



# Den skjulte strømregningen

*En kontrafaktisk simulering av Norgespris' spotpriseffekt i Sør-Norge*

**Einar Johan Melsom og Tellef Fladmark Larsen**

**Veileder: Stein W. Wallace**

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofiler: Business Analytics og Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

# Forord

Etter en lang periode med diskusjoner og forslag til tema for oppgaven leste vi en NRK-artikkel den første dagen det var mulig å bestille Norgespris: “*Bestillingene renner inn for Norgespris – 150.000 har bestilt*” (Bogen 2025). Artikkelen fikk frem interessen vår for å se om Norgespris sitt omfang hadde en påvirkning på forbruk og pris.

Vi vil gjerne takke vår veileder, Stein W. Wallace, for svært gode faglige innspill og hjelp med retningen i analysen, og ikke minst for hyggelige samtaler gjennom utredningen.

Vi vil takke Nord Pool for å gi oss API-tilgang til dataportalen deres, slik at vi kunne bruke reelle tilbudskurver i estimeringen vår. For øvrig setter vi pris på alle andre på nært og fjernt hold som har besvart spørsmål og kommet med innspill til utredningen. Det har vært veldig givende å møte så stort engasjement når vi har tatt kontakt med både bekjente og ukjente i fagmiljøet for kraft. Vi vil også takke familie, venner og medstudenter for god støtte i arbeidet. Avslutningsvis vil vi takke Norges Handelshøyskole for en faglig og sosialt givende studietid.

En liten ekstra takk til Circle K Helleveien for kaffeforsyningen gjennom arbeidet.

Norges Handelshøyskole

Bergen, mai 2026

---

Tellef Fladmark Larsen

---

Einar Johan Melsom

# Sammendrag

Norgespris ble innført med formål om å gjøre strømkostnader lavere og mer forutsigbare for husholdninger, finansiert direkte over statsbudsjettet. Vi finner at ordningen samtidig fungerer som en implisitt overføring fra spotpriseksponerte aktører til Norgespris-kunder via økt spotpris. Fastprisordningen gjør en stor gruppe forbrukere tilnærmet uelastiske og øker totalforbruket i timer med høy spotpris, slik at prisene presses opp for næringsliv og andre aktører uten fastpris.

Analysen følger tre steg: Først estimeres husholdningers priselastisitet på timesbasis ved IV-regresjon, med aggregert europeisk vindkraft som instrument. Deretter kvantifiseres det teoretiske merforbruket blant Norgespris-husholdninger, og til slutt simuleres kontrafaktiske spotpriser ved å fjerne merforbruket fra faktiske etterspørselskurver i Nord Pool-auksjonen. Tilnærmingen er så vidt oss bekjent den første som dekomponerer prisseffekten time for time mot reelle auksjonsdata i det norske kraftmarkedet. Analysen gjennomføres for prisområde NO2 (Sør-Norge) fra innføringen i oktober 2025 til og med mars 2026.

Den estimerte priselastisiteten er  $-0,070$ , statistisk signifikant på énprosentnivå med 95% konfidensintervall  $[-0,098, -0,042]$ . Fordelingen av den estimerte prisseffekten er sterkt asymmetrisk, med en gjennomsnittlig spotprisøkning på 2,04 øre/kWh. I over 91 prosent av timene er prisseffekten neglisjerbar, mens i 19 timer overstiger prisforskjellen 50 øre/kWh, med enkeltobservasjoner i størrelsesorden 100 øre/kWh. Prisseffekten er konsentrert i ukedagens topplasttimer og følger en konveks sammenheng med spotprisenivået.

Selv en lav priselastisitet genererer dermed en betydelig prisseffekt når den skales med antall Norgespris-kunder. Den reelle effekten er konsentrert i et fåtall topplasttimer der kraftmarkedet baserer seg på knapphetsprising, slik at gjennomsnittstall gir et ufullstendig bilde av ordningens markedspåvirkning.

**Nøkkelord** Norgespris, strømstøtte, priselastisitet, strømpris, strøm, kraftmarked, instrumentvariabel, kontrafaktisk analyse, prissimulering, Nord Pool

# Innhold

|          |                                                                            |           |
|----------|----------------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>1</b> | <b>Innledning</b>                                                          | <b>1</b>  |
| <b>2</b> | <b>Institusjonell bakgrunn</b>                                             | <b>3</b>  |
| 2.1      | Fremveksten av Norgespris . . . . .                                        | 3         |
| 2.2      | Hva er Norgespris? . . . . .                                               | 4         |
| 2.3      | Begrunnelse og kritikk . . . . .                                           | 6         |
| 2.4      | Prissetting . . . . .                                                      | 7         |
| 2.5      | Om strømmregningen . . . . .                                               | 10        |
| 2.6      | Kraftbalansen . . . . .                                                    | 13        |
| <b>3</b> | <b>Litteratur</b>                                                          | <b>16</b> |
| 3.1      | Priselastisiteter . . . . .                                                | 16        |
| 3.2      | Teoretisk rammeverk . . . . .                                              | 18        |
| 3.3      | Oppsummering og hypotese . . . . .                                         | 20        |
| <b>4</b> | <b>Datainnsamling og kilder</b>                                            | <b>21</b> |
| 4.1      | Strømforbruk . . . . .                                                     | 21        |
| 4.2      | Konstruksjon av effektiv sluttbrukerpris . . . . .                         | 21        |
| 4.3      | Instrumenter . . . . .                                                     | 22        |
| 4.4      | Kontrollvariabler . . . . .                                                | 23        |
| 4.5      | Teoretisk merforbruk . . . . .                                             | 23        |
| 4.6      | Henting og prosessering av budkurver fra Nord Pool . . . . .               | 23        |
| <b>5</b> | <b>Metodikk</b>                                                            | <b>25</b> |
| 5.1      | IV-regresjon for estimering av priselastisiteter . . . . .                 | 25        |
| 5.2      | Beregning av det teoretiske merforbruket ( $\Delta Q_t$ ) . . . . .        | 36        |
| 5.3      | Estimering av kontrafaktiske strømpriser . . . . .                         | 38        |
| 5.4      | Sensitivitetsanalyse ved temperaturdifferensiert elastisitet . . . . .     | 39        |
| <b>6</b> | <b>Empirisk analyse</b>                                                    | <b>41</b> |
| 6.1      | IV-regresjon for elastisiteter . . . . .                                   | 41        |
| 6.2      | Teoretisk merforbruk . . . . .                                             | 44        |
| 6.3      | Norgespris' påvirkning på spotprisen . . . . .                             | 46        |
| <b>7</b> | <b>Diskusjon</b>                                                           | <b>50</b> |
| 7.1      | Tolkning av elastisitetsestimatet . . . . .                                | 50        |
| 7.2      | Tolkning av merforbruk . . . . .                                           | 52        |
| 7.3      | Tolkning av den kontrafaktiske prissimuleringen . . . . .                  | 56        |
| 7.4      | Samlet robusthetsvurdering . . . . .                                       | 58        |
| 7.5      | Implikasjoner for politikk og debatter . . . . .                           | 59        |
| 7.6      | Videre forskning . . . . .                                                 | 62        |
| <b>8</b> | <b>Konklusjon</b>                                                          | <b>63</b> |
| <b>9</b> | <b>Erklæring om bruk av KI-verktøy i arbeidet med denne masteroppgaven</b> | <b>65</b> |
|          | <b>Referanser</b>                                                          | <b>66</b> |

