



Rapport 2023/28 | Masteroppgave



Norske husholdningers pristilpasning i kraftmarkedet

En økonometrisk analyse av den daglige spotpriselastisiteten i perioden 2020 til 2022

Matilde Avdem Frankmo

Dokumentdetaljer

Tittel	Norske husholdningers pristilpasning i kraftmarkedet
Rapportnummer	Rapport 2023/28
Forfattere	Matilde Avdem Frankmo
ISBN	978-82-8126-639-1
Prosjektleder	Orvika Rosnes
Dato for ferdigstilling	11. mai 2023
Tilgjengelighet	Offentlig
Nøkkelord	Statistikk og empirisk analyse, kraft og energi, priselastisitet, paneldata

Om Vista Analyse

Vista Analyse AS er et samfunnsfaglig analyseselskap med hovedvekt på økonomisk utredning, evaluering, rådgivning og forskning. Vi utfører oppdrag med høy faglig kvalitet, uavhengighet og integritet. Våre sentrale temaområder er klima, energi, samferdsel, næringsutvikling, byutvikling og velferd. Vista Analyse er vinner av Evalueringsprisen 2018.

Våre medarbeidere har meget høy akademisk kompetanse og bred erfaring innenfor konsulentvirksomhet. Ved behov benytter vi et velutviklet nettverk med selskaper og ressurspersoner nasjonalt og internasjonalt. Selskapet er i sin helhet eiet av medarbeiderne.

Norske husholdningers pristilpasning i kraftmarkedet

En økonometrisk analyse av den daglige spotpriselastisiteten i perioden
2020 til 2022

Matilde Avdem Frankmo

Economics
30 studiepoeng

Økonomisk institutt
Samfunnsvitenskapelig fakultet

Mai 2023



Norske husholdningers pristilpasning i kraftmarkedet

*En økonometrisk analyse av den daglige
spotpriselastisiteten i perioden 2020 til 2022*

Matilde Avdem Frankmo

© 2023 Matilde Avdem Frankmo

Veileder: Nils-Henrik Mørch von der Fehr

Biveileder: Orvika Rosnes

Norske husholdningers pristilpasning i kraftmarkedet

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Grafisk senter, Universitetet i Oslo

Forord

Denne masteroppgaven avslutter min toårige mastergrad i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo. Etersom jeg nå tar steget vekk fra studier og inn i arbeidslivet vil jeg gjerne takke alle som har bidratt til å gjøre de to siste årene med studier innholdsrike og minneverdige. Spesielt vil jeg takke mine gode studievenner, som har gjort hverdagen på masterstudiet til en opplevelse fylt av glede og engasjement.

Jeg vil også rette en stor takk til mine to veiledere, Nils-Henrik Mørch von der Fehr og Orvika Rosnes, for gode og detaljerte tilbakemeldinger underveis i oppgaven. Deres faglige innspill og kunnskap om kraftmarkedet har vært uvurderlig. Takk også til Vista Analyse for stipend til masteroppgaven. Jeg vil i tillegg takke Ragnar Nymoen for tilbakemeldinger på den økonometriske metoden, og mine kollegaer i Norges Bank for tilrettelegging av data og innspill underveis.

Til slutt vil jeg gjerne takke min største støttespiller, William, for hans genuine interesse for nye temaer, og evne til å sette seg inn i problemstillinger utenfor egen fagdisiplin.

Jeg har under masteroppgaven hatt et studentengasjement i Norges Bank. Jeg vil understreke at eventuelle meninger er mine egne, og reflekterer ikke meningene til min arbeidsgiver. Potensielle feil og mangler er også utelukkende mitt eget ansvar.

Analyser, figurproduksjon og bearbeiding av data er gjennomført i RStudio. Tabeller er laget med pakken stargazer. Koder kan oppgis ved forespørsel.

Sammendrag

I denne oppgaven estimerer jeg husholdningenes priselastisitet i kraftmarkedet med hensyn på daglig spotpris. Bakgrunnen for å estimere en slik elastisitet i dagens situasjon er at prisnivået i Norge har ligget vesentlig høyere i 2021 og 2022 enn det har gjort tidligere år, noe som gir grunnlag for å tro at tidligere estimater ikke er overførbare. For å analysere priselastisiteten har jeg estimert forbruksresponsen i de individuelle prisområdene NO2 og NO4, som er Sør- og Nord-Norge, samt i Norge som helhet. Sistnevnte analyseres gjennom en paneldataregresjon. I analysen benytter jeg i hovedsak nederlandsk gasspris og vindkraftproduksjon i Sverige som instrumentelle variabler.

Analysen indikerer at en spotprisøkning på ett prosent fra en dag til den neste gir en gjennomsnittlig forbruksreduksjon på 0,03 prosent blant husholdningene i perioden. Dette er på nivå med resultater fra tidligere studier, og jeg finner ingen indikasjoner på at elastisiteten har endret seg som følge av et generelt høyere prisnivå i kraftmarkedet i denne perioden.

Implikasjonene av en uelastisk etterspørselsside er todelt. For det første vil en uelastisk etterspørselsside i større grad gjøre prisene tilbudsbestemt. Tilbudssiden vil i fremtiden bestå av en større andel ikke-regulerbare energikilder, og prissvingningene som følger av dette vil da ikke bli dempet av et fleksibelt husholdningsforbruk. For det andre vil en lav elastisitet blant husholdningene også implisere at en subsidieordning som demper prissvingningene fra dag til dag, kun medfører en begrenset vridning av forbruket.

Innhold

1. Introduksjon	1
2. Prisene i kraftmarkedet.....	3
2.1 Prissettingen i kraftmarkedet: Spotpris	3
2.2 Spotpris og sluttbrukerpris	6
3. Tidligere litteratur om kraftpriselastisitet.....	13
4. Datagrunnlag	18
5. Økonometrisk modell og metode	21
5.1 Teoretisk utgangspunkt og modell	21
5.2 Estimeringsmetode	24
6. Resultater.....	32
6.1 Sør-Norge (NO2).....	32
6.2 Nord-Norge (NO4).....	35
6.3 Alle prisområder.....	37
6.4 Elastisiteten ved ulike prisnivåer.....	40
6.5 Tolkning av resultater.....	42
7. Konklusjon	44
Litteraturliste	46
Appendiks.....	53
Appendiks 2.2.1: Gjennomslaget av spotprisen til sluttbrukerprisen	53
Appendiks 2.2.2: Effekten av spotprisen på gjennomslaget	54
Appendiks 2.2.3: Effekten av strømstøtte på gjennomslaget	55
Appendiks 5.1.1: Augmented Dickey-Fuller-test.....	57
Appendiks 5.1.2: Justert R^2 ved ulike spesifikasjoner	58
Appendiks 5.1.3: Residualer ved ulike spesifikasjoner	58
Appendiks 5.1.4: Regresjon med befolkning som kontrollvariabel.....	59
Appendiks 5.2.1: Autokorrelasjonsfunksjoner	60
Appendiks 5.2.2: Konsistent og ikke konsistent IV-estimator	61
Appendiks 5.2.3: Sargan-test	62
Appendiks 6.1.1: F-statistikk for instrumentene.....	63
Appendiks 6.1.2: Første steg i IV-regresjon	64
Appendiks 6.1.3: Regresjon med norsk vindkraft som instrumentvariabel.....	65
Appendiks 6.1.4: Korrelasjonstabell for vindkraftproduksjon.....	66
Appendiks 6.2.1: OLS-regresjon med områdespesifikke elastisiteter	67
Appendiks 6.4.1: Utregning av priselastisitet i tilfelle med kvadratledd	68

Figurer og tabeller

Figur 1: Prissettingen i engrosmarkedet	3
Figur 2: Norske spotpriser	5
Figur 3: Avgifter, kraftpris og nettleie som andel av sluttbrukerprisen	8
Figur 4: Fordeling av kontraktstyper	9
Tabell 1: Deskriptiv statistikk	20
Tabell 2: Regresjon NO2	33
Tabell 3: Regresjon NO4	36
Tabell 4: Regresjon Norge	38
Tabell 5: Regresjon med kvadratledd og tidsdummy	40

1. Introduksjon

Høsten 2021 opplevde norske strømforbrukere et kraftig og tilsynelatende uforventet prishopp i kraftmarkedet. Norge har historisk hatt et kraftoverskudd, med blant annet betydelig utbygging av vannkraft med lav produksjonskostnad, noe som over tid har gitt svært lave kraftpriser. Siden prissjokket har det vært mye debatt rundt støtteordninger, prissettingsmodell og kraftutvekslingsavtaler i det norske kraftmarkedet.

Et sentralt spørsmål i denne forbindelsen er hvordan husholdningene tilpasser sitt forbruk til de høye prisene. Ifølge standard økonomisk teori vil forbruket være en negativ funksjon av kraftprisen, både fordi økte priser reduserer realbudsjettet til husholdningene, og fordi strøm blir relativt dyrere i forhold til andre varer. I prinsippet kan husholdningene ved en prisøkning redusere strømforbruket på to måter; en direkte reduksjon, gjennom å for eksempel sette ned innetemperaturen, eller gjennom utsettelse av forbruk til en periode med lavere priser. Sistnevnte kalles også lastflytting. Størrelsen på prisresponsen blant husholdninger i kraftmarkedet er imidlertid usikker. Elektrisitet betegnes gjerne som et nødvendig gode, ettersom det brukes til å fylle grunnleggende behov som oppvarming, matlaging, og hygieniske formål. Det er derfor stor usikkerhet knyttet til hvor mye husholdningene i realiteten reduserer forbruket ved en prisøkning.

Det har vært flere forsøk på å estimere hvordan forbrukere responderer på prisendringer i kraftmarkedet, både i Norge og internasjonalt. Disse studiene konsentreres i stor grad om å estimere en *priselasticitet*, altså den prosentvise endringen i forbruket som følge av en prosentvis endring i prisen. Tidligere norske studier er basert på historiske data med relativt lave priser, og det er ikke en selvfølge at elasticiteten er den samme i en situasjon med svært høye prisnivåer. I denne oppgaven vil jeg derfor fokusere på norske husholdningers kraftforbruk for årene 2020 til 2022, og analysere hvordan forbruket responderer på kortsiktige spotprisendringer i perioden. Mitt forskningsspørsmål er dermed: *Hva er sammenhengen mellom spotprisene og husholdningenes etterspørsel etter elektrisk kraft fra dag til dag?*

Det er i hovedsak to grunner til at dette er et interessant spørsmål. For det første er husholdningenes prisrespons relevant for utviklingen i engrosmarkedet fremover. Dersom husholdningene responderer mye på prisen, vil dette innebære bedre tilpasning til tilgjengelig kapasitet, og dermed også jevnere priser mellom perioder. Sistnevnte er av betydning for hele

markedet. Med tanke på at kraftproduksjonen i større grad vil bestå av ikke-regulerbare energikilder i årene fremover, er det spesielt viktig å vite hvor rustet husholdningene er mot store prissvingninger, og i hvilken grad de greier å tilpasse seg.¹

Det andre hovedområdet hvor det er av betydning hvordan husholdningene responderer på prisendringer, er ved utforming av støtteordninger og hjelpetiltak. Dersom husholdningene er prissensitive vil en subsidieordning som svekker prissignalene fra dag til dag kunne føre til en lavere forbruksrespons. Dette er fordi subsidiene reduserer sluttbrukerprisen og dermed svekker insentivet til forbruksreduksjon. En slik mekanisme er blitt fremhevet både av politikere og økonomer, og konsekvensene innebærer blant annet enda høyere spotpriser og økt fare for rasjonering.² Ved lav priselastisitet reduseres de negative konsekvensene av en subsidieordning i kraftmarkedet. For å gi en meningsfylt vurdering av konsekvensene ved en subsidie er det derfor sentralt å ha en formening om hvordan norske husholdningers forbruk påvirkes av prisene.

Oppgaven er strukturert som følger: Del 2 beskriver prissettingen i det norske markedet. Del 3 oppsummerer tidligere relevant litteratur om emnet. Del 4 beskriver datagrunnlaget, og del 5 presenterer den økonometriske metoden som benyttes i oppgaven. Del 6 presenterer resultatene fra analysen, og evaluerer kvaliteten til estimatene. Til slutt vil del 7 konkludere og drøfte implikasjoner for det norske kraftmarkedet.

¹ Økningen i kraftproduksjonen frem mot 2040 vil i stor grad bestå av ikke-regulerbar vind- og solkraft (Birkelund et al., 2021).

² Se for eksempel finansministerens svar i Bru og Vedum (2022), eller diskusjon om effektivitetstap i Dalen og Halvorsen (2022).

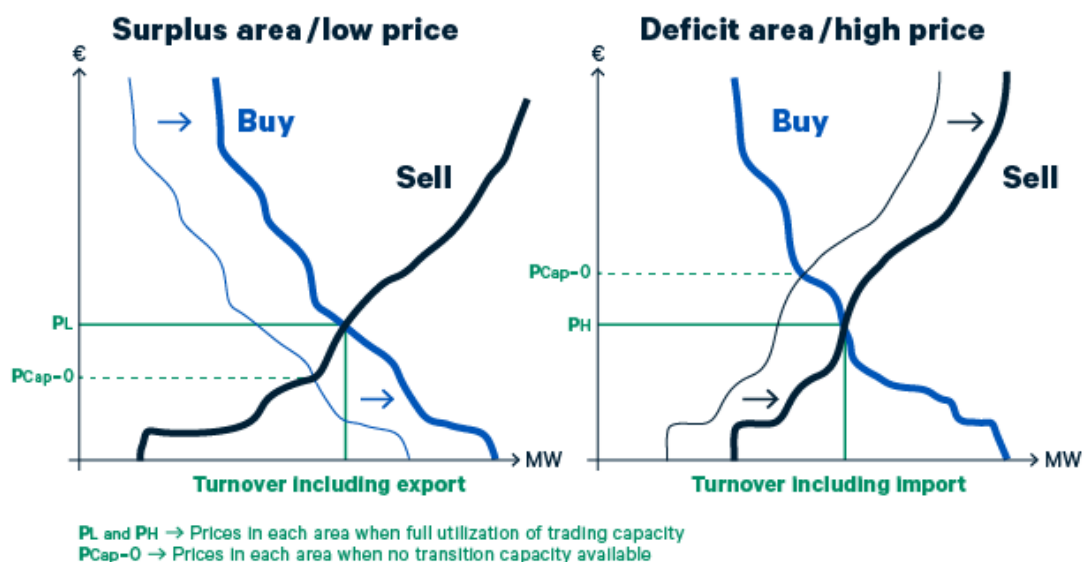
2. Prisene i kraftmarkedet

I del 2 belyser jeg hvilke mekanismer som påvirker prisen på elektrisitet i Norge. Del 2.1 inneholder en beskrivelse av prisdannelsen i engrosmarkedet, med særlig vekt på hvilke faktorer som har effekt på spotprisen i de norske prisområdene. Del 2.2 beskriver så spotprisens gjennomslag til sluttbrukerprisen, som er den prisen husholdningene står ovenfor.

2.1 Prissettingen i kraftmarkedet: Spotpris

De nordiske spotprisene fastsettes i engrosmarkedet, som er et marked hvor produsenter, kraftleverandører og store forbrukere handler kraft seg imellom (NVE, 2023a). Prissettingen foregår ved at aktørene legger inn salgs- og kjøpsbud på kraftbørsen Nord Pool dagen før kraften skal leveres. Samtidig melder også Statnett og de andre transmisjonssystemoperatørene inn kapasiteten på overføringskablene. Basert på budene konstrueres tilbuds- og etterspørselskurver, som brukes til å kalkulere områdepriser for hver time det påfølgende døgnet, se figur 1 (Nord Pool, 2020).

Figur 1: Prissettingen i engrosmarkedet.
Kilde: Nord Pool, 2020.



Spotprisen i hvert prisområde bestemmes dermed av etterspørsel, tilbud og overføringskapasitet. Etterspørselen påvirkes blant annet av temperatur, tid på døgnet og høytider. Spesielt temperatur er en viktig driver, ettersom rundt 80 prosent av

oppvarmingsbehovet dekkes av elektrisitet i Norge (NVE, 2023c).³ Et positivt skifte i etterspørselskurven vil isolert sett gi økt spotpris.

Tilbudet av kraft bestemmes av produksjonssideforhold som vind, nedbør og prisen på innsatsfaktorer som kull, gass og CO₂-kvoter. Sistnevnte tre påvirker kraftproduksjonen i Europa, mens de to første er spesielt viktige for innenlands produksjon i Norge.⁴ Økt vindkraftproduksjon påvirker prisen gjennom å øke tilbudet av kraft med en marginalkostnad tilnærmet lik null. Nedbør påvirker prisen gjennom elvekraft og tilsig til vannmagasiner. En høyere fyllingsgrad gir lavere spotpris ved å redusere alternativkostnaden av vannbeholdningen i magasinene. Mye av vannkraften i Norge er regulerbar, som betyr at produsentene må vurdere gevinsten ved å produsere vannkraften på ulike tidspunkter. Vannkraftprodusentene vil holde igjen produksjonen dersom de forventer høyere priser i tiden fremover, og de er på denne måten med på å jevne ut prisen mellom perioder.⁵ Tilbudet avhenger dermed også av forventninger til prisen, og er ikke eksogent bestemt.

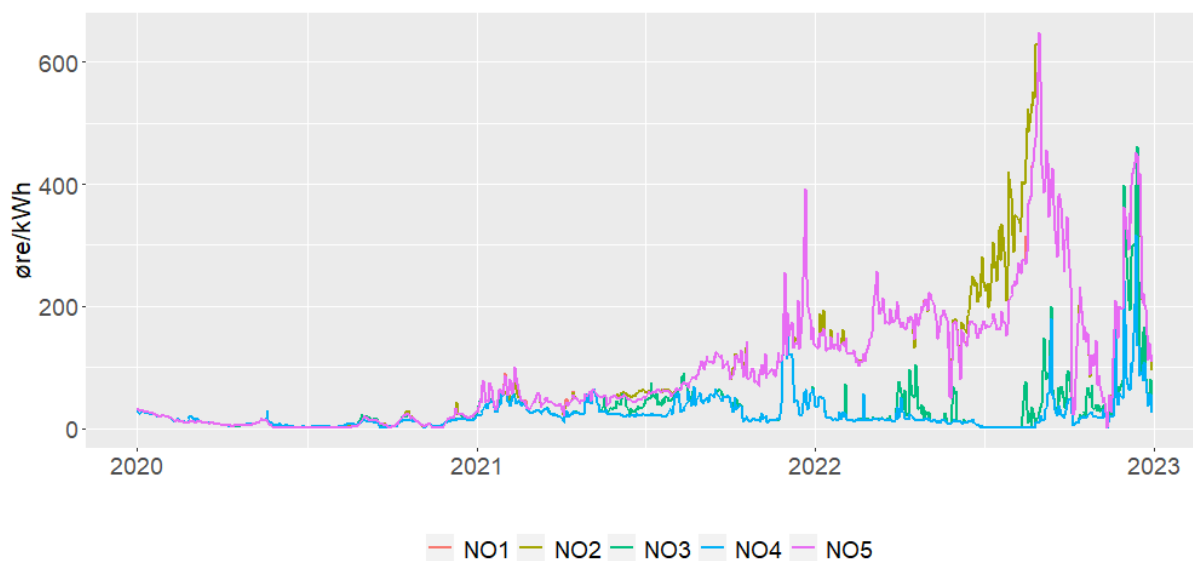
Det tredje forholdet som påvirker spotprisen i et prisområde, er overføringskapasiteten til nærliggende områder. Kraften eksporteres fra områder med lavere priser til områder med høyere priser helt til spotprisene enten er jevnet ut, eller til overføringskapasiteten er brukt opp. Dette har blant annet gjort at de sørlige norske prisområdene, som er NO1 (Østlandet), NO2 (Sørlandet) og NO5 (Vestlandet) ofte har hatt like eller nesten like spotpriser i perioden 2020 til 2022. Overføringskapasiteten har fra høsten 2021 imidlertid ofte vært begrensende mellom de sørlige og de to nordlige områdene, slik at spotprisene i NO3 (Midt-Norge) og NO4 (Nord-Norge) ikke har blitt påvirket i stor grad av prisene i sør.

