

Modellerering og fremskriving av elektrisitetsforbruket i norsk økonomi

Andreas Campbell Pedersen

September 2017

Masteroppgave
Institutt for samfunnsøkonomi
Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Supervisor 1: Professor Bjarne Strøm

Supervisor 2: Karen Byskov Lindberg, Ph.D, overingeniør, energiavdelingen NVE

Forord

Denne oppgaven er en avslutning på en 2-årig mastergrad i samfunnsøkonomi ved Instituttet for samfunnsøkonomi på NTNU. En stor takk rettes til mine veiledere Professor Bjarne Strøm på NTNU og Karen Byskov Lindeberg overingeniør hos Norges vassdrags- og energidirektorat (NVE) i Oslo, hvor jeg også har skrevet oppgavene min det siste halve året. En stor takk rettes også til alle på energiavdelingen i NVE for hjelp, et bra arbeidsmiljø samt gode diskusjoner og innspill til oppgaven. En særlig stor takk rettes mot Torgeir Ericson (NVE) og Bente Halvorsen (SSB) som har hjulpet meg med teorikapitlet og de økonometriske estimeringene. Jeg vil også dra fram Karen sitt engasjement inn mot forskningsmiljøene, som har gjort at jeg fikk muligheten til å presentere foreløpig arbeid på BEEER-konferansen i mai (Bergen Economics of Energy and Environment Research Conference). For å fullføre forordet i kjent stil, vil jeg selvsagt også takke min mor, og Ida Flinder for gjennomlesing av oppgaven.

Førde, 31.08.2017

Andreas Campbell Pedersen

Sammendrag

Dagens moderne samfunn er avhengig av strøm for å drifte infrastruktur, oppvarming og industri. Å kartlegge elforbruket og hvordan det endres av befolkningsvekst, økt økonomisk aktivitet, rask teknologisk utvikling og elektrifisering av transportsektoren er viktig for å kunne møte fremtidens strømmetterspørsel. I denne oppgaven ønsker jeg i samarbeid med NVE å estimere en etterspørselsfunksjon for strøm i Norsk økonomi ved å bruke kvartalsvise tidsseriedata fra 1993 til 2015. Økonomien deles opp i tre sektorer; (i) private husholdninger, (ii) tjenesteytende sektor og (iii) kraftintensiv industri da det er store individuelle forskjeller mellom de tre. Problemstillingen er å finne ut hva som er de største driverne bak strømforbruket i de tre sektorene, samt undersøke hvordan forbruket reagerer på endringer i makroøkonomiske variabler, strømpriser, temperatur og teknologisk utvikling. I tillegg ønsker jeg å undersøke om estimeringene kan framskrive strømforbruket fra 2016 til 2030 og om disse samsvarer med NVE sine fremskrivninger i samme tidsperiode.

For å besvare problemstillingene og finne de empiriske etterspørselsfunksjonene i de tre sektorene benyttes økonometri og minste kvadrats metode. Grunnlaget for den empiriske tilnærmingen er i hovedsak hentet fra SSB og NVE sine databaser og er tilgjengelig på internettet.

Jeg finner at private husholdninger og tjenesteytende sektor er sensitive for sesongvariasjon og gjør at den største driveren i de to sektorene er temperatur. En økning på 10 grader celsius i gjennomsnittstemperaturen i løpet et kvartal reduserer det aggregerte elforbruket i husholdningene og tjenesteytende sektor med henholdsvis 17% og 11%. De tre sektorene er lite sensitive ovenfor endringer i spotprisen på strøm, men påvirkes av aktivitetsnivået i økonomien og da spesielt tjenesteytende sektor og kraftintensiv industri. Kraftintensiv industri er styrt av de internasjonale og globale markedene som gjør at aktivitetsnivået er den største driveren i denne sektoren da en 10% økning i industriens bruttoprodukt øker elforbruket med tilnærmet 3%.

Fremskrivingene mine fram til 2030 indikerer at husholdningene og tjenesteytende sektor vil øke elforbruket sitt med 11% og 5,6%, mens kraftintensiv industri får en økning på 13,4%. Estimater for husholdningene er 5,6% høyere enn NVE sine og skyldes at jeg inkluderer forventet økning i den norske elbilparken i sektoren, mens NVE har skilt ut transportsektoren i en egen kategori. Ellers er mine og NVE sine fremskrivninger relativt like og indikerer at estimatene fra de tre modellene er gode og har en empirisk forankring.

Innhold

1	Innledning	1
2	Definisjon og historisk tilbakeblikk på husholdningsektoren, tjenesteytende sektor og kraftintensiv industri	3
2.1	Et historisk tilbakeblikk	3
2.2	Husholdningene	4
2.3	Tjenesteytende sektor	5
2.4	Kraftintensiv industri (KKI)	5
3	Teoretisk rammeverk	7
3.1	Etterspørsel i husholdningene og tjenesteytende sektor	7
3.1.1	Den teoretiske etterspørselsfunksjonen	7
3.1.2	Etterspørselskurven for strøm	10
3.1.3	Spot- og sluttbrukerpris	11
3.2	Etterspørsel i kraftintensiv industri (KKI)	13
4	Beskrivelse av data og tidsserieegenskaper	18
4.1	Data og deskriptiv statistikk	18
4.2	Korrelasjon og multikollinearitet	24
4.3	Tidsserieegenskaper	24
4.4	Test for enhetsrøtter	27
4.5	Test for kointegrasjon	28
5	Modellspefisering og testing av modellenes pålitelighet	30
5.1	Grunnmodellen	30
5.2	Finite distributed lag model (FDL)	30
5.3	Autoregressiv distributed lag modell (ADL)	31
5.4	Error Correction Model (ECM)	32
5.5	Testing av modellens pålitelighet	33
6	Resultater	35
6.1	Husholdningssektoren	36
6.1.1	Grunnmodellen	38
6.1.2	FDL-modellen	38
6.1.3	ADL-modellen	42
6.1.4	Kointegrasjons i husholdningsmodellen	42
6.2	Tjenesteytende sektor	43
6.2.1	Grunnmodellen	45
6.2.2	FDL	45
6.2.3	ADL	46
6.2.4	Kointegrasjon i tjenesteytende sektor	46
6.3	Kraftintensiv industri	47
6.3.1	Grunnmodellen	49
6.3.2	FDL	49
6.3.3	ADL	51

6.3.4	ECM	52
6.3.5	Kointegrasjon i kraftintensiv industri	53
7	Sammenlikning med tidligere studier	54
8	Fremskriving	55
8.1	Husholdningssektoren	56
8.2	Tjenesteytende sektor	57
8.3	Kraftintensiv Industri	57
8.4	Generelle resultater fra fremskrivingen.	58
9	Oppsummering og Konklusjon	59
10	Referanser	61
A	Appendiks	i
A.1	Korrelasjonstabell	i
A.2	Ekstremdummyer	iii
A.2.1	Husholdningssektoren og tjenesteytende sektor	iii
A.2.2	Kraftintensiv industri	iii
A.3	Oppsummering av spotpriseeffektene	iii
A.4	Estimering av de generelle modellene	iv
A.4.1	Private husholdninger:	v
A.4.2	Tjenesteytende sektor	vi
A.4.3	Kraftintensiv industri	vii
A.5	Kointegrasjon	viii
A.5.1	Husholdningene	viii
A.5.2	Tjenesteytende sektor	ix
A.6	Kointegrasjon i kraftintensivindustri	ix

1 Innledning

I denne oppgaven ønsker jeg i samarbeid med NVE å estimere en etterspørselsfunksjon for strøm i Norsk økonomi ved å bruke kvartalsvise tidsseriedata fra 1993 til 2015. Økonomien deles opp i tre sektorer; (i) private husholdninger, (ii) tjenesteytende sektor og (iii) kraftintensiv industri da det er store individuelle forskjeller mellom de tre. Problemstillingen er å finne ut hva som er de største driverne bak strømforbruket i de tre sektorene, samt undersøke hvordan forbruket reagerer på endringer i makroøkonomiske variabler, strømpriser, temperatur og teknologisk utvikling. I tillegg ønsker jeg å undersøke om estimeringene kan framskrive strømforbruket fra 2016 til 2030 og om disse samsvarer med NVE sine fremskrivninger i samme tidsperiode.

Elektrisitet er et gode som ikke kan lagres i storskala etter at det er utvunnet fra for eksempel vannkraft og medfører at det til en hver tid må være balanse mellom produsert mengde strøm og forbruk. Ved å estimere gode etterspørselsmodeller for strøm og predikere fremtidig forbruk, kan tap som skyldes under- eller overproduksjon minimeres og strømbrudd forhindres. Videre har det grønne skiftet i Europa økt fokuset på fornybar energi og et forutsigbart innenlandsk forbruk gjør at overproduksjon kan planlegges og eksporteres.

Private husholdninger og tjenesteytende sektor har mange av de samme driverene og er spesielt sensitive ovenfor sesongvariasjon da mye av elforbruket går til oppvarming av bygg (Bye, Johnsen & Hansen, 1995). Disse to sektorene vil derfor påvirkes mye av endringer i utetemperatur. Holstad & Pettersen (2011), Halvorsen (2012) og andre studier finner at private husholdninger og tjenesteytende sektor er lite prissensitiv ovenfor strømprisen da høye priser ser ut til å ha lite innvirkning på strømforbruket. Når det gjelder kraftintensiv industri har temperatur lite til ingen innvirkning på forbruket da den største driveren i sektoren er strøm brukt til produksjon av råvarer (NVE, 2013). SSB (2014) viser imidlertid at aktivitetsnivået i økonomien, målt i BNP, har en positiv sammenheng med strømforbruket fordi høyere aktivitetsnivå tilsvarer høyere produksjon og dermed høyere forbruk.

Interessen for etterspørselsmodeller som forklarer energibruk ¹ blomstret opp på 70 -80 tallet som konsekvens av økende fokus på klimautslipp (Erdogdu, 2007). Studier som er gjort innenfor temaet varierer fra å analysere husholdninger til nasjoner, samt bruk av data på times- til årsfrekvens. To metoder som brukes til å estimere en etterspørselsmodell av strøm er såkalte «bottom-up ²» og «top-down³» tilnærminger. Innen top-down er økonometri en hyppig brukt metode og innen estimering av energi er modeller på struktur- eller redusertformlikninger mye brukt (Madlener, Bernstein & González, 2011). I korte trekk behandler modeller på strukturform etterspørsel av strøm indirekte gjennom flere likningsystemer som tilsammen estimerer etterspørselen. Holstad og Pettersen (2011) bruker blant annet

¹Med energi menes alle former for energibærere som for eksempel olje, gass, elektrisitet, også videre

²Bruker flere dataenheter og setter disse sammen til en overordnet sammenheng

³Tar den overordnede sammenheng og bryter ned til mindre dataenheter

denne metoden til å forklare strømbruken i allmennforsyning ved endring i spotpris. Den andre metoden, redusertformmodeller, ser på elforbruket som en direkte lineær funksjon av variablene i den gitte modellen. Fordelen med modeller på strukturform er at et riktig spesifisert likningssystem gir god resultater og reduserer blant annet faren for simultanitetsproblem (Woolridge, 2015). På den andre siden krever slike system relativt mange variabler sett i forhold til modeller på redusert form.

For å finne de empiriske etterspørselsfunksjonene til de tre sektorene har jeg tatt utgangspunkt i en grunnmodell på redusert form som bruker elforbruk i den gitte sektoren som avhengig variabel, samt utetemperatur, BNP og spotpris på strøm som forklaringsvariabler. Etter at grunnmodellen er estimert ved hjelp av minste kvadrats metode (MKM), utvides modellen med lag , dummy og sektorspesifikke variabler. Dette gjør at jeg totalt får ti modeller, tre i husholdningssektoren, tre i tjenesteytende sektor og fire modeller i kraftintensiv industri. Modellene innenfor hver sektor blir vurdert på bakgrunn av en rekke diagnostiske tester og etter resultatenes intuitive tolkning. Deretter brukes resultatene fra den beste modellen innen hver sektor til å fremskrive strømforbruket fram til 2030 ved hjelp av en lineær bottom-up tilnærming.

Resten av oppgaven følger en struktur hvor sektorene diskuteres hver for seg og starter med husholdningene for så å fortsette med henholdsvis tjenesteytende sektor og kraftintensiv industri. Neste kapittel ser på de tre sektorene i et historisk perspektiv for å få et overblikk over utviklingen som har skjedd. Så presenteres dataene som brukes i senere modellering samt viktige forutsetninger for tidsseriedata. Deretter presenteres modellspesifiseringene etterfulgt av resultatene, før fremskriving og konklusjon diskuteres til slutt.

2 Definisjon og historisk tilbakeblikk på husholdningsektoren, tjenesteytende sektor og kraftintensiv industri

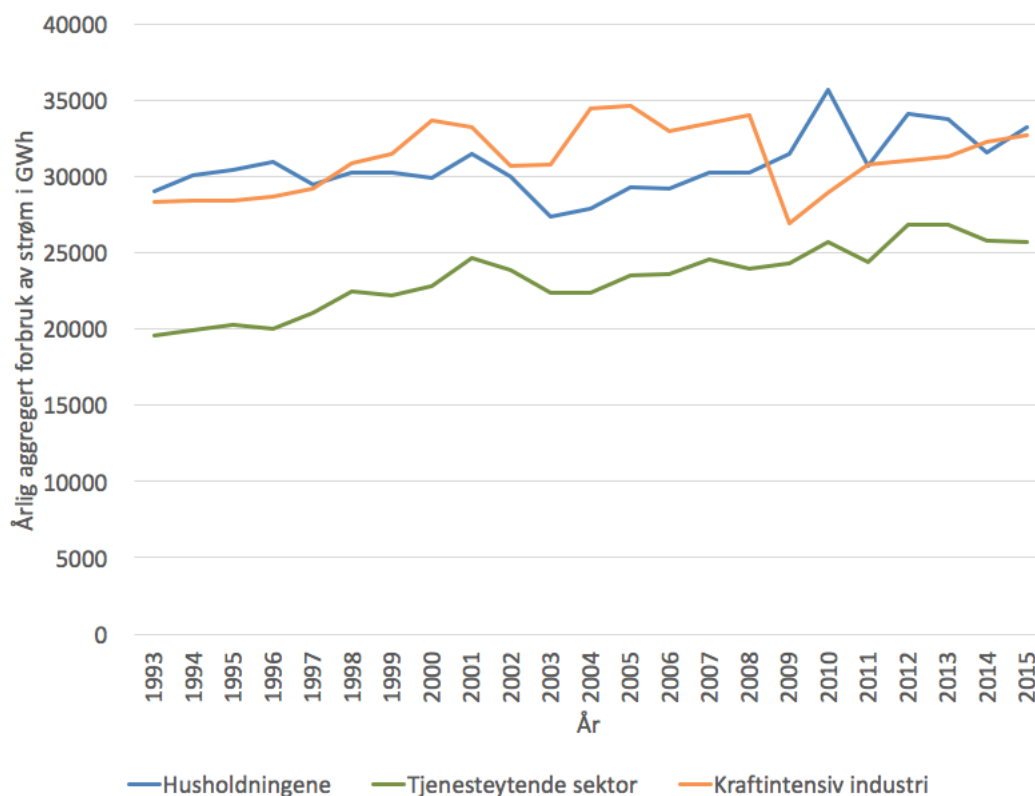
Dette kapitlet presenteres de tre sektorene og den historiske utviklingen i det Norske strømforbruket. Først presenteres den historiske utviklingen i norsk strømforbruk, før de tre sektorene blir beskrevet hver for seg. Innblikk i utviklingen og forskjellene mellom sektorene bidrar til å øke forståelsen av teorien og resultatene fra de empiriske modellen i kapittel 6.

2.1 Et historisk tilbakeblikk

På slutten av 1800-tallet startet utbyggingen av kraftverk i Norge. Disse var fortrinnsvis bygget i tilknytning til de største byene og driftet gatelys, næringsbygg og enkelte husholdninger. Industrien som fortrinnsvis var drevet av dampmaskiner, opplevde økende press rundt starten av 1900-tallet og næringen bygget derfor egne kraftverk som driftet produksjonen.

Etter krigen i 1945 var staten en aktiv driver bak utbyggingen av flere nye kraftverk som skulle forsyne almenheten, men også tilrettelegging for en opprusting av kraftintensiv industri. Den økte etterspørsel av strøm fra 1945 til 1990, gjorde at mesteparten av Norges kraftverk ble bygget i perioden 1970-1990. (Bøeng & Holstad, SSB, 2013)

Samlet forbruk av elektrisitet avtok noe fra starten 1990 og frem til i dag. Den avtagende veksten skyldes blant annet mer strømeffektive teknologier, bedre isolasjon i bygg, stukturelle endringer i industrien og et mettet hvitevaremarked i husholdningene. Perioden 1993 til 2015 er fremstilt grafisk i figur 1. Variasjonen i husholdnings- og tjenesteytende sektor er relativt like og har tilsynelatende de samme driverne, mens kraftintensiv industri skiller seg ut fra de to andre sektorene. Forskjellene mellom sektorene diskuteres nå hver for seg.



Figur 1: Årlig aggregert forbruk av strøm i de tre ulike sektorene

2.2 Husholdningene

Norge har opplevd en velstandsøkning fra slutten av krigen og frem til i dag. Økt disponibel inntekt og kjøpekraft gjorde at husholdningene hadde mulighet til å kjøpe husholdningsartikler som oppvask- og vakssemaskin samt kjøleskap og komfyrer. For å sette økningen av elektriske artikler i perspektiv, hadde 40% av husholdningene kjøleskap i 1960, mens i 1970 hadde andelen steget til 99%. Tilsvarende var antall husholdninger med vaskemaskiner i 1960 på 50%, mens i løpet av 1970 steg denne til 76%. Lavere strømpriser og større tilgang på strøm gjorde at flere husholdninger benyttet seg av elektrisk oppvarming fremfor olje, parafin og/ eller fyringsved (Bøeng & Holstad, SSB, 2013).

Oppvarming er et viktig stikkord i denne sektoren fordi ca 64% av elektrisitetsforbruket i en husholdning brukes til romoppvarming (Feilberg & Grinder, SINTEF, 2008), slik at utetemperatur og store sesongvariasjoner har stor påvirkning på elforbruket. Av figur 1 hadde norske husholdninger en forbrukstopp i 2010 som skyldes en kuldeperiode som slo direkte ut i økt behov for oppvarming. Økt befolkning trekker isolert sett i retning av økt forbruk mens økt urbanisering (Leknes, 2016) drar i retning av økt tilflytting til leiligheter og dermed et lavere forbruk i forhold til eneboliger eller rekkehus. Alternative fyringsteknologier som blant annet fjernvarme i borettslag, bedre isolering og økt teknologisk utvikling, bidrar til å dempe veksten i elforbruket ytterligere.

Husholdningene kjøper strøm fra sine kraftleverandører. Fakturaen består av periodens forbruk multiplisert med sluttbrukerprisen som defineres som summen av sportpris på strøm, nettleie og avgifter. Mekanismen mellom husholdningene og kraftleverandøren forklares nærmere kapittel 3.1.

2.3 Tjenesteytende sektor

Denne sektoren inkluderer alle næringsbygg i offentlige og privat sektor. I offentlig sektor vil strømbruken i sykehus, skoler og kommunebygg inkluderes, mens strømforbruket i privat sektor typisk kommer fra næringsbygg som kontorlokaler og andre private bygg (SSB, 2013).

Som husholdningssektoren, er strømforbruket i tjenesteytende sektor påvirket av temperatur da omlag 70% av oppvarmingen benytter elektrisitet. Av grafen over har strømforbruket i tjenesteytende sektor vokst jevnt fra 1993 og forklares med en stor økning innen helsesektoren og med tilhørende økt elforbruk i sykehus og sykehjem (SSB, 2014)

Videre har ulike næringer blitt langt til og fjernet fra denne sektoren i tidsperioden 1993 til 2015, som innebærer at nærings sammensetningen i sektoren har endret seg over tid og medfører at statistikken ikke er konsistent over tidsperioden. En annen utfordring er at sektoren er svært heterogen, med dette menes at det er mange forskjellige næringer som har ulike drivere for elektrisitet. Eksempelvis er elforbruket i en barnehage og på et sykehus veldig forskjellig og det kan derfor være vanskelig å finne sektorspesifikke variabler som dekker alle næringene i sektoren.

2.4 Kraftintensiv industri (KKI)

Sektoren inkluderer kjemiske råvarer, jern og stålproduksjon, ferrolegeringer samt ikke-jernholdige metaller (SSB⁴). Av bedriftene i kraft intensiv industri, er produksjon av aluminium og ferrolegeringer de som bruker mest strøm. I 2011 sto disse to for 50% av totalt strømforbruk i industrien (NVE, 2013) og viser at strøm er en viktig innsatsfaktor.

Sektoren har sterk tilknytning til makroøkonomien og følger de historiske opp- og nedgangskonjunktorene. Veksten fram til 2000 skyldes i all hovedsak økt etterspørsel etter aluminium og papir. Men den lille nedgangen i 2006 skyldes lavere produksjon i treforedlingen fordi digitalisering av ulike medium reduserer etterspørselen av papir. Lavkonjunktorene i 2002/2003 samt finanskrisen i 2008/2009 observeres som negative sjokk i forbrukskurven til kraftintensiv industri. Nedgangen i 2008/2009 skyldes spesielt tre årsaker; (i) den globale etterspørselen etter aluminium sank, (ii) den norske kronen styrket seg på slutten av 2009 og (iii) flere norske industribedrifter ble lagt ned eller kuttet produksjonen.

⁴<https://www.ssb.no/statistikkbanken>

Økt etterspørsel av aluminium, lave strømpriser, en svekket valutakurs og lave renter etter 2010 bidro til at kraftintensiv industri har hatt en svak vekst etter nedgangen etter finanskrisen. Noen mener det var flaks at kraftintensiv industri var på et lavt forbruksnivå i 2010 fordi Norsk kraftforsyning ville hatt store utfordringer med å møte det høyt forbruk i industrien kombinert med et ekstremt høyt forbruk i husholdningssektoren.

Bruttoproduktet til kraftintensiv industri er sterkt avhengig av verdensøkonomien. Dette har sammenheng med at 23% av eksporten fra fastlands-Norge i 2011 kom fra kraftintensiv industri (NVE, 2013). Endringer i global etterspørsel, valutakurser og andre makroøkonomiske forhold vil derfor trolig ha påvirkning på sektoren.

Det er to viktige forskjeller mellom kraftintensiv industri og de to andre sektorene. For det første reagerer ikke forbruket i kraftintensiv industri på temperatur da produksjonen ikke er avhengig av værforholdene knyttet til sesongvariasjon. Den andre forskjellen er at strømprisen forhandles gjennom langsiktige kontrakter og medfører at variasjon i spotprisen på daglig nivå ikke har særlig påvirkning på industriens elforbruk. Fra 1998 til 2014 kom i gjennomsnitt 91 % av strømmen i kraftintensiv industri fra langsiktige fastpriskontrakter og 9% fra kortsiktige spotprisavtaler.

3 Teoretisk rammeverk

I dette kapittelet belyses det teoretiske rammeverket som ligger til grunn for valg av de empiriske modellene i kapittel 5. Først presenteres den generelle etterspørselsfunksjonen med tilhørende etterspørselskurve, deretter presenteres en spesifikk etterspørselsfunksjon for strøm i husholdnings- og tjenesteytende sektor, før skillet mellom sluttbrukermarkedet og engromarkedet defineres. Til slutt presenteres etterspørselsfunksjonen og kurven til kraftintensiv industri.

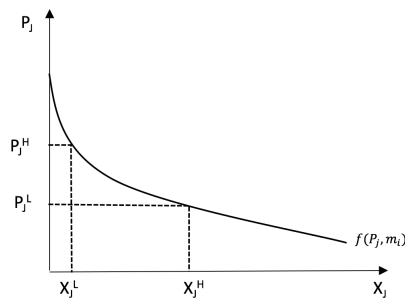
3.1 Etterspørsel i husholdningene og tjenesteytende sektor

3.1.1 Den teoretiske etterspørselsfunksjonen

Den teoretiske etterspørselsfunksjon gjenspeiler husholdningenes og aktørene i tjenesteytende sektor sine preferanser og forbruksmønster gitt ved:

$$D = X_j = f(P_j, m) \quad (1)$$

Etterspørselen D er en funksjon av godevektoren X_j som igjen avhenger av den tilhørende prisvektoren P_j , samt disponibel inntekt m . Funksjonen uttrykkes implisitt og betyr at effekten av en endring i pris eller inntekt bare kan tolkes som positiv eller negativ påvirkning på forbruket. Funksjonen viser for eksempel endring i forbruket ved økt pris, men for å tallfeste den faktiske endringen i forbruket, må det brukes en eksplisitt nyttefunksjon som tar høyde for konsumentenes preferanser. Pris, etterspurt mengde og inntekt har følgende sammenheng:



Figur 2: Tradisjonelle etterspørselskurven

For en høy pris lik P_j^H er konsumenten villig til å kjøpe lavt kvantum X_j^L , mens til en lav pris P_j^L kjøper konsumenten et høyt kvantum X_j^H . Den fallende etterspørselskurven skyldes negativ sammenheng mellom pris og etterspørsel.