## Appendiks

|          |                                                                                                    |           |
|----------|----------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>A</b> | <b>Appendiks for bakgrunn</b>                                                                      | <b>72</b> |
| A.1      | Tidslinje for regjeringens strømtiltak . . . . .                                                   | 72        |
| A.2      | Statistiske beregninger for kapasitet i strømnettet . . . . .                                      | 73        |
| A.3      | Prisstrukturer og fastpriskontrakter i det norske kraftmarkedet . . . . .                          | 73        |
| <b>B</b> | <b>Appendiks for litteratur</b>                                                                    | <b>76</b> |
| B.1      | Detaljert gjennomgang av relevante norske studier på priselastisitet . . .                         | 76        |
| <b>C</b> | <b>Appendiks for data</b>                                                                          | <b>79</b> |
| C.1      | Databehandling for vind- og NTC data . . . . .                                                     | 79        |
| C.2      | Databehandling for gass- og CO <sub>2</sub> data . . . . .                                         | 79        |
| C.3      | Databehandling for værdata . . . . .                                                               | 79        |
| <b>D</b> | <b>Appendiks for metode</b>                                                                        | <b>81</b> |
| D.1      | Korrelasjonstabeller mellom strømforbruk og kontrollvariabler for vær . .                          | 81        |
| D.2      | Korrelasjonstabell mellom instrumenter og pris i NO2 . . . . .                                     | 82        |
| D.3      | Korrelasjonstabeller mellom instrumenter og kontrollvariabel for vind . .                          | 83        |
| <b>E</b> | <b>Appendiks for analyse</b>                                                                       | <b>84</b> |
| E.1      | Enkel OLS regresjon . . . . .                                                                      | 84        |
| E.2      | Redusert form . . . . .                                                                            | 84        |
| E.3      | Deskriptiv statistikk for simulert merforbruk . . . . .                                            | 85        |
| E.4      | Visuell fremstilling av kontrafaktisk forbruk med temperaturdifferensiert<br>elastisitet . . . . . | 86        |
| <b>F</b> | <b>Appendiks for diskusjon</b>                                                                     | <b>87</b> |
| F.1      | Heterogen elastisitet og uforenlighet med IV-rammeverket . . . . .                                 | 87        |
| F.2      | DiD estimering av forbruksendringer på husholdningsdata . . . . .                                  | 88        |

# 1 Innledning

Strømprissjokket som traff Sør-, Øst- og deler av Vest-Norge (prisområdene NO2, NO1 og NO5) i 2021 og 2022 utløste en politisk debatt om organiseringen av det norske kraftmarkedet. I 2021 ble husholdningenes gjennomsnittlige strømkostnad i disse landsdelene mer enn doblet sammenlignet med snittet for de foregående fem årene, og den høye prisvolatiliteten vedvarte inn i 2022 (NVE 2022). Som et politisk svar ble loven om Norgespris vedtatt i juni 2025, en frivillig fastprisordning som lar husholdninger binde strømprisen til 40 øre/kWh fra 1. oktober 2025 (Rosendahl 2026). Allerede ved utgangen av mars 2026 hadde over halvparten av husholdningene i de berørte prisområdene valgt å tre inn i ordningen. Denne utredningen avgrenses utelukkende til NO2, ettersom dette området har hatt høyest adopsjonsrate for Norgespris og i tillegg er det eneste norske prisområdet med direkte kabelforbindelser til kontinental-Europa.

Med en spotprisavtale eksponeres forbrukerne for timesvariasjoner i strømprisen og har dermed et insentiv til å tilpasse forbruket etter markedssignalene. Norgespris bryter denne koblingen fullstendig for de første 5000 kWh av husholdningens månedlige forbruk, noe som gjør en stor andel av forbrukerne inelastiske overfor prissignaler. Siden disse husholdningene betaler en fast pris uavhengig av den underliggende spotprisen, faller motivasjonen bort for å redusere forbruket i dyre timer eller flytte det til billigere perioder. I tråd med dette viser Borenstein og Holland (2005) at fastprissystemer genererer et effektivitetstap som særlig konsentreres i timer med høy marginalkostnad for kraftprodusentene, typisk i toppplasttimer når strømprisen er på sitt høyeste. Når over halvparten av husholdningene i Sør-Norge dermed skjermes fra prissignalene, reises følgende empiriske spørsmål:

*Hvordan har Norgespris påvirket spotprisen som aktører uten fastpris møter, særlig i toppplasttimer?*

Eksisterende norske studier av priselastisiteter bygger i hovedsak på data fra perioder med vesentlig lavere og mer stabile strømpriser, andre oppvarmingsalternativer og et annet strømstøttereime enn i dag. THEMA (2025a) anslo at Norgespris kan øke spotprisen for næringslivet med om lag 4,5%, men kvantifiserer ikke den tidsmessige fordelingen av effekten. Energidepartementet argumenterer i sitt tilsvarende til ESA-klagen om Norgespris som ulovlig tiltak, for at husholdningers priselastisitet er så lav at markedseffekten vil

være neglisjerbar (Energidepartementet 2025c). Det foreligger imidlertid lite empiri som kombinerer en robust estimering av elastisiteter under dagens prisregime med en simulering av kontrafaktiske spotpriser basert på reelle auksjonsdata.