³ Tall fra 2018.

⁴ I 2021 kom 91,5% av kraftproduksjonen fra vannkraft og 7,5% fra vindkraft (Statistisk Sentralbyrå, 2022).

⁵ Rundt ¾ av vannkraften i Norge er regulerbar (OED, 2022b; Statkraft, 2022).

Figur 2: Norske spotpriser.⁶
1. januar 2020 – 31. desember 2022. Kilde: Elhub, 2023a.



Ettersom retningen på kraftflyten reflekterer de relative spotprisene mellom områder, påvirkes prisen innad i et prisområde implisitt også av markedsutviklingen i naboområdene. Sjokk eller mekanismer som påvirker spotprisen i ett område vil kunne endre kraftflyten og dermed også spotprisene i nærliggende områder. En kraftig økning i prisene på gass i 2021 har for eksempel gitt høye europeiske kraftpriser, som igjen påvirker prisene i Sør-Norge gjennom økt eksport og tilsvarende svekket tilbud. Denne mekanismen er blitt forsterket av åpningen av to nye kabelforbindelser til Tyskland og England, NordLink og North Sea Link. Hver av disse har en kapasitet på rundt 1 400 MW, og har med det økt Norges overføringskapasitet til utlandet med rundt 15 prosent (Statnett, 2023a, 2023b; Stortingets utredningsseksjon, 2022). Implikasjonen er at eksterne forhold har mer å si for spotprisen, og at gassprisen er en indirekte driver bak sørlige norske kraftpriser.

De nordlige områdene har ikke blitt påvirket av prisene på kontinentet i tilsvarende grad som de sørlige. Dette skyldes som nevnt begrensninger på overføringskablene mellom nord og sør i Norge. For de to nordlige områdene har interne etterspørsels- og tilbudsforhold hatt relativt mer å si for prisen i perioden. Samtidig påvirkes prisene også her av markedsforholdene i nærliggende områder, eksempelvis forholdene i Nord-Sverige. Overføringskapasiteten mellom

⁶ Prisene i NO1 og NO5 har vært tilnærmet like i perioden. Dette er grunnen til at prisene i NO1 i liten grad synes i figuren.

Norge og Sverige i nord er relativt høy; den overstiger overføringskapasiteten mellom nord og sør i Norge (Statnett, 2022). Implikasjonen er at produksjons- og etterspørselsforhold i Sverige har stort potensiale til å påvirke spotprisen i NO3 og NO4. Spesielt gjelder dette elspotområdet SE2, som er det nordligste svenske prisområdet. Sør-Norge har på sin side mest overføringskapasitet til SE3.

2.2 Spotpris og sluttbrukerpris

I denne delen presenteres forholdet mellom spotprisen og sluttbrukerprisen, spesielt hva som påvirker gjennomslaget av spotprisen til sluttbrukerprisen. Gjennomslaget defineres her som den prosentvise endringen i sluttbrukerprisen ved en prosentvis endring i spotprisen. Distinksjonen mellom spotpriser og sluttbrukerpriser er sentral ettersom analysen tar utgangspunkt i spotpriser.

Sluttbrukerprisen består i all hovedsak av tre hovedkomponenter: spotpris, nettleie og avgifter. Nettleien varierer i stor grad med region og nettselskap. Før juli 2022 var nettleien delt inn i et fastledd, et fast månedlig beløp, og et energiledd hvor man betaler for antall kWh brukt. Fra 1. juli ble det innført en ny nettleieordning, hvor energileddet avhenger av når forbruket skjer og hvor mye strøm som brukes samtidig (NVE, 2022a). Det er i tillegg innført en trappetrinnsmodell for fastleddet. Hensikten med denne ordningen er å unngå sprengt kapasitet i høylasttimer, og i praksis gjør ordningen at nettleien blir dyrere dersom husholdningene bruker mer strøm i de timene hvor spotprisene også er høye. Nettleien fører både med den gamle og den nye ordningen til et avvik mellom spotpris og sluttbrukerpris, men som med den nye ordningen også varierer med markedsforholdene.

Det andre som skiller sluttbrukerprisen fra spotprisen er en rekke avgifter med varierende størrelse og utforming. Disse inkluderer enovaavgift, merverdiavgift (mva.), og avgift på elektrisk kraft, også kalt elavgift (OED, 2022a).⁷ For 2022 var enovaavgiften på 1 øre per kWh (ekskludert mva.), elavgiften på 15,41 øre per kWh (alminnelig sats) og merverdiavgiften på 25 prosent (Finansdepartementet, 2022). Det er verdt å merke seg at spesielt merverdiavgiften utgjør en betydelig andel av sluttbrukerprisen. De to første avgiftene øker prisen per kWh med

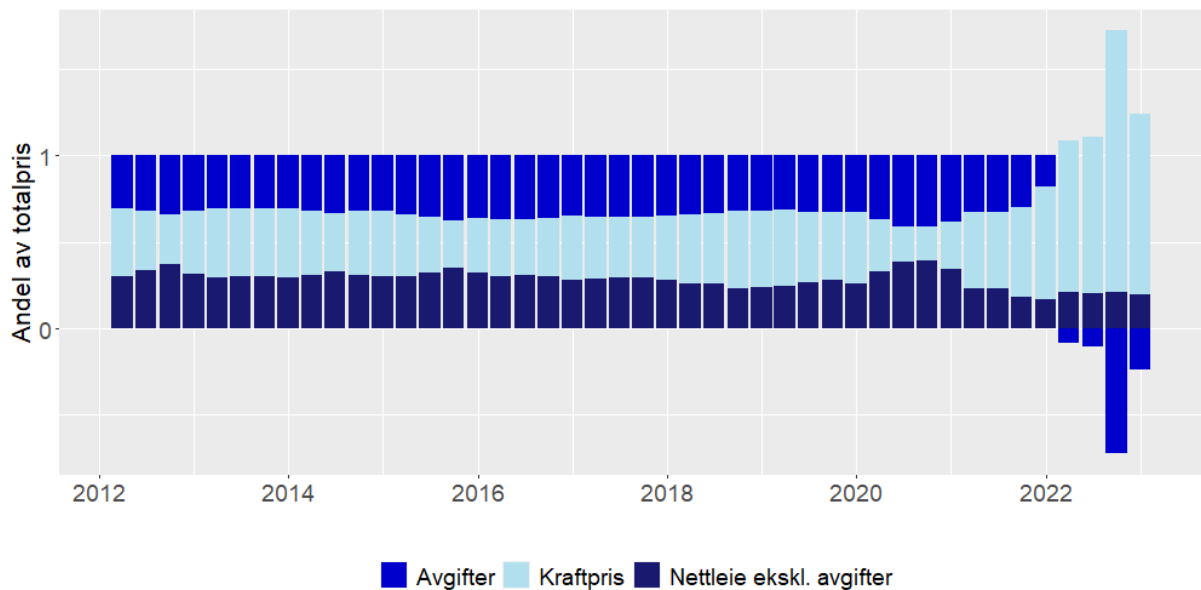
⁷ Finnmark og Troms har fritak fra merverdiavgiften, og en redusert sats på elavgift. Det har også vært redusert elavgift deler av perioden for de andre fylkene.

et fast beløp. Merverdiavgiften vil derimot virke proporsjonalt, noe som gjør at sluttbrukerprisen nominelt vil skille seg mer fra spotprisen i høyprisperioder. I tillegg til avgifter betaler husholdningene også gjerne noen øre per kWh i påslag til strømlleverandører.

I forbindelse med avgiftsregimet må også de midlertidige støtteordningene for husholdninger som trådte i kraft fra desember 2021 nevnes. Ordningen gikk i første omgang ut på at husholdningene fikk kompensert 55 prosent av strømutgiftene når markedsprisen på strøm i gjennomsnitt var over 70 øre per kWh ekskludert mva. for en måned (OED, 2022c). Det legges også til 25 prosent på støttesatsene for å ta hensyn til mva. (NVE, 2022b). Kompensasjonsnivået ble i januar 2022 oppjustert fra 55 til 80 prosent, og ble igjen økt i september 2022 til 90 prosent. Støtten gjelder forbruk opp til 5000 kWh for en husholdning. Det er også verdt å merke seg at strømstøtten i utgangspunktet ikke dekket borettslag og sameier, men dette ble innført i januar 2022.

Med den overnevnte støtteordningen regnes det i praksis ut en kompensasjon per kWh for hele måneden, slik at støtten er den samme for hver kWh brukt, uavhengig av den faktiske prisen den dagen. Regjeringen har i etterkant foreslått å endre denne ordningen fra og med september 2023, slik at støttekomponenten i stedet beregnes basert på spotprisen den aktuelle timen (SMK et al., 2023). Dette vil innebære at støtten endrer seg fra dag til dag, og kompensasjonen vil være høyere de dagene hvor spotprisen er høy. For begge ordningene trekker støtten isolert sett sluttbrukerprisen ned, sett i forhold til spotprisen. Støtteordningene virker altså i motsatt retning av det øvrige avgiftsregimet.

Figur 3: Avgifter, kraftpris og nettleie som andel av sluttbrukerprisen.
1. kv. 2012 – 4. kv. 2022. Kilde: Statistisk Sentralbyrå, 2023d.

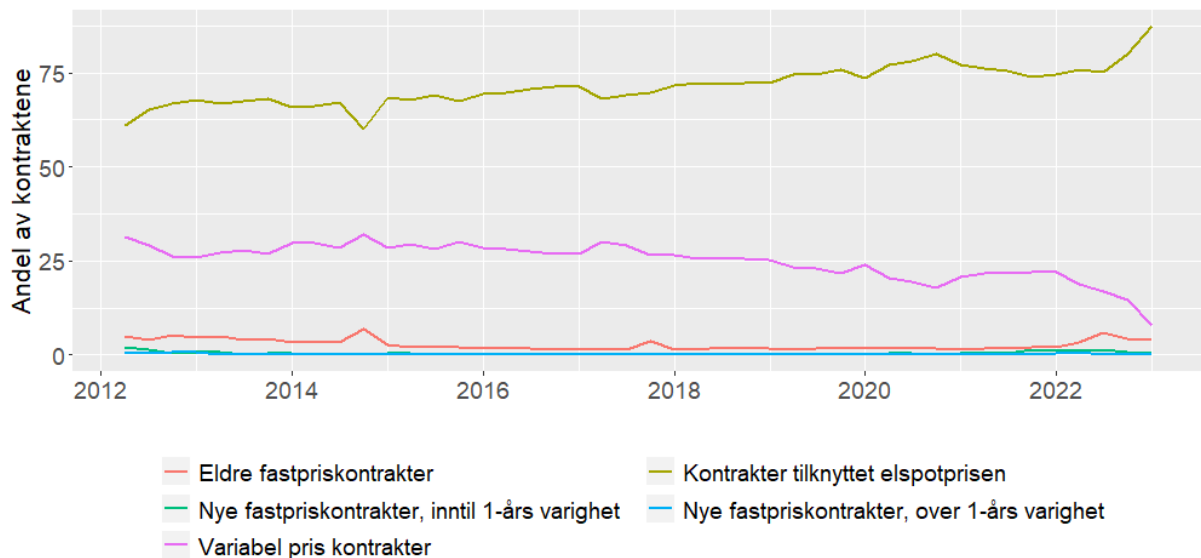


Figur 3 illustrerer hvordan kraftprisen, nettoavgifter og nettleien har utviklet seg som andeler av sluttbrukerprisen til husholdningene siden 2012. Historisk har nettleie, avgifter og spotpris utgjort omkring en tredel hver, hvilket er bakgrunnen for at tidligere studier har multiplisert elastisiteten med hensyn på spotprisen med tre for å få elastisiteten med hensyn på sluttbrukerprisen (Bye og Hansen, 2008). Andelene endret seg svært mye fra andre halvdel av 2021, omtrent da spotprisene i Sør-Norge begynte å øke. Vi ser også tydelig effekten av strømstøtteordningen fra første kvartal 2022, da nettoavgiftene i denne perioden trekker sluttbrukerprisen ned. Fra og med tredje kvartal 2022 har strømstøtteordningen ført til at spotprisen har vært høyere enn sluttbrukerprisen, ettersom nettoavgiftene er større i absoluttverdi enn nettleien.

I tillegg til det relative forholdet mellom spotprisen og komponenter som nettleie og avgifter, avhenger også gjennomslagshastigheten av endringer i spotprisen til sluttbrukerprisen av fordelingen av kontraktstyper (Halvorsen, 2012). Som illustrert i figur 4 er det de senere årene blitt klart vanligst med spotprisavtaler i Norge, hvor prisen på forbruk varierer hver time eller hver dag med spotprisen. Det er også mulig å inngå fastprisavtaler på alt fra tre måneder til fem år. For gruppen med fastprisavtaler vil ikke variasjoner i spotprisen påvirke sluttbrukerprisen på kort sikt. Et tredje alternativ er såkalte variabelprisavtaler, hvor prisene kan endres med 14 dagers forvarsel. Ettersom gruppene med fastprisavtaler og variabelprisavtaler ikke er eksponert for kortsiktige spotprisendringer, vil man sannsynligvis ikke finne noen sterk

sammenheng mellom husholdningenes forbruk og spotprisen på dagsbasis i tilfeller hvor disse gruppene utgjør en stor andel av befolkningen.

Figur 4: Fordeling av kontraktstyper.
1. kv. 2012 – 4. kv. 2022. Kilde: Statistisk Sentralbyrå, 2023b.



Figur 4 viser at det er klart flest husholdninger med spotprisavtale i perioden 2012 til 2022. Fra første kvartal 2020 til fjerde kvartal 2022 hadde mellom 74% og 87% av norske husholdninger en avtale som direkte knytter dem til spotprisen. Dette er høye tall sammenliknet med andre europeiske land, og implikasjonen er at endringer i spotprisen for de fleste forbrukerne gir direkte utslag i sluttbrukerprisen den aktuelle timen. Med andre ord har vi et utvalg hvor en stor andel av husholdningene blir påvirket av spotprisen på kort sikt.

For å kunne beskrive gjennomslaget av spotprisen mer presist uttrykker vi sluttbrukerprisen som en funksjon av spotprisen på følgende måte:⁸

⁸ Gitt nettleieordningen slik den var før juni 2022.

$$B = (\theta P + (1 - \theta)(\pi F + (1 - \pi)V(P, P_j) - \max(0, \bar{P}(P, P_j) - 70)S + n + E + L) \cdot 1.25$$

hvor

B = sluttbrukerprisen i øre per KWh

θ = andelen av forbrukerne med spotprisavtaler

P = spotprisen den aktuelle tidsperioden

$\bar{P}(P, P_j)$ = forventet gjennomsnittlig spotpris

per måned som en funksjon av spotprisen
og tidligere priser

π = andelen av forbrukerne uten spotprisavtale

som har fastpris

F = gjennomsnittlig fastpris

$V(P, P_j)$ = variabel pris som en funksjon av spotprisen

og tidligere priser

S = strømstøttesats den aktuelle måneden ($S \in [0,1]$)

n = energiledd

E = avgift på elektrisk kraft og enovaavgift

L = påslag til strømleverandør

Spotprisen påvirker på kort sikt sluttbrukerprisen direkte gjennom andelen husholdninger med spotprisavtale, men også indirekte gjennom andelen med variabel prisavtale. I tillegg påvirker spotprisen sluttbrukerprisen gjennom strømstøtteordningen i de tilfellene hvor den gjennomsnittlige spotprisen overstiger 70 øre ($\bar{P} > 70$) og strømstøttesatsen er positiv ($S > 0$). Gjennomsnittsprisen avhenger av dagens spotpris P og spotprisen de andre dagene P_j . Merk at \bar{P} i realiteten er den samme gjennom en hel måned, men husholdningene vil være usikre på hva gjennomsnittet vil lande på. B kan derfor tolkes som forventet sluttbrukerpris for husholdningene.

Som indikert av figur 3 har vi forandringer i flere variabler i løpet av perioden, noe som medfører at gjennomslaget også endres. En åpenbar forandring er at spotprisen øker. Ettersom P øker, utgjør det første leddet en større andel av den totale kostnaden. I tillegg vil $V(P, P_j)$ påvirkes, noe som er med på å trekke sluttbrukerprisen opp. Alt annet likt vil et høyere nivå på spotprisen gjøre at en prosentvis endring i P gir en større prosentvis endring i B , ettersom

spotprisen da utgjør en større andel av totalprisen.⁹ En høyere spotpris gjør altså at gjennomslaget øker.

Den andre store forandringen skjer i leddet $\max(0, \bar{P} - 70) S$ når strømstøtten innføres. Gjennomslaget av spotprisen til sluttbrukerprisen påvirkes på to måter av strømstøtteordningen: 1) sluttbrukerprisen for en gitt spotpris reduseres, og 2) forventningene til gjennomsnittsprisen kan endres, og potensielt motvirke spotprisendringen. Den første av disse gir økt gjennomslag av spotprisen til sluttbrukerprisen, ettersom en lavere sluttbrukerpris betyr at endringer i spotprisen utgjør en større andel av totalprisen.¹⁰ Den andre mekanismen er ikke like tydelig. Dersom forventningene til gjennomsnittsprisen øker, kan husholdningene se dette som at deler av prisøkningen blir fanget opp av strømstøtten. Gjennomslaget til sluttbrukerprisen trekkes da ned.

Det bør her presiseres at den sistnevnte mekanismen hviler på tolkningen av sluttbrukerprisen som forventet sluttbrukerpris. Uten forventninger påvirkes gjennomslaget fra dag til dag kun gjennom den første mekanismen, ettersom støtten i realiteten er uendret. I en alternativ ordning, hvor støttekomponenten beregnes på timesbasis eller daglig, vil den faktiske støtten endres med spotprisene fra dag til dag. Da vil gjennomslaget kunne reduseres, ettersom en økning i spotprisene en bestemt dag vil dempes av økt strømstøtte denne dagen.

I tillegg til spotprisendringer og innføring av strømstøtte er det i perioden også mindre endringer i E grunnet forandringer i elavgiften, pluss endringer i n som følge av ny nettleieordning. Dette vil kunne påvirke gjennomslaget dersom endringene medfører en forandring i spotprisens andel av total sluttbrukerpris. Endringene her har imidlertid vært svært små sett i forhold til andre endringer. Vi har også en økning i andelen med spotpriskontrakter, θ , grunnet stor usikkerhet i fastprismarkedet. Dette forsterker den direkte effekten av spotprisendringer på sluttbrukerprisen, og øker derfor gjennomslaget.

Det er åpenbart at spotprisens gjennomslag til sluttbrukerprisen endrer seg i løpet av perioden, og de mest sentrale mekanismene trekker i retning av økt gjennomslag. Dette har to sentrale implikasjoner for den videre analysen. For det første vil et økt gjennomslag isolert sett kunne gi en høyere spotpriselastisitet enn i tidligere perioder. En slik mekanisme forutsetter at det er sluttbrukerprisen husholdningene egentlig bryr seg om, og at en prosentvis endring i spotprisen

⁹ Den førstederiverte av gjennomslaget med hensyn på spotprisen er positiv. Se appendiks 2.2.1 for beregning av gjennomslag og appendiks 2.2.2 for beregning av effekten av spotprisen på gjennomslaget.

¹⁰ Se appendiks 2.2.3 for beregning av effekten av strømstøtte på gjennomslaget (nåværende ordning).

i denne perioden gir en høyere prosentvis endring i sluttbrukerprisen enn i tidligere tidsperioder. Spotpriselasiteten burde da ligge nærmere sluttbrukerpriselasiteten.