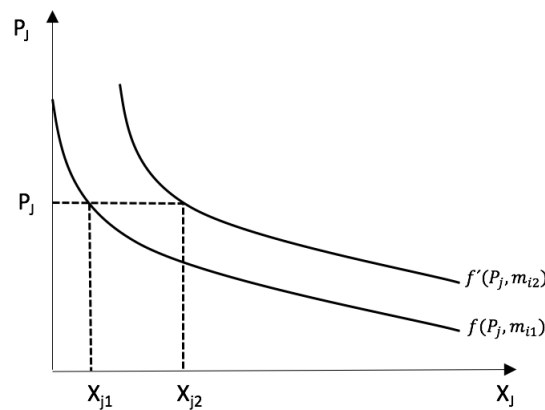
$$\frac{\partial X_j}{\partial P_j} < 0 \quad (2)$$

(2) omtales som marginaleffekten på etterspørselen ved en prisøkning på en enhet, slik at en økning i prisen med en krone, gir redusert etterspørsel av godet.

En økning i inntekt m stimulerer til et høyere forbruk av varer og tjenester, og dermed høyere etterspørsel.

$$\frac{\partial X_j}{\partial m} > 0 \quad (3)$$

Da inntekt ikke vises på aksene i figur 2, omtales denne som eksogen eller en effekt som bestemmes utenfor grafen/ modellen. Økt inntekt til gitt pris, fører til et eksogent sjokk i etterspørselskurven og skifter kurven utover. Sjokket er vist i figuren 3



Figur 3: Endring i etterspørselen etter et normalgode ved en inntektsøkning

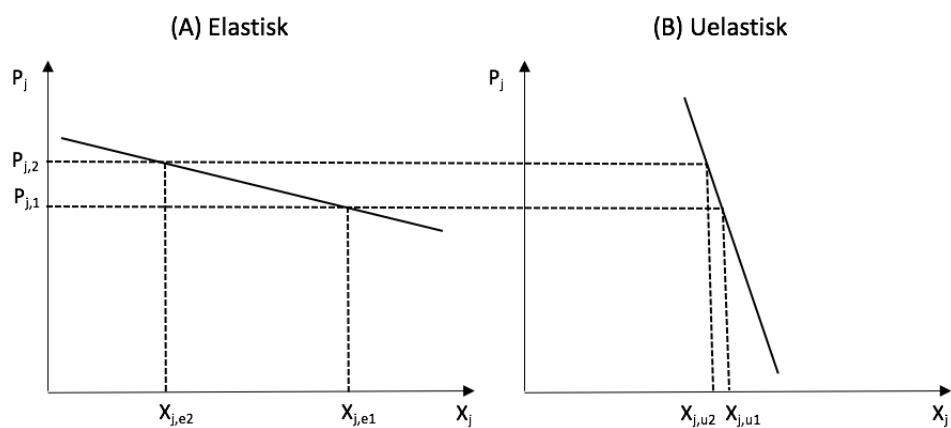
Ved å anta konstante priser vil en inntektsøkning fra m_1 til m_2 (hvor $m_1 < m_2$) bidra til et økt konsum fra X_{j1} til X_{j2} .

Relasjon (2) og (3) oppgis ofte som elastisiteter. Fordelen med å analysere henholdsvis pris- og inntektselastisiteter, er at endringen uttrykkes i prosent og er dermed benevnelsesfri. En elastisitet viser for eksempel hvordan effekten av 1% økning i pris eller inntekt, slår ut i en $x\%$ endring i etterspørsel. Goder med negative priselastisiteter omtales som normalgoder og kjennetegnes med at økt pris på en vare, resulterer i redusert forbruk som i relasjon (2). Hvis prisen på et gitt gode endres, mens prisen på alle andre holdes konstant, fremkommer *krysspriselastisiteten*. Den viser hvor mye etterspørselen til gode 2 øker med, hvis prisen på gode 1 stiger med 1%.

Goder med positiv inntektselastisitet defineres også som normale goder, slik at økt inntekt med 1%, øker forbruket x antall prosent.

Et annet sentralt begrep knyttet til bruken av elastisiteter er hvor vidt et gode er *elastisk* eller *uelastisk*.

Ved å betrakte et normalgode, vil en prisøkning på *elastiske varer*, figur 4a, gi stor reduksjon i etterspurt kvantum og er typisk luksusgoder du ikke trenger daglig,



Figur 4: Elastisk og uelastisk etterspørselskurve

men som konsumeres når du har litt ekstra kapital. På den andre siden har du *uelastiske* varer, figur 4b, hvor etterspurt kvantum reagerer *lite* på en endring i pris og kalles nødvendighetsgoder. Disse godene er ofte mye brukt i hverdagen og medfører ulemper om de er utilgjengelige. Etterspørselen av strøm ansees stort sett som et nødvendighetsgode og er dermed uelastisk.

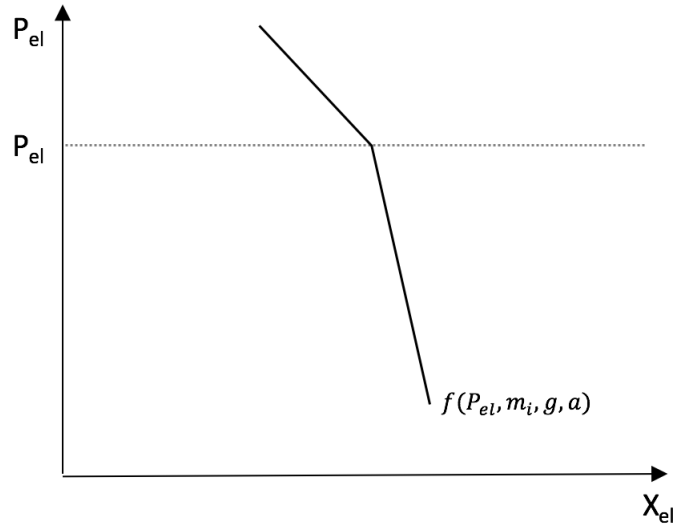
3.1.2 Etterspørselskurven for strøm

Fordi en stor andel av elforbruket går til oppvarming av bolig, vil strømetterspørselen avhenge av temperatur og sesongvariasjon (Halvorsen, Larsen & Nesbakken, 2005). Inkluderer derfor en temperaturvariabel i likning (1), en variabel for spotpris på strøm og en prisvariabel for andre energibærere.

$$Del = X_{el} = f(P_{el}, P_{energi}, m, T) \quad (4)$$

X_{el} er aggregert etterspørsel av strøm og blir derfor markedets etterspørselsfunksjon, P_{el} er spotprisen på strøm, P_{energi} er prisen på andre energibærere som olje og fyringsved, m er inntekt, mens T er utetemperatur.

Fordi etterspørsel av strøm er uelastisk, vil dette påvirker helningen og utseende til X_{el} slik at kurven vil være annerledes enn i det teoretiske tilfellet.



Figur 5: Etterspørselskurven for strøm

Det er to åpenbare forskjeller på denne kurven og den teoretiske, (i) kurven er generelt mer uelastisk og (ii) kurven knekker ved prisnivået P_{el} og indikerer at konsumentene går fra å være relativt lite prissensitive, til å bli mer prissensitive ved ekstremt høye strømpriser (Holstad & Pettersen, 2011). Enn så lenge vil prisseffekten av P_{el} ha samme tolkning som i det teoretiske tilfellet over, slik at økt pris på strøm gir redusert forbruk. Prisseffekten diskuteres nærmere i kapittel 3.1.3.

Inntekt og temperatur er eksogene sjokk på etterspørselen og vil skifte kurven, slik at en økning i temperatur vil redusere elforbruket som en direkte effekt av redusert fyringsbehov (Halvorsen et al., 2005) og er intuitivt da nærmere 60% av strømforbruket i norske husholdningers går til elektrisk oppvarming.

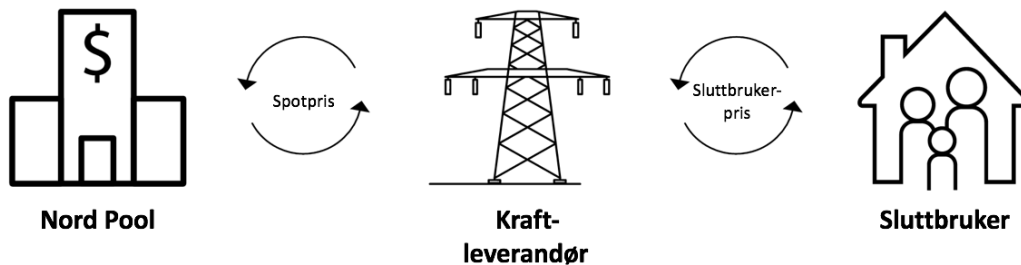
En matematisk oppsummering av marginaleffektene er:

$$\frac{\partial X_{el}}{\partial P_{el}} < 0 \quad , \quad \frac{\partial X_{el}}{\partial P_{energi}} > 0 \quad , \quad \frac{\partial X_{el}}{\partial m_i} > 0 \quad , \quad \frac{\partial X_{el}}{\partial T} < 0 \quad (5)$$

3.1.3 Spot- og sluttbrukerpris

Etablerer nå et skille mellom engrosmarkedet hvor kraftleverandørene kjøper sin strøm til gitt spotpris på kraftbørsen Nord Pool og selger denne strømmen videre til konsumentene i sluttbrukermarkedet til en sluttbrukerpris. Med sluttbruker menes her både private husholdninger og tjenesteytende sektor.

Figur 6: Kraft- og sluttbrukermarkedet

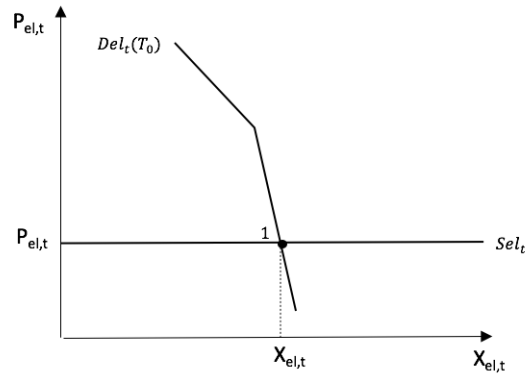


Denne oppgaven går ikke inn i en utfyllende diskusjon av tilbudssiden i kraftmarkedet, men det er likevel viktig å forklare noen viktige dynamikker. For det første kan kraftleverandørens tilbud av strøm i sluttbrukermarkedet skrives som funksjon av spotprisen og etterspørsel, samt ressurstilgangen R som typisk er mengden vann i kraftverkenes vannmagasiner.

$$Sel = f(P_{spot}, Del, R) \quad (6)$$

Kraftleverandørene har forsyningsplikt og må derfor alltid møte etterspørselen i sluttbrukermarkedet. Tilbudskurven i sluttbrukermarkedet er derfor fullstendig elastisk og horisontal.

Kraftleverandørene må derfor møte den samlede etterspørsel i X_{el} til gitt pris P_{el} . Sluttbrukermarkedet er et av de økonomiske markedene hvor tilbud faktisk møter etterspørsel, da det oppstår «black out» hvis tilbudet er mindre enn etterspørselen, mens for høy produksjon fører til overskudd og tap (ser bort fra eksport). Merk at sluttbrukerprisen ikke dannes i markedskrysset da tilbudskurven er horisontal. Grunnen er at prisen settes, forbrukerne konsumerer til gitt pris og på grunn av forsyningsplikten, må kraftprodusenten levere etterspurt mengde. Prisen i sluttbrukermarkedet vil være en funksjon av tilbudet Sel_t som igjen er en funksjon av blant annet spotprisen:



Figur 7: Tilbud og etterspørsel i sluttbrukermarkedet

$$P_{el} = f(Sel) \quad (7)$$

Så, hvordan reagerer forbruket på en endring i sluttbrukerprisen P_{el} ? Spørsmålet besvares ved å skille mellom spotpris og sluttbrukerpris. Spotprisen P_{spot} er prisen strømlleverandørene står ovenfor i engromarkedet og er «grunnprisen» i strømtalene leverandørene tilbyr sine kunder i sluttbrukermarkedet. Når spotprisen øker er det først krafleverandøren som merker prisoppgangen, mens sluttbruker faktureres senere. Den positive sammenhengen mellom spotpris og sluttbrukerprisen har derfor en forsinkelse (Ericson, Halvorsen, Hansen, 2008) og avhenger av hvorvidt konsumenten har en strømtavtale som baserer seg på spot eller fastpris. Spotprisbaserte avtaler viser seg å ha kortere responstid enn andre fastprisavtaler. Uavhengig av kontraktstype vil alle endringer i spotprisen iløpet av 2-3 måneder ha slått gjennom til de fleste forbrukerne. I 2008 var omlag 40% av alle strømtavtaler styrt av spotpris.

3.2 Etterspørsel i kraftintensiv industri (KKI)

Nå presenteres en teoretisk fremstilling av kraftintensiv industri for å synliggjøre forskjellen mellom denne sektoren, husholdings- og tjenesteytende sektor som ble diskutert i forrige delkapittel. Kraftintensiv industri opererer i to markeder; (i) i godemarkedet hvor varer selges til en markedspris og kjøpes av markedets konsumenter. (ii) Kraftintensiv industri er en direkte kunder i engromarkedet og inngår langsiktige kontrakter uten om å inkludere en krafleverandør som mellomledd.

Godemarkedet kan vises med et markeds kryss hvor etterspørsel av varer fra KKI møter tilbud til en gitt pris. Antar at etterspørselsfunksjonen, D_{KKI} , er lik forbruket av godevektoren X_j og kan skrives som funksjon av den tilhørende prisvektoren P_j , inntekt m og valutakursen ϵ .

$$D_{KKI} = X_j = f(P_j, m, \epsilon) \quad (8)$$

Likning (8) viser nasjonal og internasjonal etterspørsel etter goder fra kraftintensiv industri. Marginaleffektene med på D_{KKI} med hensyn på P_j og m er de samme som de to andre sektorene i likning (2) og er beskrevet i kapittel 3.1. Dette impliserer altså at det er en negativ sammenheng mellom pris og etterspurt kvantum slik at etterspørselskurven er fallende. Hvis valutakursen ϵ øker tilsvarer dette en depresiering av den norske kronen NOK og betyr at den blir relativt mindre verdt. Dette gjør at prisen på norske varer blir relativt billigere for bedrifter i utlandet og vil øke utenlands etterspørsel etter norske varer. Motsatte skjer ved en såkalt appresiering hvor kronen styrker seg.

Tilbudsfunksjonen til kraftintensiv industri gitt ved følgende uttrykk:

$$S_{KKI} = f(D_{KKI}, P_j, P_i, \epsilon) \quad (9)$$

Tilbudet av varer fra kraftintensiv industri ut i markedet S_{KKI} er en funksjon av det som etterspørres i markedet D_{KKI} , innkjøpsprisen på ulike innsatsfaktor i med tilhørende prisvektor P_i , salgsprisen på vare j med prisevektoren P_j og valutakursen ϵ .

Hvis etterspørselen etter varer som produseres i kraftintensiv industri øker, vil industrien svare med å økte produksjonen og dermed tilbudet sitt ut i markedet. Hvis salgsprisen på outputen P_j øker, vil økningen føre til bedre marginer og dernest høyere produksjon. P_j kan for eksempel være prisen på aluminium eller andre metaller som produseres i norsk kraftintensiv industri. Den positive sammenhengen mellom økt pris og økt tilbud gjør at tilbudskurven er stigende. Økt pris på innsatsfaktoren P_i er ekvivalent med å si at produksjonskostnaden øker og at industribedriftens marginer reduseres, som igjen gjør at produksjonen kuttes. Foreløpig kan effektene på tilbudet oppsummeres med følgende marginaleffekter:

$$\frac{\partial S_{KKI}}{\partial D_{KKI}} > 0 \quad , \quad \frac{\partial S_{KKI}}{\partial P_j} > 0 \quad , \quad \frac{\partial S_{KKI}}{\partial P_i} < 0$$

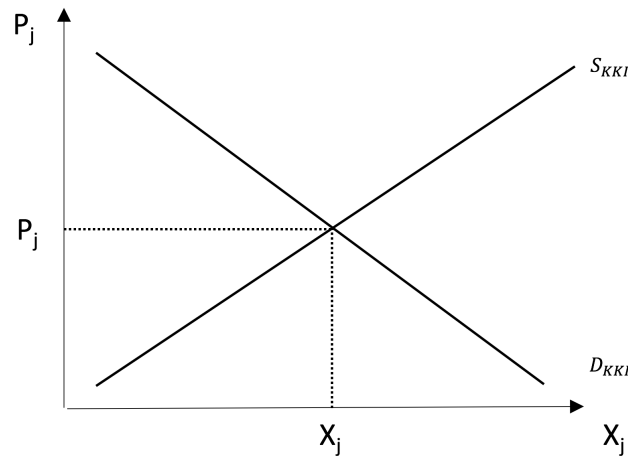
Valutakursen krever en nøyere diskusjon da denne har tre motstridende effekter på etterspørselen i KKI . Anta nå en depresiering gitt ved økt ϵ :

- (i) Eksporten av goder fra kraftintensiv industri øker som konsekvens av at det blir relativt billigere for utenlandske aktører å kjøpe norske varer.
- (ii) Importen reduseres fordi det blir relativt dyrere for norske aktører å importere varer fra utlandet, som konsekvens av dyrere import skifter deler av etterspørselen rettet mot utenlandske varer mot norske varer da utenlandske varer blir relativt dyrere. Dette trekker mot økt produksjon i hjemmemarkedet.
- (iii) En annen effekt er at import av varer til innlandet blir relativt dyrere. Mange bedrifter er avhengig av å importere innsatsfaktorer til sin produksjon og disse innsatsfaktorene er nå relativt dyrere å importere og øker P_i i likning (9), som igjen drar i retning av redusert produksjon.

Ved en depresiering av valutaen drar punkt (i) og (ii) i retning av økt etterspørsel og dermed økt elforbruk, mens punkt (iii) indikerer redusert etterspørsel. Punktene over har motstridende effekter og vil derfor avhenge av hvilke som dominerer. Fra makroøkonomisk analyse av nasjoner er Marshall-Lerner betingelsen utledet (Blanchard, Amighini & Giavazzi, 2013, s.143). Betingelsen sier at effekten fra (i) og (ii) dominere (iii) på mellomlang sikt, slik at en depresiering totalt øker etterspørselen. Selv om effekten av en depresiering er økt etterspørsel, vil (iii) være en dominant effekt på kort sikt da kostnaden ved å importere innsatsfaktorer er relativt høyere enn før svekkelsen av valutaen. Fordi kraftintensiv industri avhenger av det nasjonale og globale økonomiske bildet, kan det tenkes at Marshall-Lerner betingelsen holder for denne sektoren slik at marginaleffekten antas å være:

$$\frac{\partial S_{KKI}}{\partial \epsilon_t} > 0$$

Ved å skissere etterspørselsfunksjonen i likning (8) og tilbudsfunksjonen i likning (9) i et markedsdiagram oppnås følgende markedskryss.



Figur 8: Kraftintensiv industri i gode markeder

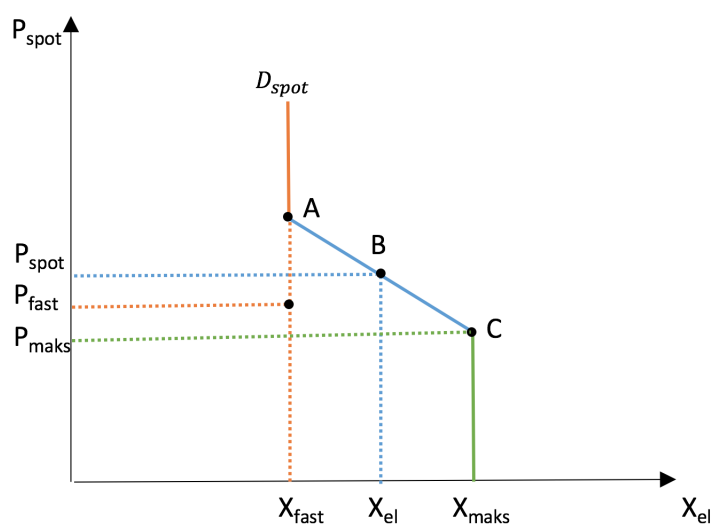
For gitt pris P_j etterspørres og produseres kvantum X_j . I tilbudskurven er D_{KKI} og P_j endogent bestemt i markedsmodellen og sjokk fra disse variabelene medfører bevegelse langs kurven. Mens P_i og ϵ er eksogent gitt og medfører skift i kurven. Tilsvarende for etterspørselskurven er P_j endogent gitt og vil skape bevegelse langs kurven, mens m og ϵ er eksogene variabler og skifter etterspørselskurven. Hvordan de to kurvene reagerer i forhold til hverandre har utslag i hvordan kraftintensiv industri agerer i engromarkedet.

Kraftintensiv industri har som nevnt, direkte interaksjon med engromarkedet fordi strøm brukes som innsatsfaktor i produksjonen (Spilde, Laird & Moe, 2013). Med innsatsfaktor menes en ressurs eller råvare som brukes i produksjonen og er for eksempel aluminium brukt i bilkarosserier. For å sikre en stabil pris på strøm, inngår industrien langsiktige fastpriskontrakter med nord pool spot (Spilde, 2013). I perioden 1998 til 2014 var i gjennomsnitt 91% av strømvitalene i kraftintensiv industri faste, ikke markedsbaserte kontrakter, mens 9% besto av kortsiktige spotprisbaserte avtaler (SSB, 2014). KKI sin etterspørselsfunksjon i engromarkedet er gitt ved:

$$D_{spot} = X_{el} = f(D_{KKI}, P_{spot}) \quad (10)$$

Hvor industriens etterspørsel av strøm avhenger positivt av etterspørselen fra godemarkedet D_{KKI} og negativt ved økt spotpris P_{spot} . Kombinasjonen av fastpris- og spotprisavtaler gjør at etterspørselskurven har en spesiell form og er vist i figur 9:

Anta et tilfellet i punkt A, slik at du får etterspurt mengde X_{fast} til pris P_{fast} . Den oransje kurven viser den uelastiske etterspørsel som ikke reagerer på spotprisen, og representerer derfor fastpriskontraktene. Industrien kjøper inn strøm på langsiktige



Figur 9: Kraftintensiv industri i engromarkedet

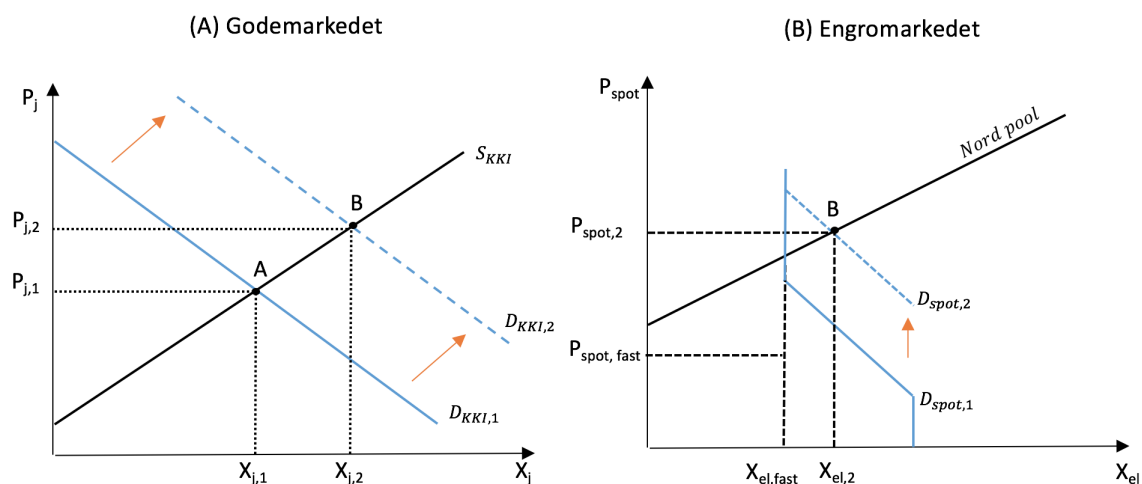
kontrakter som tilsvarende X_{fast} og så lenge strømbruket ikke overskrider den innkjøpte mengden, trenger ikke industrien kjøpe mer strøm til spotprisaftaler.

Anta nå et etterspørselssjokk etter aluminium som øker etterspørselen av strøm mer enn hva de langsiktige kontraktene tillater. Etterspørselen av strøm flytter seg fra punkt A til punkt B hvor vi nå antar at tilbudskurven går gjennom punkt B og det observeres et etterspurt kvantum lik X_{el} til prisen P_{spot} . Den blå delen av etterspørselen er drevet av spotpriskontrakter hvor P_{spot} er høyere enn P_{fast} .