Denne masterutredningen forsøker å fylle dette kunnskapshullet gjennom en trestegsprosedyre. Først estimerer vi husholdningers kortsiktige priselastisitet overfor den totale strømregningen på timedata for perioden september 2023–september 2025 ved hjelp av instrumentvariabelregresjon (IV-regresjon), der aggregert europeisk vindkraft fungerer som instrument for den norske strømprisen. Den videre analysen baserer seg på perioden oktober 2025–mars 2026, hvor vi beregner det teoretiske merforbruket blant Norgespris-husholdninger sammenlignet med strømstøttekunder basert på den estimerte elastisiteten. Til slutt simulerer vi kontrafaktiske spotpriser ved å fjerne dette merforbruket fra etterspørselskurvene i Nord Pool-auksjonen.

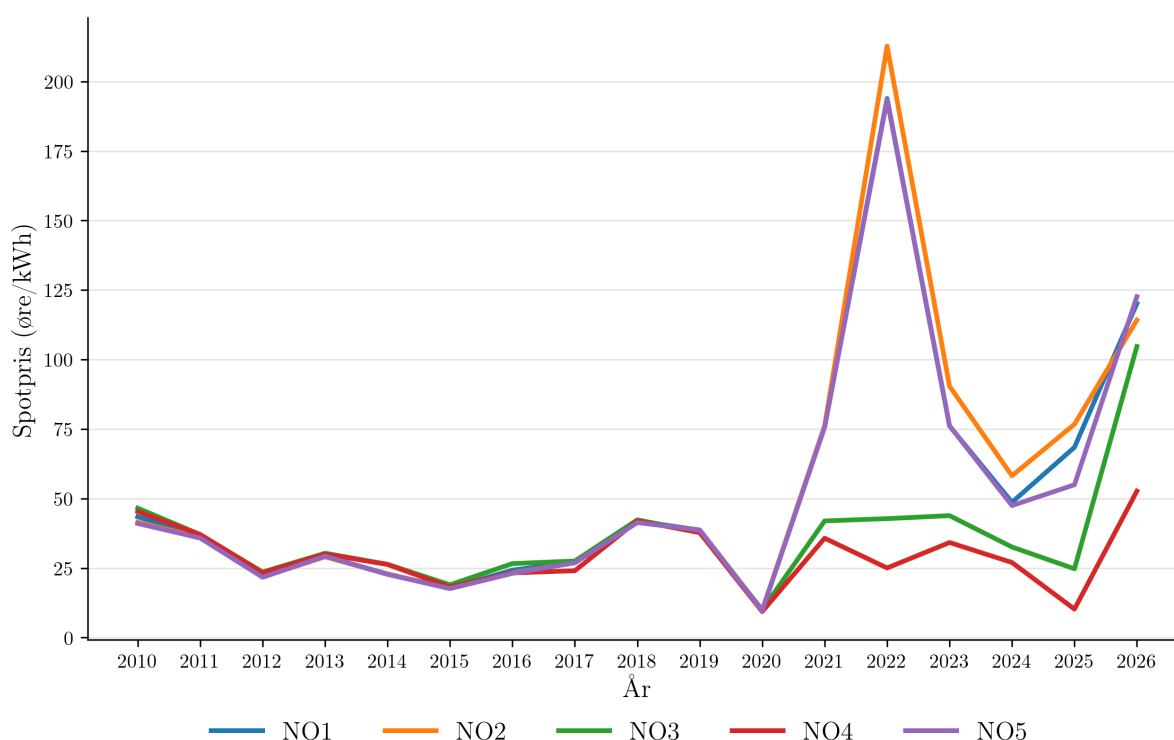
Den estimerte priselastisiteten for husholdninger i NO2 gir et punktestimat på  $-0,070$ , med et 95% konfidensintervall på  $[-0,098, -0,042]$ . Dette er i samme størrelsesorden som nyere norske studier basert på timesdata og reflekterer den begrensede kortsiktige substitusjonsfleksibiliteten i norske husholdninger. Merforbruket blant Norgespris-husholdninger, estimert relativt til hva tilsvarende husholdninger med strømstøtte ville forbrukt, utgjør om lag 1 til 2 prosent av totalforbruket i NO2. Når dette merforbruket fjernes fra etterspørselskurvene i Nord Pool-auksjonen, finner vi en gjennomsnittlig spotprisøkning på 2,04 øre/kWh, som treffer næringsliv og andre spotpriseksponerte aktører direkte. Gjennomsnittet maskerer imidlertid en sterkt asymmetrisk fordeling: I over 91 prosent av timene er priseffekten neglisjerbar, mens enkelte sjokktimer overstiger 50 øre/kWh. Priseffekten er konveks i forhold til spotprisenivået, der merforbruket treffer tilbudskurven i et stadig brattere segment ettersom knapphetsprisingen tiltar. Den reelle belastningen for spotpriseksponerte aktører er dermed konsentrert i et fåtall topplasttimer i kraftmarkedet.

Utredningen er strukturert som følger: Kapittel 2 gir institusjonell bakgrunn om Norgespris og det norske kraftmarkedet. Kapittel 3 gjennomgår relevant litteratur om priselastisiteter og det teoretiske rammeverket. Kapittel 4 beskriver datagrunnlaget, og kapittel 5 presenterer den metodiske tilnærmingen. Kapittel 6 rapporterer den empiriske analysen, kapittel 7 diskuterer resultatene og deres implikasjoner, og kapittel 8 konkluderer.

## 2 Institusjonell bakgrunn

### 2.1 Fremveksten av Norgespris

Norgespris ble et dagsaktuelt tema som følge av strømprissjokket i 2021 og 2022, da gjennomsnittlige kraftpriser nådde rekordnivåer. Figur 2.1 viser at den gjennomsnittlige strømkostnaden for husholdninger i Sør-Norge var vesentlig høyere enn de foregående årene. NVE (2022) forklarte prisene med høye gass- og kraftpriser i Europa, kombinert med lavt tilsig til norske vannkraftverk.