Den andre implikasjonen er at vi ikke kan utlede en elastisitet med hensyn på sluttbrukerprisen på bakgrunn av resultatene, ettersom det ikke lenger er riktig å anta at en prosentvis økning i spotprisen utgjør en fast prosentandels økning i sluttbrukerprisen. De to prisene er imidlertid tett relatert til hverandre. Selv om vi ikke kan estimere priselasiteten med hensyn på sluttbrukerprisen direkte, kan vi derfor likevel få et inntrykk av hvilken størrelsesorden den befinner seg i.

3. Tidligere litteratur om kraftpriselastisitet

Tidligere estimater på priselastisiteter i kraftmarkedet varierer, og påvirkes blant annet av sektor, geografi, datastruktur, modell, tidsperiode og estimeringsmetode (Labandeira et al., 2017). Analyser som baserer seg på spotpris får også gjerne ulike resultater enn analyser som baserer seg på sluttbrukerpris.¹¹ I de følgende avsnittene oppsummerer jeg bidrag fra litteraturen som har likhetstrekk med min analyse. Det vil si at jeg ser på nyere litteratur som omhandler husholdningssektoren. Jeg har også fokus på studier som bruker norske, høyfrekvente data og/eller aggregerte paneldata. Studier som benytter seg av instrumentelle variabler blir også vektlagt. Jeg vil i tillegg begrense analysen til å se på kortsiktige priselastisiteter, hvor kort sikt her defineres som opptil ett år. Det vil si at studier som ser på tilpasning over flere år, utelukkes.

En rapport skrevet av Rosnes et al. (2022) oppsummerer mye av den tidligere litteraturen om priselastisiteter, både internasjonalt og i Norge. Basert på tidligere studier anslår de en priselastisitet med hensyn på sluttbrukerprisen på -0,15. Anslaget er for hele økonomien, ikke bare husholdninger. Det er imidlertid i stor grad basert på en metastudie fra 2018, hvor Zhu et al. (2018) oppsummerer resultatene fra 105 tidligere studier. Priselastisiteten til husholdningenes etterspørsel estimeres gjennom en vektet minstekvadraters metode. Forskerne kategoriserer estimatene etter modellspesifikasjon, datakarakteristikk, miljørelaterte faktorer, og estimeringsmetode. Estimatet deres er på -0,228.

Det er i tillegg flere nyere enkeltstudier som anslår elastisiteten blant husholdninger. Burke og Abayasekara (2018) estimerer elastisiteten for husholdningssektoren i USA med utgangspunkt i paneldata for delstat, sektor og år for perioden 2003 til 2015. Gjennom en førstedifferens-estimator finner de en kortsiktig priselastisitet på -0,10 for husholdninger på årsbasis, et tall som er relativt konsistent for ulike varianter av delstatsspesifikke, årsspesifikke og sektorspesifikke effekter. De inkluderer også en IV-regresjon, hvor de bruker hver sektors log endring i gjennomsnittspris på kraft betalt av forbrukerne utenfor sektoren, men innenfor samme stat og år som instrument. For IV regresjonen får de en signifikant koeffisient på -0,06.

Csereklyei (2020) repliserer mye av Burke og Abayasekaras analyse, men for europeiske land. Hun baserer analysen på årlige pris- og forbrukstall for medlemsland i EU, for perioden 1996 til 2016, og benytter laggede priser og priser i industrisektoren som instrument for prisene i

¹¹ Se drøfting rundt dette i Halvorsen (2012).

husholdningssektoren. For husholdningene finner hun en kortsiktig elastisitet på $-0,08$ med en førstedifferens estimator med landsspesifikke effekter, og $-0,07$ når regresjonen også inkluderer instrumentet.

Av norske studier med årlige data har vi Halvorsen et al. (2005), som gjennom en tverrsnittsanalyse basert på 3 492 husholdninger estimerer priselastisiteten til ulike energivarer gjennom et «Almost Ideal Demand System». De finner en priselastisitet med hensyn på sluttbrukerprisen på $-0,65$. Estimaten er basert på data fra 1993, 1994 og 1995. Overførbarheten til i dag er dermed usikker.

Andre nyere studier inkluderer blant annet Cialani og Mortazavi (2018), som bruker en dynamisk modell basert på paneldata for 29 europeiske land, og Auray et al. (2019) som benytter seg av blant annet en kanonisk modell for å estimere priselastisitet i Frankrike. Elastisiteten estimeres til $-0,8$ i modellen. Estimaten på kortsiktig elastisitet fra Cialani og Mortavezi ligger på $-0,044$ og $-0,041$.

Det er verdt å merke seg at selv om de overnevnte studiene estimerer en kortsiktig priselastisitet, benytter mange av dem likevel priser på årsbasis. Dette betyr at koeffisientene må tolkes som prosentvis endring fra et år til det neste. Flere nylige studier bruker mer høyfrekvente data, hvorav det vanligste er data på timesbasis. Tolkningen av slike elastisiteter handler i større grad om lastflytting, ettersom estimatene beskriver endringer fra time til time, og er mer av relevans for markedsklareringen den aktuelle timen/døgnet enn for langsiktige energiproblemer (Halvorsen, 2012, s. 32).

En av studiene som baseres på høyfrekvente data, er Bönte et al. (2015), som estimerer etterspørselastisiteten i Tyskland for perioden 2010 til 2014 gjennom å bruke vindhastighet som instrument for kraftprisen. De bruker tall på timesbasis, og finner en elastisitet på $-0,432$ basert på dataene for hele perioden. Analysen deres antyder også at elastisiteten reduseres over tidsperioden, og den gjennomsnittlige elastisiteten for de to siste årene i dataperioden er estimert til $-0,32$.

Nyere norske studier har også i stor grad fokusert på elastisiteter fra time til time, hvorav de mest relevante før 2012 gjengis i Halvorsen (2012). Her beskrives for eksempel en studie av Bye og Hansen, som bruker data på timesbasis for å estimere effekten av spotpriser på aggregert etterspørsel etter kraft. Bye og Hansen (2008) bruker en modell for produksjonssiden og etterspørselssiden i kraftmarkedet for å estimere den kortsiktige priselastisiteten, og ender opp

med en elastisitet med hensyn på spotprisen på omtrent $-0,02$ for vintermånedene. Dette resultatet varierer imidlertid ut ifra tid på døgnet og ukedag.

Ekhaugen et al. (2011) analyserer hvordan kraftforbruket reagerte på pristopper i løpet av vinteren 2009 til 2010 med tall på timesbasis. De finner blant annet en etterspørselastisitet for Midt-Norge på $-0,852$ ved å bruke terminpriser som instrument for kraftprisene. Forfatterne konkluderer også med at høyere priser gir en sterkere reduksjon i forbruket, altså at elastisiteten øker med prisene.

Hofmann og Lindberg har skrevet to nyere artikler om priselastisiteten i Norge. Hofmann og Lindberg (2019) ser spesifikt på etterspørselastisiteten i Oslo i forbindelse med lastflytting. De bruker en generell lineær modell (GLM). De finner ingen elastisitet i høylasttimer, mens estimatene i lavlastperioder ligger på mellom $-0,011$ og $-0,075$. Hofmann og Lindberg (2021) ser spesifikt på husholdningers respons på prisendringer. Oppmerksomheten her rettes mot lastflytting i høylasttimer, og resultatene er oppnådd gjennom et prissettingseksperiment med deltakende husholdninger fra Oslo, Bergen og Stavanger. Prosjektet ble gjennomført i perioden 10. februar til 13. mars 2020. Husholdningene ble møtt med prissignaler på 5 NOK per kWh og 10 NOK per kWh gjennom fire ulike prisprofiler, en betraktelig prisøkning relativt til spotprisene i perioden.¹² Den gjennomsnittlige etterspørselastisiteten for de ulike husholdningene blir i eksperimentet estimert til $-0,049$. Forfatterne presiserer imidlertid at det ikke var noen signifikant forskjell i forbruksresponsen hos de som fikk et prissignal på 5 NOK per kWh og de som fikk et prissignal på 10 NOK per kWh. Dette kan tale for at reduksjonsmulighetene er begrensede.

Jonassen og Øby (2021) bruker aggregerte norske dagstall for å estimere etterspørselastisiteten med hensyn til spotprisen. Gjennom en regresjon med tilsig og vindkraftproduksjon som instrumenter kommer de til frem til en etterspørselastisitet på $-0,03$ for perioden 2015 til 2021. Min analyse har store likhetstrekk med dette arbeidet.

Dalen og Halvorsen (2022) analyserer økonomiske konsekvenser av økte kraftpriser og strømstønsordninger. Forfatterne konkluderer med at husholdningene i gjennomsnitt har hatt

¹² Husholdningene måtte ikke betale det prissignalene indikerte, men de ble i realiteten belønnet ut ifra prissignal og forbruksreduksjon.

en betydelig strømsparing, opp mot 16 prosent i februar 2022.¹³ Reduksjonen er imidlertid basert på en svært høy økning i prisen, og det estimeres ingen priselastisitet direkte.

Oppsummert finner man i dette utvalget av tidligere studier estimerer på husholdningenes kortsiktige priselastisitet som spriker fra -0,02 til -0,852. Tidligere har resultater fra analyser basert på tall på årsbasis vist en større forbruksrespons enn analyser med kortere tidsintervall, noe som er blitt forklart med at tilpasningsmulighetene er bedre på sikt (Halvorsen, 2012, s. 32). Denne forskjellen er ikke like tydelig i de overnevnte studiene. En av årsakene til dette kan være at det er en overvekt av internasjonale studier i de nyere studiene som ser på årstilpasning, mens de nyeste norske studiene i all hovedsak estimerer timeselastisiteter. Det kan være at norske husholdninger har et mer elastisk forbruk enn i andre land. Skillet kan også skyldes metodiske forskjeller. Analyser basert på disaggregerte data, slik som Auray et al. (2019) og Hofman og Lindberg (2021), kan for eksempel lede til større elastisiteter i absoluttverdi enn analyser basert på aggregerte data (Rosnes et al., 2022, s. 14; The Economist, 2022).

Det er altså ingen norske studier som i beregningen av priselastisitet baserer seg på et datagrunnlag hvor prisene har holdt seg på et tilsvarende høyt nivå over like lang tid som de har gjort i perioden 2021 til 2022. At prisnivået har vært gjennomgående høyt, illustreres eksempelvis ved at gjennomsnittsprisen i både 2021 og 2022 overstiger historiske årspriser betydelig: Gjennomsnittlig kraftpris for husholdninger i sluttbrukermarkedet var i 2021 på 71,7 øre per kWh og i 2022 på 149,6 øre per kWh (Statistisk Sentralbyrå, 2012, 2023c). Til sammenlikning har gjennomsnittsprisen ligget på mellom 14,1 øre per kWh og 48,7 øre per kWh i årene 1998 til 2020. Det vil være naturlig å tenke at elastisiteten også kan variere med nivået på spotprisen, både ettersom utgifter til elektrisk kraft som andel av det totale budsjettet til husholdningene påvirkes, og fordi prisnivået påvirker gjennomslaget av spotprisen til sluttbrukerprisen.

Formålet med oppgaven er todelt: Den er i første omgang et bidrag til å forstå hvordan norske husholdningenes priselastisitet med hensyn på spotprisen arter seg i en situasjon med høye priser. I tillegg er den et bidrag til litteraturen ved å estimere elastisiteter med dagstall, noe få tidligere studier gjør. Mer disaggregerte tidsintervaller kan potensielt fange opp mer av prisresponsen ettersom endringer ikke blir gjemt bort på samme måte som i aggregerte

¹³ Gjennomsnittlig månedsforbruk lå på rundt 1400 kWh per husholdning, og estimert gjennomsnittlig sparing på 230 kWh.

årsdata.¹⁴ Samtidig vil tolkningen fortsatt bære preg av forbruksreduksjon, og ikke ren lastflytting, slik den i større grad ville gjort med timesdata.

¹⁴ Se diskusjon rundt energipriser og aggregering i *The Economist* (2022).

4. Datagrunnlag

Analysen baseres på daglige data for tidsperioden 2020 til 2022. Den første variabelen er husholdningenes strømforbruk. Denne serien er aggregerte tall per prisområde hentet fra Elhub, et datterselskap av Statnett (Elhub, 2023a). Tidligste publiserte forbrukstall er 1. januar 2020. Forbrukstallene fra Elhub er gruppert etter næring, med husholdninger som en egen kategori. Som vi ser av tabell 1, varierer strømforbruket blant husholdningene betraktelig over tid, fra et gjennomsnittlig forbruk på 9 911 MWh per prisområde i en periode med lav etterspørsel, til et forbruk på 40 395 MWh i en periode med høy etterspørsel. Dette skyldes i stor grad sesongvariasjoner, da forbruket av strøm til oppvarming øker om vinteren. Forbruket varierer også mye mellom områder; gjennomsnittlig dagsforbruk i NO5 ligger for eksempel på 9 773 MWh, mens det i NO1 er på 40 422 MWh. Dette skyldes for det meste forskjeller i innbyggertall. Nivåforskjellene øker også mellom områdene om vinteren.

Den andre sentrale variabelen i analysen er priser, her definert som spotprisene oppgitt i øre per kWh. Spotprisene er hentet fra Refinitiv Datastream. Refinitiv Datastream publiserer ikke tall for helgedager, noe som vil si at det endelige datasettet kun består av ukedager. Ideelt sett hadde det vært ønskelig med tall for alle dagene, både fordi det gir flere datapunkter, og fordi forbruksmønsteret i helgene kan skille seg fra ukedagene. Man bør derfor merke seg at eventuelle resultater vil reflektere forbruksresponsen på spotpriser i ukedagene.

Som vil bli utdypet i del 5 benytter jeg meg av instrumentelle variabler for kraftprisen i analysen. Jeg inkluderer derfor en variabel for nederlandsk gasspris oppgitt i øre per kWh, ettersom gassprisen har vært en betydningsfull driver bak kraftprisene på det europeiske kontinentet i perioden. Dette er spesielt tilfellet fra og med høsten 2021, da gassprisene steg betraktelig. De europeiske gassprisene smitter som nevnt igjen over på norske kraftpriser gjennom kraftutveksling. Variabelen for nederlandsk gasspris er i likhet med norske kraftpriser dagstall ekskludert helgedager, hentet fra Refinitiv Datastream.

I tillegg til nederlandsk gasspris har jeg også andre kraftproduksjonsrelaterte variabler som instrumenter i analysen. Dette inkluderer vindkraftproduksjon i Sverige og Norge, samt tilsig til vannmagasiner. Data for svensk vindkraftproduksjon er hentet fra Svenska kraftnät (2023), som fører statistikk på timesbasis over kraftproduksjon fra ulike energikilder. Disse er aggregert opp til dagstall. Vindkraftproduksjonen er inndelt etter hvilket elspotområde i Sverige produksjonen skjer i. I analysen benytter jeg meg av vindkraftproduksjonen i SE2 og SE3, som

med gjennomsnittlig dagsproduksjon i perioden på henholdsvis 32 340 MWh og 22 815 MWh er de områdene med høyest produksjonsnivå. Disse to områdene er i tillegg de som er mest integrert med det norske markedet (Statnett, 2022). SE2 er tettest integrert med Nord-Norge, og SE3 med Sør-Norge.

I tillegg til svensk vindkraftproduksjon inkluderer datasettet også tall for daglig vindkraftproduksjon i Norge, inndelt etter prisområde. Disse dataene er i likhet med forbrukstallene aggregerte tall på dagsbasis hentet fra Elhub (Elhub, 2023b). I Norge er relativt store deler av vindkraftproduksjonen lokalisert i nord, med en gjennomsnittlig daglig produksjon i perioden på 14 827 MWh for NO3 og 5 914 MWh for NO4. Til sammenlikning ble det i gjennomsnitt produsert 10 939 MWh i NO2 og kun 1894 MWh i NO1. En svakhet ved statistikken er at den mangler tall for vindkraftproduksjon for NO5.

Tilslig til vannmagasiner er hentet fra NVEs historikk over hydrologiske data, som publiseres hver uke til kraftsituasjonsrapporten (NVE, 2023b). Målingene gjøres hver søndag klokken 24 (NVE, 2019). Ettersom tallene er på ukeshbasis har jeg gjennomført en lineær interpolering for å skape en proxy-variabel for daglig tilslig, hvor søndag er det rapporterte tallet og tallene for mandag til lørdag er interpolerte verdier. Når tilsliget kommer, er tilfeldig og uavhengig av ukedag, så interpoleringen gir trolig et greit, om enn noe upresist anslag på daglig tilslig.

Den viktigste kontrollvariabelen i analysen er temperatur. For å konstruere en representativ temperaturvariabel har jeg tatt utgangspunkt i middeltemperaturen per døgn for de fem mest folkerike byene i hvert prisområde, hentet fra Norsk Klimaservicesenters offisielle værstatistikk (Norsk Klimaservicesenter, 2023). Temperaturvariabelen er gjennomsnittet av temperaturen i disse fem byene for en gitt dag. Dette gjennomsnittet antas å korrelere med temperaturen i de ulike delene av prisområdet. Som vist i tabell 1 gjør vektingen at vi får lite ekstreme verdier; den laveste temperaturen i datasettet er på -12 grader, og den høyeste på 25.

Tabell 1: Deskriptiv statistikk

Variabel	Kategori	Gjennomsnitt	Std.avvik	Min	Maks	Observasjoner
Pris (øre/kWh)	Totalt	70,90	94,28	0,58	648,13	3 915
	Mellom omr.		38,89	24,35	103,93	5
	Over tid		72,19	1,16	413,7	783
Forbruk (MWh)	Totalt	20 717	14 054	4 797	83 878	3 915
	Mellom omr.		12 176	9 773	40 422	5
	Over tid		7 428	9 911	40 395	783
Temperatur (°C)	Totalt	7,41	6,60	-12,10	24,93	3 915
	Mellom omr.		1,49	4,90	8,78	5
	Over tid		6,21	-7,87	20,11	783
Nederlandsk gasspris (øre/kWh)	Totalt	60,53	60,04	3,38	320,29	783
	Mellom omr.		-	-	-	-
	Over tid		60,04	3,38	320,29	783
Vindkraftproduksjon Norge (MWh)	Totalt	8 261	8 219	23	41 200	3 132
	Mellom omr.		5 527	1 874	14 464	4
	Over tid		4 702	360	23 365	783
Vindkraftproduksjon SE2 (MWh)	Totalt	31 586	21 759	593	100 270	783
	Mellom omr.		-	-	-	-
	Over tid		21 759	593	100 270	783
Vindkraftproduksjon SE3 (MWh)	Totalt	22 815	14 550	1 518	69 350	783
	Mellom omr.		-	-	-	-
	Over tid		14 550	1 518	69 350	783
Tilslig (GWh/uke)	Totalt	527,36	535,28	0	3458	3915*
	Mellom omr.		212,62	328,81	870,87	5
	Over tid		445,10	34,60	2 372	783*

*Antall interpolerte datapunkter

5. Økonometrisk modell og metode

Del 5 av oppgaven er delt i to: del 5.1 presenterer modellen og hvordan hver enkelt variabel inngår i den. Del 5.2 spesifiserer metodene som blir brukt til å estimere parameterne i modellen.

5.1 Teoretisk utgangspunkt og modell

Modellen, hvor i definerer område og t dag, er som følger:

$$\Delta \log (F^{hh})_{it} = \beta_1 \Delta \log (P_{it}) + \beta_2 \Delta T_{it} + \beta_3 H_t + \varepsilon_{it}$$

hvor

F^{hh} = aggregert forbruk for husholdningene

P = spotprisen det aktuelle døgnet

T = temperatur i °C

H = dummyvariabel for helligdag

ε = feilledd

Samtlige av regresjonene baseres på førstedifferensierte serier, hvor man for hver observasjon trekker fra variabelens verdi fra foregående periode. Årsaken er at enkelte av nivåseriene viser tegn til ikke-stasjonæritet, mens de førstedifferensierte seriene tilsynelatende er stasjonære.¹⁵ Ved en differensiering blir også seriene mer robuste for seriekorrelasjon, og risikoen for at spuriøse sammenhenger påvirker resultatene reduseres (Stock og Watson, 2020, s. 588).