I noen tilfeller vil den varierende spotprisen P_{maks} være lavere enn prisen på de langsiktige kontraktene P_{fast} og er representert ved punkt C. Her kan industrien velge å kjøre produksjonen sin på maks til X_{maks} og på den måten skape lageroverskudd. Punkt C er et særtilfelle og fokuset vil være på tilfellene i punkt A og B. Merk at etterspørselskurven til x_{max} er vertikal på grunn av produksjonsbegrensning.

Et annet særtilfelle er når spotprisen blir ekstremt høy og industribedriften velge å kutte produksjon for så å selge deler av sin overskuddsstrøm til markedets spotpris. Slike salg har vært tilfellet to ganger i nyere tid, den ene var i 2003 og den andre i 2010 hvor det både var kaldt og lave nivåer på vannmagasinene. Dette tilfellet forekommer såpass sjeldent at det ikke er inkludert i grafen.

Ser nå på et tilfelle med et antatt etterspørselssjokk i godemarkedet og hvordan sjokket påvirker kraftintensiv industri sin posisjon i engrosmarkedet.



Figur 10: Effekten av et etterspørselssjokk i godemarkedet

Anta en initiell likevekt i punkt A til kvantum $X_{j,1}$ og pris $P_{j,1}$ i godemarkedet, og en etterspørsel av strøm i engromarkedet lik $X_{el,fast}$ til en antatt pris på langsiktige kontrakter lik $P_{spot,fast}$. Så kommer et etterspørselssjokk etter aluminium som skifter etterspørselen fra punkt A til B i godemarkedet med både høyere kvantum og pris. Den økte etterspørselen i godemarkedet fra $X_{j,1}$ til $X_{j,2}$ gjør at produksjonen øker. Økt produksjon av aluminium øker også etterspørselen av strøm i engromarkedet og antas nå å overskride gitt strømmenge fastsatt i de langsiktige kontraktene. Økt etterspørsel av strøm gjør igjen at vi får en bevegelse mot punkt B i engromarkedet, til ny etterspørsel av strøm $X_{el,2}$ til spotpris $P_{spot,2}$.

Kraftintensiv industri bør i teorien være relativt lite sensitiv ovenfor spotprisendringer da angivelig 91% av kontraktene er langsiktige. Videre er det rimelig å anta at de langsiktige kontraktene er korrelert med spotprisen til en viss grad. Hvis derimot de langsiktige kontraktene overskrides og industrien må ut i spotmarkedet, kan avhengigheten og korrelasjonen til spotprisen øke.

4 Beskrivelse av data og tidsserieegenskaper

Dette kapitlet gis en presentasjon av datasettet som brukes videre i den empiriske analysen. Først presenteres de viktigste variablene med tilhørende deskriptiv statistikk. Deretter diskuteres forutsetningene for at minste kvadrat metode (MKM) er konsistente og forventningsrette.

4.1 Data og deskriptiv statistikk

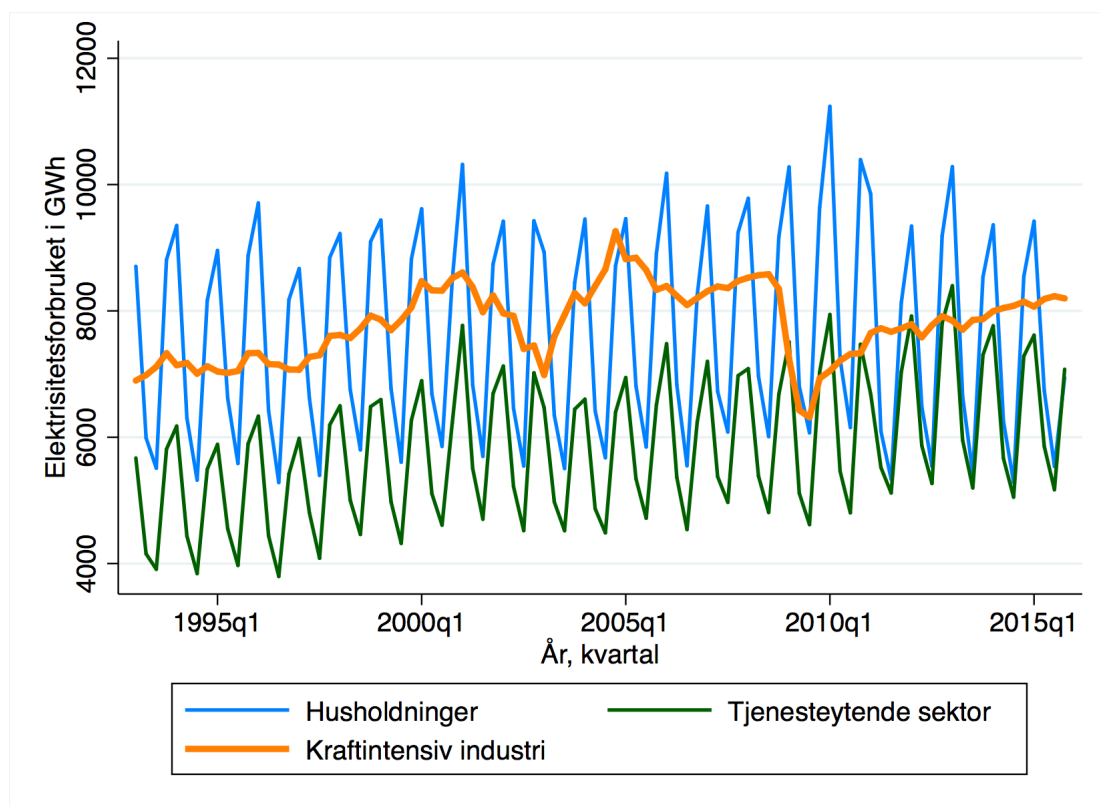
Oppgaven bruker kvartalsvisetidsserie data fra 1993 til 2015 og er fortrinnsvis hentet fra SSB⁵ sin statistikkbank på internett og NVE sine interne databaser. Ikke alle variabler finnes på kvartalsfrekvens. Variabler på månedsfrekvens og er derfor aggregert opp på kvartal, mens årlige data er duplisert slik at en årlig variabelen tar samme verdi i alle 4 kvartalene. Det er viktig å være klar over konsekvensene av aggregering opp på kvartalfrekvens, da det medfører tap av individspesifikke data som hvor i landet husholdningen befinner seg, størrelsen på husholdningen og hvorvidt vi analyserer leilighet, enebolig eller næringsbygg. Aggregerte data kan fint brukes til å undersøke effekten av samfunns- eller markedsspesifikke variabler sin påvirkning på etterspørselen, men inneholder som sagt ingen individspesifikk informasjon.

⁵Statistisk sentralbyrå

Tabell 1: Summary statistics

Variable	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
$Del_{t,hus}$	6637.2	1680.9	4283.1	10238.4
$Del_{t,tjen}$	3964.7	749.8	2760.3	5631.5
$Del_{t,indu}$	7816.8	605.1	6315.9	9261.2
$temp$	2.3	5.6	-8.4	12.1
$BNPcap_t$	105533.1	14593.4	76991.7	127795.6
BNP_t	495029.0	94253.4	331494.0	660929.0
BP_t	27104.2	2942.6	21115.0	34446.0
Pel_t	13.3	5.4	3.4	27.8
$Pfjv_t$	4.3	1.4	2.5	6.5
$Pbens_t$	8.5	1.0	6.8	11.5
$Pkull_t$	3.9	0.5	3.2	5.1
$Palu_t$	7.6	0.2	7.0	8.0
EV_t	8465.9	16328.0	400.0	68767.0
$vrmp_t$	3118.9	3264.4	184.1	8941.2
pop_t	4657726.2	265601.4	4299167.0	5189435.0
TWI_t	100.7	5.0	91.1	116.2
$rente_t$	3.8	2.0	0.7	8.4
Antall observasjoner	92			
Tidsperiode	1993-2015			
Tidsoppløsning	kvartal			
Antall sektorer	3			
Antall endogene variabler	3			
Antall eksogene variabler	14			

De avhengige variablene, også kalt endogene variabler, er det aggregerte kvartalsvise forbruk av strøm i de tre sektorene; private husholdninger $Del_{t,hus}$, tjenesteytende sektor $Del_{t,tjen}$ og industri $Del_{t,indu}$. I en tidlig fase av oppgaven ble det forsøkt å bruke årlige data uten suksess, da blant annet sesong- og temperaturvariasjonen ikke ble fanget opp. Det er også gjort forsøk på å bruke paneldata, men heller ikke denne oppdelingen av dataene var hensiktsmessig på grunn av store individuelle forskjeller mellom sektorene.



Figur 11: Kvartalsvis strømforbruk per sektor i perioden 1990-2015

Kraftintensiv industri og husholdningene har det høyeste kvartalsvise gjennomsnittsforbruket av strøm på 6.6 og 7.8 TWh, mens tjenesteytende i snitt bruker 4 TWh. Sett bort fra nivåforskjellene mellom husholdninger og tjenesteytende sektor, følger disse tidsseriene hverandre godt med unntak av et kuldesjokk i 2010 som fikk stort store utslag i husholdningssektoren. Kuldesjokket i 2010 og det relativt store standardavviket drar i retning av at husholdningene er noe mer temperatursensitive enn tjenesteytende sektor.

Industrien følger ikke sesongvariasjonen i like stor grad som de to andre sektorene. Men i år 2003 og 2008/2009 fikk strømforbruket i industrien et negativt sjokk og har sammenheng med lavkonjunktur i verdensøkonomien (NVE, 2013).

Variablene som forklarer variasjonen i aggregert strømforbruk i de ulike sektorene omtales som forklarings- eller eksogene variabler og presenteres i de neste avsnittene.

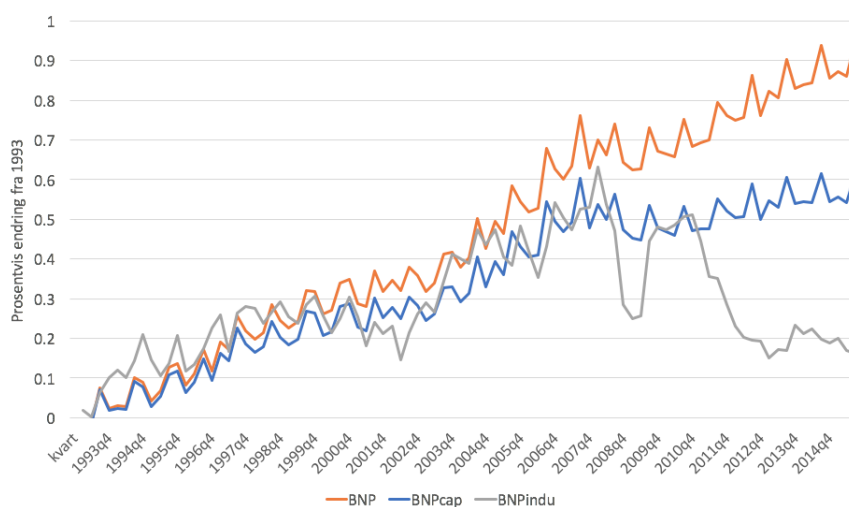
$temp_t$ viser kvartalsvise gjennomsnittlig utetemperatur i Norge og er målt i celsius. Gjennomsnittet over perioden er 2.3 grader og er beregnet fra målinger gjort i Oslo, Kristiansand, Bergen, Trondheim og Tromsø. Norge har store nasjonale temperaturskjeller, og det kunne derfor vært hensiktsmessig å dele inn $temp_t$ og forbruk av elektrisitet etter geografiske områder. Men da flertallet av variablene i denne oppgaven ikke er tilgjengelig på et regionalt nivå brukes nasjonale gjennomsnittstall. Sett i lyset av at (i) majoriteten av befolkningen bor i, eller i nærheten av de store byene og (ii) de største byene er representert, drar dette i retning av at $temp_t$

likevel er en god nok variabel til å reflektere det nasjonale temperatur nivået.

Spotprisen Pel_t er nærmere diskutert i teorikapittelet og prisene er hentet fra Nord Pool spot. Spotprisen er fordelt på ulike prisområder og variabelen som brukes i oppgaven er et gjennomsnitt av disse og vil derfor representerer det nasjonale spotpris nivået. Spotprisen er inflasjonskorrigert og medfører at det er ilagt en restriksjon som tilsier at spotprisen ikke avhenger av inntekt og priser, den sies å være homogen av grad null. Spotpris på aluminium, bensinpris, prisen på fjernvarme og kull er ønskes også å estimeres for å så på krysspriselasitetene mellom de ulike godene. Prisen på fyringsved hadde vært naturlig å inkludere i oppgaven men dataene er ikke tilgjengelig på en tilfredsstillende frekvens

For å kunne kartlegge de makroøkonomiske effektene på strømforbruket inkluderes BNP, samt en variabel for valutakurs og rente. Det er inkludert tre ulike variabler for brutto nasjonaleprodukt; (i) BNP_t , (ii) $BNPcap_t$ BNP per capita eller innbygger og (iii) bruttoproduktet i kraftintensiv industri BP_t . Alle i faste priser. BNP er samlet kvartalsvise verdiskapning i norsk økonomi og har i snitt vært 500 milliarder NOK, mens BNP per innbygger enkelt er BNP dividert på antall innbyggere på gitt tidspunkt og er i snitt 105'500 NOK per innbygger i perioden. $BNPcap_t$ er i senere modeller et mål på inntekt. For husholdningene kan det argumenteres for å bruke privat disponibel inntekt, men det er ikke nok tilfredsstillende data for hele tidsperioden. Korrelasjonen mellom disponibel inntekt og $BNPcap$ er 0.8 eller 80% samvariasjon, som drar i retning av at $BNPcap$ fanger opp inntektsvariasjonen. Av figur 11 har bruttoproduksjonen stor innvirkning på kraftintensiv industri fordi økt BP_t er ekvivalent med å øke produksjonen som igjen øker elforbruket. I snitt har BP_t vært på 27 milliarder NOK. Videre er differansen mellom minimums- og maksimumsverdiene på BNP_t og $BNPcap_t$ høy og indikerer sterk positiv vekst. Nedenfor vies den prosentvise endringen i de tre variabelen med et basisår på 1993

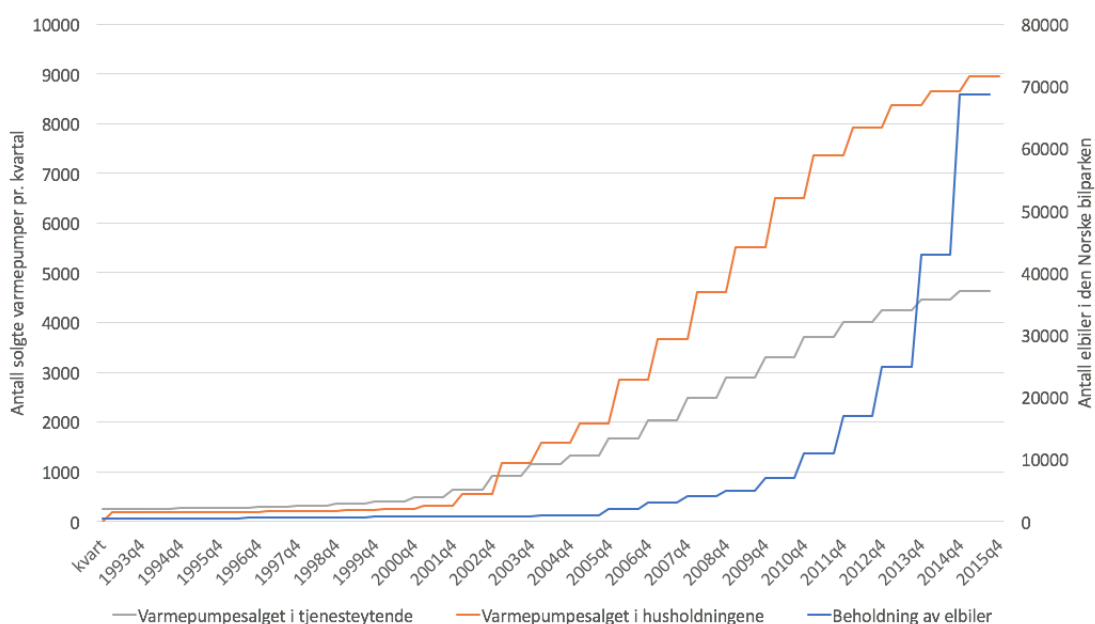
Figur 12: Prosentvise endringen i BNP variablene fra 1993-2015 med 1993 som referanseår



Både valutakursen og renten er hentet fra Norges Bank. Valutakursen som brukes er konkurranse kurs indeksen⁶, TWI_t . Dette er et geometrisk gjennomsnitt av den norske kronen opp mot valutaen til Norges 25 viktigste handelspartnere og omtales som handelsvektet. Viktig å huske at en høy verdi tilsier at NOK er svak, da det trengs flere NOK til å kjøpe en enhet av utenlandsk valuta. Husholdningene vil trolig påvirkes lite av denne, mens tjenesteytende og spesielt industrien bør påvirkes til en viss grad. Renten som brukes er styringsrenta satt av Norges Bank og vil påvirke utlånsrentene til landets banker. Styringsrenten har i gjennomsnitt vært på 3.8 % med lavest notering i 2015 på 0.75% og høyeste i 1993 på 8.5%.

EV_t viser antall elbiler i den norske bilparken, mens $vrmp_t$, er varmepumpesalget i husholdningssektoren i gitt kvartal. Dette er teknologivariablene i oppgaven og er initielt oppgitt på årlig frekvens og vil derfor dupliseres slik at den årlige verdien er lik i alle kvartal. I denne oppgaven defineres elbiler som batteridrevet biler og omfatter ikke hybrid biler. Videre økte ikke elbilsalget noe særlig før 2006, men har eksplodert fram til i dag. Fra en bilpark på ca 11'000 biler i starten av 2010 og en økning til ca 70'000 i 2015, tilsvarer dette en vekst på over 500% .

Figur 13: Grafisk fremstilling av varmepumpe og elbil variablene fra 1993-2015



Opgaven skiller ikke mellom ulike varmepumpenetyper, men ser på salget totalt. SSB⁷ viser at varmepumpe ikke nødvendigvis er et tiltak som reduserer elforbruket. Mange som kjøper varmepumpe øker komforttemperaturen inne simultant som ved-/oljefyring fases ut og øker dermed elforbruket.

Både prisen på fyringsolje $Pbens_t$ og prisen på fjernvarme $Pfjv_t$ er inkludert for å se på krysspriselastisitetene, eller hvordan en 1% økning i prisen på fyringssubstitutter

⁶også kalt industriens effektive valutakurs (TWI). Mer info se www.norges-bank.no

⁷Varmepumpekilde

ender elforbruket. Prisen på fyringsolje er ikke tilgjengelig, men da det er høy korrelasjon til bensinprisen er denne brukt som proxy. Dersom etterspørselen av strøm er lite elastisk vil trolig en prisendring på bensin eller fjernvarme ha liten effekt på forbruket. En mulig hypotese er at ingen av disse variablene påvirker elforbruket.

Definisjonen av alle variablene er oppsummert i tabellen under:

Tabell 2: Oppsummert: Variabel definisjon

Variabel	Betydning
$Del_{t,hus}$	Kvartalsvis akkumulert forbruk av strøm i husholdningene
$Del_{t,tjen}$	Kvartalsvis akkumulert forbruk av strøm i tjenesteytende sektor
$Del_{t,indu}$	Kvartalsvis akkumulert forbruk av strøm i kraftintensiv industri
$temp_t$	Kvartalsvis middeltemperatur utendørs
Pel_t	Spotpris på elektrisitet, inflasjonskorrigert
$Pfjv_t$	Prisen på fjernvarme, inflasjonskorrigert
$Pbens_t$	Liters prisen på bensin, proxy til fyringsolje, inflasjonskorrigert
$Palu_t$	Spotprisen på 1 tonn aluminium i US dollar, inflasjonskorrigert
$Pkull_t$	Spotprisen på 1 «short ton» kull (ca 901 KG) i US dollar
BNP_t	Real brutto nasjonalprodukt, inntektvariabel
$BNPcap_t$	Real BNP per innbygger, inntektvariabel
BP_t	Real brutto produkt i kraftintensiv industri, inntektvariabel
EV_t	Størrelsen på elbilparken
$vrmp_{t,hus}$	Salg av varmepumper i husholdningene
pop_t	Den gitte befolkningne på tidspunkt t
TWI_t	Konkurransen kurs indeksen, valutakurs
$rente_t$	Styringsrenta satt av Norges Bank

I senere analyser vil disse variablene bli log-transformert ved å ta den naturlige logaritmen på alle variablene med unntak av $temp_t$. Modellene defineres da som en log-log modell, og gjør at effekten fra forklaringsvariablene på den endogene variabelen kan tolkes som elastisiteter. Hensikten er at resultatene blir benevnelsesfri og oppgis i prosent. Ikke alle har et like godt begrep om måleenhetene kilowatt, gigawatt og terawatt timer, slik at resultatene blir lettere å tolke for like lesere. Sammenhengen mellom disse tre måleenhetene er gjengitt i tabellen under.

Tabell 3: Forholdet mellom kWh, GWh og TWh

kWh	= Kilowatt time
GWh	= Gigawatt time
TWh	= Terrawatt time
1 million kWh	= 1 GWh
1000 GWh	= 1 TWh

4.2 Korrelasjon og multikollinearitet

Korrelasjon er sammenhengen mellom to variabler og er en indikator på hvordan de ulike variablene endrer seg i forhold til hverandre. For eksempel kommer det frem av tabellen under at det er positiv korrelasjon mellom $\ln Del_{t,hus}$ og $\ln BNP_t$, slik at når BNP øker øker også forbruket.

Tabell 4: Korrelasjon mellom variablene

Variables	$Del_{t,hus}$	$Del_{t,tjen}$	$Del_{t,indu}$	$\ln BNPcap_t$	$\ln BNP_t$	$\ln EV_t$	$\ln Pfv_t$	$\ln Pbens$	$\ln Pkull_t$	$\ln TWI_t$	$\ln vrmpt$
$Del_{t,hus}$	1.000										
$Del_{t,tjen}$	0.893	1.000									
$Del_{t,indu}$	0.075	0.265	1.000								
$\ln BNPcap_t$	0.159	0.509	0.450	1.000							
$\ln BNP_t$	0.124	0.490	0.401	0.993	1.000						
$\ln EV_t$	0.010	0.387	0.173	0.837	0.894	1.000					
$\ln Pfv_t$	0.068	0.398	0.306	0.932	0.942	0.828	1.000				
$\ln Pbens_t$	-0.010	0.350	0.423	0.816	0.841	0.807	0.797	1.000			
$\ln Pkull_t$	0.061	0.291	0.135	0.753	0.774	0.745	0.835	0.584	1.000		
$\ln TWI_t$	-0.047	-0.152	0.103	-0.377	-0.376	-0.262	-0.490	-0.264	-0.578	1.000	
$\ln vrmpt$	0.043	0.386	0.253	0.927	0.953	0.912	0.965	0.822	0.868	-0.446	1.000

$\ln BNP$, $\ln bef$, $\ln Pfv$, $\ln Pbens$, $\ln EV$, $\ln vrmpt$ har høy korrelasjon og vil mest sannsynlig forårsake multikollinearitetsproblem hvis samtlige variabler blir inkludert i en modell samtidig. Det vil si at sammenhengen mellom flere av forklaringsvariablene er høy og hvis variablene blir inkludert i modellen samtidig, er det vanskelig å isolere effekten den enkelte variabelen har på elforbruket.

4.3 Tidsserieegenskaper

Tidsseriedata er enten stasjonære eller ikke-stasjonære. Med stasjonære variable menes en variabel som varierer rundt en forventet verdi og hvis variablene blir utsatt for sjokk, vil den konvergere tilbake til den initielle forventningsverdien over tid (Enders, 2014). På den andre siden, vil en ikke-stasjonær variabel «vandre avgårde» og aldri konvergere til en forventet verdi. Variabler som har en underliggende trend eller som vokser over tid, er typisk ikke stasjonære. Konsekvensen ved å benytte variabler med trend i en regresjon, er spuriøse sammenhenger og er når to variabler har en lik trendutvikling. Ved å regresser den ene på den andre vil modellen tilsynelatende gi et godt resultat og høy forklaringskraften R^2 , mens realiteten kan være at variablene ikke har noe med hverandre å gjøre. Et annet problem er at de vanlige inferensmetodene som t- og F-test ikke lenger er gyldige da testene ikke følger sine statistiske fordelinger.

Når stasjonærhet omtales, skilles det mellom streng eller svak stasjonær tidsserier. Strengt stasjonære egenskaper er omtalt i (Enders, 2006), mens svak stasjonærhet diskuteres i de neste avsnittene. En svakt stasjonær tidsserie kjennetegnes ved konstant forventningsverdi, konstant varians og konstant autokovarians og kan skrives:

$$E(y_t) = \mu \quad (11)$$

$$E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (12)$$

$$E(y_{t1} - \mu)(y_{t2} - \mu) = \gamma_{t2-t1} \quad (13)$$

Den siste likningen er autokovariansen og forteller at kovariansen mellom y_t og y_{t-1} skal være lik kovariansen mellom for eksempel y_{t-5} og y_{t-6} .