**Figur 2.1:** Årlige gjennomsnittlige spotpriser i prisområdene NO1–NO5. Egen fremstilling basert på data fra Nord Pool (Nord Pool 2026a). De lavere prisene i NO3 og NO4 dekker henholdsvis Nordvestlandet og Trøndelag (Midt-Norge), og Nord-Norge. Spotprisene i figuren er ikke korrigert for strømstøtte til husholdninger.

Prissjokket utløste politisk debatt om kraftmarkedets organisering. Rødt foreslo i 2022 et toprissystem med fastpris for husholdninger under navnet “Norgespris” (Rødt 2022a). Partiet argumenterte med at det norske kraftsystemet historisk har hatt et betydelig årlig kraftoverskudd (Rødt 2022c), og talsperson Sofie Marhaug avviste påstander om forbrukssløsing ved å vise til historiske gjennomsnittspriser (Rødt 2022b). Forslaget fikk ikke gjennomslag da, og regjeringen videreførte strømstøtteordningen som siden har vært



gjennom flere endringer.

I mars 2025 la Energidepartementet under Støre-regjeringen frem et høringsnotat med forslag til *lov om Norgespris og strømstønad til husholdninger* (Energidepartementet 2025b). Den 16. juni 2025 ble Norgespris vedtatt av Stortinget, med en fastpris på 40 øre/kWh før avgifter (Rosendahl 2026).<sup>1</sup>

## 2.2 Hva er Norgespris?

Norgespris er en frivillig, politisk vedtatt fastprisordning med bindingstid for husholdninger og fritidsboliger. Prisen er satt til 40 øre/kWh eksklusive merverdiavgift (NVE 2025a). Ordningen trådte i kraft 1. oktober 2025 og løper i første omgang ut 2026, men forbrukere kan i hele denne perioden velge å tegne avtalen. Stortinget har dessuten vedtatt at ordningen skal vare ut 2029 (Energidepartementet 2025d).<sup>2</sup>

Ordningen begrenses av et månedlig volumtak på 5 000 kWh for husholdninger og 1 000 kWh for fritidsboliger. Etter volumtakene betaler forbrukeren spotpris. Siden Nord-Norge har MVA-fritak, er den effektive prisen lavere i denne regionen (NVE 2025a).

### 2.2.1 Andel målepunkter med Norgespris

**Tabell 2.1:** Oversikt over *husholdninger* med Norgespris per prisområde.

|                                      | NO1       | NO2     | NO3     | NO4     | NO5     | Totalt    |
|--------------------------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|-----------|
| Antall mulige                        | 1 120 904 | 633 955 | 411 118 | 246 659 | 259 743 | 2 672 379 |
| Antall med Norgespris                | 685 914   | 474 650 | 63 670  | 450     | 152 861 | 1 377 545 |
| Andel med Norgespris                 | 61,19 %   | 74,87 % | 15,49 % | 0,18 %  | 58,85 % | 51,55 %   |
| Andel av strømforbruk med Norgespris | 73,22 %   | 81,88 % | 18,56 % | 0,20 %  | 68,10 % | 56,60 %   |

Tabell fremstilt på data fra Elhub (2026b). Tall per 26. april 2026. Forklaring av prisområder i 2.4.1.

Rundt 700 000 husholdninger valgte ordningen før oppstart (Elhub 2026b), et tall som økte til over 1,3 millioner innen utgangen av mars 2026. Tabell 2.1 viser store regionale forskjeller i oppslutningen, der kun 15,5% av husholdningene i NO3 (Midt-Norge) og nesten ingen i NO4 (Nord-Norge) hadde valgt Norgespris per april 2026 (mer om prissoner i 2.4.1).

<sup>1</sup>Loven ble kunngjort 20. juni 2025 (Lovdata 2025).

<sup>2</sup>Prisen justeres årlig og ordningen krever aktiv fornyelse fra forbrukeren.

### 2.2.2 Forbruksforskjeller med og uten Norgespris

Tabell 2.2 viser en tydelig forbruksvekst blant Norgespris-kunder målt mot referansegruppen i det første halvåret med Norgespris. Under den kalde januarmåned i 2026 (Meteorologisk institutt 2026) økte Norgespris-kundene sitt forbruk med 15,5% mot fjoråret, sammenlignet med 10,6% for kunder med strømstøtte (Elvia 2026). Dette mønsteret bekreftes av Moen, Lefdal mfl. (2026), som finner at Norgespris-husholdninger i januar 2026 økte forbruket med henholdsvis 4,0% (NO1), 4,5% (NO2) og 2,7% (NO5) relativt til kunder med strømstøtte. Forfatterne tolker dette som at lav fastpris svekker spareinsentivene.

**Tabell 2.2:** Månedlig merforbruk i prosentpoeng blant husholdninger med Norgespris relativt til strømstøttekunder

|                                      | Okt 25 | Nov 25 | Des 25 | Jan 26 | Feb 26 | Mar 26 |
|--------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Rapportert fra konsesjonær           | 2,1%   | 2,3%   | 2,6%   | 4,9%   | 5,2%   | 5,7%   |
| Spotpris (øre/kWh) NO2               | 69,5   | 94,0   | 82,6   | 123,0  | 114,1  | 116,0  |
| Spotpris (øre/kWh) konsesjonærområde | 58,8   | 92,4   | 81,5   | 127,2  | 125,1  | 119,6  |

Kildene brukt for de rapporterte tallene er Elvia (2026), Montel news (2026) og TV2 (2026). Tall for oktober til februar er fra Elvia (NO1), mens tall for mars er fra BKK (NO5). Størrelsesorden på gjennomsnittlig spotpris mellom rapportert tall fra konsesjonær i NO1 og NO5 er relativt lik til NO2 i samme periode, hvor oktober og februar har det største avviket.