Modellen blir både estimert for individuelle tidsserier og felles for områdene gjennom en paneldataregresjon. Regresjonene med enkeltområder vil ikke ha noen variasjon i i . Jeg konsentrerer meg om NO₂ og NO₄, henholdsvis Sør-Norge og Nord-Norge, for å sammenlikne geografiske ytterpunkter. Hensikten med de individuelle regresjonene er å identifisere potensielle forskjeller mellom prisområdene, som for eksempel kan komme av klimavariasjoner eller ulik fordeling av kontraktstyper. Jeg avgrensner altså analysen til å se på NO₂ og NO₄ i detalj, heller enn å dekke alle prisområdene.

¹⁵ Augmented Dickey-Fuller-tester avviser en nullhypotese om ikke-stasjonæritet for samtlige av de differensierte seriene. Se appendiks 5.1.1.

En paneldatagresjon vil ha fordelen av å benytte data fra alle områdene til å estimere koeffisientene i modellen, noe som gir flere observasjoner og større sampelvariasjon. Estimatoren er en «Within»-estimator, som bruker variasjonen innad i et område over tid, og ikke variasjonen mellom områdene, for å beregne koeffisientene. Gitt at panelet er balansert vil estimatene fra hvert prisområde vektes like mye.

Variablene i modellen er forbruk blant husholdninger, spotpris, temperatur og en dummyvariabel som indikerer hvorvidt dagen er en helligdag. For forbruk og spotpris brukes den naturlige logaritmen i modellen, slik at det estimeres en prosentvis endring i forbruket ved en prosentvis endring i prisen. Det vil si at β_1 tolkes som elastisiteten til forbruk på dagsbasis med hensyn på spotprisen.

Det er lett å se hvorfor forbruket bør være på logaritmeform. Ettersom forbruket i stor grad bestemmes av størrelsen på prisområdet og antall husholdninger bosatt der, vil det være mer nyttig å se på prosentvis endring, fordi dette gjør at vi kan sammenlikne resultater med data fra ulike geografiske områder.

At spotprisene bør være på logaritmeform er ikke like åpenbart. Det kan like gjerne tenkes at forbruket responderer på en enhetsendring i prisen som en prosentvis endring. For mine data har en loglineær spesifisering høyere justert R^2 enn en loglog spesifisering i NO₂, noe som kan tale for at denne spesifiseringen passer dataene bedre.¹⁶ Forskjellene er imidlertid marginale, og forholdet er motsatt for NO₄. Residualene i loglog spesifiseringen viser heller ingen tegn til systematikk, verken for NO₂ eller NO₄.¹⁷ Det gjør de heller ikke for den loglineære spesifiseringen.

Til tross for at en loglineær spesifisering muligens er like informativ som en loglog spesifisering, velger jeg å benytte meg av logaritmen til spotprisen i analysen. Hovedårsaken til dette er at loglog spesifiseringen, i tillegg til å gi en β_1 -koeffisient som direkte kan tolkes som en elastisitet, er den spesifikasjonen som er brukt mest i tidligere forskning (Burke og Abayasekara, 2018, s. 128). En slik spesifikasjon gjør dermed at resultatene lettere kan sammenliknes med tidligere studier.

¹⁶ Basert på en standard OLS-regresjon med differensierte serier. Se appendiks 5.1.2.

¹⁷ I likhet med Burke og Abayasekara (2018) har jeg plottet predikerte verdier mot tilpassede verdiene fra regresjoner med log-log spesifikasjon, log-lineær spesifikasjon og lineær-lineær spesifikasjon. Se appendiks 5.1.3.

Den tredje variabelen i analysen er temperatur. Ettersom over halvparten av strømforbruket i Norge går til oppvarming, vil temperaturendringer ha mye å si for forbruket. Temperatur kan også korrelere med forhold som påvirker kraftproduksjonen, som for eksempel vindstyrke og hydrologiske forhold. Temperatur er derfor en sentral kontrollvariabel, hvor forholdet mellom forbruk og temperatur antas å være loglineært. Jeg tar ikke logaritmen av temperatur, ettersom det er en variabel med verdier innenfor et relativt kort intervall, som også inkluderer negative tall.

Til slutt inkluderes en dummyvariabel for helligdager, ettersom helligdager kan gi endringer i forbruk gjennom for eksempel endret reisemønster eller antall timer brukt i hjemmet. Helligdager påvirker også spotprisen dersom kraftproduksjonen endres. Helligdagene utgjør totalt 22 av de i alt 783 dager som inngår i analysen.

Det er spesielt to variabler som burde vært inkludert i analysen, men hvor det ikke er tilgjengelig spesifikke nok data til å ha dem med. Den første av disse er en kontrollvariabel for antall timer dagslys. Dagslys vil både kunne påvirke strømforbruket som går til belysning, og spotprisen gjennom for eksempel solkraftproduksjon. Flere tidligere studier har brukt dagslys som en kontrollvariabel, blant annet Jonassen og Øby (2021) og Lijesen (2007).

I tillegg til dagslys skulle analysen også ideelt sett inkludert en kontrollvariabel for antall innbyggere i hvert prisområde. Dette er fordi populasjonsstørrelse i stor grad påvirker kraftforbruket. En slik variabel kunne derfor ha gitt større presisjon i analysen (Cinelli et al., 2020, s. 6). Det kan også være problematisk å utelate innbyggertallet dersom vi har systematisk til- eller fraflytting fra et prisområde til et annet. Innbyggertallet har for eksempel falt i de to nordligste fylkene fra fjerde kvartal 2019 til fjerde kvartal 2022, mens det i samme periode har økt i de øvrige fylkene (Statistisk Sentralbyrå, 2023a). Ettersom statistikk på befolkningstall kun finnes på kvartalsbasis og på fylkes- eller kommunenivå, har en konstruert variabel for innbyggertall for lav presisjon til å utgjøre en forskjell i denne analysen.¹⁸

Hvorvidt det å utelate disse to variablene fra analysen utgjør et problem, avhenger av hvor mye de påvirker forbruket. Dalen og Larsen (2009) anslår at rundt 5 prosent av forbruket i Norge i 2006 gikk til belysning. Fremveksten av elbiler og flere elektroniske apparater, gjør at denne andelen trolig er enda lavere i perioden 2020-2022. Antall timer dagslys vil også til en viss grad

¹⁸ Se appendiks 5.1.4 for OLS-regresjon utført med interpolert befolkningstall som kontrollvariabel. Ingen relevante koeffisienter endrer seg.

korrelere med temperatur (over året), og noe av forbruksvariasjonen vil sannsynligvis bli fanget opp i denne variabelen. Det vil likevel være slik at estimatene i regresjoner som ikke tar høyde for at vi utelater denne variabelen, i noen grad vil kunne fange opp effekten av timer med dagslys på forbruket.

For innbyggertall er økningen 2,6 prosent for Vestfold, Agder og Rogaland, som i stor grad overlapper med NO₂, fra utgangen av fjerde kvartal 2019 til 2022 (Statistisk Sentralbyrå, 2023a). For Nordland og Troms og Finnmark er nedgangen på 0,2 prosent. Dette innebærer en svært liten endring fra dag til dag. Endringen i innbyggertall har av den grunn ikke så stor effekt på forbruksendringer på dagsbasis. En informativ befolkningsvariabel kunne likevel gitt mer presisjon til analysen.

5.2 Estimeringsmetode

Utgangspunktet for estimeringene er en standard minstekvadraters regresjon («Ordinary Least Squares», OLS). Deretter vil analysen utvides ved en estimator som bruker instrumentelle variabler (IV) for å korrigere for mulige skjevheter ved OLS-estimatoren.

OLS-estimatoren velger regresjonskoeffisienter slik at den estimerte regresjonslinjen passer de observerte dataene så godt som mulig (Stock og Watson, 2020, s. 148-149). Dette gjøres ved å minimere den kvadrerte distansen mellom hver enkeltobservasjon og regresjonslinjen. For at koeffisientene skal gi et forventningsrett og konsistent estimat for elasticiteten, må følgende betingelser være oppfylt (Stock og Watson, 2020):

- 1) Det betingede gjennomsnittet til feilleddet er lik null. Denne betingelsen kalles gjerne Conditional Mean Independence, eller CIA, og uttrykkes matematisk på følgende måte:

$$E(\varepsilon|P) = 0$$

- 2) At den avhengige variabelen og regressoren begge er uavhengig og identisk fordelt (i.i.d. – identically and independently distributed).
- 3) At ekstreme verdier er usannsynlig (både avhengig variabel og regressoren har begrenset kurtose).

Dette er de tre OLS-antagelsene. Den førstedifferensierte av priser og forbruk er ikke nødvendigvis i.i.d., til tross for at seriene ikke viser tegn til seriekorrelasjon, og vi ikke umiddelbart kan finne bevis på heteroskedastisitet.¹⁹ På grunn av sesongvariasjoner vil det nødvendigvis være perioder hvor sannsynligheten for at endringen er negativ, er større enn for at endringen er positiv, og motsatt. Jeg vil derfor bruke standardfeil som er robuste for heteroskedastisitet og seriekorrelasjon, for å unngå økt fare for type 1 feil. Faren for ekstreme verdier reduseres av å bruke logaritmer (Wooldridge, 2012, s. 193). Dette reduserer risikoen for at betingelse 2 og 3 utgjør store feilkilder for den interne validiteten i analysen.

Den første OLS-antagelsen er imidlertid den viktigste, ettersom resultatene kan bli forventningsskjeve dersom den ikke er oppfylt. Det er flere forhold som kan gi opphav til problemer (Stock og Watson, 2020, s. 334-344).

- a) Skjevhet grunnet utelatte variabler («omitted variable bias», OVB). Man får forventningsskjeve estimatorer dersom man ikke kontrollerer for en variabel som påvirker regressoren og samtidig korrelerer med den avhengige variabelen.
- b) Feilspesifisering av funksjonell form. Estimatorene blir skjeve dersom man for eksempel antar en lineær form i et tilfelle hvor forholdet egentlig er kvadratisk.
- c) Målefeil i regressoren. Dette kan enten vri koeffisienten mot null (klassisk målefeil) eller gi et (i tallverdi) for høyt OLS-estimat (målefeil korrelert med regressoren).
- d) Manglende data. Dette gir skjeve resultater dersom hvilke data som mangler, bestemmes av den avhengige variabelen (seleksjonsskjevhet).
- e) Simultanitetsskjevhet. OLS fanger ikke opp effekten av regressoren på den avhengige variabelen dersom den avhengige variabelen også påvirker regressoren.

Flere av antagelsene utgjør potensielle problemer og må korrigeres for i denne analysen. OVB er delvis korrigert for ved å inkludere kontrollvariabler som både påvirker prisen og kan korrelere med forbruket, slik som temperatur. Det at vi ser på prosentvis endring innad i et område vil i tillegg korrigere for ikke-observerbare forskjeller som er konstante over tid, men forskjellig mellom områdene. Dette kan for eksempel være antall byer i et prisområde, og sammensetningen av ulike typer bebyggelse. Dersom forskjeller stammer fra variabler som

¹⁹ Se appendiks 5.2.1 for autokorrelasjonsfunksjoner for NO₂ og NO₄.

endrer seg over tid, vil dette fortsatt kunne gi skjeve resultater i analysen. Som nevnt i forrige del, har jeg ikke nok data til å kontrollere for alle potensielle kilder til skjevhet. Antall timer dagslys vil kunne gi skjevheter dersom de påvirker spotprisen gjennom for eksempel produsert solkraft. Innbyggertall vil kunne gi skjevheter dersom flyttemønstre korrelerer med spotprisen. Dette kan blant annet være tilfellet om folk flytter dit de forventer lavere priser i fremtiden, eller dersom flyttemønstrene henger sammen med bredere økonomiske faktorer som også påvirker spotprisen.

Jeg diskuterte valget av funksjonsform, spesielt mellom loglineære og loglog spesifikasjoner, ovenfor. Jeg gjennomfører i tillegg en Ramsey RESET-test²⁰ for å sammenlikne den valgte modellen med modeller som inkluderer høyereordensledd av andre og tredje grad. RESET-testen indikerer at høyereordensledd ikke øker forklaringskraften til modellen.²¹

Eventuelle målefeil i regressoren får jeg ikke tatt stilling til, men ettersom jeg har offentlig og publisert statistikk er det ingen spesiell grunn til å mistenke feil i dataene. Et unntak er nyttbart tilsig, hvor tallene er estimater grunnet interpoleringen. Disse dataene vil avvike noe fra det reelle daglige tilsiget. I tillegg har jeg som nevnt ikke helgetall. Ellers mangler det ikke data for de relevante variablene.²²

Den mest åpenbare kilden til skjevhet når man estimerer effekten av prisendringer på forbruk, er imidlertid simultan kausalitet, ettersom spotprisen fastsettes i et marked hvor husholdningene utgjør en betydelig andel av etterspørselssiden.²³ Forbruket kan derfor også påvirke prisen. Den vanligste måten å korrigere for endogenitet i regressoren på, er å bruke instrumentvariabelmetoder (IV). Instrumentelle variabler vil også kunne korrigere for OVB. Intuisjonen bak IV-estimatoren er at instrumentet, som enten kan være en enkeltvariabel eller en kombinasjon av flere instrumentelle variabler, fanger opp en del av prisvariasjonen som er uavhengig av feilleddet. Gitt at instrumentet er eksogent, fanger det opp variasjon i prisen som også er eksogen, og endringene i forbruk estimeres så på bakgrunn av denne prisvariasjonen (Stock og Watson, 2020, s. 429). Koeffisienten β_1 er i en IV-regresjon definert av formelen:

²⁰ «Regression Equation Specification Error Test»

²¹ Test gjort for NO2 får en p-verdi på 0,64, og avviser med det ikke en nullhypotese om at modelltilpasningen er bedre i vår modell enn i modeller med høyere ordens-ledd.

²² Et unntak her er vindkraftproduksjon i NO5. Dette påvirker ikke OLS-estimatoren.

²³ Forbruk blant husholdningene utgjorde i gjennomsnitt 28 prosent av totalt dagsforbruk for de ulike prisområdene i perioden (Elhub, 2023a).

$$\beta_1 = \frac{Cov(Instrument, Forbruk) - Cov(Instrument, \varepsilon)}{Cov(Instrument, Spotpris)}$$

Likningen forteller oss at man må trekke fra kovariansen mellom instrumentet og feilledet for å få en konsistent estimator for β_1 (Verbeek, 2004, s. 136). I praksis får vi ikke estimert kovariansen mellom instrumentet og feilledet, som betyr at β_1 kan få en skjevhet. For at IV-estimatoren skal være konsistent, stilles det derfor to krav til instrumentet:

- 1) Relevans: Instrumentet må ha en reell effekt på prisen (fange opp nok av prisvariasjonen). Kriteriet uttrykkes gjerne som $Cov(Instrument, Spotpris) \neq 0$. Styrken til instrumentet kan testes ved å se om det første steget i regresjonen, som her er instrumentets effekt på spotprisen, har en F-statistikk på over 10 (Stock og Watson, 2020, s. 446).
- 2) Eksogenitet: Instrumentet kan ikke påvirke etterspørselen gjennom noen andre kanaler enn gjennom prisen. Med andre ord skal ikke instrumentet korrelere med feilledet, $Cov(Instrument, \varepsilon) = 0$.

Dersom betingelsene holder, blir β_1 konsistent estimert ved:²⁴

$$\widehat{\beta}_1 = \frac{Cov(Instrument, Forbruk)}{Cov(Instrument, Spotpris)}$$

I denne oppgaven har jeg fire kandidater til instrumentelle variabler: nederlandsk gasspris, svensk vindkraft (i SE2 eller SE3), norsk vindkraft og tilsig til vannmagasiner. Dette er alle variabler som påvirker spotprisen gjennom tilbudssiden. Det vil bli testet ulike lineære kombinasjoner av de instrumentelle variablene. Relevansen til et instrument kan testes i følgende første steg:

$$\Delta \log(P_{it}) = \alpha_1 \Delta \log(Ng_t) + \alpha_2 \Delta Sv_t + \alpha_3 \Delta Nv_{it} + \alpha_4 \Delta Ti_{it} + \alpha_5 \Delta T_{it} + \alpha_g H_t + \varepsilon_{it}$$

hvor

Ng = Nederlandsk gasspris

Sv = Svensk vindkraftproduksjon i SE2 eller SE3

Nv = Norsk vindkraft

Ti = Tilsig til vannmagasiner

²⁴ Se appendiks 5.2.2.

For individuelle prisområder har vi igjen ingen variasjon i i . For å teste et instrument basert på enkelte av de instrumentelle variablene, fjerner man de øvrige instrumentelle variablene fra regresjonslikningen. Instrumentet er relevant dersom de instrumentelle variablene samlet sett er signifikante.

For at det skal være uproblematisk med en lineær kombinasjon av instrumenter, er det en forutsetning at kravet om delvis monotonisitet er oppfylt, altså at hver enkelt instrumentvariabel påvirker alle perioder i samme retning (Mogstad et al., 2021). Det vil si at økt vindkraftproduksjon for eksempel aldri kan føre til høyere spotpris, og at en økning i prisen på nederlandsk gasspris aldri kan gi lavere spotpris. Dersom alle fire instrumentelle variabler er eksogene, kan man argumentere for at det mest effektive instrumentet er en tilpasset lineær kombinasjonen av alle variablene (Verbeek, 2004, s. 144). Det er fordi et instrument med flere variabler vil kunne fange opp mer av variasjonen i spotprisen. Det er imidlertid også argumenter for å ikke ha med for mange instrumenter i analysen. Dersom en instrumentvariabel er svak, vil den kunne redusere styrken til instrumentet samlet sett. Flere instrumenter øker også faren for at minst ett av dem ikke oppfyller kravet til eksogenitet. Det kan derfor være en bedre strategi å evaluere instrumentene hver for seg, og deretter undersøke ulike kombinasjoner av instrumentene (Verbeek, 2004, s. 148). I analysen vil jeg vurdere relevansen til flere instrumentkombinasjoner.

En fordel med å estimere elastisitetene separat for hvert prisområde, er at instrumentet da kan variere mellom områder ut ifra hvor mye hver enkeltvariabel påvirker spotprisen. I tilfellet med paneldata vil den lineære kombinasjonen av instrumentene bli den samme for de ulike områdene, som vil si at vi ikke får tatt hensyn til at for eksempel vindkraftproduksjon i SE2 har en større påvirkning på prisene i Nord-Norge enn i Sør-Norge. Dette kan lede til mindre presisjon i analysen, men vil ikke gi nevneverdig skjevhet som følge av svake instrumenter dersom F-statistikken fortsatt er over terskelverdien på 10.²⁵

Eksogenitetsbetingelsen er i motsetning til relevans ikke noe man kan teste empirisk, men heller noe som må evalueres for enkeltvariabler basert på økonomisk intuisjon. Et instrument er ikke eksogent dersom det 1) påvirker forbruksendringer direkte, eller 2) korrelerer med forbruksendringer av andre grunner enn at det påvirker spotprisen. For nederlandsk gasspris vil for eksempel ikke eksogenitetsbetingelsen være oppfylt dersom en stor andel av

²⁵ Ved en F-statistikk på 10 har IV-estimatoren en skjevhet på rundt 10% relativt til OLS (Stock og Watson, 2020, s. 470; Verbeek, 2004 s. 148).

husholdningene bruker gass til oppvarming, fordi økt gasspris i et slikt tilfelle også øker prisen på et substitutt til kraft. Det kan også være tilfellet at nederlandsk gasspris påvirkes av overordnede økonomiske faktorer som også påvirker kraftforbruket i Norge, som for eksempel sesongbaserte variasjoner eller internasjonale fraktkomplikasjoner. En annen måte gassprisen kunne påvirket kraftforbruket på, er dersom økningen i statlige norske gassinntekter fikk direkte utslag i husholdningenes økonomi.