Stasjonaritet kan defineres ved å ta utgangspunkt i en autoregressiv prosess av første orden også omtalt som AR(1), og er gitt ved:

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

Hvor restleddet ϵ_t har hvitstøy og ρ ligger innenfor intervallet $-1 < \rho < 1$. Tilsvarende kan uttrykket for forrige periode skrives:

$$y_{t-1} = \rho y_{t-2} + \epsilon_t \quad (15)$$

Ved hjelp av iterasjon eller ved å sette $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k}$ inn i y_t kan uttrykket skrives:

$$y_t = \rho^t y_0 + \rho^{t-1} \epsilon_1 + \dots + \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (16)$$

For å analysere stasjonærhetsbetingelsene i likning (11),(12) og (13) betraktes tilfellet hvor t går mot uendelig:

$$E(y_t) = 0 \quad (17)$$

$$Var(y_t) = \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (18)$$

$$Cov(y_t, y_{t-k}) = \frac{\rho^{t-k} \sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (19)$$

Stasjonære serier har forventning lik null og en varians som er uavhengig av tid. Heller ikke kovariansen avhenger av tid i seg selv, men påvirkes av differansen mellom t og k . Jo større differansen er, jo lavere blir kovariansen da en variabel i periode t vil ha mindre avhengighet til variabler langt tilbake i tid. ρ er variablene av interesse og inngår i nevneren til (18) samt nevner og teller i (19). $|\rho|$ har tre interessante tolkninger, for det første omtales $|\rho| < 1$ som stabilitets betingelsen da et eksogent sjokk i dette tilfellet vil avta over tid. Variansen og kovariansen konvergerer da til sine konstante verdier og en verdi på $|\rho|$ nær null, gjør at prosessen tilbake til likevekt tar relativt kort tid. Det andre tilfellet er når $|\rho| > 1$ og et sjokk vil øke verdien i alle fremtidige perioder og variansen vil gå mot uendelig. Prosessen i dette tilfellet vil ikke være stasjonær. Det tredje og siste tilfellet er når

$|\rho| = 1$ og omtales som «random walk». Heller ikke denne prosessen er stasjonær da et sjokk aldri vil korrigeres.

Hvordan kan ikke-stasjonære variabler gjøres stasjonære? Først er det vanlig å definere graden av stasjonærhet ved et såkalt integrasjon nivå. Variabler som er stasjonære omtales som integrert av 0.-orden og kan skrives $y_t \sim I(0)$. Når en ikke-stasjonær variabel må differensieres⁸ en gang for å bli stasjonær, er denne integrert av 1. orden og skrives $y_t \sim I(1)$. Mens variable som må differensieres d ganger for og bli stasjonær, skrives $y_t \sim I(d)$.

Ikke-stasjonære variabler kan likevel være stasjonære dersom det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom to eller flere av disse variablene og sies da å være kointegrert.

En test for stasjonærhet er utviklet av Dickey og Fuller i 1976 og omtales som Dickey-Fuller-testen, omtalt som DF-test. Testen identifiserer enhetsrøtter («unit roots») og er ekvivalent med at $|\rho| = 1$ i AR(1)-modell fra likning (14). Ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider forenkles testen.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (20)$$

Hvor restleddet fortsatt har hvit støyegenskaper, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ og $\gamma = (\rho - 1)$. Siden vi ønsker å teste om $\rho = 1$ vil hypotesene være:

$$H_0 : \gamma = 0, \quad \text{det eksisterer en enhetsrot}$$

$$H_A : \gamma < 0, \quad \text{stasjonær egenskaper}$$

Testobservatoren er en vanlig t-test (KILDE), men følger ikke en normal t-fordeling. Dickey og Fuller har derfor utviklet en alternativ DF-fordeling som har høyere absoluttverdier enn t-fordelingen og forkaster dermed hypotesen lettere. Nullhypotesen forkastes når verdien på testobservatoren er mer negativ en DF-fordelingen og under slike tilfeller vil tidsserien ha stasjonære egenskaper.

En forutsetning for at DF-testen skal være gyldig er at restleddet ikke er seriekorrelert mellom ulike tidsperioder da størrelsen på testen blir for høy (Enders, 2014). Augmentet Dickey Fuller-test, ADF-test, er en utvidelse av DF-testen med p antall lag på den endogene variablene og kan skrives.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (21)$$

Det tilbakedaterte summeleddet inkluderes for å minimere sannsynligheten for at ϵ_t er seriekorrelert. Riktig antall lag på Δy_{t-i} testes ved bruk av to informasjonskriteriene utviklet av Schwartz og Akaike (Enders, 2014). Hypotesene er de

⁸Med differensieres menes å trekke forrige periodes verdi fra dagens verdi, $y_t - y_{t-1}$ slik at summen viser endringen innad i perioden

samme som under DF-testen og brukes i neste delkapittel til å definere om de ulike variablene har enhetsrøtter.

4.4 Test for enhetsrøtter

Ved å benytte ADF-testen rapporteres følgende t-verdier.

Tabell 5: Oppsummert: Variabel definisjon

Variabel	y_t	Δy_t	Resultat
$Del_{t,hus}$	-2.376	-4.532	I(1)
$Del_{t,tjen}$	-1.660	-4.615	I(1)
$Del_{t,indu}$	-2.998	-4.607	I(1)
$temp_t$	-3.048	-	I(0)
Pel_t	-3.914	-	I(0)
$Pfjv_t$	-1.158	-4.408	I(1)
$Pbens_t$	-1.240	-3.680	I(1)
$Palu_t$	-2.178	-4.066	I(1)
$Pkull_t$	-1.431	-4.808	I(1)
BNP_t	-2.160	-3.430	I(1)
$BNPcap_t$	-2.572	-3.498	I(1)
$BPindu_t$	-2.209	-4.134	I(1)
EV_t	-1.044	-2.982	I(1)
$vrmp_{t,hus}$	-1.281	-2.172	I(2)
$vrmp_{t,tjen}$	-1.561	-1.551	I(2)
KKI_t	-1.743	-4.487	I(1)
$rente_t$	-0.925	-3.918	I(1)
Kritisk verdi	1%=3.50	5%=2.90	

Andre kolonnen rapporterer t-verdiene av variablene i deres initielle form, mens tredje kolonne rapportere t-verdiene ved første differensen av variablene. Lagstrukturen på y_t ligger mellom to til fire lag på de ulike variablene og er definert ved kommandoen *varsoc* i Stata som benytter informasjonskriteriene nevnt over. De fleste variablene er av integrasjonsorden I(1) og trenger en differensiering for å bli stasjonære. Da vil de fleste I(1) variablene bli stasjonære til 1% signifikansnivå. $temp_t$ og Pel_t er de eneste som er stasjonære i sin intielle form, mens de tre teknologivariablene er av I(2). En svakhet med testen er at verdier som ligger på grensen mellom stasjonæritet eller ikke-stasjonæritet kan feilestimeres slik at variabler som er stasjonære kan slå ut som ikke-stasjonære og vis a vis.

4.5 Test for kointegrasjon

Senere i oppgaven testes **kointegrasjon** ved hjelp av en to stegs Aggumented Engel-Granger test (AEG). Anta følgende relasjon:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (22)$$

Hvor både y_t og x_t er ikke-stasjonære variabler, $I(1)$ -prosesser. Hvis u_t i denne relasjonen er stasjonær, sies y_t og x_t å være kointegrert. Da kan 22 tolkes som en langsiktig sammenheng mellom y_t og x_t , og u_t som det midlertidige avviket fra langtidslukevekten. Kan da teste om den empiriske residualen \hat{u}_t er en stasjonær variabel. Først hentes residualene fra modellen som ønskes estimert, \hat{u}_t . Det andre steget er å teste det estimerte restleddet ved hjelp av ADF-test under hypotesen:

$$H_0 : \gamma = 0, \quad \text{ikke kointegrasjon}$$

$$H_A : \gamma < 0, \quad \text{kointegrasjon}$$

Fordi den empiriske fordelingen kommer fra $\hat{u}_{t,FDL}$ og er et estimat fra en modell, vil ikke lenger Dickey Fuller sine kritiske verdier være gyldig. De korrekte kritiske verdiene kan blant annet hentes fra Enders, 2015, supplementary manual. Intuisjonen er at hvis modellen er kointegrert og dermed har en langsiktig likevekt, vil avviket fra en eventuelt likevekt legge seg i restleddet (Enders, 2015). Hvis avvikene fra restleddet er stasjonære og dermed er hvit støy, vil restleddet dermed være kointegrert. Testen har begrensninger fordi den ikke viser hvor mange kointegrerte sammenhenger som finnes og hvilke variabler som kointegrerer med hverandre. I det andre steget brukes ADF-test og AEG

For identifisering av antall **kointegrerte** sammenhenger brukes Johansen prosedyren⁹. Ved hjelp av Vector Autoregressive Model (VEC), undersøker testen om det finnes en lineær kombinasjon mellom to eller flere variabler. Testen er på matrise- og vektorform slik at de lineære sammenhengene kartlegges ved hjelp av egenverdier eller karakteristiske røtter. På kompaktnotasjon kan VEC skrives:

$$\Delta x_t = \pi^* x_{t-1} + \epsilon_t \quad (23)$$

Hvor x_t er en linevektor av modellens variabler og vil i husholdningssektoren for eksempel være:

$$x_t = (\ln Del_t, temp_t, \ln Pel_t, \ln BNPcap, \ln EV)'$$

⁹Johansen, Sören (1995) Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press.

x_{t-1} er linjevektoren med lagede verdier på variablene i likningen over. π^* er de tilhørende koeffesientene til x_{t-1} og defineres $\pi = (A - I)$ hvor I er en identitetsmatrise. Strukturen på vektorene og matrisene er detaljert beskrevet i Enders (2015, Kap 7)

Kompaktnoasjonen har likheter med den enkleste formen for DF-test. Her testes ranken til π^* , som da definerer hvor mange kointegrer sammenhenger likningssystemet har. Hvis $\text{rank}(\pi^*)=1$ er det en kointegret sammenheng, mens $1 < \text{rank}(\pi^*) < n$ har multiple kointegrasjoner. Etablerer en testobservator som tester karakteristiske røtter:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (24)$$

Hvor r er en gitt rank, $\hat{\lambda}_i$ er estimerte verdier av egenverdiene eller lineære sammenhengene mellom variablene i testen og n er antall variabler og dermed maksimalt antall lineære kombinasjoner. Kritiske verdier estimeres ved monte carlosimuleringer og finnes i Enders supplementary manual, tabell E, (2014). Hypotesen til testen er som følger:

$$H_0 : r = 0$$

$$H_A : r > 0$$

Testen er kumulativ og vil si at den første nullhypotesen tester om VEC har rank $r = 0$ (ingen kointegrasjon) mot alternativet om at to eller flere variabler er kointegrert. Forkastes nullhypotesen, etableres to nye hypoteser for $r = 1$

$$H_0 : r = 1$$

$$H_A : r > 1$$

Slik fortsetter testingen helt til nullhypotesen ikke lenger kan forkastes til en gitt rank. Hvis nullhypotesen forkastes på $r = 1$ vil det si at det finnes en kointegret sammenheng mellom to variabler. Hvis stasjonære variabler inkluderes i testen, vil disse representere en lineær sammenheng. Testens formål er å teste kointegrasjon mellom ikke-stasjonære variabler, stasjonære variable definert ved ADF-testen utelates derfor fra testen. I denne oppgaven brukes de kointegrasjon i all hovedsak til å kartlegge om det er fare for spuriøse sammenhenger og langtidseffektene eller likevektene blir derfor ikke diskutert.

5 Modellspesifisering og testing av modellenes pålitelighet

Modellene som senere brukes i den empiriske analysen utledes i dette på generell form. Hensikten er å få innblikk i hvordan modellene er bygget opp og på den måten få forståelse av marginaleffektene til de ulike variablene.

5.1 Grunnmodellen

Grunnmodellen er en enkel statistisk modell uten lag eller dummyvariabler. Den endogene variabelen y_t er en funksjon av et konstantledd α , koeffesientvektoren β_i , linjevektoren med forklaringsvariabelen X'_{it} og det stokastiske restleddet u_t .

$$y_t = \alpha + \beta_i X_{it} + u_t \quad (25)$$

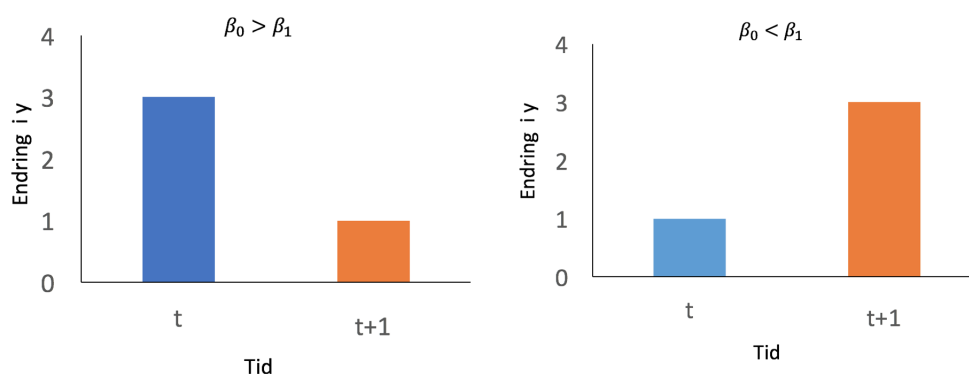
Denne statiske modellen skiller ikke mellom kort- og langsiktige effekter, slik at β_i er marginaleffekten på y_t av en enhets endring i X_{it} i periode t . Eller, hvis x_t øker med en enhet, hvor mange enheter endres y_t med. Det er videre fare for seriekorrelerte restledd som konsekvens av at det ikke er lag på noen av variablene og disse tilbakedaterte variablene vil derfor legge seg i restleddet. Ved å implementere en gitt lag-struktur på forklaringsvariabelen kan problemet med seriekorrelasjon forsvinne og kortsiktige effektene analyseres.

5.2 Finite distributed lag model (FDL)

Modellen er en videreføring av grunnmodellen ved at X'_{it} lagges eller tilbakeføres en periode og defineres med fotskrift $t - 1$. Ved å inkludere lag i likning (25) blir FDL-modellen som følger:

$$y_t = \alpha + \beta_i X'_{it} + \beta_j X'_{jt-1} + u_t \quad (26)$$

Fra likningen over kan to direkte korttidseffekter analyseres. β_0 har samme tolkning som i grunnmodellen, mens β_1 viser forrige periodes påvirkning på dagens nivå av y_t . Den totale effekten av en endring i x på y , finnes ved å legge sammen $\beta_0 + \beta_1$. Ved å sammenlikne x_t og x_{t-1} kan man analysere når en endring i x , slår ut i y_t . Antar at det kommer et sjokk i periode t og at effekten skal analyseres frem i tid. For β_0 høyere enn β_1 , indikerer dette at endringen i y_t skjer i inneværende periode. I det motsatte tilfellet med β_1 høyere enn β_0 , er det lite endring i periode t og mesteparten av endringen i y_t kommer i neste periode $t + 1$.



Figur 14: Endring i y_t over tid som konsekvens av et sjokk i x_t og x_{t-1}

5.3 Autoregressiv distributed lag modell (ADL)

For å kunne modellere kort- og langsiktige effekter av forklaringsvariablene etableres en ADL-modell. Utvider nå FDL-modellen med tilbakedaterte verdier på y_t i likning (26) og åpner dermed for rikere dynamisk struktur:

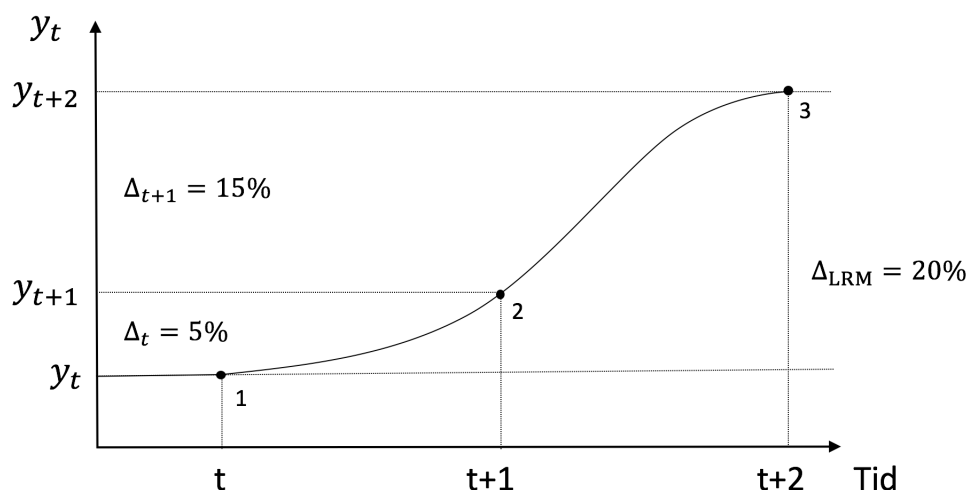
$$y_t = \beta_0 + \rho y_{t-1} + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + u_t \quad (27)$$

β_1 og β_2 er effekten av en forandring i variablene x_t og x_{t-1} , mens ρ er endringen mellom periodene y_t og y_{t-1} . For å analysere langtidseffekten, antas det nå en langsiktig likevekt mellom y_t og y_{t-1} , en såkalt «steady state». En slik likevekt eksisterer når forventet verdi på y_t er lik faktisk observert verdi $E(y_t) = y_t$. Det samme gjelder for forklaringsvariablene x_t . Når det ikke er endring mellom to periodene kan variablene i likning (27) skrives $x_t = x_{t-1} = \bar{x}$ og $y_t = y_{t-1} = \bar{y}$.

$$\begin{aligned} \bar{y}(1 - \rho) &= \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2)\bar{x} + u_t \\ \bar{y} &= \frac{\beta_0}{(1 - \rho)} + \frac{\beta_1 + \beta_2}{(1 - \rho)}\bar{x} + u_t \end{aligned} \quad (28)$$

$(1 - \rho)$ er feiljusteringsraten og definerer hastigheten tilbake til ny likevekt hvor ρ kan knyttes direkte opp til argumentasjonen om stabilitet i kapittel 5.3 og må være $\rho \neq 1$. $(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \rho)$ er langtidseffekten eller den langsiktige multiplikatoren (LRM)¹⁰ og viser den totale endringen i y_t av en permanent enhets øking i x_t . Anta at den endogene verdien y_t blir utsatt for et sjokk i periode t og at all endring fra sjokket blir implimentert innen periode $t + 2$. Antar videre at den langsiktige totale endringen, LRM, er på 20% og kortsiktige effektene fra periode t og $t+1$ er henholdsvis 5% og 15%. Iløpet av periode t , punkt 1 til 2, vil 25% av endringen av sjokket fått utslag i y_t , mens 75% av endringen skjer i den andre perioden fra punkt 2 til 3.

¹⁰Fra engelsk: longrun multiplier



Figur 15: Forskjellen mellom kortids- og langtidseffekten

Bruk av lag på endogen variabel og analyse av langsiktige effekter kan derfor kartlegge hvordan en endringer fordeler seg over tid.

5.4 Error Correction Model (ECM)

Også kjent som feiljusteringsmodellen på norsk, er en matematisk reparametrisering av ADL. Motivasjonen for å benytte ECM fremfor en ADL-modell er for det første; reparametriseringen gjør at langtidseffektene krever mindre regning og for det andre inkluderes førstedifferansen på alle variabler i periode t . Som diskutert under delkapittelet om enhetsrøtt, er de fleste variablene i oppgaven ikke-stasjonære og krever derfor differensiering om kointegrasjon er fraværende. Benytter Bardsen transformasjon¹¹ av likning (27) ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider, samt legger til og trekker fra $\beta_1 x_{t-1}$.

$$\begin{aligned}
 y_t - y_{t-1} &= \beta_0 + (\rho - 1)y_{t-1} + \beta_1(x_t - x_{t-1}) + (\beta_1 + \beta_2)x_{t-1} + u_t \\
 \Delta y_t &= \beta_0 + \rho^* y_{t-1} + \beta_1 \Delta x_t + \beta^* x_{t-1} + u_t
 \end{aligned} \tag{29}$$

Hvor Δ indikerer at variabelen er differensiert en gang mens $\beta^* = \beta_1 + \beta_2$ og $\rho^* = (\rho - 1)$. Merk at feiljusteringsraten fremkommer eksplisitt ved ρ^* i ECM. Tolkningen av korttidseffekten fra β_1 er lik som i ADL, mens β_2 finnes ved at $\beta_2 = (\beta^* - \beta_1)$. Under antagelsen om stedy state er endringen mellom to perioder lik null og vi får:

$$y_t = \frac{\beta_0}{-\rho^*} + \frac{\beta^*}{-\rho^*} x_{t-1} + u_t$$

¹¹Boef & Keele, 2008

$$y_t = \frac{\beta}{(1-\rho)} + \frac{\beta_1 + \beta_2}{(1-\rho)} \bar{x} + u_t \quad (30)$$

Likning (28) og (30) er identiske og beviser at ECM er en transformering av ADL. Intuisjonen bak langtidseffekten er lik som i ADL.

5.5 Testing av modellens pålitelighet

For å sjekke modellens pålitelighet utføres en rekke diagnostiske tester av restleddet. Restleddet eller residualen ønskes å ha hvit støy egenskaper og dermed følger en stokastisk prosess. Denne egenskapen medfører at all variasjon i restleddet u_t er tilfeldig og ikke systematisk. Tester for hetroskedastisitet, seriekorrelasjon, modellspesifikkasjon og normalitet er brukt på modellene og gjengis nederst i resultattabellene.

Hetroskedastisitet oppstår når variansen til restleddet ikke er konstant over tid. Dette kan skyldes et utelatt variabelproblem, som igjen fører til korrelasjon mellom restleddet og en eller flere av forklaringsvariabelene. Variansen til koeffesientene er ikke forventningsrett under tilfellet med hetroskedastisitet og de statistiske inferensmetodene t-test og F-test er ikke lenger gyldige. Konsekvensen er fare for feilestimerte konfidensintervaller og signifikansnivå som igjen gjør det vanskelig å vurdere variabelens pålitelighet. Breuch-Pegan utviklet en test for å identifisere hetroskedastisitet ved først å regressere den ønskede modellen og hente ut de predikerte residualene, \hat{u}_t . Deretter kvadreres det estimerte restleddet og regressere mot de initielle forklaringsvariabelene i hovedregresjonen.

$$\hat{u}_t^2 = \delta_0 + \delta_k X'_{tk} + v_t \quad (31)$$

Hvor X'_{tk} er en linjevektor med alle forklaringsvariabelene brukt i den initielle estimeringen av \hat{u}_t^2 og v_t er et restledd med hvitstøy egenskaper. Hvis F-test av nullhypotesen $H_0 : \delta_k = 0$ forkastes, er det tegn på hetroskedastisitet i restleddet, altså at restleddsvariansen og den empiriske motstykket er uavhengig av forklaringsvariabelene. Selv om hetroskedastisitet er viktig å kartlegge har seirekorrelasjon fått mer oppmerksomhet i tidsseriedata fordi det er et mer vanlig problem.

Seriekorrelasjon eller autokorrelasjon er et problem når restleddene i en modell avhenger av hverandre på ulike tidspunkt. I dette tilfellet er ikke MKM-estimatoren BLUE ¹². For test av seriekorrelasjon brukes en AR 1-2 test. Første steget er å hente ut de predikerte residualene \hat{e}_t på samme måte som under tilfellet med hetroskedastisitet. Under det andre steget regresseres \hat{e}_t mot tilbakedaterte verdier av seg selv og forklaringsvariabler fra det første steget.

$$\hat{e}_t = \alpha_0 + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + \beta_4 e_{t-4} + \rho_k X'_t + v_t \quad \text{for alle } k = 1, \dots, n \quad (32)$$

¹²Står for Best Linear Unbiased Estimator og er behandlet i (Woolridge, 2016, Kap 3)

Hvor X_t' fortsatt er en linjevektor med forklaringsvariabler og v_t er hvit støy. Etablerer hypotesen om at ingen av de tilbakedaterte residualene har påvirkning på dagens nivå, $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$. H_0 testes med en F-test og hvis hypotesen forkastes, er det seriekorrelasjon i restleddet (Woolridge, 2016). Når denne testen brukes senere i oppgaven, benyttes konsekvent et lag på fire perioder, som tilsvarer fire kvartaler.

Normalitet er en annen forutsetning for restleddet og må være oppfylt for at t- og F-testene skal være gyldige. Det vil si at utvalget i u_t har et gjennomsnitt på 0 og konstant varians σ^2 , og skrives med kompaktnotasjon $u_t \sim N(0, \sigma^2)$. En test for normalitet er utviklet av Jarque og Bera, og omtales her som JB-test gitt ved.

$$JB = n \left[\frac{\sqrt{b_1^2}}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right] \quad (33)$$

Hvor n er utvalgsstørrelsen, det første leddet i parentesen er skjevhetkoeffesienten og det siste leddet viser kurtose koeffesienten. JB følger en χ^2 -kvadratfordeling med nullhypotesen om normalitet, mot alternativhypotesen at utvalget ikke er normalfordelt.