Disse deskriptive tallene kontrollerer ikke for underliggende gruppeforskjeller, men indikerer adferdstendenser i Sør-Norge. For fritidsboliger var forbruksøkningen markant sterkere enn for husholdninger blant Norgespris-kunder; forbruket steg med 25% i perioden januar–april 2026 sammenlignet med fjoråret, mot 13% for husholdninger (NRK 2026a). I NO2 valgte hele 80,3% av hyttekundene Norgespris per februar 2026 (Fortum 2026). BKK (NO5) rapporterer tilsvarende at hyttekunder med Norgespris økte forbruket mer enn husholdningene (TV2 2026). Implikasjonene av å avgrense denne utredningen til husholdninger drøftes i seksjon 7.2.

### 2.2.3 Statens regning

Staten finansierer ordningen over statsbudsjettet ved å dekke differansen mellom spotpris og 40 øre/kWh. Årsbudsjettet for 2026 på 9,1 milliarder kroner opplevde en umiddelbar

sprekk: 6,4 milliarder kroner (over 70%) var brukt opp allerede etter februar (NRK 2026b). Tor Lilleholt anslår i samme artikkel at totalkostnaden for 2026 vil nå rundt 17 milliarder kroner, litt høyere enn THEMA (2025a) sitt anslag på 16 milliarder (inkludert MVA).

## 2.3 Begrunnelse og kritikk

### Regjeringens begrunnelse

Energidepartementet (2025b) beskriver Norgespris som et sosialpolitisk tiltak for å sikre forutsigbarhet i et volatilt kraftmarked, samtidig som det forenkler husholdningenes budsjettering sammenlignet med den timevarierende strømsstøtten. Begge momentene tilskrives en selvstendig velferdsverdi for risikoaverse husholdninger, uavhengig av rene samfunnsøkonomiske effektivitetsanalyser.

### Politisk motstand

Høyre kritiserte ordningen for høye administrative etterlevelseskostnader hos nettselskapene som fører til økt nettleie i strømrregningen, manglende forutsigbarhet for næringslivet og en prisdrivende effekt på andre varer. Som alternativ foreslo partiet et “Folkeutbytte”, der statens ekstraordinære kraftinntekter tilbakeføres direkte til innbyggerne (Høyre 2025). Før valget i 2025 inntok imidlertid Høyre og Frp en pragmatisk holdning og signaliserte at ordningen ikke ville avvikles umiddelbart ved et regjeringsskifte (Helgheim 2025). Posisjonsskiftet innebærer at ordningen har bred politisk forankring i analyseperioden, uavhengig av regjeringskonstellasjon.

### Aktører innen fornybar energi

Bransjeaktører kritiserer Norgespris for å svekke insentivene til både energieffektivisering og private solcelleinvesteringer (Løkkevik og Røsvik 2025).<sup>3</sup> Etter innføringen falt salget av private solceller dramatisk (NRK 2025) og varmepumpemarkedet anslås å falle med opptil 45% (THEMA 2025b).

### ESA-klagen: Ulovlig statsstøtte

10. august 2025 ble ordningen klaget inn for EFTAs overvåkningsorgan (ESA)<sup>4</sup> av aktører

---

<sup>3</sup>Søren Maretti (Solcellekraft AS) argumenterer for at midlene alternativt kunne finansiert solcelleanlegg på 100 000 boliger, noe som ville gitt et varig bidrag til kraftbalansen fremfor kortsiktig forbrukssubsidiering (Løkkevik og Røsvik 2025).

<sup>4</sup>ESA har som oppgave å sikre at EFTA-landene (Norge, Island og Liechtenstein) overholder sine

innen bioenergi og vedfyring. Klagerne hevdet at fastprisen utgjør ulovlig statsstøtte og vrir konkurransen til fordel for elektrisk oppvarming framfor energieffektivisering (Energidepartementet 2025c).

I sitt tilsvaer avviste Energidepartementet påstandene og argumenterte for at tiltaket er sosialt begrunnet uten å gi selektive fordeler til kraftprodusenter (Energidepartementet 2025c). Departementets forsvar støtter seg på empiriske studier som viser at norske husholdninger har svært lav priselastisitet, særlig på kalde dager med høy topplast (Energidepartementet 2025c; Hofmann og Lindberg 2019, s. 22–23). I tillegg påpekes det at kapasitetsleddet i nettleien opprettholder insentivet til å flytte forbruk og kutte forbrukstoppene, ettersom nettleietariffene straffer effekttopper uavhengig av hvilken prisavtale husholdningen har (Energidepartementet 2025c, s. 2, s. 26).

## 2.4 Prissetting

I det norske kraftmarkedet opererer Nord Pool og EPEX SPOT som konsesjonære børser (*Nominated Electricity Market Operators*, NEMOer) (Altinn 2024) i den nordiske Multi-NEMO-ordningen der kraftprodusenter og -leverandører velger hvilken børs de benytter for transaksjoner (EPEX SPOT 2020). Norge er gjennom overføringsforbindelser til Sverige, Danmark, Tyskland, Nederland, Finland og Storbritannia en del av det europeiske kraftmarkedet. Norske og europeiske priser fastsettes gjennom *EUPHEMIA-algoritmen*, som aggregerer tilbuds- og etterspørselskurvene fra de totalt åtte europeiske kraftbørsene til én felles pris per time for hvert prisområde. Prisene fastsettes slik at samlet samfunnsøkonomisk overskudd maksimeres under nettets kapasitetsbegrensninger (NEMOs (SDAC) 2024).<sup>5</sup> Siden vannkraft utgjør nær 90% av norsk produksjon (IEA 2026), styres tilbudet i stor grad av vannverdien i magasinene (NVE 2026), samt produksjonen i Europa.