Selv om naturgass brukes noe til oppvarming i industrien, er det svært få husholdninger som har dette som oppvarmingskilde, noe som taler mot at norske husholdninger påvirkes direkte av gassprisene i nevneverdig grad.²⁶ Utgiftene i statsbudsjettet har heller ikke økt i nærheten av like mye som inntektene fra gass, og det er lite troverdig at gassprisene skulle påvirket folks økonomi fra dag til dag gjennom denne mekanismen. Det eventuelle problemet med å bruke nederlandsk gasspris som instrument for norske spotpriser, blir dermed trolig at det er mange variabler som påvirker gassprisen, og at det er vanskelig å utelukke at noen av dem også kan påvirke norske husholdningers kraftforbruk. Mye av prisendringene i gassprisene for perioden har imidlertid blitt drevet av manglende tilbud av spesifikt gass i Europa og endrede geopolitiske forhold. Den geopolitiske situasjonen påvirker trolig ikke kraftforbruket blant norske husholdninger i seg selv.

Tidligere analyser, slik som Bye og Hansen (2008) og Jonassen og Øby (2021), har brukt vær fenomener som instrumentelle variabler. Slike variabler har fordelen av å være sesongavhengige og i stor grad uavhengige av øvrige økonomiske faktorer, i alle fall på dagsbasis. Det er ikke åpenbart om værforholdene korrelerer med forbruket på noen annen måte enn gjennom endringer i spotprisen, i alle fall ikke når man kontrollerer for temperatur. I teorien kan man tenke seg at vind og nedbør har mulighet til å påvirke husholdningenes forbruksmønstre direkte, for eksempel dersom værforholdene gjør at man i større grad holder seg hjemme. Vi kan ikke utelukke at en slik mekanisme eksisterer. Det geografiske skillet vil imidlertid gjøre at denne sammenhengen gjelder i mindre grad for vindkraftproduksjonen i SE2 og SE3 enn for norske værvariabler.

Det kan også tenkes at vindkraftprodusenter planlegger for eksempel vedlikehold til perioder de forventer lavere priser, noe som vil gi en positiv sammenheng mellom forbruk og

²⁶ I 2018 ble 80 prosent av oppvarmingsbehovet blant husholdninger dekket av elektrisitet, 15 prosent av biobrensler, rundt 3 prosent av fjernvarme og noe av olje og oljeprodukter. Naturgass utgjorde en ubetydelig andel (NVE, 2023c).

vindkraftproduksjon. Dette vil kunne gjelde både vindkraftproduksjon i Sverige og vindkraftproduksjon i Norge. I så fall vil β_1 -koeffisienten trekkes i negativ retning, ettersom produksjonen reduseres samtidig som prisene er lave. I regresjonen vil denne «ekstra» korrelasjonen tolkes som en effekt av høyere priser. Det samme gjelder dersom folk holder seg hjemme grunnet været, ettersom økt vindkraftproduksjon og lavere priser da vil korrelere med høyere forbruk. Matematisk uttrykt får vi ikke trukket fra den positive kovariansen mellom instrumentet og feilleddet fra den positive kovariansen mellom instrumentet og forbruket, noe som gjør at telleren, og dermed også elastisiteten, overestimeres.²⁷

Den samme intuisjonen som for vindkraft vil også gjelde for tilsig dersom medlemmer av husholdningene holder seg hjemme ved mye regn. Koeffisienten her vil i så fall også dras i negativ retning og antyde et mer elastisk forbruk. Det er imidlertid et visst geografisk skille mellom områdene med vannmagasiner og områdene det bor flest mennesker. Tilsig bestemmes dessuten ikke kun av regn, men også av smeltetidspunkt og distanse mellom nedbør og vannmagasin, og disse variablene er potensielt mindre korrelert med forbruket fra dag til dag. Flere norske studier har brukt både fyllingsgrad og tilsig som instrumenter.²⁸ Tilsig er trolig mer eksogent enn fyllingsgrad, ettersom tilsig er naturbestemt, mens fyllingsgraden kan reguleres og dermed påvirkes av prisen.

Ettersom det er flere kandidater til instrumenter, gjennomfører jeg en Sargan-test for overidentifiserende restriksjoner. Intuisjonen er at de tilpassede verdiene fra instrumentet skal være uavhengige av feilleddet i den fullstendige regresjonen (Verbeek, 2004, s. 147). Gjennom å anta at ett av instrumentene er eksogent, kan man teste hvorvidt de andre også er det ved å se om instrumentene har noen prediksjonskraft for feilleddet i den andre regresjonen. Det er viktig å merke seg at testen aldri får bekreftet hvorvidt et instrument er eksogent, ettersom man implisitt antar at minst én av variablene er eksogene. Testen kan også gi et positivt utfall i en situasjon med to endogene instrumenter, og den skal derfor ikke brukes ukritisk. Hensikten med testen er heller å luke ut de instrumentene som testen gir sterke indikasjoner på at er endogene.

For de fire instrumentelle variablene ser det ut til å være et problem med minst én av variablene: Sargan-testen for regresjonen med alle fire instrumentelle variabler indikerer at man bør forkaste en nullhypotese om at instrumentet ikke er korrelert med feilleddet.²⁹ Samme test

²⁷ Kovariansen mellom vindkraft og feilleddet er positiv, og skulle vært trukket fra β_1 -koeffisienten. I stedet inngår den i estimatet.

²⁸ Se for eksempel oppsummerende tabell i Jonassen og Øby (2021).

²⁹ Se appendiks 5.2.4 for oversikt over resultatene fra Sargan-tester.

gjennomført med diverse utvalg av variablene, viser at å inkludere norsk vindkraftproduksjon som instrument gjennomgående leder til forkasting av nullhypotesen om eksogenitet. Dette kan være et signal om at norsk vindkraftproduksjon ikke er en eksogen instrumentvariabel, og at å inkludere denne variabelen i analysen vil kunne gi et skjevt estimat på priselastisiteten.

Instrumentet med nederlandsk gasspris, vindkraftproduksjon i SE2 og tilsig blir fortsatt forkastet på 5 prosent signifikansnivå som et eksogent instrument for prisene i NO4. Med vindkraftproduksjon i SE3, nederlandsk gasspris og tilsig forkaster vi nullhypotesen på 10 prosent nivå for både NO2 og NO4.

To av de instrumentelle variablene består samlet Sargan-testen i både NO2 og NO4; svensk vindkraftproduksjon og nederlandsk gasspris. Det betyr ikke umiddelbart at disse to instrumentene er eksogene, men testen får heller ikke avkreftet at de er det. Det at disse to variablene i stor grad avhenger av forhold utenfor Norge, styrker imidlertid antagelsen om at de er eksogene. Instrumentene vil med all sannsynlighet gi resultater som er mindre skjeve enn instrumentene med vindkraft og tilsig, ettersom de to sistnevnte variablene potensielt korrelerer med værvariabler som også påvirker forbruket.

6. Resultater

I denne delen vil jeg først presentere regresjonsresultatene fra NO₂ og NO₄. Deretter vil resultatene fra paneldataregresjonen presenteres. Etersom fire instrumentelle variabler gir opp til 15 kombinasjoner av instrumenter for hvert prisområde, presenterer jeg i hver del regresjonene basert på de instrumentene jeg har mest tillit til. Hvor godt et instrument er, evalueres ut ifra hvor godt instrumentet oppfyller kravene til relevans og eksogenitet.

Regresjonstabellene rapporterer for NO₂ og NO₄ standardfeil som er robuste for seriekorrelasjon og heteroskedastisitet (HAC-standardfeil). Standardfeilene brukt i paneldataregresjonene er robuste for klynger.

I analysen betegnes en økt forbruksrespons som et *mer elastisk* kraftforbruk. En mer negativ $\widehat{\beta}_1$ -koeffisient tilsvarer altså en høyere elasticitet, ettersom elasticiteten måler graden av pristilpasning. Det er absoluttverdien som måler størrelsen på responsen. Lavere koeffisienter indikerer derfor høyere elasticitet.

6.1 Sør-Norge (NO₂)

Regresjonene i tabell 2 er som følger: Regresjon 1 er OLS. Regresjon 2 er en IV-regresjon med alle fire instrumentelle variabler. Regresjon 3 og 4 er med nederlandsk gasspris og svensk vindkraft i SE3 (3) og SE2 (4) som instrumentelle variabler. I regresjon 5 og 6 er kun svensk vindkraft inkludert som instrument, i 5 produksjonen i SE3 og i 6 produksjonen i SE2.³⁰

³⁰ For fullstendig F-statistikk for NO₂ og NO₄, se appendiks 6.1.1. For resultater fra første steget i IV regresjon med alle fire instrumenter, se appendiks 6.1.2.

Tabell 2: Regresjon NO2

	<i>Avhengig variabel</i>					
	<i>OLS</i>	<i>log(Forbruk)</i>				
		<i>IV</i>		<i>IV</i>		
		Alle (Sv3)	Ng, Sv3	Ng, Sv2	Sv3	Sv2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(Pris)	-0,017*** (0,005)	-0,075*** (0,020)	-0,064*** (0,018)	-0,044** (0,018)	-0,070*** (0,019)	-0,047** (0,022)
Temperatur	-0,021*** (0,001)	-0,023*** (0,001)	-0,023*** (0,001)	-0,022*** (0,001)	-0,023*** (0,001)	-0,022*** (0,001)
Helligdag	0,004 (0,009)	-0,007 (0,009)	-0,005 (0,009)	-0,001 (0,009)	-0,006 (0,009)	-0,002 (0,009)
Konstant	-0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0001 (0,001)	0,00001 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,00003 (0,001)
Resultat Sargan- test (p-verdi)		3.33e-11***	0,83	0,29	NA	NA
F-statistikk		12,40	12,96	6,09	16,91	7,89

Merk:

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Koeffisientene for log(Pris) tolkes som spotpriselasiteten fra dag til dag blant husholdninger. Dette er β_1 -estimatene. Med utgangspunkt i OLS-estimatet ville en prisøkning på ett prosent fra en dag til den neste indikert en forbruksreduksjon på 0,017 prosent i NO2. Vi ser også at temperatur har en jevn og plausibel effekt på forbruket for samtlige regresjoner. Koeffisientene her antyder at en temperaturøkning på én grad reduserer forbruket med 0,02 prosent. Ingen av regresjonene får signifikante koeffisienter på helligdagsdummyen, som kan bety at forbruket på helligdagene ikke skiller seg nevneverdig fra forbruket de øvrige dagene.

Estimatene for priselasiteten er høyere i absoluttverdi for regresjonene med instrumentelle variabler: mellom -0,44 og -0,075. Disse estimatene har også større standardfeil, noe som er vanlig i IV-regresjoner ettersom man har usikkerhet både om hvordan instrumentet påvirker regressoren, og om hvordan regressoren påvirker den avhengige variabelen. Intuitivt kan det gi mening med et høyere estimat for elastisiteten ved en IV-regresjon enn ved OLS, ettersom formålet med å bruke instrumenter er å isolere vekk effekten av forbruket på prisen.

Regresjon 2, hvor instrumentet er en kombinasjon av alle fire variabler, består ikke Sargan-testen ettersom vi kan forkaste en nullhypotese om at ingen av variablene er endogene med svært høy sikkerhet. Dette betyr at vi trolig har en skjevhet i resultatene for denne regresjonen,

og regresjonen er inkludert for sammenligning med de øvrige regresjonene. Som nevnt i del 5, avviser Sargan-testen eksogeniteten til alle instrumenter hvor norsk vindkraft er inkludert. Regresjonene med norsk vindkraft som instrumentvariabel viser også systematisk høyere elasticitet enn andre regresjoner: -0,075 i regresjon 2 med alle variablene, og opp til -0,238 når vindkraft brukes som instrument alene.³¹ De høye estimatene kan skyldes at instrumentet er endogent, og at norsk vindkraftproduksjon korrelerer positivt med forbruket på andre måter enn gjennom spotprisen. En positiv korrelasjon mellom vindkraftproduksjon og feilledet som det ikke korrigeres for, vil i dette tilfellet trekke estimatet i negativ retning.³² Et overestimat for elasticiteten er i tråd med de påpekte mekanismene for hvorfor vindkraft ikke nødvendigvis er et eksogent instrument.

Regresjonene som har nederlandsk gasspris og svensk vindkraft som instrumentelle variabler (3 og 4), har begge en høy nok p-verdi til å bestå Sargan-testen. Dette betyr som nevnt ikke at vi ukritisk kan anta at de er eksogene, men det øker troverdigheten til resultatene. Jeg har også inkludert to regresjoner som kun har svensk vindkraftproduksjon som instrument, ettersom dette tilsynelatende er det sterkeste instrumentet.³³ Det er verdt å merke seg at estimatene basert på SE2 er lavere enn de basert på SE3. De har også en F-statistikk under 10, som betyr at de er svake instrumenter. Det gir mening at vindkraftproduksjonen i SE2 har en lavere påvirkning på prisen i NO2 enn produksjonen i SE3, ettersom SE2 geografisk sett er lengre unna. Samtidig betyr den lave F-statistikken at vi kan ha mindre tillit til disse resultatene. De mest troverdige resultatene i utvalget er de fra regresjon 3 og 5, ettersom disse er med de instrumentene som i størst grad oppfyller kravene til eksogenitet og relevans. Priselasticiteten i Sør-Norge er derfor estimert til rundt -0,065 for perioden i denne analysen.

Et argument mot at svensk vindkraftproduksjon er et eksogent instrument, kan være at svensk og norsk vindkraft trolig er påvirket av mange av de samme faktorene. Dersom norsk vindkraft er endogent, burde man av den grunn også være kritisk til eksogeniteten til svensk vindkraftproduksjon. Man kunne tenkt seg at svensk vindkraft er et mindre 'presist' estimat på norsk vindkraft, fordi vindforholdene i Sverige og Norge trolig korrelerer. På den andre siden er det fortsatt en betraktelig geografisk forskjell mellom områdene. Vi kan ikke utelukke at det er elementer ved vindkraftproduksjonen i Sverige som korrelerer med norsk forbruk, men det

³¹ Se appendiks 6.1.3 for regresjoner med norsk vindkraft som instrumentvariabel.

³² Kovariansen mellom instrumentet og feilledet er negativt, og burde vært trukket fra. $\widehat{\beta}_1$ blir større i absoluttverdi enn β_1 .

³³ Se appendiks 6.1.1 og 6.1.2.

er heller ikke åpenbart at sammenhengen er sterk fra dag til dag. Korrelasjonen mellom svensk og norsk vindkraftproduksjon reduseres også av å ta differansen av variablene.³⁴

Til slutt bør det bemerkes at nederlandsk gasspris tilsynelatende ikke har en betydningsfull effekt på spotprisen.³⁵ Dette er noe overraskende. Ettersom gassprisen antas å være en sterk driver for spotprisene i de sørlige prisområdene for perioden, kunne man forventet en mer tydelig positiv sammenheng. Årsaken til at gassprisen tilsynelatende ikke påvirker prisen, kan være at gassprisene i realiteten påvirker spotprisene med en forsinkelse, for eksempel dersom kraftprodusentene som bruker gass som innsatsfaktor, baserer tilbudene sine i engrosmarkedet på gårsdagens gasspriser. Dette kunne blitt utforsket ved å inkludere laggede variabler for gassprisen, noe jeg ikke har forsøkt i denne analysen.

6.2 Nord-Norge (NO4)

Det er interessant å sammenlikne resultatene fra NO2 med de fra det nordligste prisområdet i Norge, NO4. Spotprisen i NO4 påvirkes av mange av de samme instrumentelle variablene som NO2, selv om størrelsesordenen varierer. Som for NO2 inkluderer jeg de mest rimelige regresjonene, i tillegg til en samlet regresjon for alle instrumentene (regresjon 2). Regresjonen med alle instrumentelle variabler er her med vindkraftproduksjon i SE2, ikke SE3.

Regresjon 1 er OLS. Regresjon 2 en IV-regresjon med nederlandsk gasspris, svensk vindkraftproduksjon i SE2, norsk vindkraftproduksjon og tilsig som instrumenter. Regresjon 3 og 4 er IV-regresjoner med nederlandsk gasspris og svensk vindkraftproduksjon (hhv. SE3 og SE2), som instrumenter og regresjon 5 og 6 IV-regresjoner med kun svensk vindkraftproduksjon (hhv. SE3 og SE2) som instrument.

³⁴ Se appendiks 6.1.4 for korrelasjonstabell.

³⁵ Nederlandsk gasspris i seg selv har en F-statistikk på 2.53 for NO2.

Tabell 3: Regresjon NO4

	<i>Avhengig variabel</i>					
	<i>OLS</i>	<i>log(Forbruk)</i>				<i>Sv2</i>
		<i>Alle (Sv2)</i>	<i>Ng, Sv3</i>	<i>Ng, Sv2</i>	<i>Sv3</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(Pris)	-0,009** (0,004)	-0,057*** (0,011)	-0,006 (0,011)	-0,028*** (0,011)	-0,006 (0,012)	-0,030*** (0,011)
Temperatur	-0,019*** (0,001)	-0,020*** (0,001)	-0,019*** (0,001)	-0,020*** (0,001)	-0,019*** (0,001)	-0,020*** (0,001)
Helligdag	0,004 (0,014)	-0,002 (0,014)	0,005 (0,014)	0,002 (0,014)	0,005 (0,014)	0,001 (0,014)
Konstant	0,00001 (0,001)	0,0002 (0,001)	-0,00001 (0,001)	0,0001 (0,001)	-0,00001 (0,001)	0,0001 (0,001)
Resultat Sargan- test (p-verdi)		1.09e-06	0,962	0,579	NA	NA
F-statistikk		24,89	28,00	34,46	41,06	49,90

Merk:

*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Estimatet for priselastisiteten har omtrent halve størrelsen i OLS-regresjonen som i den tilsvarende regresjonen for NO2. Vi ser også at koeffisienten nå kun er signifikant på 5 prosent nivå. En årsak til at OLS-estimatet er lavere for NO4, kan være at simultan kausalitet leder til en større skjevhet her enn for NO2. Dette kan for eksempel være fordi prisene i NO4 i mindre grad er blitt påvirket av eksterne faktorer i løpet av perioden, og dermed påvirkes relativt mer av interne etterspørselsforhold. Dersom dette er tilfellet, vil en konsistent IV-regresjon kunne gi koeffisienter som i større grad likner de i NO2.

For den første IV-regresjonen, regresjon 2, blir koeffisienten betydelig større i tallverdi enn i de øvrige regresjonene. Dette skyldes også her at norsk vindkraftproduksjon, som er inkludert som instrumentvariabel, trolig korrelerer positivt med forbruket.

For regresjon 3 og 5, hvor vindkraftproduksjon i SE3 inngår i instrumentet, er det første man kan merke seg at koeffisientene ikke blir signifikant forskjellige fra null. Dette er til tross for en tilstrekkelig høy F-statistikk. Koeffisientene er også lavere i tallverdi enn de fra OLS-regresjonen. Dette kan bety at husholdningene i Nord-Norge har et svært uelastisk forbruk. Samtidig er estimatene for priselastisiteten fra regresjon 4 og 6, hvor vindkraftproduksjonen i

SE2 inngår i instrumentet, både signifikante, og betraktelig høyere enn de fra OLS-regresjonen. Koeffisientene i disse regresjonene er omtrent tre ganger så store som i OLS-regresjonen, noe som kan vitne om en sterk endogeniteten i prisvariabelen.