Ramseys **RESET-test**¹³ brukes for å sjekke om funksjonsformen til modellen er riktig. Predikerte verdier på endogen variabel y_t modellers mot høyere ordens y_t -verdier, pluss alle forklaringsvariablene. En mulig funksjonform kan være:

$$\hat{y}_t = \beta_0 + \beta_1 X_t' + \beta_2 \hat{y}_t^2 + \beta_3 \hat{y}_t^3 + v_t \quad (34)$$

Der X_t er vektoren med forklaringsvariabler, mens \hat{y}_t er predikerte verdier av y , og v_t er et restledd med hvit støy. Under nullhypotesen om at funksjonsformen er riktig, vil $H_0 : \beta_2 = \beta_3 = 0$ og testes ved en F-test.

Merk at tabellen oppgir p-verdier. Disse viser sannsynligheten for at nullhypotesen om at variablene ikke har påvirkning på modellen forkastes. En p-verdi lik 0.0500 tilsier at gitt variabel er signifikant forskjellig fra null med 95% sannsynlighet. I denne oppgaven benyttes et 95% konfidensintervall som kritisk nivå og tilsier at p-verdier over 0.0500 gjør gitt variable insignifikant.

¹³Regression Spesifikk Error Test

6 Resultater

I dette Kapitlet presenteres og diskuteres resultatene fra modellene i kapittel 5 med bakgrunn i dataene i Kap 4 . Først presenteres husholdningene og tjenesteytende sektor, før kraftintensiv industri diskuteres til slutt. I dette kapitlet er bare de beste modellene innen FDL, ADL og ECM i hver sektor presentert. For en mer stegvis tilnærming er den beste modellen fra hver sektor presentert i appendiks A4, det er henholdsvis FDL i husholdningssektoren og tjenesteytende sektor, mens den beste tilnærmingen til kraftintensiv industri er ECM.

6.1 Husholdningssektoren

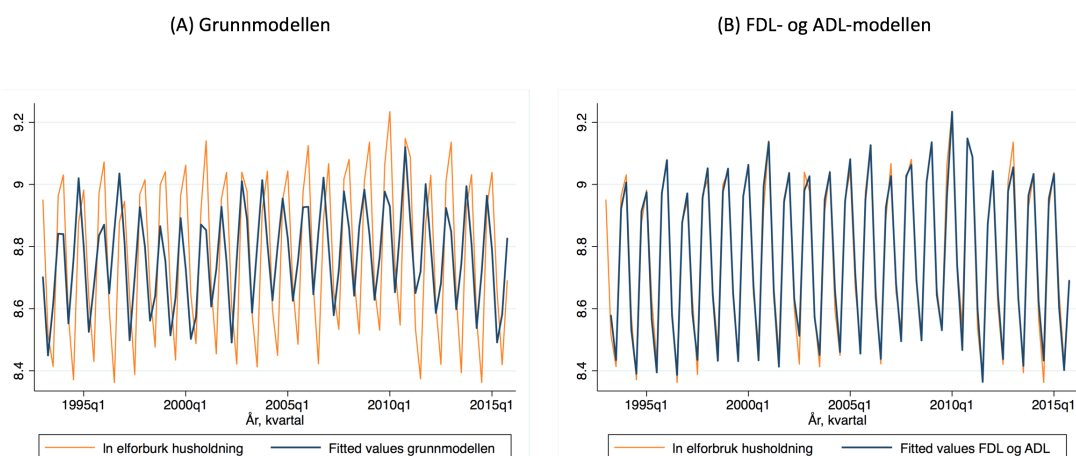
Tabell 6: Resultater fra husholdningsmodellen

VARIABLES	Grunnmodellen $\ln Del_{t,hus}$	FDL $\ln Del_{t,hus}$	ADL $\ln Del_{t,hus}$
$temp_t$	-0.0217*** (0.0042)	-0.0168*** (0.0009)	-0.0179*** (0.0041)
$\ln BNPCap_t$	0.1287 (0.1643)	0.3755*** (0.0614)	0.3755*** (0.0621)
$\ln Pel_t$	0.0810 (0.0525)	0.0722*** (0.0167)	0.0722*** (0.0174)
$\ln Pel_{t-1}$		-0.0982*** (0.0174)	-0.0982*** (0.0181)
$\ln EV_t$		0.0072*** (0.0061)	0.0072*** (0.0062)
q1		0.2396*** (0.0106)	0.2317*** (0.0294)
q3		-0.3350*** (0.0124)	-0.3317*** (0.0186)
$\ln Del_{t-1}$			0.0270 (0.0946)
Constant	7.1265*** (1.8842)	3.1596*** (0.6642)	2.9255*** (1.1009)
Observations	92	91	91
Antall ekstremdummyer	0	9	9
R^2	0.444	0.973	0.976
rss	2.140	0.0946	0.0943
Hetrosked	p=0.0000	p=0.4604	p=0.2709
RESET	p=0.0001	p=0.2659	p=0.1815
Normalitet	p=0.0546	p=0.7044	p=0.8043
Seriekorr.	p>F=0.0000	p>F=0.0623	p>F=0.0889

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Temperaturen er en viktig driver bak strømforbruket i norske husholdninger og underbygger sektorens bruk av strøm til oppvarmingsformål som diskutert tidligere i oppgaven. Modellene indikerer at en økning i gjennomsnittlig utetemperatur med 10 grader celsius, redusert elforbruk med ca 17% til 21%¹⁴ gitt alt annet likt. Fra figur 16 ser vi at temperaturen fanger opp noe av sesongvariasjonen, men ikke på langt nær alt. Sesongvariasjonen kan være grunnen til at BNP pr capita og spotprisvariabelen ikke er signifikant forskjellig fra null i grunnmodellen, da disse variablene har lite sesongvariasjon. Ved å inkludere sesongdummyer forbedres modellens forklaringskraft og medfører at alle modellens variabler bidrar i å forklare variasjonen i elforbruket. En 10% økning i BNP per capita, forventes å øke elforbruket med ca 4% i FDL og ADL, mens grunnmodellen predikerer en økning på 1%. Spotprisen på strøm har feil fortegn i periode t og er ikke intuitivt i henhold til økonomisk teori presentert tidligere i oppgaven. Mulige årsaker til det positive fortegnet drøftes senere i dette kapittelet. Videre vil en økning i spotprisen på 100% i periode $t - 1$ eller forrige kvartal, medfører en reduksjon i strømforbruket med ca 2.6% i inneværende kvartal. Sett i lyset av de diagnostiske testene, resultatene og den grafiske framstillingen fra 16, virker FDL-modellen til å være den mest robuste modellen i husholdningssektoren. En doubling av elbilparken i Norge predikerer å øke strømforbruket i norske husholdninger med 0.7%.



Figur 16: Modellestimatene plottet mot faktiske verdier

¹⁴ $\frac{\partial Del_t}{\partial temp_t} = 0.0168 * 100\% * 10^\circ C = 16.8\%$ i grunnmodellen

6.1.1 Grunnmodellen

Grunnmodellen er en enkel statistisk modell uten lag og tar derfor ikke hensyn til at en endring i forrige kvartal kan ha effekt i nåværende kvartal. Modellen sier derfor ikke noe om hvordan variablene endrer seg over tid, men hva som skjer med elforbruket i inneværende kvartal hvis en av forklaringsvariablene ender seg mens alle andre variabler holdes konstant. Hensikten med denne modellen er å analysere hvordan de antatt viktigste variablene, i sin enkleste form, påvirker elforbruket. Modellen har en mistenkelig høy forklaringskraft på $R = 44\%$ til å ha få variabler og hvor $2/3$ ikke ser ut til å påvirke modellen. Det observeres også en høy r_{SS} ¹⁵ som igjen forsterker mistanken om en svak modell.

Hvis **gjennomsnittstemperaturen** over kvartalet øker med 10 grader, predikerer modellen at husholdningene reduserer strømforbruket med -21.7% når alle andre variabler holdes konstant. Temperatur er den eneste variablene som er signifikant forskjellig fra null og kan ha sammenheng med at $temp_t$ har store sesongvariasjon og dermed høy korrelasjon med elforbruket som også varierer mye mellom årstidene. Sesongvariasjon og det store fyringsbehovet i husholdningene gjør at temperaturen er en viktig driver bak etterspørselen av strøm.

BNP per innbygger er ikke signifikante selv til 10% . Koeffisienten til BNP per innbygger er 0.1287 og er fire ganger mindre enn i de to andre modellene og drar i retning av at grunnmodellen underestimerer resultatene. De diagnostiske testene tyder på at grunnmodellen har hetroskedastisitet, muligens feilspesifisert og seriekorrelasjon, som drar i retning av at flere av variablene er lite pålitelige, se kapittel 5.5.

Spotpris diskuteres i detalj i neste delkapittel i FDL-modellen. Variabelen bør tolkes med forsiktighet da denne ikke er signifikant og har positivt fortegn som ikke er intuitivt.

Sett i lyset av store standardavvik, de diagnostiske testene og store avvik fra de to andre modellene, bør diskusjon av resultatene ilegges liten vekt.

6.1.2 FDL-modellen

FDL-modellen er en videreutvikling av grunnmodellen ved at det inkluderes flere forklaringsvariabler og alle at alle variablene blir testet med ulike lagstrukturer. Metoden som er benyttet omtales som «general to specific» hvor det blir tatt utgangspunkt i en generell modell hvor alle variablene ilegges en lagstruktur, i denne oppgaven på 4 lag, for så å eliminere de insignifikante lagene slik at man til slutt sitter igjen med en dynamisk modell (gitt at lagene er signifikante). Utfordringen med general to specific metoden er at modellen testes på bakgrunn av statistiske metoder og det kan være fare for at modellen som viser seg å være den beste, ikke inneholder variabler av interesse eller som gir lite intuitive mening.

¹⁵Residual sum of squares, et høyt tall indikerer mye uforklart variasjon

Etter testing av nye variabler og lagstruktur utvides grunnmodellen med et lag på spotprisen Pe_{t-1} , sesongdummyer og en elbil variabel ¹⁶. Resultatet av utvidelsen den endelig utvidelsen leses av i tabell 14 under FDL. Videre er nå standardavvikene generelt lavere, forklaringskraften høyere og alle de diagnostiske testene indikerer at det ikke er underliggende problemer med dataene til et 4% signifikansnivå. Dette drar isolert sett i retning av at FDL er en bedre empirisk spesifikasjon enn grunnmodellen.

Dummyvariablene i modellen deles inn i to kategorier; (i) sesongdummyer og (ii) ekstremdummyer. (i) $q1$ og $q3$ er sesongdummyene hvor $q1$ tar verdi 1 hvis det er fyringssesong (1.kvartal) og null ellers, mens $q3$ tar verdi 1 ved ikke-fyringssesong (kvartal 3) og null ellers ¹⁷. Det gjør at $q2$ og $q4$ er såkalte referansedummyer og vil representere perioder med delvis fyring. Da referansedummyen er en periode med moderat fyring og dermed moderat strømforbruk, forventes $q1$ å være positiv da strømbroken er større i fyringssesongen og negativ i forhold til $q3$, da det fyres lite på sommeren ¹⁸. Hensikten med å inkludere sesongdummyer er å få modellen til å plukke opp de store sesongsvingningene og dermed gjøre at estimatene i figur 16(A) passer de empiriske observasjonene i elforbruket bedre. Det skal nevnes at en optimal fordeling av dummyvariablene hadde vært at fyringssesongen var definert som desember til mars, men da mange av variablene følger en kvartalsvis fordeling og ikke er tilgjengelig på månedlig frekvens, var dette vanskelig å gjennomføre. Videre har sesongdummyene intuitive fortegn i henhold til diskusjonen over og indikerer at de kvartalsvise sesongdummyene har en empirisk forankring.

(ii) Ekstremdummyene representerer hendelser gjennom perioden som gjør at en eller flere variabler får unormalt høye verdier og på den måten forstyrrer den «normale» utviklingen fra 1993 til 2015. Disse dummyene tar verdien 1 i det gitte ekstremkvartalet og 0 ellers. På lik linje med sesongdummyen vil derfor modellen ta høyde for de unormale hendelsene og på den måten ikke påvirke resultatene ved å øke eller redusere den sanne effekten for hele perioden. For en fullstendig oversikt over ekstremdummyene se appendiks B.

En **temperaturøkning** på 10 grader celsius, reduserer forbruket i husholdningene med 17% i inneværende kvartal og er den største marginaleffekten blant de inkluderte variablene i FDL modellen. Den store sesongvariasjoner og behov for oppvarming av rom i husholdningene indikerer at en marginaleffekt på ca 17% kan være et rimelig estimat på elforbruket. Det er ingen lagstruktur på temperaturen fordi forsøk på å lage variablene endte opp med insignifikante resultater slik at en temperaturendring har direkte effekt på forbruket i inneværende kvartal og vil ikke være avhengig av temperaturen forrige kvartal. Etter som urbanisering og sentralisering gjør at flere flytter i leiligheter, vil trolig denne marginaleffekten reduseres over tid da varmetapet er mindre i leiligheter og isoleringen i nyere bygg er bedre.

¹⁶Se appendiks ... for utledning av «general to specific» i FDL-modellen

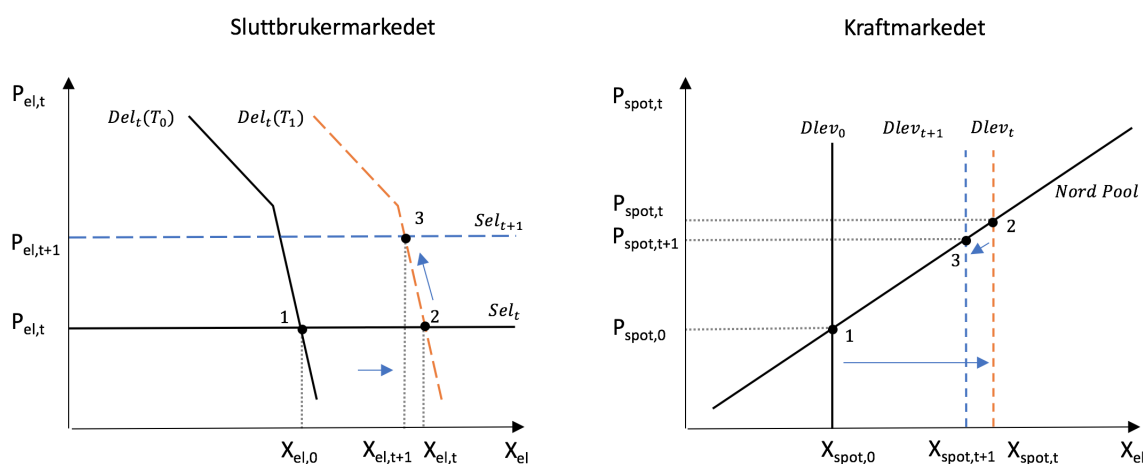
¹⁷For mer tekniske detaljer om dummyvariabler se Woolridge, 2016

¹⁸Den noe utradisjonelle oppdelingen av kvartal er diskutert i samarbeid med Bente Halvorsen i SSB

Hvis **BNP** per innbygger øker med 10% i et kvartal, vil dette øke elforbruket med tilnærmet 5%. Effekten av en inntektsøkning i forrige kvartal $BNPcap_{t-1}$, er ikke signifikant forskjellig fra null og er dermed ikke inkludert i modellen. Det tyder på at folk flest tilpasser seg en inntektsøkning relativt raskt og øker forbruket av varer og tjenester i inneværende kvartal. Økt elforbruk kommer av økt kjøpekraft, ønske om økt innendørs komforttemperatur og nye investeringer i husholdningsartikler.

Spotprisen på elektrisitet i nåværende og forrige kvartal, $P_{el,t}$ og $P_{el,t-1}$ er signifikant til 1% og tilsier at en 100% endring i spotprisen øker elforbruket med 7% i inneværende kvartal, mens effekten av en tilsvarende økning forrige kvartal gir en reduksjon på -2.6%¹⁹. Effekten av en endring i forrige kvartal $t - 1$ har riktig fortegn mens ett positivt fortegn på $P_{el,t}$ ikke er forenelig med økonomisk teori og jeg vil derfor nå se nærmere på responstiden mellom sluttbrukermarkedet og engrosmarkedet. Drøftingen som presenteres under er en videreføring av teorien i kapittel 3.1 og er diskutert i samarbeid med Bente Halvorsen i SSB. Teorien baserer seg på tidligere studier gjort av Halvorsen med flere (Ericson et al., 2008) om husholdningenes tilpasning til en endring i spotprisen. Funnene tilsier at det tar 2-3 måneder før alle husholdninger har tilpasset seg til et sjokk i spotprisen og er avhengig av hvilken type strømkontrakt kunden har, hvor en spotprisavtale har raskere responstid enn en fastprisavtale. Selv om studien er i underkant av ti år gammel, dekker studien likevel dataene i denne oppgaven og en antagelse om at husholdningene bruker 2-3 måneder å tilpasse seg en endring i spotprisen virker rimelig.

Anta et etterspørselsjokk i periode 0 som skifter elforbruket i sluttbrukermarkedet fra punkt 1 til 2.



Figur 17: Grafisk framstilling av et etterspørselsjokk.

Det er to viktige observasjoner ved figur (17), for det første vil det økte forbruket i husholdningene fra $X_{el,0}$ til $X_{el,t}$ i sluttbrukermarkedet, resultere i at kraftleve-

¹⁹ $(0.0722 - 0.0982) * 100$

randørene må lever mer strøm. For å møte etterspørselen i sluttbrukermarkedet må hun kjøpe mer kraft i engrosmarkedet og vil dermed skifte sin etterspørsel fra $Dlev_0$ til $Dlev_t$, til en økt spotpris lik P_{spot_t} . Effektene i inneværende kvartal t av et etterspørselsjokk blir dermed; økt forbruk til gitt pris i sluttbrukermarkedet og økt etterspørsel i engrosmarkedet til økt spotpris. Det virker derfor som elforbruket i sluttbrukermarkedet har påvirkning på spotprisen i engrosmarkedet, slik at det er fare simultanitetsproblem ²⁰ da P_{spot} blir endogen (forklares av strømetterspørselen). Økt etterspørsel i sluttbrukermarkedet og økt spotpris omtales fra nå som «engrosmarkedseffekten» da denne utspiller seg i det gitte markedet.

Fra Halvorsen sin studie vil ikke sluttbrukermarkedet påvirkes av en spotprisendring før i slutten av inneværende kvartal til neste kvart, $t + 1$. Den økte spotprisen i periode t gjør at det er relativt dyrere for kraftleverandøren å kjøpe inn strøm²¹ og påvirker sluttbrukermarkedet ved å skife tilbudskurven oppover fra Sel_t til Sel_{t+1} , til økt pris lik $P_{el,t+1}$ i sluttbrukermarkedet. Husholdningene eksponeres for denne nye prisen gjennom fakturering og reduserer forbruket sitt fra $X_{el,t}$ til $X_{el,t+1}$ i punkt 3. Bevegelsen fra pkt 2 til 3 vil bli omtalt som «priseffekten» og representeres ved Pel_{t-1} i den estimerte modellen, som igjen tilsier at en dobling i spotpris reduserer elforbruket med -10%. Teoretisk sett vil det reduserte forbruket gjør at kraftleverandøren etterspør mindre i engrosmarkedet og skifter etterspørselen sin innover fra $Dlev_t$ til $Dlev_{t+1}$, til nytt redusert kvantum $X_{spot,t+1}$ og en redusert spotpris $P_{spot,t+1}$.

Spotprisen virker ikke å påvirke i sluttbrukerprisen direkte i inneværende kvartal, men har en forsinkelse på et kvartal og er i samsvar med funnene til Halvorsen. Gitt denne forsinkelsen vil trolig simultanitetsproblemet elimineres i Pel_{t-1} da spotprisendringen ikke får utslag i sluttbrukerprisen før etter en måned, fordi spotprisendringen skjer i engrosmarkedet og husholdningenes tilpasning skjer i sluttbrukermarkedet. Altså vil den isolerte sportpriseffekten observeres ved koeffisienten til Pel_{t-1} og er i dette tilfellet ca -2.6% til en dobling i spotpris. Det kan videre argumenteres for at prisen kunne vært modellert ved hjelp av en to stegs metode, da inngår prisen som endogen og er avhengig av x antall eksogene variabler. Men da det teoretiske resultatet virker å være robust og det er vanskelig å finne gode instrumentvariabler, vil det ikke bli foretatt alternative estimeringer av spotprisen.

Elbilparken i norsk økonomi har vokst fra 11'000 første kvartal 2010 til 80'000 i første kvartal 2015 og tilsvarer en økning på over 500%. Elbilparken har likevel relativt liten påvirkning på elforbruket i husholdningene da en dobling av bilparken eller en 100% økning, forventes å øke forbruket av strøm i husholdningene med ca 0.7%. Hvor mye er egentlig dette? Med utgangspunkt i elbilbeholdningen i 2016 ²² på 101'000 elbiler og under antagelsen at en elbil bruker omtrent 0.25kWh per kilometer. En elbil som kjører 3700 km i kvartalet bruke ca 925 kWh, mens bilstokken totalt vil bruke ca 94 GWh. Med utgangspunkt i det gjennomsnittlige

²⁰Se Woolridge, 2016, Kap 16, s.499 for nærmere beskrivelse

²¹Og må dermed øke prisen på solgt strøm i sluttbrukermarkedet

²²<https://elbil.no/elbilstatistikk/elbilbestand/>

kvartalforbruk i perioden, utgjør dagens elbiler ca 1.4 % av elforbruket i husholdningene. Ved å doble elbilparken øker denne andelen til 2.8% og er en økning på 1.4 %-poeng. Avviket på 1.4 % mot modellens 0.7% drar i retning av underestimering, men hvis man tar høyde for at mange elbileiere lader utenfor hjemmet, vil dette avviket bli mindre.

Selv om elbiler isolert sett ikke er av de største driverne av strøm i dag, vil likevel en elektrifisering av transportsektoren akkumulert sett ha en stor innvirkning på forbruket. Fra NVE sin rapport; «Hvordan vil en omfattende elektrifisering av transportsektoren påvirke kraftsystemet?» (Spilde & Skottland, 2017) kan en storslått elektrifisering utgjøre et samlet forbruk på 15 TWh. Det er derfor grunn til å tro at elbiler vil ha større påvirkning i fremtiden, når disse bilene blir allemannseie.

Prisen på bensin og fjernvarme er forsøkt inkludert i modellen men da disse bidrar lite i modellen er variablene utelatt. Årsaken kan være at fyringsolje brukes i mindre grad og fases ut i alle de tre sektorene da lave energipriser og et stort klimafokus har dreid av etterspørselen av olje til elektrisitet. Det er derfor ikke urimelig at prisen på fyringsolje (her med proxyen, $Pbens_t$) ikke har påvirkning på elforbruket.

Resultatene er tilsynelatende gode med høy forklaringskraft, små standardavvik og solide diagnostiske tester.

6.1.3 ADL-modellen

ADL-modellen er en videreføring av FDL og ilegger et lag på den endogene variabelen. Laget $Del_{t-1,hus}$ er ikke signifikant forskjellig fra null til 10% nivå og gjør at modellen blir lik med FDL-modellen hvis $Del_{t-1,hus}$ utelates. En årsak til at denne ikke er signifikant er trolig at elforbruket fra et kvartal til et annet ikke har en systematisk avhengighet utover sesongvariasjonene, og at sammenhengen bryter sammen når sesongdummyene inkluderes. Når sesongvariasjonen mellom kvartalene allerede er tatt høyde for, er temperaturen en stor driver bak elforbruket og opptrer som stokastisk eller tilfeldig, som igjen gjør det vanskelig å finne en sammenheng. Da $Del_{t-1,hus}$ ikke er signifikant, er det heller ikke hensiktsmessig å gå videre med ECM-modellen da denne også avhenger av at det er sammenheng mellom dagens og forrige kvarta.

6.1.4 Kointegrasjons i husholdningsmodellen

Av AEG- og Johansen-testen i appendiks E, konkluderes det med at det eksisterer kointegrasjon mellom de ikke-stasjonære variablene i FDL-modellen; husholdningenes aggregerte elforbruk, BNP per capita og elbilparken. Dette medfører sannsynligheten for spuriøse sammenhenger er lav.