### 2.4.1 Markedet og prisområder

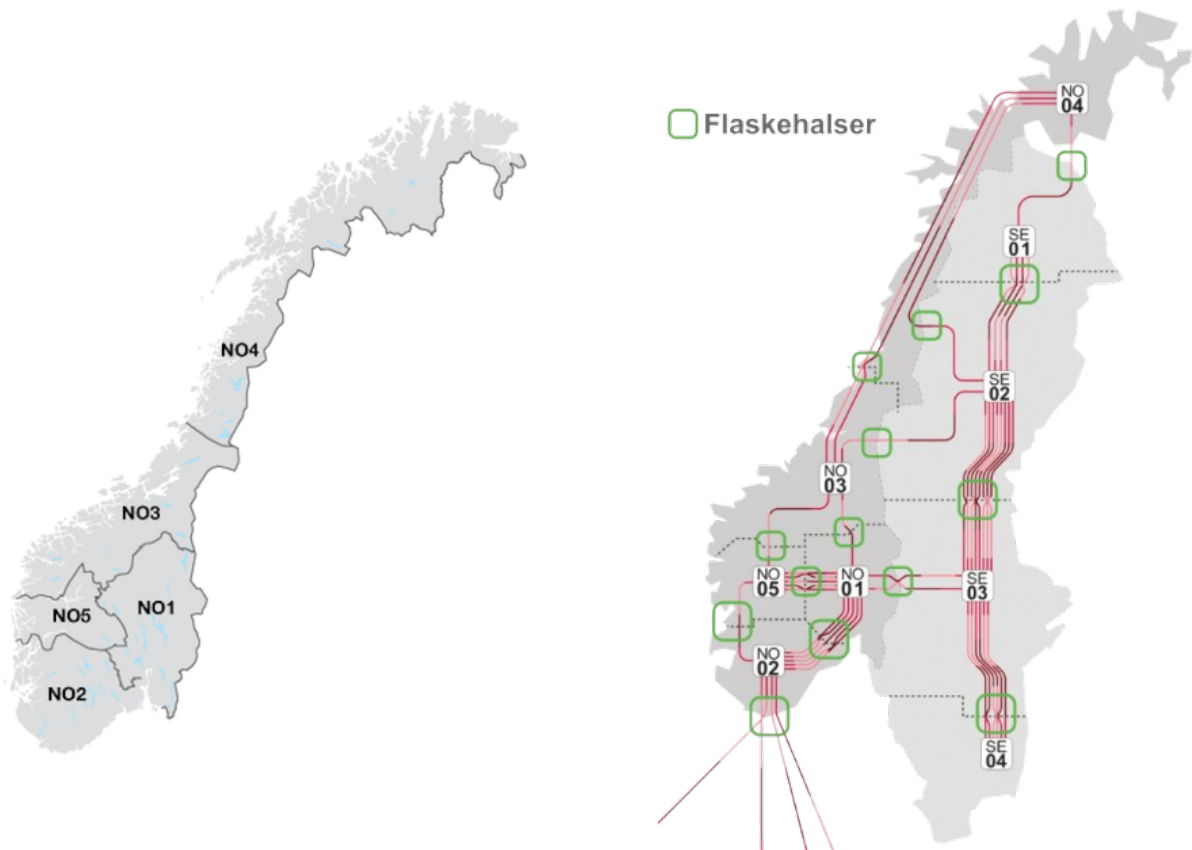
I *day-ahead-markedet* fastsettes priser og volum gjennom en auksjon kl. 12 dagen før levering (Nord Pool 2025a). For å håndtere uforutsette endringer i produksjon eller

---

forpliktelser etter EØS-avtalen, herunder reglene om statsstøtte og fri konkurranse (Grindheim mfl. 2026).

<sup>5</sup>Systemdriften og den løpende balansen i det norske kraftsystemet ivaretas av Statnett (NVE 2025f).

forbruk, tillater *intraday-markedet* at aktørene gjør løpende volumjusteringer helt frem til leveringstiden (Nord Pool 2025b).

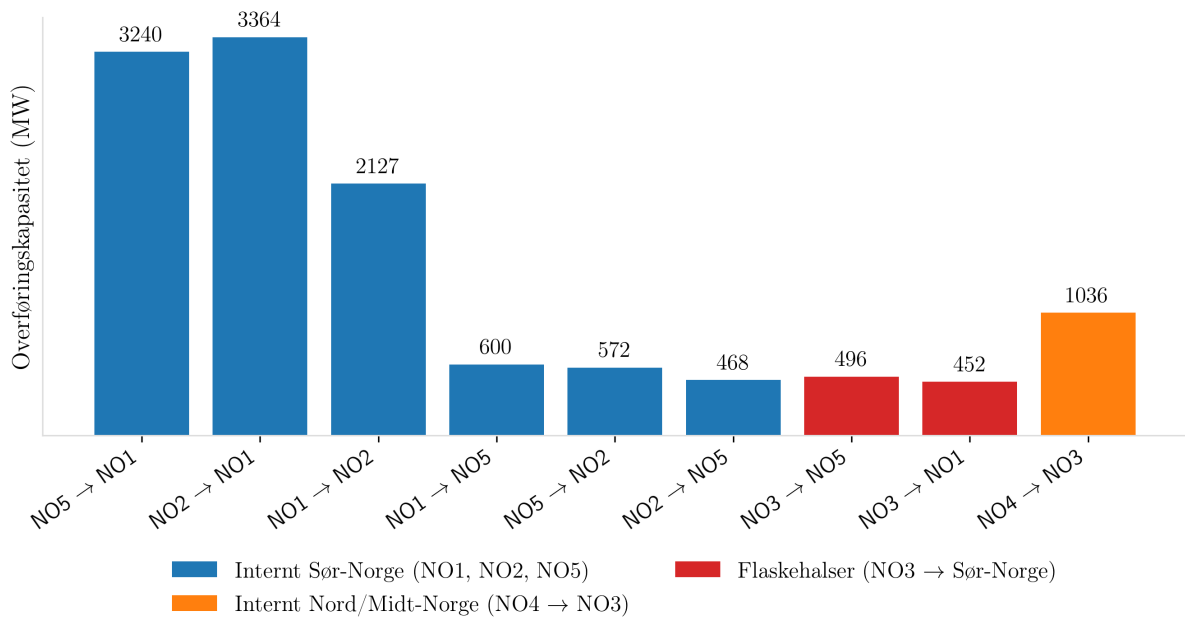


**Figur 2.2:** Norske budområder og sentrale flaskehalser i transmisjonsnettet. Venstre figur viser den geografiske inndelingen i prisområder (Statnett 2025a). Høyre figur illustrerer forbindelser og kapasitetsbegrensninger mellom områder (NVE 2025c).