Det er ikke innlysende hvordan forskjellen mellom regresjon 3 og 5 på en side, og regresjon 4 og 6 på den andre siden, burde tolkes, spesielt ettersom vindkraftproduksjonen i SE3 og SE2 i stor grad påvirkes av de samme faktorene. En mulig tolkning kan være at vindkraftproduksjonen i SE2, på grunn av sin geografiske nærhet, ikke er et eksogent instrument for spotprisen i NO4. Den høye koeffisienten fanger i så fall opp en positiv korrelasjon mellom forbruket og vindkraftproduksjon som ikke skyldes endringer i spotprisen. En slik tolkning stemmer også overens med resultatene fra Sargan-testen, hvor vi er nærmere å forkaste nullhypotesen om eksogenitet for regresjonene med vindkraftproduksjon i SE2 enn med SE3. Samtidig gjør også den geografiske nærheten, og overføringskapasiteten som følger, at produksjonen i SE2 har en større direkte effekt på prisene. Det er derfor vanskelig å gi et estimat på priselastisiteten i NO4. Analysen indikerer likevel at elastisiteten trolig er lavere for NO4 enn for NO2.

Det kan være flere grunner til en lavere priselastisitet i Nord-Norge enn i Sør-Norge, og forskjellen behøver ikke reflektere en metodisk feil. Elastisiteten er ikke nødvendigvis den samme på tvers av områder, ettersom prisområdene skiller seg i form av blant annet geografi, klima, bosetning, og bebyggelse. I tillegg har prisnivået og prisvariasjonen vært svært ulik i NO2 og NO4 i perioden. Som illustrert i del 2, vil gjennomslaget av spotprisen til sluttbrukerprisen øke med prisnivået, noe som betyr at husholdninger i Sør-Norge har blitt mer eksponert for spotprisen. Samtidig er også deler av Troms og Finnmark unntatt både elavgift og merverdiavgift på elektrisitet, noe som isolert sett taler for at gjennomslaget burde være høyere her. En samlet OLS-regresjon viser at koeffisientene for de ulike områdene er signifikant forskjellige på 10 prosent nivå, noe som antyder at elastisiteten i realiteten ikke er den samme i de ulike prisområdene i perioden.³⁶

6.3 Alle prisområder

I denne delen ser jeg på alle de norske prisområdene under ett gjennom en paneldataregresjon. Det antas dermed implisitt at elastisiteten er den samme i ulike områder. I paneldataregresjonen

³⁶ Se appendiks 6.2.1.

antar man også at instrumentet i en spesifikk regresjon har den samme påvirkningen i forskjellige områder.

I regresjonene under inngår kun kombinasjoner av nederlandsk gasspris og svensk vindkraftproduksjon som instrumenter. Regresjon 1 er som før OLS, mens de øvrige er IV-regresjoner. Instrumentene er som følger: I regresjonene 2, 4 og 6 både nederlandsk gasspris og svensk vindkraftproduksjon, og i regresjonene 3, 5 og 7 kun svensk vindkraftproduksjon. I regresjonene 2 og 3 inngår produksjon i SE3, i regresjonene 4 og 5 produksjonen i SE2, og i regresjonene 6 og 7 produksjonen i begge områder.

Tabell 4: Regresjon Norge

	<i>Avhengig variabel</i>						
	log(Forbruk)						
	OLS	Ng, Sv3	Sv3	Ng, Sv2	Sv2	Ng, Sv3, Sv2	Sv3, Sv2
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
log(Pris)	-0,010*** (0,002)	-0,027*** (0,005)	-0,028*** (0,005)	-0,030*** (0,006)	-0,032*** (0,006)	-0,028*** (0,005)	-0,029*** (0,005)
Temperatur	-0,019*** (0,0003)	-0,020*** (0,0003)	-0,020*** (0,0003)	-0,020*** (0,0003)	-0,020*** (0,0003)	-0,020*** (0,0003)	-0,020*** (0,0003)
Helligdag	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)
Constant	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)
F-statistikk		228,15	302,04	167,48	205,15	202,07	240,65

Merk:

*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

OLS-estimatet for priselastisiteten ligger her mellom OLS-estimatet fra NO2 på -0,017 og NO4 på -0,009, noe som gir mening med tanke på at paneldataregresjonen estimerer et vektet gjennomsnitt av koeffisientene fra de nordlige og sørlige områdene. Også her gir IV-regresjonene et høyere estimat for elastisiteten enn OLS-regresjonen. Estimaten for priselastisiteten i regresjonene 2 til 7 ligger ganske jevnt, mellom -0,027 og -0,032.

Koeffisientene ligger nærmere de fra NO4 enn NO2, noe som kan komme av at elastisitetene fra NO1 og NO3 også er lavere enn i NO2.

Vi ser også at regresjonene der vindkraftproduksjon i SE2 inngår i instrumentet, til forskjell fra SE3, gir noe høyere estimater på elastisiteten. En mulig forklaring på dette kan være at SE2 i gjennomsnitt er et sterkere instrument for norske spotpriser, noe som kan være tilfelle som følge av at produksjonen her er høyere enn i SE3, og at denne produksjonen derfor utgjør en større andel av tilbudssiden. Samtidig har SE3 noe større overføringskapasitet til Norge.

En annen forklaring kan være at de svenske produksjonsområdene påvirker prisområdene i Norge i ulik grad, og at SE2 i større grad for eksempel fanger opp prisvariasjonen i de nordligste områdene. Dersom SE2 ikke klarer presist å estimere prisene i Sør-Norge, vil det være usikkerhet rundt koeffisientene her. Samtidig viser F-statistikken at samtlige instrumenter er sterke nok til å oppfylle kravet til relevans, og F-statistikken er høyere i paneldataregresjonen enn de var for enkeltseriene.

Ettersom SE2 og SE3 fanger opp prisvariasjonen i delvis ulike områder, kan det mest presise og effektive instrumentet være det hvor begge variablene benyttes, slik som i regresjonene 6 og 7. Det er likevel marginale størrelsesforskjeller mellom koeffisientene fra regresjonene 2 og 7. Instrumentene er også de som i størst grad oppfyller kravene til eksogenitet av de variablene vi har tilgjengelig, ettersom nederlandsk gasspris og svensk vindkraftproduksjon både består Sargans-testen, og avhenger av forhold utenfor Norge. Dette bidrar til å redusere risikoen for en eventuell sammenheng mellom instrumentene og norske husholdningers kraftforbruk. Det mest rimelige estimatet fra denne analysen er derfor at norske husholdningers priselastisitet med hensyn til spotprisen på dagsbasis er på rundt $-0,03$. Det bør likevel bemerkes at dersom svensk vindkraftproduksjon ikke er et eksogent instrument, som er en mulig implikasjon av analysen i del 6.2, vil elastisiteten potensielt være overestimert.

Det bør også bemerkes at de fem prisområdene har samme vekt i paneldataregresjonen, og husholdninger i nord blir derfor vektet for høyt relativt til innbyggertall. Dersom elastisiteten i realiteten er høyere i de sørlige områdene, hvor vektingen er for lav relativt til innbyggertall, kan dette gi en negativ skjevhet i estimatene. Dette vil bety at estimatet ikke nødvendigvis reflekterer en gjennomsnittlig norsk husholdning, men at det i større grad reflekterer husholdningene i nord. Dette vil trekke estimatet nærmere null.

6.4 Elastisiteten ved ulike prisnivåer

Som nevnt i del 6.2, kan en mulig årsak til de ulike estimatene mellom NO2 og NO4 være at prisnivået har vært svært forskjellig i Sør- og Nord-Norge i perioden. I denne delen vil jeg derfor undersøke i hvilken grad elastisiteten påvirkes av prisnivået. Dette gjøres gjennom en paneldataregresjon med to ulike modellspesifikasjoner. I regresjonene 1 og 2 analyseres det om elastisiteten i seg selv avhenger av prisnivået, gjennom å inkludere et kvadratledd for prisen. I regresjon 3 og 4 analyseres det hvorvidt elastisiteten er ulik i perioden før og etter månedsskiftet november-desember 2021. Månedsskiftet representerer både innføringen av strømstøtteordningen for husholdninger og begynnelsen på en periode hvor prisene har vært på et betraktelig høyere nivå enn perioden før. For begge IV-regresjonene er instrumentet nederlandsk gasspris og svensk vindkraftproduksjon i både SE3 og SE2.

Tabell 5: Regresjon med kvadratledd og tidsdummy

	<i>Avhengig variabel</i>			
			log(Forbruk)	
	<i>OLS</i>	<i>IV</i>	<i>OLS</i>	<i>IV</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
log(Pris)	0,0001 (0,005)	-0,106 (0,137)	-0,005* (0,003)	-0,035*** (0,013)
log(Pris) ²	-0,002** (0,001)	0,013 (0,024)		
log(Pris) * Periode 2			-0,00001** (0,00000)	0,00001 (0,00002)
Temperatur	-0,019*** (0,0003)	-0,019*** (0,001)	-0,019*** (0,0003)	-0,020*** (0,0003)
Helligdag	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)
Konstant	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0002 (0,001)
F-statistikk (på kvadratledd/interaksjon)		209,93		109,73

Merk:

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

I OLS-regresjonen får vi en negativ koeffisient for kvadratleddet. En negativ koeffisient betyr at elastisiteten øker med prisnivået, altså at husholdningene reduserer forbruket mer ved høyere

prisnivåer. I tilfellet med koeffisientene fra OLS-regresjonen vil for eksempel elastisiteten være på -0,016 for et prisnivå på 50 øre per kWh, og -0,018 for et prisnivå på 100 øre per kWh.³⁷ For høye priser gir en prosentvis endring i spotprisen en større prosentvis endring i sluttbrukerprisen. Dette kan være en mekanisme bak at elastisiteten med hensyn på spotprisen øker når spotprisen er på et høyere nivå.

Regresjon 2, som er regresjonen med instrumentelle variabler, gir imidlertid en positiv koeffisient. Dette antyder at elastisiteten reduseres med prisnivået, altså at husholdningene endrer forbruket prosentvis mindre når prisene er på et høyt nivå. Dette kan for eksempel være tilfellet om husholdningene ved et høyt prisnivå allerede har gjennomført de forbruksreduksjonene og kortsiktige tilpasningene som er mulig. Koeffisienten på IV-regresjonen er imidlertid ikke signifikant forskjellig fra null. Dette kan bety at elastisiteten i realiteten ikke varierer med prisnivået. Det kan også bety at de nevnte mekanismene er til stede, men at mekanismene som trekker i retning økt elastisitet med høyere priser, og de som trekker i retning redusert elastisitet med høyere priser, utlikner hverandre. Vi kan uansett ikke slå fast noe om forholdet mellom prisnivå og elastisitet på bakgrunn av de to første regresjonene.

Regresjon 3 og 4 inkluderer en interaksjon mellom prisen og en dummyvariabel for månedene fra og med desember 2021. Dette er tidspunktet strømstøtteordningen ble innført. Perioden overlapper også med økningen i prisnivået i de sørlige prisområdene. OLS-regresjonen antyder at elastisiteten kan være høyere fra og med desember 2021 enn den var for perioden før, ettersom vi får en negativ koeffisient for interaksjonsleddet som er signifikant på 5 prosent nivå. Implikasjonen av en negativ koeffisient er at forbruksresponsen som følge av en prisendring er høyere i denne perioden. Vi må imidlertid være forsiktige med å tolke dette som en endring som følge av et prisskifte, ettersom det kan være flere forhold enn prisnivået som skiller seg mellom periodene. Det går for eksempel ikke an å skille effekten av strømstøtteordningen og effekten av endringen i prisnivået fra hverandre med denne modellen. I tillegg er det bemerkelsesverdig at de estimerte elastisitetene, både før og etter desember 2021, er veldig nære null, og koeffisientene for priselastisiteten samsvarer ikke med de tidligere beregnede elastisitetene i analysen. Dette svekker troverdigheten til regresjon 3.

I regresjon 4 inngår instrumentelle variabler, og denne regresjonen gir ikke en signifikant koeffisient på interaksjonsleddet mellom pris og tidsdummyen. Regresjonen har et

³⁷ Forutsetter koeffisient på lineært ledd lik null. Se appendiks 6.4.1 for formel brukt til utregning av elastisitet i modell med kvadratledd.

utgangspunkt som likner mer på tidligere resultater, med et estimat for priselastisiteten som i den første perioden ligger på -0,035. I tillegg til at IV-regresjonen korrigerer for endogenitet, er regresjon 4 også av den grunn mer troverdig enn regresjon 3. En ikke-signifikant koeffisient for tidsdummyen antyder at elastisiteten ikke har endret seg fra og med desember 2021.

I både regresjon 2 og 4 er F-statistikken langt over 10, som betyr at instrumentet i utgangspunktet er relevant for både kvadratleddet av prisen, og interaksjonsleddet med tidsdummyen. Dette styrker muligheten for at elastisitetene i realiteten er like, både for ulike prisnivåer og i de to periodene. Vi kan likevel ikke konkludere med at elastisiteten er uendret. Det at analysen ikke viser en signifikant forskjell mellom periodene kan også skyldes at datahistorikken ikke er lang nok til å fange opp periodevise forskjeller i tilstrekkelig grad. Modellen i analysen er i tillegg svært enkel. En mer kompleks modell med flere kontrollvariabler vil i større grad kunne fange opp eventuelle ulikheter i elastisitetene.

6.5 Tolkning av resultater

Resultatene fra analysen indikerer at norske husholdninger responderer noe på daglige spotprisendringer, men at forbruksendringen er svært lav. Mer presist estimerer analysen at en prisøkning på ett prosent gir en reduksjon i etterspørselen etter strøm blant husholdningene på 0,03 prosent. Analysen antyder også at priselastisiteten er høyere i Sør-Norge (NO2) enn i Nord-Norge (NO4) i perioden. Jeg finner ingen tydelige indikasjoner på at priselastisiteten endrer seg med høyere prisnivåer.

I praksis betyr en priselastisitet på -0,03 at en prisøkning på for eksempel 3 prosent, som er den største prisøkningen fra en dag til neste i perioden,³⁸ gir en forbruksreduksjon på 0,9 prosent denne dagen. Et annet illustrerende regnestykke er at en prisøkningen må være på 33 prosent for å gi en forbruksreduksjon på ett prosent. En prisøkning må altså være svært stor fra dag til dag for at vi skal få en nevneverdig endring i forbruket. Dette er tilsynelatende ikke i overensstemmelse med Dalen og Halvorsen (2022), som konkluderer med at forbruksreduksjonen har vært betydelig i perioden.

Det er imidlertid viktig å være klar over at mine resultater beskriver en endring på daglig basis, og de er ikke direkte sammenliknbare med studier som ser på pris- og forbruksendringer med

³⁸ For NO2.

høyere tidsoppløsning. Elastisiteten kan se noe lavere ut enn ved tidligere analyser basert på årsdata, som i analysene trukket frem i litteraturgjennomgangen rangerte fra -0,041 til -0,228. Hvorvidt dette reflekterer metodiske forskjeller, eller det at elastisiteten øker dersom man har lengre tilpasningstid, er uvisst. På en side kan husholdningene gjøre flere endringer for å redusere forbruket i løpet av et år enn i løpet av en dag, som for eksempel å forbedre isolasjon, eller skifte til LED-pærer. På den andre siden fanger også forbruksendringen fra dag til dag opp eventuell lastflytting mellom dager, noe som ikke vil bli fanget opp med elastisiteter på årsbasis.

Sammenliknet med tidligere estimerte elastisiteter som bruker timesoppløsning, er et estimat på -0,03 i tråd med disse. I motsetning til lastflytting innad i en dag vil ikke elastisiteten på dagsbasis fange opp forflytning av daglige gjøremål, som matlaging, oppvask og ivaretagelse av personlig hygiene. Det gir likevel mening at estimatene ligger på omtrent samme nivå. En estimert elastisitet på -0,03 er også identisk med estimatet i Jonassen og Øby (2021), som er den eneste nevnte andre studien som også bruker dagstall. Estimatet ser tilsynelatende ut til å ligge rundt samme nivå som tidligere studier, og vi ser ingen åpenbar endring som følge av det høye prisnivået.

I denne analysen beskriver altså forbruksendringene totalresponsen av både forbruksreduksjon og lastflytting mellom dager. Vi får ikke skilt de to responsene fra hverandre empirisk. Dette gjør tolkningen noe mer komplisert, og vi kan ikke på bakgrunn av den estimerte elastisiteten si noe om forbruksreduksjonen over lengre tid. Dersom for eksempel en stor del av responsen skyldes lastflytting, vil forbruksreduksjonen svekkes om man har prisøkning flere dager på rad, ettersom det er begrensninger på hvor langt fremover husholdningene kan flytte forbruket. For å sammenlikne elastisiteter med ulik tidsoppløsning kan man bruke det samme datasettet og de samme metodene med ulik aggregering av tid.

7. Konklusjon

Jeg har estimert husholdningenes kraftpriselasitet med hensyn til spotprisen, for NO₂, NO₄ og alle prisområder under ett, i den hensikt å belyse hvorvidt elastisiteten kan ha endret seg som følge av et generelt høyere prisnivå i kraftmarkedet. Analysen indikerer at spotpriselasiteten blant husholdninger i Norge er svært lav, på rundt -0,03 når vi ser på daglige endringer.

En lav priselasitet blant husholdninger i kraftmarkedet har potensielt to viktige implikasjoner:

- 1) Fremtidige prissvingninger fra dag til dag vil i liten grad dempes en fleksibel etterspørsel blant husholdningene. I tilfellet med en uelastisk etterspørsel vil ikke husholdningene klare å tilpasse seg tilgjengelig kapasitet i kraftmarkedet. Spotprisen vil i stor grad bestemmes av tilbudet, noe som vil kunne medføre store prissvingninger i et marked hvor tilbudssiden i økende grad består av ikke-regulerbare produksjonskilder.
- 2) En subsidieordning for husholdningene vil kunne ha lave vridningseffekter. Til tross for at vi ikke har beregnet elastisiteten med hensyn på sluttbrukerprisen, gir elastisiteten beregnet med hensyn på spotprisen en indikasjon på husholdningenes generelle tilpasningsdyktighet. En korrekt innvending mot en slik tolkning av resultatene vil være at en beregning basert på dagstall er uegnet til å evaluere tilpasning på lengre sikt. Det er i denne analysen vanskelig å tyde implikasjonene av dagens strømstøtteordning, som i praksis gir et nivåskifte på månedsbasis. En ny subsidieordning, hvor støttekomponenten beregnes time for time i stedet for hver måned, vil derimot dempe endringer i sluttbrukerprisen fra dag til dag. Analysen indikerer at en slik ordning kun vil ha mindre effekt på det daglige forbruket.

For videre studier vil det være interessant å utforske sammenhengen mellom priselasiteten og prisnivået videre. I tillegg vil det være av interesse å undersøke hvordan elastisitetene avhenger av tidsoppløsning, for eksempel gjennom å sammenlikne resultater fra analyser med tidsaggregering på dagsnivå med ukes- eller månedsnivå. Ved ukes- og månedsdata vil man trolig kunne tolke resultatene som ren forbruksreduksjon. I en slik analyse bør man ha data for flere år for å få tilstrekkelig med datapunkter.

Videre studier kan også forbedres gjennom et bredere panel, gjerne ved bruk av mikrodata. Da vil man kunne få et mer detaljert bilde av forbruksresponsen, og det vil for eksempel være mulig å evaluere hvordan forbruk- og velferdsendringer påvirkes av ulike karakteristika. Et

forskningsdesign basert på mikrodata vil potensielt også kunne gi mer presise estimater på husholdningenes samlede forbruksrespons.