6.2 Tjenesteytende sektor

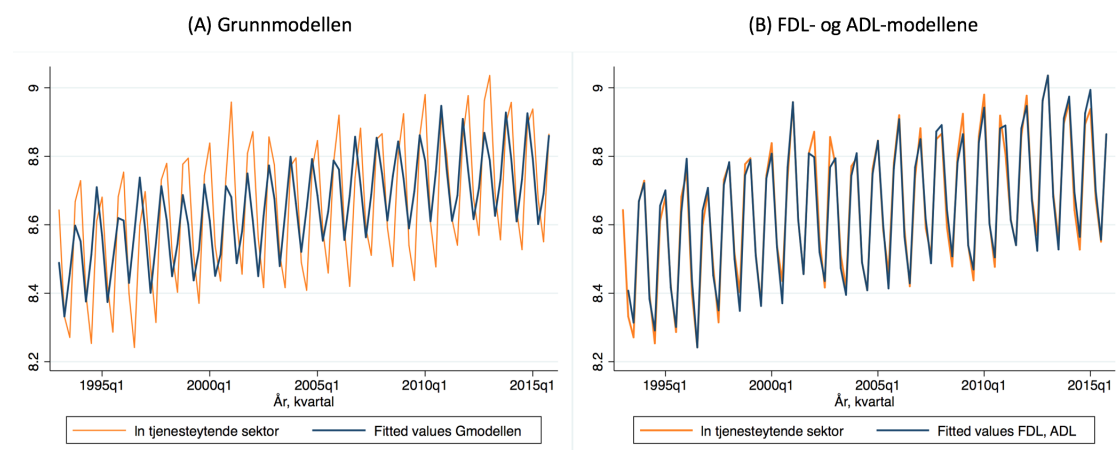
Tabell 7: Resultater fra tjenesteytende sektor

VARIABLES	Grunnmodellen $\ln Del_{t,tjen}$	FDL $\ln Del_{t,tjen}$	ADL $\ln Del_{t,tjen}$
<i>temp</i>	-0.0160*** (0.0014)	-0.0112*** (0.0008)	-0.0089*** (0.0021)
$\ln BNP_t$	0.4582*** (0.0779)	0.4673*** (0.0229)	0.5030*** (0.0368)
$\ln Pel_t$	0.0492 (0.0342)	0.0421** (0.0184)	0.0413** (0.0187)
$\ln Pel_{t-1}$		-0.0840*** (0.0175)	-0.0853*** (0.0179)
q1		0.1693*** (0.0113)	0.1872*** (0.0175)
q3		-0.2324*** (0.0100)	-0.2393*** (0.0115)
$\ln Del_{t-1,tjen}$			-0.0829 (0.0640)
Constant	2.5676** (1.0213)	2.6784*** (0.3029)	2.9240*** (0.3511)
Observations	92	91	91
Antall ekstremdummyer	0	9	9
R^2	0.475	0.975	0.975
rss	1.886	0.0914	0.0899
Hetrosked	p=0.0000	p=0.4022	p=0.1469
RESET	p=0.7994	p=0.1458	p=0.1769
Normalitet	p=0.0905	p=0.7266	p=0.6854
Seriekorr.	p>F=0.0000	p>F=0.0873	p>F=0.2702

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tjenesteytende sektor er heterogen og de empiriske modellene presentert over benytter derfor bare variablene inkludert i grunnmodellen, men FDL og ADL utvides likevel med lag og et sett med sesong- og ekstremdummyer. Temperatur sin påvirkning på strømforbruket er som i husholdningssektoren signifikant i alle modellene og har koeffisienter som varierer fra -9% til -16% gitt en økt gjennomsnittlig utendørs temperaturøkning på 10 grader celsius. Disse verdiene er lavere enn i husholdningssektoren og det virker intuitivt rimelig at tjenesteytende sektor ikke reagerer like mye på temperaturendringer som husholdningene. Ikke overraskende forbedres grunnmodellen når sesongdummyer inkluderes og medfører at plottene fra FDL og ADL passer relativt godt i forhold til grunnmodellen. Spotprisen på strøm har positiv fortegn i periode t og negativt i periode $t - 1$ og følger de samme argumentasjonene som i husholdningssektoren. Priseffekten tilsier derfor at en dobling i spotpris øker det kortsiktige elforbruket med 4.2% og reduserer det langsiktige strømforbruket med -4.2%. En inntekt eller velstandsøkning i BNP på 10% i tjenesteytende sektor ser ut til å øke elforbruket med ca 4.7%. Resultatene er relativt like som i husholdningssektoren, men det kan virke som tjenesteytende sektor reagerer noe mer på endringer i spotpris enn husholdningsektoren. FDL og ADL kommer også i denne sektoren best ut av de diagnostiske testene, men som i husholdningssektoren er heller ikke laget på endogen variabel, $Del_{t,tjen}$, signifikant forskjellig fra null. Det kan imidlertid se ut som $Del_{t-1,tjen}$ eliminerer mye av seriekorreasjonsproblemet selv om den ikke er signifikant, men på bekostning av noe dårligere resultater på testen for hetroskedastisitet. Sett i lyset av gode diagnostiske tester i FDL og at laget på forklaringsvariabelen i ADL modellen ikke er signifikant, konkluderes det med at FDL-modellen forklarer variasjonen i tjenesteytende sektor best.



Figur 18: Modellenes forklaringskraft

6.2.1 Grunnmodellen

Temperatur og BNP er begge signifikante til 1% nivå, mens spotprisen ikke er signifikant selv til 10%. Tjenesteytende sektor har likheter med husholdningssektoren og det er naturlig at temperatur og BNP er viktige driver også i denne sektoren. Økt gjennomsnittstemperatur med 10 grader over et kvartal tilsier at forbruket skal reduseres med 16% og er noe lavere enn grunnmodellen i husholdningssektoren. Tjenesteytende sektor tyder på å være mindre temperaturavhengig enn husholdningene.

Når det gjelder sammenhengen mellom aktivitetsnivået på BNP og elforbruket i sektoren, er koeffesienten 0.4582. Det vil si at elbruken forventes å øke med 4.5% hvis BNP øker med 10%. Det er 3.2%-poeng mer enn i husholdningssektoren. Selv om BNP pr capita brukes i husholdningene, vil denne være sterkt korrelert med BNP²³ og gir derfor grunnlag for sammenlikning.

6.2.2 FDL

Det virker som FDL-modellen som passer dataene bedre enn grunnmodellen og underbygger observasjonene fra figur 18 .De diagnostiske testene viser gode resultater og sesongdummyene er signifikante og har riktig fortegn i henhold til definisjonen gjort i forrige delkapittel.

En økt **gjennomsnittstemperatur** på 10 grader celsius forventer å redusere elforbruket i tjenesteytende sektor med ca 11% og er 6%-poeng lavere enn i FDL-modellen for husholdningssektoren. Den noe mindre temperaturfølsomheten i tjenesteytende sektor kan ha sammenheng med at en stor andel av byggene er relativt store næringsbygg som enten holder en relativt konstant temperatur eller har avanserte ventilasjonsanlegg som tyder på at temperatursvingninger har mindre og si.

Marginaleffekten til **BNP** på elforbruket er høyere i tjenesteytende sektor enn i husholdningssektoren, slik at hvis BNP og BNP per capita øker med 10% vil elforbruket øke med henholdsvis 4.7% mot 3.8% i husholdningene. Differansen kan skyldes det vi observerer i figur 12 hvor BNP per capita har en svakere vekst fra 2007 en den ordinære BNPen. Dette har sammenheng med at det i perioden fra 2008 var en nedgang i BNP og en vekst i befolkningen som trekker veksten i BNP per capita ned. En annen årsak til en høyere marginaleffekt i tjenesteytende sektor er at BNP er samlet verdiskapning i økonomien, slik at økt aktivitetsnivå, øker produksjon av varer og tjenester, som igjen øker behovet for strøm. Det er derfor fare for at BNP er endogen og som i diskusjonen av spotprisen i forrige delkapittel , har modellen et potensielt simultanitetsproblem. På grunn av tjenesteytende sektors kompleksitet og inkonsistente sammensetning av næringer over tid, er det vanskelig å finne gode instrumenter som reflekterer verdiskapningen i hele sektoren og sektoren er derfor ikke estimert med alternative modeller og metoder.

²³Korrelasjon mellom BNPcap og BNP = 0.9926

Spotprisen har nå fått et lag og følger samme argumentasjon som i teorikapitlet og resultatene fra husholdningssektoren. En dobling av spotprisen i tjenesteytende sektor gir en kortsiktig økning i inneværende kvartal på 4.2% mens den langsiktige effekten reduserer forbruket elforbruket i tjenesteytende sektor med -4.2% mot -2.6% i husholdningssektoren.

6.2.3 ADL

Laget på endogen variabel er ikke signifikant forskjellig fra null og gjør at estimeringen av langtidseffekten ikke gir riktig resultat. Videre er koeffisienten negativ og impliserer at det er en negativ endring mellom perioden og kan være konsekvens av sesongvariasjonen. Dette er kontraintuitivt da tidsserien følger en positiv trend gjennom hele tidsperioden.

6.2.4 Kointegrasjon i tjenesteytende sektor

Kointegrasjonstestene gjort av elforbruket $Del_{t,tjen}$ og BNP_t er nærmere beskrevet i appendiks E. Testene indikerer at det er kointegrasjon mellom de to variablene og at faren for spuriøse sammenhenger er lav.

6.3 Kraftintensiv industri

Tabell 8: Resultater fra kraftintensiv industri

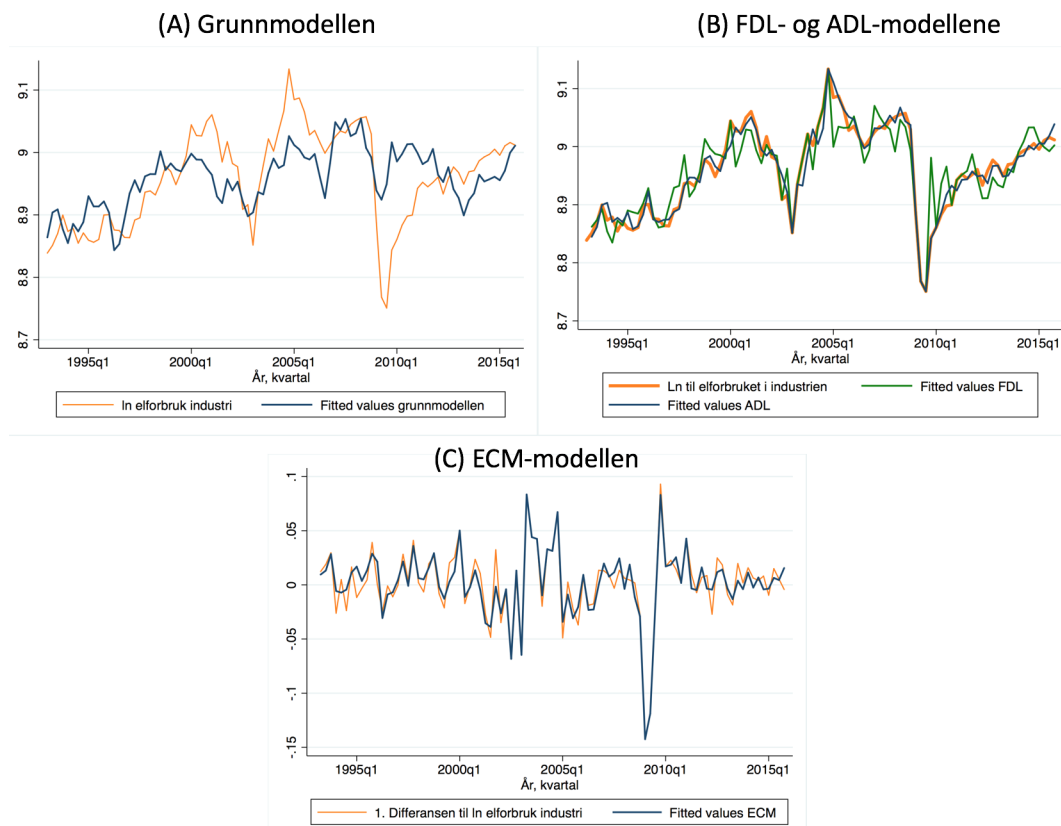
VARIABLES	Grunnmodellen $\ln Del_{t,indu}$	FDL $\ln Del_{t,indu}$	ADL $\ln Del_{t,indu}$	ECM $\ln Del_{t,indu}$
$\ln Del_{t-1,indu}$			0.7929*** (0.0270)	-0.2028*** (0.0262)
$\ln P_t$	-0.0681*** (0.0113)			
$\Delta \ln P_t$				-0.0066 (0.0045)
$\ln P_{t-1}$		-0.0460*** (0.0096)	-0.0291*** (0.0042)	-0.0299*** (0.0046)
$\ln BP_t$	0.4885*** (0.0576)	0.4095*** (0.0878)	0.2752*** (0.0355)	
$\Delta \ln BP_t$				0.2875*** (0.0378)
$\ln BP_{t-1}$			-0.1890*** (0.0454)	0.0773*** (0.0267)
$\ln Palu_t$		-0.0271 (0.0321)	0.0229 ** 0.0098	
$\Delta \ln Palu_t$				-0.0019 (0.1661)
$\ln Palu_{t-1}$			0.0239** (0.0117)	0.0239** (0.0092)
$\ln rente_t$		0.0623*** (0.0199)		
$\ln Pbens_t$		0.4524*** (0.0776)		
$\ln TWI_{t-1}$		0.2759** (0.1069)		
$temp_t$	-0.0014 (0.0012)			
Constant	4.1488*** (0.5782)	2.7881*** (0.8446)	0.6985*** (0.1887)	0.9345*** (0.2213)
Observations	92	91	91	91
R^2	0.382	0.830	0.98	0.906
rss	0.323	0.0862	0.0121	0.00961
Hetrosked	p=0.2085	p=0.0497	p=0.6237	p= 0.9812
RESET	p=0.4850	p=0.2612	p=0.1307	p=0.4401
Normalitet	p=0.0022	p=0.0003	p=0.6281	p=0.2692
Seriekorr.	p>F=0.0000	p>F=0.0000	p>F=0.6185	p<F=0.3450

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Industrien er i større grad avhengig av makroøkonomiske variabler enn de to andre modellene slik at utvidelsen av grunnmodellen er noe ulik. I de tre modellutvidelsene FDL, ADL og ECM har følgende sektorspesifikke variabler blitt forsøkt testet: valutakurs, styringsrente, prisen på bensin, kull og aluminium. De sektorspesifikke variablene er i varierende grad signifikant forskjellig fra null og det er kun de signifikante som er inkludert.

Laget på spotprisen er signifikant forskjellig fra null i alle de fire modellene og varierer mellom -0.029 til -0.046. TWI bruker et kvartals tid på å tilpasse seg endringer i spotprisen. Hvis bruttoproduktet i kraftintensiv industri øker med 10%, predikerer modellene at strømforbruken potensielt kan øke fra 3.2% til ca 5%. De høye verdiene gjenspeiler industriens behov for elektrisitet som innsatsfaktor i produksjonen da høyere produksjon fører til økt strømforbruk. Valutakursen KKI, renta, prisen på bensin og aluminium er bare signifikante i FDL modellen og er derfor ekskludert fra ADL og ECM modellen. Lave signifikantsnivåer på valutakursen og prisen på aluminium er merkelig da store andeler av produksjonen i industrien stammer fra aluminiumproduksjonen, som igjen eksporteres ut på verdensmarkedet. På grunn av lite sesongvariasjon er temperatur og sesongdummyer ikke inkludert i utvidelsene av grunnmodellen da disse ikke er signifikante. Ser videre av grafen under at ECM modellen passer dataene godt samtidig som de diagnostiske testene i modellen er gode. Sett i lyset av at det ikke er noen kointegrerte sammenhenger mellom variablene i FDL og ADF vil dette dra i retning av at det potensielt kan være spuriøse sammenhenger. Da ECM benytter 1.differansen av samtlige ikke-stasjonære variabler vil ikke spuriøsitetensproblemt være tilstedte. På bakgrunn av dette vil ECM være den beste modellen.



Figur 19: Modellenes forklaringskraft

6.3.1 Grunnmodellen

Grunnmodellen i kraftintensiv industri har en lav forklaringskraft på $R = 38\%$ og høyest $rss = 0.323$. Dette indikerer at modellen forklarer lite av variasjonen over tidsperioden, men kommer likevel godt ut av hetroskeddastisitet- og RESET-testen.

Både spotprisen og bruttoproduktet har korrekte fortegn og er signifikante til 10%. Effekten av en endring i **spotpris** på elforbruket i industrien i periode t , er tilnærmet dobbelt så stor som i de andre modellene. Isolert sett drar dette i retning av at modellen overestimerer fordi sektoren teoretisk sett ikke skal være sensitiv ovenfor sportprisen og drar i retning av at spotpris er en dårlig proxy eller tilnærming til prisvariabelen i nettopp denne sektoren.

Bruttoproduktet estimeres å øke elforbruket 5% gitt en 10% økning. Denne verdien avviker ikke mye fra de andre modellen. Selv om resultatene virker bra har modellen tydelige problemer med normalitet og seriekorrelasjon.

6.3.2 FDL

Utvider igjen grunnmodellen med lagstruktur og et sett med ekstremdummyser som blant annet fjerner de økonomiske lavkonjunktorene i 2003 og finanskrisen i

2008/2009²⁴. Når Sesongdummyene og temperaturvariabelen forsøkes implementert i modellen, er de utelukkende ikke signifikante. Sammenliknet med grunnmodellen har FDL $R^2 = 84\%$ og $rss = 0.039$ som indikerer en bedre modellformulering.

Spotprisen i inneværende kvartal, Pe_{t} , er ikke signifikant forskjellig fra null og er utelatt. FDL åpner derimot opp for en lagstruktur som gjør at Pe_{t-1} er signifikant. En økning i spotpris i inneværende kvartal vil dermed ikke ha effekt på dagens elforbruk, men økt Pe_{t-1} i forrige kvartal på 100% reduserer forbruket med -4% og ligger på samme nivå som de to andre sektorene og er som sagt ikke intuitivt da kraftintensiv industri benytter langsiktige strømvavtaler. Fastpriskontraktene burde tilsi at industrien er lite sensitiv for prisendringer i spotprisen, da de langsiktige kontraktene gjerne har en 5-10 års horisont (NVE, 2013) for å sikre stabil pris på elektrisitet som innsatsfaktoren.

En 10% økning i **bruttoprodukt** er tilnærmet lik grunnmodellen og øker strømforbruket med ca 5.2%. Mer detaljert diskusjon av variabelen blir gjort i de neste modellene.

Før valuta, rente og pris på aluminium og bensin drøftes krever testene for hetroskedastisitet og seriekorrelasjon oppmerksomhet. Testene indikerer en sannsynlighet for seriekorrelasjon med over 99% sikkerhet og hetroskedastisitet med 96%. Videre drar de lave standardavvikene i retning av sterk positiv seriekorrelasjon med konsekvens av at estimatorene ikke lenger er effesiente og koeffisientene kan bli signifikante på grunn av lave standardavvik. Når seirekorrelasjonen korrigeres for i ADL og ECM vil ikke variablene lenger være signifikante og drar i retning av at de bør utelates. Konsekvensen av hetroskedastisitet og seirekorrelasjon er feil varians og standardavvik og dermed feil t- og F-test. Estimaten på den andre siden kan fortsatt reflektere de empiriske effektene, men det er vanskelig å validere resultatet ved hjelp av statistiske metoder som benytter varians.

Svekkelse i **valuta** øker konkurranseposisjonen mot utlandet da det er billigere for utenlandske aktører å kjøpe norske varer. Økt eksport og produksjon reflekteres i økt strømforbruk med 28% gitt en dobling i valutakursen. Effekten vil ta noe tid og kan være grunnen til at kun $\ln KKI_{t-1}$ er signifikant, mens valutakursen i inneværende kvartal ikke er det.

Renta er angivelig signifikant til 1%, men fortegnet er feil. FDL predikerer at økt rente skal øke forbruket av strøm i industrien, noe som ikke er forenelig med økonomisk teori, det er spesielt to grunner til dette; (i) Økt rente stimulerer til lavere investeringer på grunn av økt kostnad ved å låne penger, som igjen bidrar til redusert produksjon og elforbruk. (ii) Økt rente er assosiert med styrkelse av innenlandsk valuta som hemmer eksporten, reduserer produksjon og dermed reduserer kraftforbruket. Et negativt fortegn hadde på den andre siden styrket troverdigheten til variablene.

Ingen output i kraftintensivindustri er rene petroliumsprodukter som selges på markedet, men gass og olje brukes som innsatsfaktor. Et positivt fortegn er ikke

²⁴Se mer info om ekstremdummyene i appendiks B

intuitiv da økt pris på en innsatsfaktor ikke øker produksjonen. Det er fortrinnsvis produksjon av kjemiske råvarer og mineralsk industri som benytter olje og gass og disse to utgjør totalt 34.2% eller 1/3 av den totale energibruken i kraftintensiv industri. En koeffisient på 0.45 virker ikke troverdig da endringene i bensinpris ikke bør ha så stor innvirkning på industrien totalt. Også her ville et negativt fortegn bidratt positivt i diskusjonen av variabelen.

Økt **aluminiumspris** på 10% i inneværende kvartal reduserer etterspørselen av elkraft i industrien med -0.3% . Aluminium er output av kraftintensiv industri og selges på verdensmarkedet. Produksjonen står for 50% av totalt energiforbruk, hvor mesteparten av energien som brukes er strøm. Den kortsiktige effekten i inneværende periode kan reflektere redusert etterspørsel av aluminium som konsekvens av økt pris. Analyse av langtidseffektene gjøres i ADL- og ECM-modellen

6.3.3 ADL

ADL skiller seg fra FDL ved at det nå er inkludert laget verdi på endogen variabel, $Del_{t-1,indu}$, og fanger opp endringen fra forrige kvartal til dagens kvartal. Grunnen til at denne variablene nå er signifikant forskjellig fra null, er at dagens produksjon er avhengig av produksjonen fra forrige kvartal. Det kan for eksempel være at etterspørselen økte i forrige periode, men at industrien ikke klarer å tilpasse seg etterspørselssjokket før i neste periode. Ved å inkludere $Del_{t-1,indu}$ kan man derfor analysere kortids- og langtidseffekter av et eksogent sjokk. En koeffisienten på 0.8 tilsier at kraftintensiv industri adapterer eksogene sjokk relativt tregt fordi mesteparten av endringen skjer iløpet av kvartalet etter sjokket.

Tregheten reflekteres også i **spotprisen** fordi det kun er den lagede variabelen som er signifikant forskjellig fra null. Langtidseffekten av en 10% økning i spotpris forrige kvartal, reduserer forbruket av strøm med -1.4%²⁵ i inneværende kvartal. Pel_t er utelatt fordi den isolert ikke er signifikant, samtidig som hypotesen om koeffisientene til Pel_t og Pel_{t-1} ikke kan forkastes under følgende nullhypotese $H_0 : \beta_{Pel_t} = \beta_{Pel_{t-1}} = 0$ ved bruk av en F-test. Dette drar i retning av at spotprisen har en langsiktig effekt på elforbruket i industrien.

Endringen i **bruttoprodukt** kan deles inn i kort og lang sikt. En økning på 10% i $\ln BP_t$ øker elforbruket med 2.8% på kort sikt, mens en tilsvarende korttidsøkning i $\ln BP_{t-1}$ gir en nedgang på -1.8%. Dette indikerer at mye av endringen skjer i periode t. Den totale langsiktige endringen av en permanent økning på 10% er 4.2%²⁶. Regner ut de kortsiktige effektene som andel av den totale endringen for å se hvor mye elforbruket endres i prosent mellom periodene. Det viser seg at 52% av sjokket inntreffer i første periode, mens bare 7% av effekten skjer i perioden etter.

Kortsiktig effekt på elforbruket av en økning i **aluminiumsprisen** på 10% er på 0.2% i både t og t-1. Den totale langtidseffekten av en tilsvarende prisøkning er

²⁵ $-0.0291/(1 - 0.7929) = -0.1405 * 10 = -1.405$

²⁶ $\frac{0.2752 - 0.1890}{1 - 0.7929} = 0.4162 * 10 = 4.2$

2.3%. Markedene virker å respondere lite på endring i aluminiumsprisen og henger sammen med at leveranser av aluminium er tilknyttet store prosjekter og i liten grad kan subsidieres med andre metaller eller legering på grunn av aluminium sine egenskaper. Økt pris virker derfor å øke marginene til produsentene og dermed øke produksjonen.

Renten er signifikant forskjellig fra null men har fortsatt feil fortegn. Argumentasjonen blir derfor den samme som i FDL modellen og ilegges lite vekt.

Videre er det ingen av de **diagnostiske testene** som indikerer underliggende feil i modellen. RESET-testen forkastes til 10% signifikantsnivå men har det laveste resultatet av de fire modellene, mens forklaringskraft, $R^2 = 98\%$ og indikerer at nesten all variasjon forklares i modellen og har sammenheng med at lag på endogen variabel er inkludert. Modellen tar derfor hensyn til hendelser som skjedde i forrige periode og er høyt korrelert med inneværende periodes variabler. På en annen side kan den høye verdien på R^2 være konsekvens av spuriøse sammenhenger og skal i teorien forsvinne ved å differensiere variablene en gang. Fortsetter derfor med en feiljusteringsmodell som inkluderer førstedifferansen av elforbruket i kraftintensiv industri, samt førstedifferansen av forklaringsvariablene i periode t .