Norge er delt inn i fem prisområder (NO1–NO5). Når overføringskapasiteten mellom områder er fullt utnyttet, oppstår det flaskehalser som segmenterer markedet og skaper prisforskjeller (NVE 2025c). Ved en bindende flaskehals blir prisen i hvert område avgjort av den marginale budgiveren og prisdifferansen utgjør da *skyggeprisen*<sup>6</sup> på kapasitetsbegrensningen. I fravær av slike begrensninger ville prisene konvergere mot systemprisen, en teoretisk referansepris uten flaskehalser (Nord Pool 2025a). I praksis er imidlertid nettbegrensningene ofte bindende, som medfører vedvarende prisforskjeller mellom norske prisområder. Frem til 2010 var Norge kun inndelt i tre prisområder, og inndelingen ble utvidet til fem prisområder etter økt behov for å utnytte vannmagasinene på Vestlandet og Midt-Norge mer effektivt (Aadland 2010).

Figur 2.3 viser at den interne kapasiteten i Sør-Norge er høy, som bidrar til at prisene i de

<sup>6</sup>Skyggeprisen tilsvarer den nye prisen som ville oppstått dersom kapasiteten utvides med én MW.



**Figur 2.3:** Gjennomsnittlig overføringskapasitet mellom norske prissoner i MW i 2025. Kilde: ENTSO-E Transparency Platform (2026).

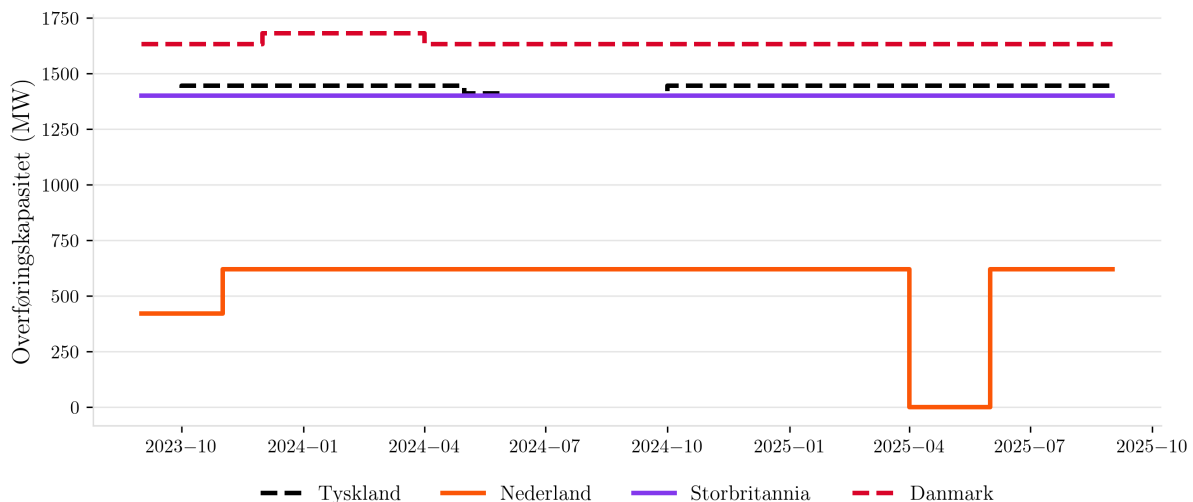
sørlige sonene ofte konvergerer. Asymmetrien i kapasiteten inn og ut av NO1 er av hensyn til systemdriften.<sup>7</sup> Flaskehalserne mellom NO3 og Sør-Norge utgjør den mest bindende begrensningen i transmisjonsnettet. Dette forklarer de vedvarende prisforskjellene mot sør i Figur 2.1 og underbygger den lave oppslutningen om Norgespris i NO3 og NO4 vist i Tabell 2.1.

## 2.4.2 Handel med utlandet

Samme flaskehalsmekanisme som styrer prisforskjeller mellom norske prisområder gjelder også for utenlandsforbindelsene. Norge har en samlet utvekslingskapasitet mot utlandet på om lag 9 000 MW (Statnett 2025b). Idriftsettelsen av sjøkablene til Tyskland (NordLink) og Storbritannia (North Sea Link) i 2021 og 2022 økte eksponeringen mot kontinentale priser betydelig (Rosvold 2022). Ettersom kraften flyter automatisk fra lav- til høyprisområder, vil graden av prissmitte drives av forskjeller i tilbud og etterspørsel i Europa, samt tilgjengelig overføringskapasitet. Statnett har ikke mulighet til å holde igjen kapasitet for å styre nasjonale priser (Strømprisutvalget 2023).

Kapasitetene i Figur 2.4 viser at prissmittepotensialet er størst i kablene tilkoblet NO2 mot Tyskland, Storbritannia og Danmark. I timer med høy etterspørsel nås kablernes

<sup>7</sup>Statnett holder av sikkerhetsmarginer for å oppfylle N-1-kriteriet. Se teknisk gjennomgang i Appendiks A.2.



**Figur 2.4:** Utvikling i overføringskapasiteter (maks månedsverdi) fra utlandet til NO2 i MW i perioden 1.sep 2023 – 30.sep 2025

kapasitetsgrense, slik at videre prissmitte blokkeres og prisforskjellen mellom NO2 og de tilknyttede markedene vedvarer. Dette forholdet danner grunnlag for diskusjonen av den konvekse prisseffekten i kapittel 7.5.

## 2.5 Om strømregningen

Den samlede strømregningen til husholdninger består av kraftpris, nettleie og offentlige avgifter. Norgespris adresserer utelukkende kraftpriskomponenten, men en forståelse av de øvrige komponentene er nødvendig for å vurdere ordningens samlede effekt.