Litteraturliste

- Auray, S., Caponi, V., & Ravel, B. (2019). Price Elasticity of Electricity Demand in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 513, 91–103.
- Birkelund, H., Arnesen, F., Hole, J., Spilde, D., Jelsness, S., Aulie, F. H., & Haukeli, Ingrid E. (2021). *Langsiktig kraftmarkedsanalyse 2021 - 2040: Forsterket klimapolitikk påvirker kraftprisene* (Nr. 2021/29). Norges vassdrags- og energidirektorat. https://publikasjoner.nve.no/rapport/2021/rapport2021_29.pdf
- Bru, T., & Vedum, T. S. (2022). *Skriftlig spørsmål fra Tina Bru (H) til olje- og energiministeren*. Stortinget. <https://www.stortinget.no/no/Saker-og-publikasjoner/Sporsmal/Skriftlige-sporsmal-og-svar/Skriftlig-sporsmal/?qid=88565>
- Burke, P. J., & Abayasekara, A. (2018). The price elasticity of electricity demand in the United States: A three-dimensional analysis. *The Energy Journal*. <https://doi.org/10.5547/01956574.39.2.pbur>
- Bye, T., & Hansen, P. V. (2008). *How do Spot prices affect aggregate electricity demand?* 527. <https://www.ssb.no/forskning/discussion-papers/how-do-spot-prices-affect-aggregate-electricity-demand>
- Bönte, W., Nielen, S., Valitov, N., & Engelmeyer, T. (2015). Price elasticity of demand in the EPEX spot market for electricity—New empirical evidence. *Economics Letters*, 135, 5–8. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.07.007>
- Cialani, C., & Mortazavi, R. (2018). Household and industrial electricity demand in Europe. *Energy Policy*, 122, 592–600. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.07.060>
- Cinelli, C., Forney, A., & Pearl, J. (2020). A Crash Course in Good and Bad Controls. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3689437>

- Csereklyei, Z. (2020). Price and income elasticities of residential and industrial electricity demand in the European Union. *Energy Policy*, 137, 111079.
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.111079>
- Dalen, H. M., & Halvorsen, B. (2022). *Økonomiske konsekvenser av høye kraftpriser og strømstønad: En empirisk studie av stønadsberettigede husholdninger*, (Nr. 2022/36; Rapporter). Statistisk Sentralbyrå. https://www.ssb.no/energi-og-industri/energi/artikler/okonomiske-konsekvenser-av-hoye-kraftpriser-og-stromstonad/_/attachment/inline/9a39ac2d-f93a-41b4-80e2-5b38ddd7ad2b:71b9050840159e1478462581eaac6c03ebb8d40f/RAPP2022-36.pdf
- Dalen, H. M., & Larsen, B. M. (2009). *Hvor mye energi bruker husholdningene til ulike formål?* 2009/5. https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_200905/dalen.pdf
- Ekhaugen, T., Strøm, S., & Ibenholt, K. (2011). *Kraftetterspørselens kortsiktige prisrespons vinteren 2009/2010* (Nr. 2011/07). Vista Analyse AS. https://vista-analyse.no/site/assets/files/5855/va_rapport_2011-07_kraftettersp_rselens_prisrespons_1.pdf
- Elhub. (2023a). *Strømforbruk*. Elhub. <https://elhub.no/statistikk/stromforbruk/>
- Elhub. (2023b). *Strømproduksjon*. Elhub. <https://elhub.no/statistikk/stromproduksjon/>
- Finansdepartementet. (2022, desember 20). *Avgiftssatser 2023*. Regjeringen.no. <https://www.regjeringen.no/no/tema/okonomi-og-budsjett/skatter-og-avgifter/avgiftssatser-2023/id2929584/>
- Halvorsen, B. (2012). *Utviklingen i strømforbruket, prisfølsomheten og strømmarkedet* (Nr. 2012/2; Rapporter). Statistisk sentralbyrå. https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/rapp_201202/rapp_201202.pdf
- Halvorsen, B., Larsen, B. M., & Nesbakken, R. (2005). *Pris- og inntektsfølsomhet i ulike husholdningers etterspørsel etter elektrisitet, fyringsoljer og ved* (Nr. 2005/8;

- Rapporter). Statistisk Sentralbyrå.
https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/rapp_200508/rapp_200508.pdf
- Hlavac, M. (2022). *stargazer: Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables*.
<https://cran.r-project.org/web/packages/stargazer/stargazer.pdf>
- Hofmann, M., & Lindberg, K. B. (2019). Price elasticity of electricity demand in metropolitan areas – Case of Oslo. *2019 16th International Conference on the European Energy Market (EEM)*, 1–6. <https://doi.org/10.1109/EEM.2019.8916561>
- Hofmann, M., & Lindberg, K. B. (2021). *Do households react to variable power prices? - Results from a Norwegian pricing experiment*.
- Jonassen, J. S., & Øby, O. A. (2021). *Tilbud og etterspørsel etter elektrisitet i Norge: En estimering av priselastisiteter i det norske kraftmarkedet* [Master thesis].
<https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/handle/11250/2982725>
- Labandeira, X., Labeaga, J. M., & López-Otero, X. (2017). A meta-analysis on the price elasticity of energy demand. *Energy Policy*, *102*, 549–568.
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.01.002>
- Lijesen, M. G. (2007). The real-time price elasticity of electricity. *Energy Economics*, *29*(2), 249–258. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2006.08.008>
- Mogstad, M., Torgovitsky, A., & Walters, C. R. (2021). The Causal Interpretation of Two-Stage Least Squares with Multiple Instrumental Variables. *American Economic Review*, *111*(11), 3663–3698. <https://doi.org/10.1257/aer.20190221>
- Nord Pool. (2020). *System price and Area price calculations*. NordPoolGroup.
<https://www.nordpoolgroup.com/en/trading/Day-ahead-trading/Price-calculation/>
- Norsk Klimaservicesenter. (2023). *Observasjoner og værstatistikk—Seklima*. Seklima.
<https://seklima.met.no/>

- NVE. (2019). *Håndbok: Norsk magasinkapasitet og magasinifylling*. Norges vassdrags- og energidirektorat.
<https://webfileservice.nve.no/API/PublishedFiles/Download/201903383/2728821>
- NVE. (2022a). *Ny nettleie (fra 1. Juli 2022)*. Norges vassdrags- og energidirektorat.
<https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/kunde/nett/ny-nettleie-fra-1-juli-2022/>
- NVE. (2022b). *Strømsstøtte for husholdninger*. Norges vassdrags- og energidirektorat.
<https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/kunde/stroem/spoersmaal-og-svar-om-stroemstoette-for-hoeye-stroempriser/stroemstoette-for-husholdninger/>
- NVE. (2023a). *Engrosmarkedet*. Norges vassdrags- og energidirektorat.
<https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/regulering/kraftmarkedet/engrosmarkedet/>
- NVE. (2023b). *Hydrologiske data til kraftsituasjonsrapporten*. Norges vassdrags- og energidirektorat. <https://www.nve.no/energi/analyser-og-statistikk/hydrologiske-data-til-kraftsituasjonsrapporten/>
- NVE. (2023c). *Varme*. Norges vassdrags- og energidirektorat.
<https://www.nve.no/energi/energisystem/termisk-energi/varme/>
- OED. (2022a, mai 13). *Kraftmarkedet*. Energifakta Norge. <https://energifaktanorge.no/norsk-energiforsyning/kraftmarkedet/>
- OED. (2022b, mai 13). *Kraftproduksjon*. Energifakta Norge.
<https://energifaktanorge.no/norsk-energiforsyning/kraftforsyningen/>
- OED. (2022c, oktober 21). *Tidslinje—Strømsstøtte til husholdningene* [Tidslinje].
Regjeringen.no; [regjeringen.no](https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/stromnettet/stromstotte-til-husholdningene-tidslinje/id2929222/).
<https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/stromnettet/stromstotte-til-husholdningene-tidslinje/id2929222/>

Refinitiv. (2023). *Datastream Macroeconomic Analysis*. Refinitiv Datastream.

<https://www.refinitiv.com/en/products/datastream-macroeconomic-analysis>

Rosnes, O., Skulstad, A., Valseth, Å. S., & Aarrestad, K. (2022). *Virkninger av høye*

strømpriser på norsk økonomi (Nr. 2022/34). Vista Analyse AS, DNV.

https://www.vista-analyse.no/site/assets/files/7791/vista_analyse_rapport_2022-34_virkninger_av_hoye_strompriser.pdf

SMK, Finansdepartementet, & OED. (2023, februar 15). *Regjeringen gjør endringer i*

strømstøtteordningen [Pressemelding]. Regjeringen.no; regjeringen.no.

<https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/regjeringen-gjor-endringer-i-stromstotteordningen/id2963350/>

Statistisk Sentralbyrå. (2012). 08925: *Kraftpriser i sluttbrukermarkedet (øre/kWh), etter*

statistikkvariabel, kontraktstype og år. Statistikkbanken. Statistisk Sentralbyrå.

<https://www.ssb.no/statbank/table/08925>

Statistisk Sentralbyrå. (2022). 08307: *Produksjon, import, eksport og forbruk av elektrisk*

kraft (GWh) 1950—2021. Statistikkbanken. Statistisk Sentralbyrå.

<https://www.ssb.no/statbank/table/08307>

Statistisk Sentralbyrå. (2023a). 01222: *Befolkning og kvartalsvise endringer, etter*

statistikkvariabel, region og kvartal. Statistikkbanken. Statistisk Sentralbyrå.

<https://www.ssb.no/statbank/table/01222>

Statistisk Sentralbyrå. (2023b). 09364: *Kraftpriser i sluttbrukermarkedet, etter kontraktstype,*

statistikkvariabel og kvartal. Statistikkbanken. Statistisk Sentralbyrå.

<https://www.ssb.no/statbank/table/09364>

Statistisk Sentralbyrå. (2023c). 09366: *Kraftpriser i sluttbrukermarkedet (øre/kWh), etter*

kontraktstype, statistikkvariabel og år. Statistikkbanken. Statistisk Sentralbyrå.

<https://www.ssb.no/statbank/table/09366>

- Statistisk Sentralbyrå. (2023d). *09387: Kraftpris, nettleie og avgifter for husholdninger 2012K1—2022K4. Statistikkbanken*. Statistisk Sentralbyrå.
<https://www.ssb.no/statbank/table/09387>
- Statkraft. (2022). *Vannkraft*. Statkraft.no. <https://www.statkraft.com/var-virksomhet/vannkraft/>
- Statnett. (2022, april 4). *Prisforskjeller og kapasitet nord-sør*.
<https://www.statnett.no/contentassets/1d183d99f1d943e1bc67c5ef98887052/presentation-webinar-prisforskjeller-og-kapasitet-nord-sor.pdf>
- Statnett. (2023a, mars 15). *NordLink*. Statnett. <https://www.statnett.no/vare-prosjekter/mellomlandsforbindelser/nordlink/>
- Statnett. (2023b, mars 15). *North Sea Link*. Statnett. <https://www.statnett.no/vare-prosjekter/mellomlandsforbindelser/north-sea-link/>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2020). *Introduction to Econometrics, Global Edition (4.)*. Pearson Education Limited. <https://www.sea-stat.com/wp-content/uploads/2020/08/James-H.-Stock-Mark-W.-Watson-Introduction-to-Econometrics-Global-Edition-Pearson-Education-Limited-2020.pdf>
- Stortingets utredningsseksjon. (2022). *Norges behov for utenlandskabler og utbygging av kraftnettet*. Stortinget.
<https://www.stortinget.no/globalassets/pdf/utredningsseksjonen/utredningsnotater/2022/norges-behov-for-utenlandskabler-og-utbygging-av-kraftnettet-2021251.pdf>
- Svenska kraftnät. (2023). *Produktionsstatistik*. Mimer | Svenska kraftnät.
<https://mimer.svk.se/ProductionConsumption/ProductionIndex>
- The Economist. (2022, august 25). How to avoid energy rationing. *The Economist*.
<https://www.economist.com/finance-and-economics/2022/08/25/how-to-avoid-energy-rationing>

Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics* (2.). John Wiley & Sons.

<https://thenigerianprofessionalaccountant.files.wordpress.com/2013/04/modern-econometrics.pdf>

Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (5.). South-Western Cengage Learning.

https://economics.ut.ac.ir/documents/3030266/14100645/Jeffrey_M._Wooldridge_Introductory_Econometrics_A_Modern_Approach__2012.pdf

Zhu, X., Li, L., Zhou, K., Zhang, X., & Yang, S. (2018). A meta-analysis on the price elasticity and income elasticity of residential electricity demand. *Journal of Cleaner Production*, 201, 169–177. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.08.027>

Appendiks

Appendiks 2.2.1: Gjennomslaget av spotprisen til sluttbrukerprisen

For enkelhets skyld skriver jeg leddene som ikke interagerer med spotprisen som konstant K , ettersom disse forsvinner når vi ser på endring.

Anta at P øker med 1 prosent, slik at $P_0=P$ og $P_1=P \cdot 1.01$. Prosentvis endring i B blir da:

$$\begin{aligned} \frac{B_1 - B_0}{B_0} &= \frac{(\theta P_1 + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P_1, P_j) - \max(0, \bar{P}_1 - 70)S + K) \cdot 1.25}{(\theta P_0 + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P_0, P_j) - \max(0, \bar{P}_0 - 70)S + K) \cdot 1.25} \\ &\quad - \frac{(\theta P_0 + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P_0, P_j) - \max(0, \bar{P}_0 - 70)S + K) \cdot 1.25}{(\theta P_0 + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P_0, P_j) - \max(0, \bar{P}_0 - 70)S + K) \cdot 1.25} \\ &= \frac{(\theta P \cdot 1.01 + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P \cdot 1.01, P_j) - \max(0, \bar{P}_1 - 70)S + K) \cdot 1.25}{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P, P_j) - \max(0, \bar{P}_0 - 70)S + K) \cdot 1.25} \\ &\quad - \frac{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P, P_j) - \max(0, \bar{P}_1 - 70)S + K) \cdot 1.25}{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P, P_j) - \max(0, \bar{P}_1 - 70)S + K) \cdot 1.25} \\ &= \frac{0.01\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)(V(1.01P, P_j) - V(P)) - \Delta \max(0, \bar{P} - 70)S}{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P, P_j) - \max(0, \bar{P}_1 - 70)S) + K} \end{aligned}$$

Likningen beskriver gjennomslaget av spotprisen til sluttbrukerprisen. Gjennomslaget i tilfellet uten strømstøtte blir som følger:

$$\begin{aligned} \frac{B_1 - B_0}{B_0} &= \frac{(\theta P \cdot 1.01 + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P \cdot 1.01) + K) \cdot 1.25}{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P) + K) \cdot 1.25} \\ &\quad - \frac{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P) + K) \cdot 1.25}{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P) + K) \cdot 1.25} \\ &= \frac{\theta P \cdot 0.01 + (1 - \theta)(1 - \pi)(V(P \cdot 1.01) - V(P))}{\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P) + K} \end{aligned}$$

Appendiks 2.2.2: Effekten av spotprisen på gjennomslaget

Anta simplifisert marked med kun spotprisavtaler og uten strømstøtte:

$$\frac{B_1 - B_0}{B_0} = \frac{0.01P}{P + K}$$

Den førstederiverte med hensyn på P blir da:

$$\frac{0.01(P + K) - 0.01P}{(P + K)^2} = \frac{0.01K}{(P + K)^2} > 0$$

I tilfellet med variable prisavtaler hvor man antar $\frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} > 0$ vil den samme intuisjonen gjelde.

I tilfeller uten strømstøtte er prosentvis endring i B som følge av en prosentvis endring i P som vist:

$$\frac{B_1 - B_0}{B_0} = \frac{\theta P \cdot 0.01 + (1 - \theta)(1 - \pi)(V(1.01P) - V(P))}{\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P) + K}$$

Vi antar at effekten av spotprisen på variable prisavtaler er konstant, slik at $\frac{\partial V(P_1, P_j)}{\partial P} = \frac{\partial V(P_0, P_j)}{\partial P}$.

Den førstederiverte med hensyn på P blir da:

$$\frac{\left(0.01\theta + (1 - \theta)(1 - \pi) \left(1.01 \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} - \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P}\right)\right) (\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P, P_j) + K)}{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P, P_j) + K)^2} - \frac{\left(0.01\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)(V(1.01P, P_j) - V(P, P_j))\right) (\theta + (1 - \theta)(1 - \pi) \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P})}{(\theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P, P_j) + K)^2}$$

Utrekning av teller:

$$0.01\theta^2 P + 0.01\theta(1 - \theta)(1 - \pi)V(P, P_j) + 0.01\theta K + 0.01(1 - \theta)(1 - \pi) \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} \theta P + 0.01(1 - \theta)^2(1 - \pi)^2 \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} V(P, P_j) + 0.01(1 - \theta)(1 - \pi) \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} K$$

$$\begin{aligned}
& -0.01\theta^2P - 0.01\theta P(1-\theta)(1-\pi) \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} \\
& \quad - (1-\theta)(1-\pi) \left(V(1.01P, P_j) - V(P, P_j) \right) \theta \\
& \quad - (1-\theta)^2(1-\pi)^2 \left(V(1.01P, P_j) - V(P, P_j) \right) \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} \\
& = 0.01K \left(\theta + (1-\theta)(1-\pi) \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} \right) \\
& + \left(\theta(1-\theta)(1-\pi) + (1-\theta)^2(1-\pi)^2 \frac{\partial V(P, P_j)}{\partial P} \right) (1.01V(P) - V(1.01P))
\end{aligned}$$

Det andre leddet forsvinner dersom $1.01V(P) = V(1.01P)$, og vi sitter igjen med et positivt ledd som sier at gjennomslaget av spotprisen til sluttbrukerprisen øker med andelen med spotprisavtaler, og andelen med variabelprisavtaler multiplisert med påvirkningen av spotprisen på selve avtalen.

Appendiks 2.2.3: Effekten av strømstøtte på gjennomslaget

Prosentvis endring i B ved en prosentvis endring i P med strømstøtte:

$$\frac{\theta P \cdot 0.01 + (1-\theta)(1-\pi)(V(P \cdot 1.01) - V(P)) - \Delta \max(0, \bar{P} - 70) \cdot S}{\theta P + (1-\theta)(1-\pi)V(P) + K - \max(0, \bar{P} - 70) \cdot S}$$

Anta at $\bar{P} > 70$ for hele perioden. Da blir uttrykket:

$$\frac{\theta P \cdot 0.01 + (1-\theta)(1-\pi)(V(P \cdot 1.01) - V(P)) - \bar{P}'(P) \cdot S}{\theta P + (1-\theta)(1-\pi)V(P) + K - (\bar{P} - 70) \cdot S}$$

Prosentvis endring i B øker med strømstøtten dersom:

Gjennomslag med støtte > Gjennomslag uten støtte

$$\begin{aligned}
& \frac{\theta P \cdot 0.01 + (1-\theta)(1-\pi)(V(P \cdot 1.01) - V(P)) - \bar{P}'(P) \cdot S}{\theta P + (1-\theta)(1-\pi)V(P) + K - (\bar{P} - 70) \cdot S} \\
& > \frac{\theta P \cdot 0.01 + (1-\theta)(1-\pi)(V(P \cdot 1.01) - V(P))}{\theta P + (1-\theta)(1-\pi)V(P) + K}
\end{aligned}$$

Ettersom store deler av uttrykkene er like kan vi omdøpe så

$$a = \theta P \cdot 0.01 + (1 - \theta)(1 - \pi)(V(P \cdot 1.01) - V(P)) > 0$$

og

$$b = \theta P + (1 - \theta)(1 - \pi)V(P) + K > 0$$

og omformulere uttrykket på følgende måte:

$$\frac{a}{b} < \frac{a - \bar{P}'(P) \cdot S}{b - (\bar{P} - 70) \cdot S}$$

$$a(b - (\bar{P} - 70) \cdot S) < b(a - \bar{P}'(P) \cdot S)$$

$$\frac{a}{b} < \frac{\bar{P}'(P)}{(\bar{P} - 70)}$$

Forholdet mellom endringen i gjennomsnittspris og differansen mellom gjennomsnittsprisen og 70 øre må gi en prosentvis økning høyere enn den totale prosentvise økningen i et tilfelle uten strømstøtte for at strømstøtten fører til økt prosentendring i B.