6.3.4 ECM

Som beskrevet i kapittel 5 er ECM en såkalt reparametrisering av ADL som gjør at ECM-modellen tilegner seg egenskaper som er fordelaktig når ikke-stasjonære variabler benyttes. ECM benytter førstedifferansen av samtlige variabler, der i blant den endogene variabelen $\Delta \ln Del_{t,indu}$ og resulterer i at modellen består alle de diagnostiske testene og drar i retning av robuste resultater.

Spotprisen på strøm i inneværende kvartal er ikke signifikant når den inkluderes alene, men utgjør en signifikant forskjell sammen med Pel_{t-1} fordi hypotesen $H_0 : \beta_{Pel_t} = \beta_{Pel_{t-1}} = 0$, forkastes til 5% signifikantsnivå. En 10% økning i Pel_t reduserer forbruket med -0.07% , mens en tilsvarende økning i Pel_{t-1} reduserer elforbruket med -0.3% på lang sikt. Hvis elforbruket får en permanent økning på 10% er den totale langtidseffekten -1.2%. Det underbygger to argumentasjoner nevnt tidligere: (1) kraftintensiv industri har en andel på 91% i fastpriskontrakter og dermed andel på 9 % i spotkontrakter. En endring i spotpris har derfor en liten effekt på det totale elforbruket. (2) Den langsiktige økningen har større negativ innvirkning enn den kortsiktige av flere grunner. Det kan være aktører i kraftintensiv industri velger å selge strøm fra de langsiktige avtalene dersom spotprisen er vedvarende høy eller at n

Hvis kraftintensiv industri får en oppsving i **bruttoproduksjonen** med 10% vil dette øke elforbruket med 2.9% i inneværende kvartal samt øke forbruket på lang sikt med 0.8%. Disse resultatene indikerer at bruttoproduksjon i sektoren og elforbruk er knyttet sammen og at økt aktivitet vil ha et stort utslag i inneværende kvartal. Den totale langtidseffekten av en permanent økning på 10% er 3.8%. Det

vil si at 60%²⁷ av den estimerte langsiktige endringen skjer innen første kvartal, mens bare 5%²⁸ av endringen skjer i kvartalet etter. Fordi økt strømforbruk tilsier økt produksjon, som igjen gir økt bruttoprodukt, er det også her fare for at bruttoproduktet inngår som endogen på grunn av et simultanitetsproblem. Det er ikke tatt høy for og bør ligge i bakhodet ved tolking av resultatene.

Prisen på aluminium har en korttidseffekten på -0.0019 i periode t men er ikke signifikant alene. Langtidseffekten i periode $t - 1$ er 0.024, mens den totale langtidseffekten er 0.12. Det innebærer at bare 0.39% av den totale endringen skjer i periode t mens 6% av endringen kommer i kvartalet etter. Strømforbruket virker å reagerer lite på endring i aluminiumsprisen og trekker i retning av at denne ikke er en så viktig driver som først forespeilet. Den negative effekten i inneværende kvartal, kan komme av at noen kunder etterspør mindre aluminium som konsekvens av en kortsiktig økning i prisen. Langtidseffekten er derimot positiv og kan ha sammenheng med at økt pris på aluminium gir høyere marginer for bedriften som igjen kan bidra til økt produksjon og økt elforbruk.

6.3.5 Kointegrasjon i kraftintensiv industri

Verken FDL eller ADL oppfyller kravene om kointegrasjon og det er derfor fare for spuriøse sammenhenger. ECM er initielt stasjonær da samtlige variabler er differensiert og peker seg ut som den mest pålitelige modellen sett i lys av kointegrasjons- og de diagnostiske testene .

²⁷ $\frac{0.7972 * 0.2875}{0.3812} = 0.6 = 60\%$
²⁸ $\frac{0.7972 * 0.2875 + (-0.2102)}{0.3812} = 0.05 = 5\%$

7 Sammenlikning med tidligere studier

I dette kapittelet vil jeg sammenlikne mine resultater med tidligere forskning gjort innen etterspørselsestimering av elektrisitet. Disse studiene er brukt som inspirasjon i min oppgave da valg av kvartalsvise data er en konsekvens av tilgjengelig datamateriale og ikke tidligere emperi. Det er få studier som kan sammenliknes direkte med mine funn da blant annet de store sesongvariasjonene ikke er forenelige med studier gjort i land med vesentlig mindre temperaturforskjeller. Det gjør at dette kapittelet er noe tynt.

Bruk av økonometrisk metode til å estimere elforbruk går tilbake til starten 1950 tallet da man var interessert i den kausale sammenhengen mellom økonomisk vekst og elektrisitetsforbruket. Engel & Granger (1987) utviklet kointegrasjonsanalysen i 1987 og har preget nyere tids økonometriske modeller (Bernstein, González & Bernstein, 2011) ved at de enten ser på langsiktige sammenhenger mellom variabler eller undersøker faren for spuriøse sammenhenger, som er forklart tidligere i oppgaven. Estimering av økonomisk aktivitet og elektrisitetspriser er mye brukt da disse variablene er viktige faktorer for fremskriving. Det har videre vært utfordrende å finne relevante studier som kan sammenliknes med estimeringene gjort av Norsk økonomi. Det skyldes spesielt de store sesongsvingningene i Norge og at mange studier bruker årlige data istedet for kvartalsdata. De årlige studiene kan virke å forekomme relativt hyppig på land med lite sesongvariasjon som for eksempel Athukorala & Wilson (2010) på Sri Lanka, Holtedahl & Joutz (2004) i Taiwan også videre. Under presenteres en studie fra Tyrkia som benytter kvartalsvise data og samme modell-spesifisering som min oppgave.

I artikkelen til Erdogdu (2006) benytter han både en ADL og FDL modeller til å forklare det kvartalsvise strømforbruket i tyrkiske husholdninger fra 1984 til 2004 har blitt brukt som inspirasjon til modellformuleringene gjort tidligere i oppgaven. Studien benytter de samme variablene som er representert ved min grunnmodell, altså real spotpris, real BNP per capita og temperatur. Hovedfunnene fra studien kommer fra FDL modellen, hvor de inkluderte variablene også er kointegrerte slik at resultatene er pålitelige med tanke på spuriøse sammenhenger. Det er imidlertid lite som tilsier at resultatene er sammenlignbare da det er store forskjeller mellom Norge og Tyrkia på sesongvariasjon, økonomisk aktivitet og stabilitet.

For sammenlikning av spotprisen benyttes en studie gjort av Holstad & Pettersen (2011) som undersøker allmenlig forsyning²⁹ sitt elforbruk ved hjelp norske månedlige data fra 1996 til 2010. De modellerer prisen som endogen ved hjelp av 2SLS og oppnår en langsiktig effekt på -0.0490. Mine resultater indikerer at den langsiktige priseffekten i husholdningssektoren og tjenesteytende sektor er på henholdsvis -0.026 og -0.042, som indikerer at avvikene ikke er så store. Den viktigste slutningen som trekkes er at både mine og forfatterens resultater indikerer at allmenn forsyning (eller de to sektorene) er lite sensitive ovenfor en spotprisendring.

²⁹Sammensatt av husholdninger, tjenesteytende sektor og industri utenom kraftintensiv

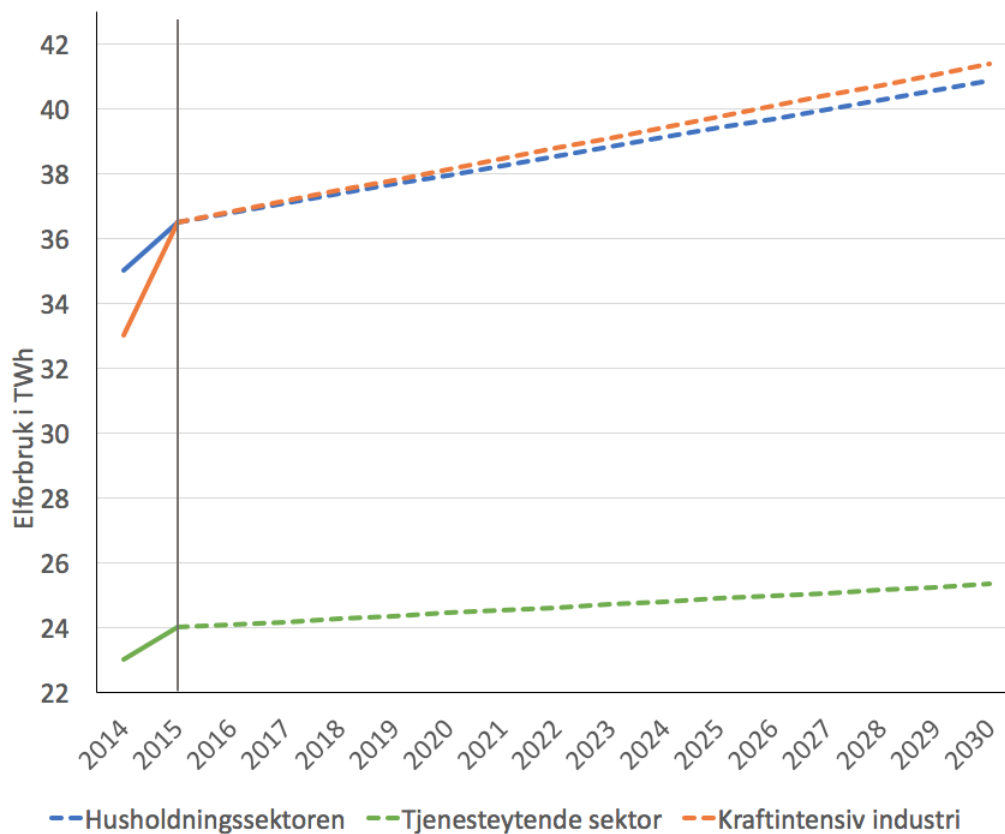
8 Fremskrivning

I denne delen av oppgaven brukes modellresultatene fra kapittel 6 til å fremskrive det årlig elforbruket i de tre sektorene fra 2016 fram til 2030. Motivasjonen bak fremskrivingen er å etterprøve resultater fra denne oppgaven med NVE sine empiriske prediksjoner. Fremskrivningen tar utgangspunkt i verdier for 2030 hentet fra regjeringens perspektivmelding 2017 (Finansdepartementet, 2017), SSB og andre kilder. Fordi 2015 er siste tidsperiode i datasettet, starter fremskrivningen fra 2016.

Metoden er en bottum up tilnærming som tar utgangspunkt i det årlige forbruket gjennom 2015 i de tre ulike sektoren. For å kunne gjennomføre en fremskriving basert på resultatene, som viser prosentvis endring, finner jeg først den forventede prosentvise endringen til den gitte variabelen fra 2015 til 2030 ³⁰, gitt ved R . Når R er kjent, multipliseres β -koeffisientene fra kapittel 6 med R slik at effekten av en $R\%$ endring i gitt variabel endrer elforbruket. Si at BNP per capita i 2030 er forventet og bli 700tusen og dagens nivå er 600tusen. Det tilsvarer en prosentvis endring på 16% og siden vi har estimert "hvor mye elforbruket øker med hvis BNP pr capita øker med 1%", brukes denne koeffisienten til å finne endringen i elforbruk gitt en økning på 16%. Hvis fremtidlige verdier på en gitt variabel som skal brukes i fremskrivingen ikke er kjent, men den forventede vekstraten er tilgjengelig, brukes følgende formel; $(1 + r)^n$, hvor r er vekstraten og n er antall perioder som skal estimeres. Når den fremtidlige verdien er kjent, finnes R og den prosentvise endringen estimeres som forklart over. Forventet verdi på fremtidig elforbruk har følgende generelle formel.

$$Del_{2030, sektor} = Del_{2015, sektor} \times [1 + ((R_1 \times \beta_1) + (R_2 \times \beta_2) + \dots + (R_n \times \beta_n))] \quad (35)$$

³⁰ved hjelp av en allerede fremskrevet verdi fra perspektivmeldingen



Figur 20: Fremskrivning av elforbruk i de tre sektorene fram til 2030

8.1 Husholdningssektoren

Fremskrivningen av husholdningssektoren tar utgangspunkt i følgende forutsetninger og verdier:

- Lineær årlig fremskrivning
- Det aggregerte årlige forbruket i husholdningssektoren var iløpet av 2015 lik 36.5³¹ TWh.
- Veksten i årlig BNP pr capita forventes å være 0.8% (Finansdepartementet, 2017) og tilsvarer en vekst på 12.7% fram til 2030.
- Spotprisen på strøm forventes å ligge mellom 15øre/kWh og 18øre/kWh (Olje- og energidepartementet, 2016) og er en 10.9% nedgang siden 2015.
- Det forventes en global økning i gjennomsnittstemperatur på 2 grader celsius (Finansdepartementet, 2017).
- Forventet antall elektriske biler per 2030 er 1.5 millioner og fra et nivå på

³¹Tallene er tilgjengelig på SSB.no under energistatistikken

101'126 elbiler i starten av 2016, tilsvarer dette en prosentvis økning på 1383% (Spilde & Skottland, 2017)

Estimerte marginaleffekter hentes fra FDL_{hus} i kapittel 6.1 da modellen viser seg å være den beste og tilsier at en proSENTS økning i BNP per capita, spotpris og elbilparken, vil endre elforbruket med henholdsvis 0.38%, -0.03% og 0.007%, mens økt snittemperatur reduserer forbruket med -1.7% per økte grad.

Predikert elforbruk i 2030 gitt forutsetningene over er 40.5 TWh³² og er en økning på 11.4%. Fremskrivningen har noen begrensninger da modellen inkluderer tre forklaringsvariabler og det vil være flere faktorer som driver endringene elforbruket. Tidligere fremskrivninger gjort av NVE³³ finner at elforbruket vil øke fra 36 TWh i 2012, til 38 TWh i 2030 og tilsvarer en økning på 5.5%. Avviket på ca 6%-poeng i mellom de to modellene skyldes at NVE skiller mellom transport- og husholdningssektoren, slik at effekten fra en endringer i elbilparken ikke slår ut i husholdningssektoren men i transportsektoren. Fra fremskrivningen i denne oppgaven utgjør en økningen i elbilparken til 1.5 millioner biler ca 3.3 TWh, mens en annen rapport fra NVE (Eggum, Skottnad, & Spilde, 2016) predikerer at tilsvarende størrelse på bilparken vil bruke 4TWh. Fremskrivningen i husholdningssektoren virker med dette å samsvare relativt godt med andre empiriske funn.

8.2 Tjenesteytende sektor

Det årlige elforbruket i tjenesteytende sektor var 24 TWh i 2015 og fremskrivingene baserer seg på de samme kulepunktene som avsnittet over. Forventet elforbruket i 2030 blir dermed 25.3 TWh basert på resultatene fra FDL-modellen i tjenesteytende sektor fra kapittel 6.2.

Økningen utgjør en 5.4%-vis endring og er marginalt lavere enn NVE sin forventede endring på 5.6% fra 2015 til 2030. Økonomisk vekst i tjenesteytende sektor er en av de sterkeste driverene bak økt fremtidig elforbruk (Meld.st. 25, 2016). Selv om modellen i tjenesteytende sektor bare inkluderer temperatur, BNP og spotpris på strøm, virker det som temperatur og BNP er såpass viktige drivere at fremskrivningen i denne oppgaven avviker relativt lite fra NVE sine prediksjoner.

8.3 Kraftintensiv Industri

Forutsetningene for fremskrivningen av kraftintensiv industri er gitt i kulepunktene under:

- Lineære årlig framskriving
- Elforbruket i iløpet av 2015 var 36.5 TWh

³² $Del_{2030,hus} = 36.5TWh * (1 + (0,127 * 0,38) + (-0,1 * -0,03) + (13,83 * 0,007) + (2 * 0,017)) = 40.7TWh$

³³Magnussen & Spilde, 2014

- Forventet årlig vekst i fastlands BNP fram til 2030 er 1.2% (Finansdepartementet, 2017)
- Spotprisen på strøm forventes å ligge mellom 15øre/kWh og 18øre/kWh (Olje- og energidepartementet, 2016) og er en 10.9% nedgang siden 2015.
- Spotprisen på aluminium predikeres til 2.2 \$/metric tonn i 2030 (World Bank aluminium price forecaste, 2017 ³⁴), mens den lå på ca 1.6 \$ i 2016.

Kombinerer nå informasjonen over med de predikerte marginaeffektene fra ECM-modellen i kapittel 6.3 og får et predikert elforbruk i kraftintensiv industri på 41.4TWh i 2030. Økningen fra 35.6 TWh til 41.4 TWh utgjør en prosentvis endring på 13.4%, mens fremskrivningene NVE viser en 11% økning fra 34.6 til 38.4TWh og tyder derfor på at fremskrivingene med bakgrunn i resultatene overestimerer. Bruttoproduktet som gjenspeiler produksjonen har klar sammenheng med elforbruket og virker å være en av de største driverne i kraftintensiv industri.

8.4 Generelle resultater fra fremskrivingen.

Av figur 20 forventes en sterkere vekst i kraftintensiv industri sammenliknet med husholdningssektoren. Årsaken til dette kan sees i lyset av de lave forventede kraftprisene, økningen i aluminiumsprisen som stimulerer til høyere produksjon og økt forventet aktivitetsnivå i Norsk økonomi. Tjenesteytende sektor er sektoren som forventes å ha lavest vekst i elforbruket på 5.4% fram mot 2030, mens de to andre sektorene forventes å få en vekst på ca 12%. Fremskrivingene gjort i denne oppgaven virker å stemme relativt godt overens med NVE sine fremskrivninger, selv om husholdningssektoren og kraftintensiv industri sine estimater overestimerer noe. Overestimeringen i private husholdninger skyldes at økningen i antall elbiler inkluderes, mens NVE har skilt ut transportsektoren i en egen kategori. Avviket i kraftintensiv industri er vanskelig å si noe om, men mistanken om simultanitetsproblem mellom elforbruket i sektoren og bruttoproduktet kan bidra til en overestimering. Sett under ett, tyder resultatene fra fremskrivingen på at estimeringene gjort i kapittel 6 er gode da avvikene til NVE er relativt små.

³⁴<https://knoema.com/ffzioof/aluminium-prices-forecast-long-term-2017-to-2030-data-and-charts>

9 Oppsummering og Konklusjon

I denne oppgaven har jeg brukt kvartalsvise tidsseriedata fra 1993 til 2015 for å forklare de største driverne bak elforbruket i den private husholdningssektoren, tjenesteytende sektor og kraftintensiv industri. Jeg ønsket å undersøke hvordan endringer i makroøkonomiske variable, strømpriser, temperatur og teknologisk utvikling har påvirket elforbruket i de tre sektorene. Jeg ønsket også å undersøke hvorvidt man kan bruke estimeringene til å fremskrive strømbruken fra 2016 til 2030 og sammenligne disse resultatene med fremskrivninger gjort av NVE i samme periode.

Estimert elforbruk i de tre sektorene er gjort ved hjelp av økonometrisk metode hvor etterspørselen i husholdningssektoren og tjenesteytende sektor er forsøkt estimert ved hjelp av en grunnmodell, en finite distributed lag modell (FDL) og en autoregressive distributed lag modell (ADL). Estimering av elforbruket i kraftintensiv industri benytter de samme tre modellen som de to første sektorene, men bruker også en error correction modell (ECM), eller feiljusteringsmodell på norsk. Jeg finner at den største driveren i husholdningssektoren og tjenesteytende sektor er temperatur og at forbruket dermed er svært sesongavhengig. FDL-modellen er den beste modellen i disse to sektorene og estimerer at en økning i gjennomsnittstemperaturen på 10 grader celsius gjennom et kvartal vil redusere elforbruket med 17% i husholdningssektoren og en noe lavere reduksjon i tjenesteytende på 11%. Effekten av en økning i spotpris på strøm i de samme to sektorene har en forsinkelse på omlag et kvartal på grunn av treghet mellom engrosmarkedet og sluttbrukermarkedet. Inntektsvariabelen i oppgaven indikerer at økt inntekt gir økt elforbruk i alle sektorene. Inntektsøkning har likevel større påvirkning på tjenesteytende sektor sett i forhold til de private husholdningene. Når det gjelder kraftintensiv industri, bruker denne sektoren strøm som insatsfaktor i produksjonen og er ikke avhengig av sesongvariasjone, men er sensitiv for endringer i det økonomiske aktivitetsnivået. En økning i sektorens bruttoprodukt er derfor den største driveren i sektorens elforbruk, fordi en oppsving på 10% i aktivitetsnivået øker strømforbruket i kraftintensivindustri med ca 3% i inneværende kvartal. Spotpris på elektrisitet og aluminium er mindre drivere og har sammenheng med at strømmen handles på langsiktige kontrakter og aluminium har unike egenskaper som sikrer jevn etterspørsel

Fremskrivingene som baserer seg på de estimerte resultatene i modellen beskrevet over sammenfaller relativt bra med NVE sine fremskrivninger i samme periode. Mine fremskrivninger predikerer at elforbruket i henholdsvis private husholdninger og tjenesteytende sektor vil øke med 11.4% og 5.4% mot NVE sine fremskrivninger på 5.5% og 5.6%. Tjenesteytende sektor er sammenfallende med NVE, mens overestimeringen i private husholdninger skyldes at forventet økningen i den norske elbilparken inkluderes i analysen, mens NVE har skilt ut transportsektoren i en egen kategori. Avviket mellom mine og NVE sine fremskrivninger for strømbruken i kraftintensiv sektor er 2,4% og indikerer at det kan være noen utfordringer knyttet til modellen.

Begrensningene i oppgaven er knyttet til modellenes estimeringsmetode, spesielt med tanke på spotprisen for strøm og bruttoproduktet i kraftintensiv industri. Begge disse variablene kan potensielt lide av et simultanitetsproblem, slik at den avhengige variabelen og forklaringsvariabelen forklarer variasjonen til hverandre og dermed gjør spotpris og bruttoprodukt endogene. Da det er vanskelig å finne gode instrumenter er det ikke foretatt alternaltive estimeringsmetoder som potensielt korrigerer problemet. Simultanitetsproblemet i spotprisen kan likevel se ut til å være redusert da priseffekten er forsinket på grunn av treghet i markedet.

Med tanke på at elforbruket er fremskrevet over 15 år, er avvikene fra NVE sine prediksjoner relativt små og indikerer at estimatene gjort av elforbruket i private husholdninger, tjenesteytende sektor og kraftintensiv industri har en god empirisk forankring slik at begrensningene ikke har gjort de store utslagene. Tross stor ulikhet mellom sektorene konkluderes det med at temperatur er den største driveren bak private husholdninger og tjenesteytende sektor, mens kraftintensiv industri har en sterk tilknytning til variasjon i aktivitetsnivå og bruttoprodukt.

10 Referanser

Referanser

- Torstein Bye, Tor Arnt, and Mona Irene. Tilbud og etterspørsel av elektrisk kraft til 2020 Nasjonale og regionale fremskrivninger. *SSB*, 1995.
- Suzanna De Boef and Luke Keele. Taking Time Seriously. *American Journal of Political Science*, 52(1):184–200, 2008. ISSN 00925853. doi: 10.1111/j.1540-5907.2007.00307.x. URL <http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-5907.2007.00307.x>.
- Theologos Dergiades and Lefteris Tsoulfidis. Revisiting residential demand for electricity in Greece: New evidence from the ARDL approach to cointegration analysis. *Empirical Economics*, 41(2):511–531, 2011. ISSN 03777332. doi: 10.1007/s00181-010-0381-8.
- Walter Enders. Applied Econometric Time Series. *Technometrics*, 46:1–498, 2014. ISSN 0040-1706. doi: 10.1198/tech.2004.s813.
- Enova SF. Baseline – Framskrivning av energiforbruket til 2020. 2005.
- Erkan Erdogdu. Electricity demand analysis using cointegration and ARIMA modelling: A case study of Turkey. *Energy Policy*, 35(2):1129–1146, 2007. ISSN 03014215. doi: 10.1016/j.enpol.2006.02.013.
- Torgeir Ericson. *Short-term electricity demand response*. Number March. 2007. ISBN 9788247111567. URL <https://ntnu.diva-portal.org/smash/get/diva2:122257/FULLTEXT01>.
- Nve-notat Forfattere, Dag Spilde, and Christer Skotland. Hvordan vil en omfattende elektrifisering av transportsektoren påvirke kraftsystemet ? pages 1–37, 2017.
- Fortum. Nordic power market. *Fortum Energy Review*, (November), 2016.
- Bente Halvorsen. *Utviklingen i strømforbruket , prisfølsomheten og strømmarkedet*. 2012. ISBN 9788253782836. URL http://www.ssb.no/emner/01/03/10/rapp_201202/rapp_201202.pdf.
- Bente Halvorsen and Bodil M. Larsen. Hvem eier varmepumpe og hva gjør det med strømforbruket? *Økonomiske Analyser*, (2):7, 2013. URL https://www.ssb.no/energi-og-industri/artikler-og-publikasjoner/_attachment/109881?_ts=13e41438480.
- Nesbakken R. B Halvorsen Larsen, B. M. *Norske husholdningers energiforbruk til stasjonære formål 1960 - 2003. En diskusjon basert på noen analyser i Statistisk sentralbyrå*. 2005. ISBN 2005/37.
- Andrea Herbst, Tobias Fleiter, and Eberhard Jochem. Mutually linking bottom-up energy demand models with macroeconomic models - dealing with inter- and intra-sectoral structural change. page 2, 2012. doi: <http://publica.fraunhofer.de/documents/N-356402.html>.

