modell B.

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	23.8128	16	0.09367
2	27.0528	16	0.04090
3	22.9962	16	0.11384
4	19.3850	16	0.24921
5	21.3182	16	0.16660

H0: no autocorrelation at lag order

Appendiks L:

Normalitetstest VEC-modell B.

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
D_lnfbc	249.823	2	0.00000
D_lnkrc	4028.162	2	0.00000
D_lnolp	75.057	2	0.00000
D_lnkup	1.8e+04	2	0.00000
ALL	2.2e+04	8	0.00000

Appendiks M:

Stabilitetstest

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
.9248592	.924859
-.1763328 + .5471346i	.574847
-.1763328 - .5471346i	.574847
.1521085 + .5154519i	.537427
.1521085 - .5154519i	.537427
.5030302	.50303
-.5024266	.502427
-.07755486 + .4111945i	.418444
-.07755486 - .4111945i	.418444
-.1779245 + .3013033i	.349915
-.1779245 - .3013033i	.349915
.3487673	.348767
.3007067	.300707

The VECM specification imposes 3 unit moduli.



Norges miljø- og
biovitenskapelige
universitet

Postboks 5003
NO-1432 Ås
67 23 00 00
www.nmbu.no