Appendiks 5.1.1: Augmented Dickey-Fuller-test

	Kritiske verdier		
	<i>Signifikansnivå</i>		
	10 %	5 %	1 %
Kun skjæringspunkt	-2,57	-2,86	-3,43
Skjæringspunkt og tidstrend	-3,12	-3,41	-3,96

	NO2			
	Nivåserier		Førstedifferensierte serier	
	<i>Test-statistikk</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Test-statistikk</i>	<i>P-verdi</i>
log(Forbruk)	-1,53	0,78	-9,49	0,01*
log(Pris)	-3,70	0,02	-9,86	0,01*
Temperatur	-2,28	0,46	-10,96	0,01*
log(Nederlandsk gass)	-2,81	0,23	-8,41	0,01*
Vindkraftproduksjon SE2	-6,50	0,01*	-12,87	0,01*
Vindkraftproduksjon Norge	-6,31	0,01*	-13,42	0,01*
Tilsg	-4,42	0,01*	-9,09	0,01*

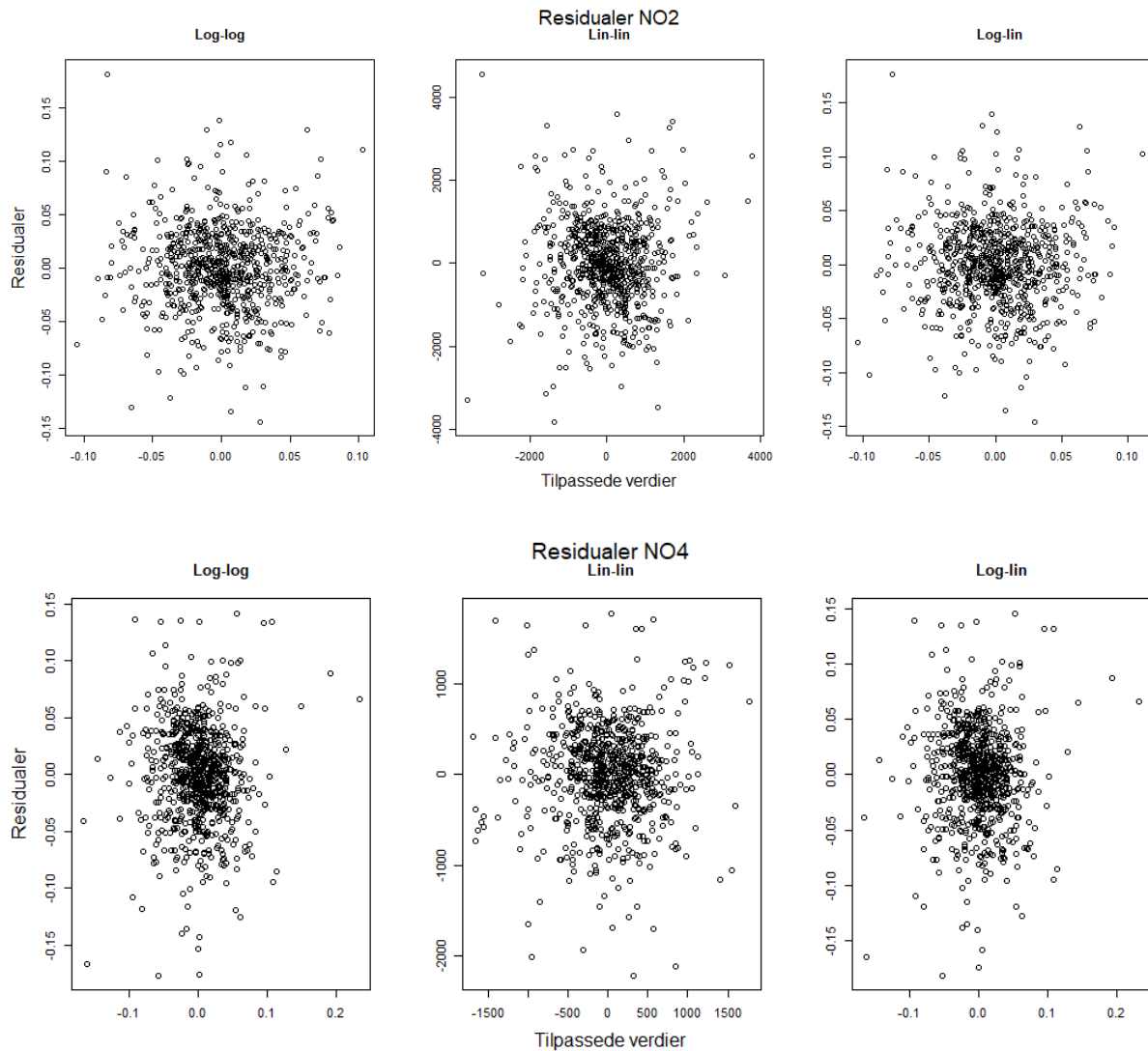
*P-verdien er i realiteten lavere enn 0,01

Appendiks 5.1.2: Justert R^2 ved ulike spesifikasjoner

Justert R^2 for førstedifferensierte serier

Område	Log-log	Lin-lin	Log-lin
NO2	0,589	0,567	0,592
NO4	0,547	0,540	0,545

Appendiks 5.1.3: Residualer ved ulike spesifikasjoner



Appendiks 5.1.4: Regresjon med befolkning som kontrollvariabel

Regresjon med og uten befolkning som kontrollvariabel

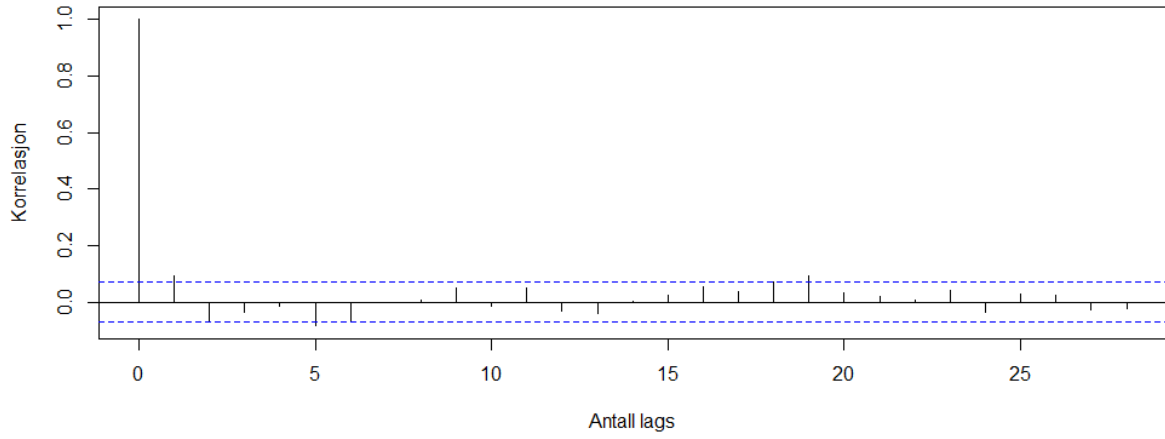
	<i>Avhengig variabel</i>			
	log(Forbruk)			
	NO2		NO4	
log(Pris)	-0,017*** (0,005)	-0,017*** (0,005)	-0,009** (0,004)	-0,009** (0,004)
Temperatur	-0,021*** (0,001)	-0,021*** (0,001)	-0,019*** (0,001)	-0,019*** (0,001)
Befolkning		-4.575 (51,923)		14.943 (79,273)
Helligdag	0,004 (0,009)	0,004 (0,009)	0,004 (0,014)	0,004 (0,014)
Konstant	-0,0002 (0,001)	-0,00002 (0,002)	0,00001 (0,001)	0,00005 (0,001)
Observasjoner	782	782	782	782
R ²	0,590	0,590	0,548	0,548
Justert R ²	0,589	0,588	0,546	0,546
Residualer std. feil	0,032 (df = 778)	0,032 (df = 777)	0,039 (df = 778)	0,039 (df = 777)

Merk:

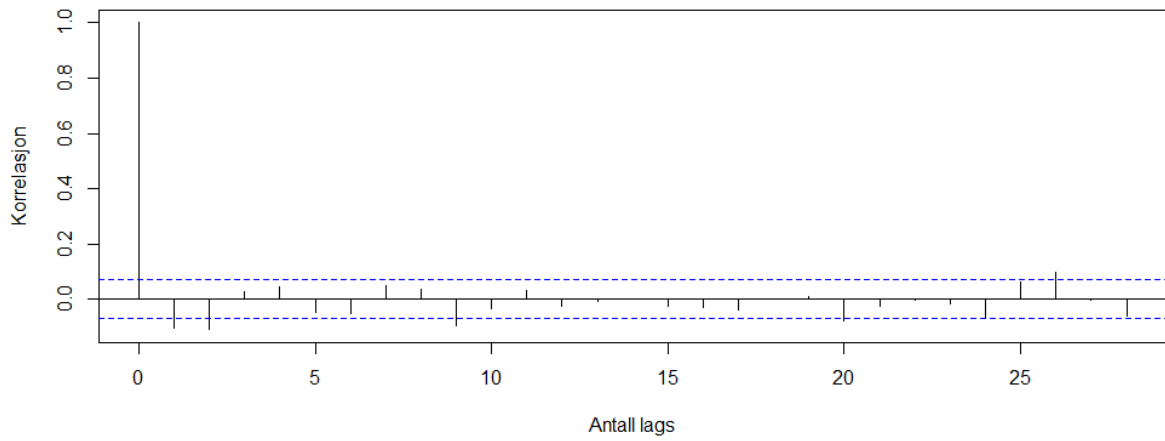
* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Appendiks 5.2.1: Autokorrelasjonsfunksjoner

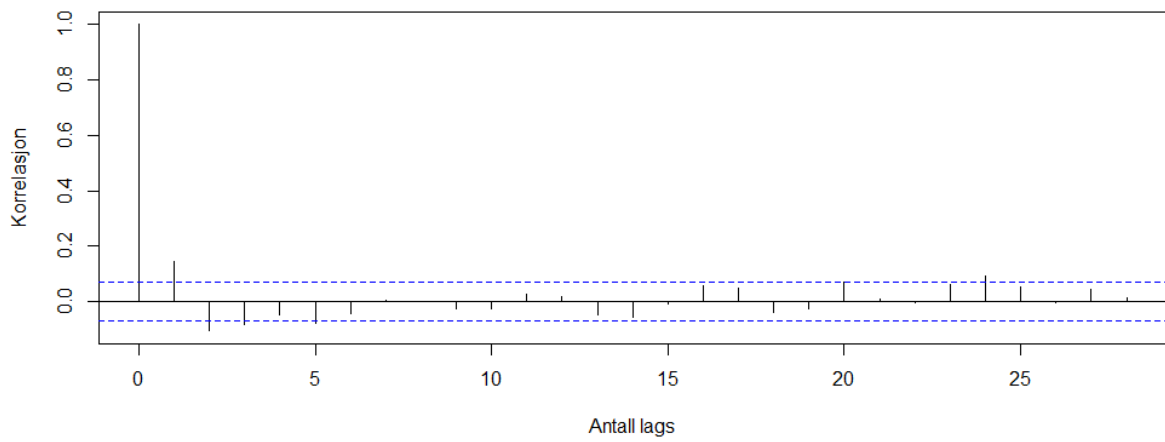
Autokorrelasjonsfunksjon for forbruk i NO2



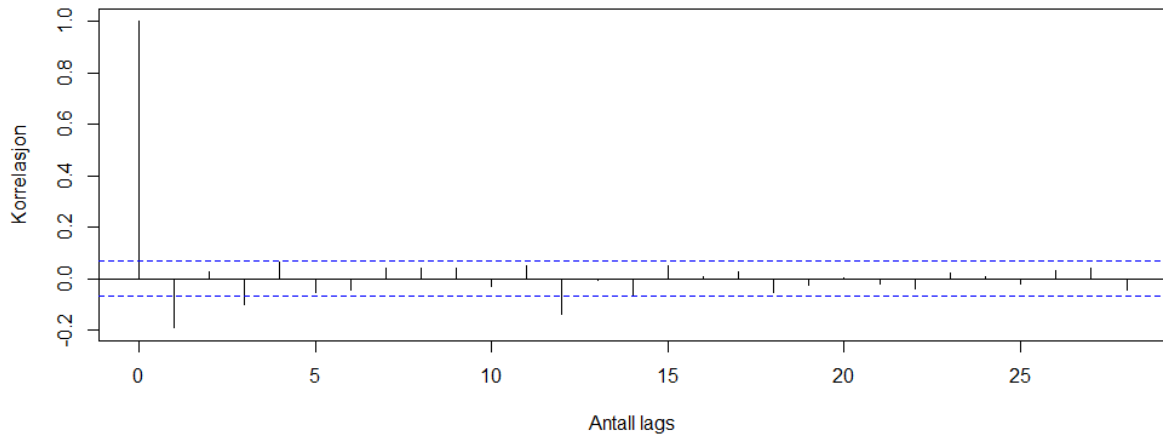
Autokorrelasjonsfunksjon for priser i NO2



Autokorrelasjonsfunksjon for forbruk i NO4



Autokorrelasjonsfunksjon for priser i NO4



Appendiks 5.2.2: Konsistent og ikke konsistent IV-estimator

Dersom $Cov(\text{Instrument}, \varepsilon) = 0$

$$\begin{aligned}\widehat{\beta}_1 &= \frac{Cov(\text{Instrument}, \text{Forbruk})}{Cov(\text{Instrument}, \text{Spotpris})} = \frac{Cov(\text{Instrument}, \text{Forbruk}) - Cov(\text{Instrument}, \varepsilon)}{Cov(\text{Instrument}, \text{Spotpris})} \\ &= \beta_1\end{aligned}$$

Dersom $Cov(\text{Instrument}, \varepsilon) \neq 0$

$$\widehat{\beta}_1 = \frac{Cov(\text{Instrument}, \text{Forbruk})}{Cov(\text{Instrument}, \text{Spotpris})} = \beta_1 + \frac{Cov(\text{Instrument}, \varepsilon)}{Cov(\text{Instrument}, \text{Spotpris})}$$

Appendiks 5.2.3: Sargan-test

Instrumentets effekt på residualene

	P-verdi	
	NO2	NO4
Nederlandsk gasspris, vindkraftproduksjon SE2, norsk vindkraftproduksjon og tilsig (SE3)	3.33e-11 4.45e-12	1.09e-06 3.38e-09
Vindkraftproduksjon SE2, norsk vindkraftproduksjon og tilsig (SE3)	7.44e-10 1.20e-11	4.55e-07 8.17e-10
Nederlandsk gasspris, norsk vindkraftproduksjon og tilsig	4.10e-08	0,0054
Nederlandsk gasspris, vindkraftproduksjon SE2 og tilsig (SE3)	0,289 0,069	0,014 0,019
Nederlandsk gasspris, vindkraftproduksjon SE2 og norsk vindkraftproduksjon (SE3)	1.03e-09 2.93e-11	1.22e-05 4.54e-08
Nederlandsk gasspris og vindkraftproduksjon SE2 (SE3)	0,8228 0,228	0,5787 0,962

Appendiks 6.1.1: F-statistikk for instrumentene

F-statistikk for samlet signifikans

	NO2	NO4
Nederlandsk gasspris	2,53	3,02
Vindkraftproduksjon SE2	7,89	49,90
Vindkraftproduksjon SE3	16,91	41,06
Vindkraftproduksjon Norge	40,67	55,12
Nyttbart tilsig	3,15	0,42
Nederlandsk gasspris, vindkraftproduksjon SE2, vindkraftproduksjon Norge og tilsig (SE3)	12,40 13,31	24,89 29,30
Vindkraftproduksjon SE2, vindkraftproduksjon Norge og tilsig (SE3)	17,63 18,22	25,48 30,79
Nederlandsk gasspris, vindkraftproduksjon Norge og tilsig	15,47	19,99
Nederlandsk gasspris, vindkraftproduksjon SE2 og tilsig (SE3)	4,25 8,73	23,05 18,92
Nederlandsk gasspris, vindkraftproduksjon SE2 og vindkraftproduksjon Norge (SE3)	15,41 17,24	33,21 38,52
Nederlandsk gasspris og vindkraftproduksjon SE2 (SE3)	6,09 12,96	34,46 28,00

Instrumenter med F statistikk over 10 regnes som relevante

Appendiks 6.1.2: Første steg i IV-regresjon

Regresjon: Første steg av IV-regresjon

	Avhengig variabel	
	NO2	NO4
log(Nederlandsk gass)	0,462 (0,295)	0,338 (0,223)
Vindkraftproduksjon SE3	-0,00001*** (0,00000)	-0,00001*** (0,00000)
Vindkraftproduksjon SE2	-0,00000 (0,00000)	-0,00000*** (0,00000)
Vindkraftproduksjon Norge	-0,00000** (0,00000)	-0,00003*** (0,00000)
Tilslig	-0,0003** (0,0001)	-0,0002 (0,0001)
Temperatur	-0,014** (0,006)	-0,011** (0,004)
Helligdag	-0,185*** (0,063)	-0,154*** (0,042)
Konstant	0,005 (0,007)	0,003 (0,008)
Observasjoner	782	782
R ²	0,243	0,293
Justert R ²	0,237	0,286
Residualer std feil (df = 775)	0,233	0,278

Merk:

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Appendiks 6.1.3: Regresjon med norsk vindkraft som instrumentvariabel

Regresjon med norsk vindkraft som IV (NO2)

	Avhengig variabel			
	log(Forbruk)			
	<i>Ng+Nv</i>	<i>Sv3+Nv</i>	<i>Ti+Nv</i>	<i>Nv</i>
log(Pris)	-0,144*** (0,043)	-0,096*** (0,022)	-0,156*** (0,036)	-0,238*** (0,045)
Temperatur	-0,026*** (0,001)	-0,024*** (0,001)	-0,026*** (0,002)	-0,029*** (0,003)
Helligdag	-0,020 (0,012)	-0,011 (0,009)	-0,022** (0,011)	-0,037*** (0,013)
Konstant	0,001 (0,001)	0,0003 (0,001)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
Observasjoner	782	782	782	782
R ²	0,171	0,428	0,082	-0,690
Justert R ²	0,168	0,426	0,078	-0,696
Residualer std. feil (df = 778)	0,046	0,038	0,048	0,066

Merk:

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Appendiks 6.1.4: Korrelasjonstabell for vindkraftproduksjon

Korrelasjon mellom norsk og svensk vindkraftproduksjon

<i>Områder:</i>	Nivåserier	Førstedifferensierte serier
NO2 og SE2	0,326	0,163
NO2 og SE3	0,486	0,342
NO4 og SE2	0,352	0,266
NO4 og SE3	0,294	0,152

Appendiks 6.2.1: OLS-regresjon med områdespesifikke elastisiteter

Samlet OLS-regresjon

	<i>Avhengig variabel</i>
	log(Forbruk)
log(Pris)	-0,006 (0,005)
Område NO2	0,00001 (0,002)
Område NO3	0,0001 (0,002)
Område NO4	0,0002 (0,002)
Område NO5	-0,0001 (0,002)
Temperatur	-0,019*** (0,0003)
Helligdag	0,001 (0,004)
log(Pris)*Område NO2	-0,007 (0,007)
log(Pris)*Område NO3	-0,006 (0,006)
log(Pris)*Område NO4	-0,004 (0,006)
log(Pris)*Område NO5	-0,002 (0,007)
Konstant	-0,0001 (0,001)
P-verdi ved F-test for samlet signifikans, interaksjonstermer	0,088
<i>Merk:</i>	* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Appendiks 6.4.1: Utrekning av priselastisitet i tilfelle med kvadratledd

Priselastisitet i tilfelle med kvadratledd

$$\log(F) = \beta_0 + \beta_1 \log(P) + \beta_2 (\log(P))^2 + \beta_3 T + \beta_4 H$$

Partiellderiverer med hensyn på P:

$$\frac{1}{F} \cdot \frac{\partial F}{\partial P} = \beta_1 \cdot \frac{1}{P} + \beta_2 \cdot 2 \cdot \log(P) \cdot \frac{1}{P}$$

$$\frac{\partial F}{\partial P} \cdot \frac{P}{F} = \beta_1 + 2\beta_2 \log(P)$$



Vista Analyse AS
Meltzers gate 4
0257 Oslo

post@vista-analyse.no
vista-analyse.no