- Stefan Leknes. Regionale befolkningsframskrivinger 2016-2040 : Flytteforutsetninger og resultater. *SSB - Økonomiske analyser*, 3, 2016.
- Reinhard Madlener, Ronald Bernstein, and Miguel Gonzalez. Econometric Estimation of Energy Demand Elasticities. *E.ON Energy Research Center Series*, 3(8): 59, 2011.
- Kyrre Nordhagen, Ole Lislebø, Kjetil Ingeberg, Vidar Solheim, Sten Tore Bakken, Jon Iver Bakken, Trond Arnljot Jensen, and Caroline Hermansson. Energi og effektprognoser for Oslo og Akershus mot 2050. (september), 2009. URL http://storoslo.statnett.no/media/uploads/files/files/Energi_og_effektprognoser_1.pdf.
- OED. Kraft til endring: Energipolitikken mot 2030. *Meld. St. 25*, 14, 2016.
- Regjeringen. Perspektivmeldingen Meld. St. 29 (2016–2017). 29, 2017. ISSN 2016–2017.
- Bo Sjö. Testing for Unit Roots and Cointegration. *Department of Management and Engineering (IEI) Linköping University*, (2):26, 2008a. ISSN 03772217. doi: 10.1016/S0377-2217(02)00774-9.
- Bo Sjö. Testing for Unit Roots and Cointegration. *Department of Management and Engineering (IEI) Linköping University*, (2):26, 2008b. ISSN 03772217. doi: 10.1016/S0377-2217(02)00774-9.
- Dag Spilde. Elbruk og elektrisk effekt i Norge mot 2030 Intern rapport. pages 1–48, 2014.
- Dag Spilde and Christer Skotland. Hva betyr elbiler for strømmettet ? Technical report, 2016.
- World Bank. World Bank Commodities Price Forecast (nominal US dollars) & World Bank Commodities Price Forecast (real 2010 US dollars). *world bank*, (January):1–4, 2014.

Figurer

1	Årlig aggregert forbruk av strøm i de tre ulike sektorene	4
2	Tradisjonelle etterspørselskurven	7
3	Endring i etterspørselen etter et normalgode ved en inntektsøkning	8
4	Elastisk og uelastisk etterspørselskurve	9
5	Etterspørselskurven for strøm	10
6	Kraft- og sluttbrukermarkedet	11
7	Tilbud og etterspørsel i sluttbrukermarkedet	12
8	Kraftintensiv industri i gode markedet	15
9	Kraftintensiv industri i engromarkedet	16
10	Effekten av et etterspørselssjokk i godemarkedet	17
11	Kvartalsvis strømforbruk per sektor i perioden 1990-2015	20
12	Prosentvise endringen i BNP variablene fra 1993-2015 med 1993 som referanseår	21
13	Grafisk fremstilling av varmepumpe og elbil variablene fra 1993-2015	22
14	<i>Endring i y_t over tid som konsekvens av et sjokk i x_t og x_{t-1}</i>	31
15	<i>Forskjellen mellom kortids- og langtidseffekten</i>	32
16	<i>Modellestimatene plottet mot faktiske verdier</i>	37
17	Grafisk framstilling av et etterspørselssjokk.	40
18	<i>Modellenes forklaringskraft</i>	44
19	<i>Modellenes forklaringskraft</i>	49
20	<i>Fremskrivning av elforbruk i de tre sektorene fram til 2030</i>	56
21	Oppsummering av effektene fra et etterspørselssjokk på elforbruket i husholdningen	iv

Tabeller

1	Summary statistics	19
2	Oppsummert: Variabel definisjon	23
3	Forholdet mellom <i>kWh</i> , <i>GWh</i> og <i>TWh</i>	23
4	Korrelasjon mellom variablene	24
5	Oppsummert: Variabel definisjon	27
6	Resultater fra husholdningsmodellen	36
7	Resultater fra tjenesteytende sektor	43
8	Resultater fra kraftintensiv industri	47
9	Cross-correlation table	ii
10	Ekstremdummyene i husholdningssektoren og tjenesteytende sektor	iii
11	Ekstremdummyene i kraftintensiv industri	iii
12	Resultater fra husholdningsmodellen	v
13	Resultater fra husholdningsmodellen	vi
14	Resultater fra husholdningsmodellen	vii
15	Resultatet av ADF-test på den estimerte residualen fra FDL-modellen	viii
16	Resultatet av Johansen-test	viii
17	Resultatet av ADF-test på den estimerte residualen fra FDL-modellen	ix
18	Resultatet av Johansen-test i FDL- og ADL-modellen	ix
19	ADF-test av estimert restledd i kraftintensiv industri	x
20	Resultatet av Johansen-test i FDL-modellen	x
21	Resultatet av Johansen-test i ADL-modellen	x

A Appendiks

A.1 Korrelasjonstabell

Tabell 9: Cross-correlation table

Variables	lnDelhus	lnDeltjen	lnDelindu	temp	lnBNPindu	lrente	lnPkull	lnPalu	lnPel	lnBNPcap	lnBNP	lnEV	lnPfv	lnPbens	lnbef	lnKKI	lvrrmp
lnDelhus	1.000																
lnDeltjen	0.893	1.000															
lnDelindu	0.075	0.265	1.000														
temp	-0.538	-0.511	-0.032	1.000													
lnBNPindu	0.245	0.308	0.505	0.018	1.000												
lrente	0.012	-0.265	-0.085	0.028	-0.193	1.000											
lnPkull	0.061	0.291	0.135	0.015	0.525	-0.636	1.000										
lnPalu	0.077	0.232	0.335	0.024	0.719	-0.398	0.776	1.000									
lnPel	0.336	0.197	-0.069	-0.152	0.462	0.046	0.215	0.336	1.000								
lnBNPcap	0.159	0.509	0.450	-0.107	0.594	-0.663	0.753	0.654	0.085	1.000							
lnBNP	0.124	0.490	0.401	-0.082	0.522	-0.709	0.774	0.631	0.037	0.993	1.000						
lnEV	0.010	0.387	0.173	-0.014	0.179	-0.771	0.745	0.476	-0.184	0.837	0.894	1.000					
Pfv	0.068	0.398	0.306	0.018	0.574	-0.711	0.835	0.685	0.198	0.932	0.942	0.828	1.000				
Pbens	-0.010	0.350	0.423	-0.009	0.297	-0.787	0.584	0.527	-0.045	0.816	0.841	0.807	0.797	1.000			
befl	0.017	0.407	0.242	-0.028	0.268	-0.791	0.760	0.502	-0.125	0.896	0.942	0.986	0.888	0.844	1.000		
lnKKI	-0.047	-0.152	0.103	-0.085	-0.352	0.194	-0.578	-0.531	-0.421	-0.377	-0.376	-0.262	-0.490	-0.264	-0.309	1.000	
vrmp	0.043	0.386	0.253	-0.005	0.460	-0.793	0.868	0.657	0.066	0.927	0.953	0.912	0.965	0.822	0.947	-0.446	1.000

A.2 Ekstremdummyer

A.2.1 Husholdningssektoren og tjenesteytende sektor

I tabellen under er ekstremdummyene listet opp og årsaken til at de er tatt med.

Tabell 10: Ekstremdummyene i husholdningssektoren og tjenesteytende sektor

Kvartal, år	Hendelse
$q1_{95}$	Kuldeperiode
$q4_{08}$	Finanskrise
$q1_{09}$	Finanskrise
$q2_{09}$	Finanskrise
$q3_{09}$	Finanskrise
$q1_{10}$	Kuldeperiode og høy spotpris
$q2_{10}$	Kuldeperiode og høy spotpris
$q4_{10}$	Kuldeperiode og høy spotpris
$q4_{11}$	Kuldeperiode og høy spotpris

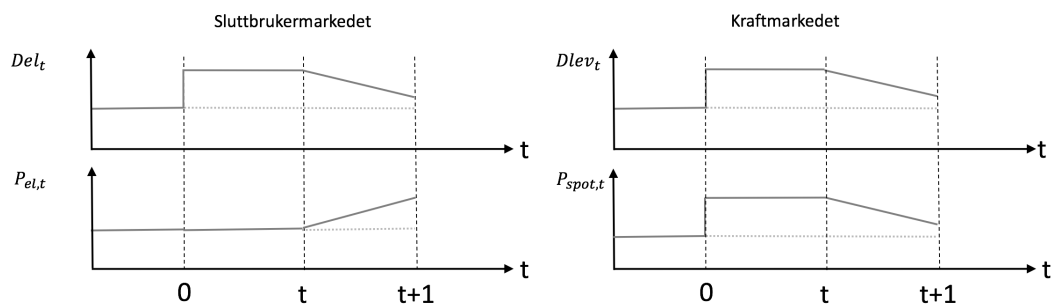
A.2.2 Kraftintensiv industri

Tabell 11: Ekstremdummyene i kraftintensiv industri

Kvartal, år	Hendelse
$q4_{02}$	Økonomisk nedgang
$q1_{03}$	Økonomisk nedgang
$q2_{03}$	Økonomisk nedgang
$q3_{03}$	Økonomisk nedgang
$q4_{08}$	Finanskrise
$q1_{09}$	Finanskrise
$q2_{09}$	Finanskrise
$q3_{09}$	Finanskrise
$q1_{10}$	Kuldeperiode og høy spotpris
$q2_{10}$	Kuldeperiode og høy spotpris
$q4_{10}$	Kuldeperiode og høy spotpris

A.3 Oppsummering av spotpriseffektene

Effektene fra periode 0 til $t + 1$ er oppsummert i figur 21.



Figur 21: Oppsummering av effektene fra et etterspørselsjokk på elforbruket i husholdningen

A.4 Estimering av de generelle modellene

I denne delen av appendiksen vises fremgangsmåten fra generell til spesielt modellform for den beste modellen i hver sektor, som angivelig er FDL i husholdningene og tjenesteytende sektor, mens ECM kom best ut i kraftintensiv industri. Legg merke til at notasjonen er noe annerledes enn i resultatkapittelet, men alle variablene er like vel på logaritmisk form (med unntak av temp og dummyene). Hvis det er en L . foran en variabel indikerer det at denne er laget en periode og tilsvarende er $L2$. laget to perioder. D . foran variablene tilsier at variablene er differensiert en gang. Videre har alle modellene inkluderte ekstremdummyer som skissert i appendiks A2.

A.4.1 Private husholdninger:

Tabell 12: Resultater fra husholdningsmodellen

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FDL1 Del	FDL2 Del	FDL3 Del	FDL4 Del	FDL5 Del
temp	-0.0140** (0.0053)	-0.0123*** (0.0041)	-0.0166*** (0.0015)	-0.0169*** (0.0011)	-0.0170*** (0.0012)
L.temp	-0.0075 (0.0084)	-0.0066 (0.0052)			
L2.temp	0.0020 (0.0049)	0.0061 (0.0040)			
L3.temp	-0.0001 (0.0060)				
L4.temp	-0.0017 (0.0052)				
Pel	-0.0239 (0.0403)	0.0271 (0.0196)	0.0476** (0.0210)	0.0455** (0.0198)	0.0722*** (0.0179)
L.Pel	-0.0547 (0.0410)	-0.0855*** (0.0239)	-0.1020*** (0.0205)	-0.1011*** (0.0179)	-0.0983*** (0.0193)
L2.Pel	-0.0393 (0.0388)	-0.0155 (0.0235)			
L3.Pel	-0.0158 (0.0305)				
L4.Pel	0.0032 (0.0273)				
lnBNPcap	0.1531 (0.4148)	0.3913 (0.2733)	0.6396** (0.2471)	0.6254*** (0.1639)	0.3756*** (0.0613)
L.lnBNPcap	-0.5496* (0.3197)	-0.0829 (0.2278)	-0.0753 (0.2482)		
L2.lnBNPcap	0.1967 (0.3487)	0.5221* (0.2750)			
L3.lnBNPcap	0.2819 (0.3829)				
L4.lnBNPcap	0.6483* (0.3723)				
dlnEV	0.0055 (0.0077)	0.0032 (0.0046)	0.0009 (0.0050)	0.0000 (0.0035)	0.0074*** (0.0021)
L.dlnEV	0.0050 (0.0093)	0.0037 (0.0051)	0.0011 (0.0041)		
L2.dlnEV	0.0063 (0.0073)	0.0076 (0.0050)			
L3.dlnEV	0.0052 (0.0078)				
L4.dlnEV	0.0116 (0.0080)				
bef	-7.5237 (24.7924)	3.5656 (15.8630)	2.1103 (13.6468)	-1.3732 (0.9703)	
L.bef	1.9910 (33.0609)	-25.8317 (23.6821)	-2.9368 (13.2260)		
L2.bef	1.4038 (29.9634)	19.2806 (15.1286)			
L3.bef	6.6403 (27.4584)				
L4.bef	-7.7118 (18.0375)				
q1	0.1931*** (0.0698)	0.2076*** (0.0421)	0.2369*** (0.0190)	0.2363*** (0.0113)	0.2322*** (0.0125)
q3	-0.3047*** (0.0875)	-0.2912*** (0.0514)	-0.3330*** (0.0148)	-0.3333*** (0.0140)	-0.3363*** (0.0148)
Constant	79.3490** (36.5699)	45.2624** (17.9860)	15.1608 (17.9741)	22.7931 (13.7451)	4.5852*** (0.6996)
Observations	88	90	91	91	91
R ²	0.991	0.988	0.982	0.981	0.974
rss	0.0514	0.0718	0.110	0.113	0.156

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A.4.2 Tjenesteytende sektor

Tabell 13: Resultater fra husholdningsmodellen

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FDL1 tjen	FDL2 tjen	FDL3 tjen	FDL4 tjen	FDL5 tjen
temp	-0.0020 (0.0031)	-0.0035 (0.0029)	-0.0035 (0.0029)	-0.0035 (0.0026)	-0.0112*** (0.0008)
L.temp	0.0019 (0.0043)	0.0022 (0.0038)	0.0022 (0.0038)		
L2.temp	0.0082** (0.0031)	0.0087*** (0.0028)	0.0087*** (0.0028)	0.0087*** (0.0027)	
L3.temp	-0.0015 (0.0040)				
L4.temp	-0.0013 (0.0030)				
Pel	0.0244 (0.0202)	0.0259 (0.0182)	0.0259 (0.0182)	0.0256 (0.0164)	0.0421** (0.0184)
L.Pel	-0.0767*** (0.0237)	-0.0784*** (0.0224)	-0.0784*** (0.0224)	-0.0752*** (0.0160)	-0.0840*** (0.0175)
L2.Pel	-0.0123 (0.0187)	0.0033 (0.0140)	0.0033 (0.0140)		
L3.Pel	0.0226 (0.0206)				
L4.Pel	-0.0046 (0.0173)				
BNP	0.1649 (0.2739)	0.2929 (0.2295)	0.2929 (0.2295)	0.3244* (0.1919)	0.4673*** (0.0229)
L.BNP	-0.0077 (0.2813)	0.0803 (0.2284)	0.0803 (0.2284)	0.1226 (0.1891)	
L2.BNP	0.1033 (0.2683)	0.0713 (0.2511)	0.0713 (0.2511)		
L3.BNP	0.0454 (0.2370)				
L4.BNP	0.1310 (0.2091)				
q1	0.2092*** (0.0506)	0.1927*** (0.0358)	0.1927*** (0.0358)	0.1733*** (0.0147)	0.1693*** (0.0113)
q3	-0.2559***	-0.2447***	-0.2447***	-0.2250***	-0.2324***
Constant	3.0531*** (0.3285)	2.9522*** (0.2767)	2.9522*** (0.2767)	2.9248*** (0.2722)	2.6784*** (0.3029)
Observations	88	90	90	90	91
R ²	0.981	0.980	0.980	0.980	0.975
rss	0.0640	0.0689	0.0689	0.0695	0.0914

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A.4.3 Kraftintensiv industri

Tabell 14: Resultater fra husholdningsmodellen

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ECM1	ECM2	ECM3	ECM4	ECM5
	$\ln \Delta Del_{t,indu}$	$\ln \Delta Del_{t,indu}$	$\ln \Delta Del_{t,indu}$	$\ln \Delta Del_{t,indu}$	$\ln \Delta Del_{t,indu}$
L.indu	-0.3545*** (0.1063)	-0.2075*** (0.0315)	-0.2006*** (0.0299)	-0.2040*** (0.0268)	-0.2028*** (0.0262)
L2.indu	0.1574 (0.1034)				
D.Pel	-0.0100 (0.0060)	-0.0077 (0.0063)	-0.0078 (0.0051)	-0.0066 (0.0045)	-0.0066 (0.0045)
L.Pel	-0.0258*** (0.0059)	-0.0274*** (0.0056)	-0.0306*** (0.0045)	-0.0299*** (0.0046)	-0.0299*** (0.0046)
L2.Pel	-0.0093 (0.0060)	-0.0042 (0.0070)			
D.lnBNPindu	0.3125*** (0.0605)	0.2803*** (0.0462)	0.2920*** (0.0426)	0.2894*** (0.0383)	0.2875*** (0.0378)
L.lnBNPindu	0.1559** (0.0631)	0.0400 (0.0522)	0.0757** (0.0295)	0.0788*** (0.0273)	0.0773*** (0.0267)
L2.lnBNPindu	-0.0630 (0.0628)	0.0513 (0.0483)			
D.rente	0.0046* (0.0026)	0.0072** (0.0027)	0.0054** (0.0021)	0.0050*** (0.0019)	0.0050*** (0.0019)
L.rente	-0.0011 (0.0034)	-0.0029 (0.0033)	0.0004 (0.0010)		
L2.rente	0.0014 (0.0032)	0.0035 (0.0032)			
D.Palu	0.0044 (0.0228)	0.0082 (0.0204)	0.0043 (0.0205)		
L.Palu	0.0236 (0.0286)	0.0280 (0.0316)	0.0228* (0.0130)	0.0222** (0.0095)	0.0227** (0.0092)
L2.Palu	-0.0015 (0.0267)	-0.0064 (0.0294)			
D.lnKKI	0.0306 (0.0621)	0.0193 (0.0657)	0.0266 (0.0649)	0.0183 (0.0510)	
L.lnKKI	0.0333 (0.0881)	0.0481 (0.0839)	-0.0198 (0.0468)		
L2.lnKKI	-0.0602 (0.0796)	-0.0643 (0.0817)			
temp	-0.0003 (0.0004)				
q1	-0.0094* (0.0052)				
q3	0.0023 (0.0050)				
Constant	0.8680** (0.3366)	0.9189*** (0.3400)	1.0217*** (0.2761)	0.9335*** (0.2232)	0.9345*** (0.2213)
Observations	90	90	91	91	91
R^2	0.925	0.910	0.906	0.906	0.906
rss	0.00766	0.00916	0.00954	0.00960	0.00961

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A.5 Kointegrasjon

A.5.1 Husholdningene

Tabellen og likningen nedenfor rapporterer resultatene fra en AEG-test.

$$\ln Del_{t,hus,FDL} = \alpha_t + \beta_1 \ln BNPcap_t + \beta_2 \ln EV_t + u_{t,FDL} \quad (36)$$

Tabell 15: Resultatet av ADF-test på den estimerte residualen fra FDL-modellen

Variabel	t-verdi	Kritisk verdi	Resultat
$\hat{u}_{t,FDL}$	-3.880	-3.828	Forkaster nullhypotesen Indikerer kointegrasjon

Nullhypotesen forkastes akkurat til et 5% signifikantsnivå og restleddene tyder på å være stasjonært. De ikke-stasjonære variablene i FDL-modellen er trolig derfor kointegrert.

Enders ³⁵ oppgir en kritisk verdi på -3.828 til et signifikantsnivå på 5%. Vi forkaster derfor nullhypotesen og det kan vise seg at det er en eller flere kointegrert sammenhenger mellom Del_t og de ikke-stasjonære variablene.

Testen over er helt på grensen til å forkaste nullhypotesen og Johansen-testen blir derfor utført ved hjelp av STATA. Benytter følgende variabelvektor under forutsetning at de er AR(1)-prosesser:

$$x'_t = (\ln Del_t, \ln BNPcap_t, \ln EV_t) \quad (37)$$

Tabell 16: Resultatet av Johansen-test

Rank	$\hat{\lambda}_i$	5%Kritisk verdi	Resultat
0	121.25	29.68	Forkaster H_0
1	17.53	15.41	Forkaster H_0
2	4.31	14.07	Forkaster H_0
3	-	-	Rank på 3 eller høyere

Av Johansen-testen går det fram at det potensielt er tre lineære sammenhenger, bestående av totalt 3 variabler. Dette underbygger AEG resultatene over, og vi konkluderer med at variablene kointegrerer slik at modellen ikke har spuriøse sammenhenger og det finnes en langsiktig likevekt mellom variablene de 3 variablene i vektoren.

³⁵supplementary manual

A.5.2 Tjenesteytende sektor

Utfører en tilsvarende AEG-test for tjenesteytende sektor med følgende resultat:

$$\ln Del_{t,tjen} = b_0 + b_1 \ln BNP_t + u_{t,FDL} \quad (38)$$

Tabell 17: Resultatet av ADF-test på den estimerte residualen fra FDL-modellen

Variabel	t-verdi	Kritisk verdi	Resultat
$\hat{u}_{t,FDL}$	-5.216	-4.557	Forkaster nullhypotesen Indikerer kointegrasjon

Nullhypotesen forkastes til et 5% signifikantsnivå og restleddene tyder på å være stasjonært slik at de ikke-stasjonære variablene i FDL-modellen er derfor trolig kointegrert. Dobbelsjekker dette med en johansen-test med følgende vektor:

$$x'_{t,FDL,ADL} = \ln(Del_{t,tjen}, BNP_t,) \quad (39)$$

Tabell 18: Resultatet av Johansen-test i FDL- og ADL-modellen

Rank	$\hat{\lambda}_i$	5%Kritisk verdi	Resultat
0	197.17	29.68	Forkaster H_0
1	3.49	3.76	Beholder H_0

Johansen-testen indikerer at de to variablene er kointegrert . Dette underbygger AEG resultatene over, og vi konkluderer med at variablene kointegrerer slik at modellen ikke har spuriøse sammenhenger.

A.6 Kointegrasjon i kraftintensivindustri

Benytter samme kointegrasjonstest som i de to foregående sektorene, starter med stasjonærhetstest av det estimerte restleddet til gitt modell.

Fra ADF-testen ser det ikke ut til å være noen kointegrerte sammenhenger i FDL og ADL. Det er dermed fare for spuriøse sammenhenger slik at resultatene ikke forklarer variasjonen i industriens elforbruk, men en felles trend mellom de ulike variablene. Ikke overraskende er ECM kointegrert og har sammenheng med at de ikke-stasjonære variablene er differensiert slik at de i modellen er I(0) prosesser. Fortsetter nå med en johansen test for videre spesifisering av kointegrasjon.

I tabellen nedenfor vises variablene som inngår i testens linevektor samt resultatene fra de tre ulike modellene, starter med FDL

Tabell 19: ADF-test av estimert restledd i kraftintensiv industri

FDL	ADL
$\ln Del_{t,indu} = b_0 + b_1 \ln Pel_t + b_2 \ln BPindu_t$ $b_3 \ln Pbens_t + b_4 \ln KKI_t + b_5 \ln rente_t + u_{t,FDL}$	$\ln Del_{t,indu} = b_0 + b_1 \ln Pel_t$ $+ b_2 \ln BPindu_t + u_{t,ADL}$
$\hat{u}_{t,FDL} = -3.984$ Kritisk verdi: 5%=4.557	$\hat{u}_{t,ADL} = -2.401$ Kritisk verdi: 5%=4.557
Kan ikke forkaste H_0 Ikke kointegrert	Kan ikke forkaste H_0 Ikke kointegrert

$$x'_{t,FDL} = \ln(Del_{t,indu}, BPindu_t, Pbens_t, Palu_t, KKI_t, rente_t) \quad (40)$$

Tabell 20: Resultatet av Johansen-test i FDL-modellen

Rank	$\hat{\lambda}_i$	5%Kritisk verdi	Resultat
0	99.88	94.15	Forkaster H_0
1	64.2054	68.52	Beholder H_0

$$x'_{t,ADL} = \ln(Del_{t,indu}, BPindu_t,) \quad (41)$$

Tabell 21: Resultatet av Johansen-test i ADL-modellen

Rank	$\hat{\lambda}_i$	5%Kritisk verdi	Resultat
0	26.16	29.68	Beholder H_0

FDL og ADL har ikke nok kointegrerte variabler og det er derfor fare for spuriøse sammenhenger i disse to modellenen.