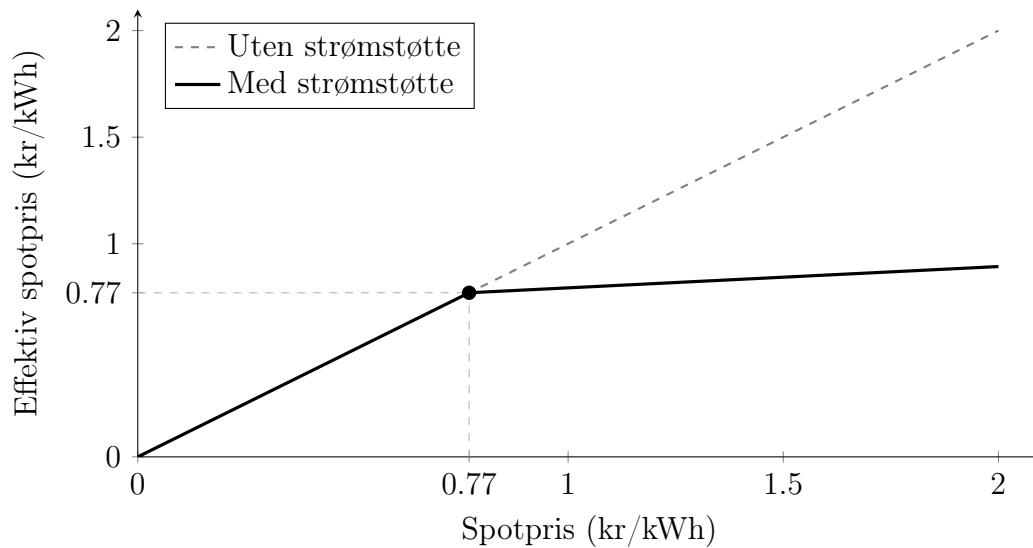
### 2.5.1 Strømstøtteordningen

| Dato               | Endring / Tiltak                                                                                        |
|--------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Frem til des. 2021 | Ingen strømstøtteordning.                                                                               |
| Des. 2021          | <b>Strømstøtteordningen innføres.</b> Månedlig utbetaling av støtte basert på gjennomsnittlig spotpris. |
| Sep. 2023          | <b>Omlegging til time-for-time-støtte</b> basert på spotpris i den aktuelle timen.                      |
| Okt. 2025          | <b>Norgespris innføres.</b> Forbrukeren må velge mellom strømstøtte og Norgespris.                      |

**Tabell 2.3:** Kronologisk oversikt over de viktigste endringene i statens strømtiltak. Kilde: Regjeringen (2025). Detaljert strømstøtteutforming vises detaljert i Appendiks A.1.

Da strømstøtteordningen ble innført i desember 2021, ble støtten beregnet *ex-post*. Dette innebar usikkerhet om den faktiske sluttbrukerprisen på beslutningstidspunktet.

Siden september 2023 har ordningen imidlertid fungert som en time-for-time-støtte for husholdninger der staten dekker 90% av spotprisen over en terskelverdi (illustrert i Figur 2.5). Støtten er begrenset til et månedstak på 5 000 kWh (NVE 2025b). Fritidsboliger er ekskludert fra ordningen (NVE 2024). Siden strømstøtte og Norgespris er gjensidig utelukkende og sistnevnte erstatter spotprisen fullstendig med en flat sats på 40 øre/kWh, vil Norgespris være det mest lønnsomme alternativet så snart spotprisen overstiger dette nivået.



**Figur 2.5:** Effektiv spotpris for husholdninger med og uten strømstøtte, eksklusiv merverdiavgift. Terskelverdien i 2026 på 77 øre/kWh illustrerer knekkpunktet.

## 2.5.2 Nettleie

Nettleien dekker kostnader til drift og investeringer i strømnettet og reguleres av RME gjennom inntektsrammer (NVE 2025d). Regningen består av et variabelt *energiledd* per kWh forbrukt som dekker løpende overføringskostnader og et *fastledd* basert på kundens høyeste målte effektuttak (kW) i måneden (NVE 2025d). Fastleddet gir insentiv til å kutte forbrukstoppene og flytte forbruk til lavlastperioder (kl. 22–06, helger og helligdager) hvor tariffene er lavere (Elvia 2025). Siden nettvirksomhet er et naturlig monopol, varierer tariffene regionalt basert på lokale geografiske og demografiske forhold (NVE 2025d).

## 2.5.3 Avgifter

Utover nettleie og kraftpris består strømrregningen av offentlige avgifter. Den største komponenten er elavgiften, en statlig forbruksavgift per kWh. Husholdninger og



tjenesteytende næringer betaler full sats, mens kraftkrevende industri har redusert sats eller fritak.

I tillegg betales et påslag til Enova<sup>8</sup> på 1 øre/kWh før MVA (Energidepartementet 2025a). For forbrukere utenfor Nord-Norge påløper 25% merverdiavgift (MVA) på summen av kraftpris, nettleie og avgifter.<sup>9</sup>

#### 2.5.4 Spotprisens totale andel av strømrregningen

Ettersom nettleie og avgifter er tilnærmet faste per kWh, mens spotprisen varierer, endres komponentenes relative vekt med prisnivået. Når spotprisen er lav utgjør nettleie og avgifter en betydelig andel av regningen. Ved høye spotpriser vokser den effektive spotprisandelen raskt og dominerer sluttbrukerprisen, til tross for at strømrstøtten absorberer 90% av prisen over terskelen.<sup>10</sup> Dette innebærer at den prosentvise endringen i sluttbrukerprisen ved et gitt spotprissjokk er mindre enn den prosentvise endringen i spotprisen alene og dempingen er sterkest ved lave spotpriser der de faste komponentene veier tyngst. Husholdningenes faktiske priseksponering er dermed den effektive sluttbrukerprisen, ikke spotprisen isolert.

#### 2.5.5 Sluttpriskomponenter for ulike forbrukere

Tabell 2.4 viser at det norske kraftmarkedet har heterogene prisstrukturer på tvers av forbrukergrupper. Selv om spotprisen danner fundamentet, varierer sluttprisen og risikofordelingen ut fra forbrukernes størrelse, forhandlingsmakt og prissikringsbehov. Hovedskillet går mellom aktører med direkte spotpriseksponering og aktører som er sikret gjennom fastpris. Kraftkrevende industri inngår typisk langsiktige finansielle kraftkjøpsavtaler (PPA) for å eliminere prisvolatilitet (Statkraft 2024), mens mindre næringskunder bruker varierende kontraktsformer. Blant de prissikrede forbrukerne er det et viktig økonomisk skille mellom finansielle og fysiske ordninger. PPA-er avregnes separat fra det fysiske forbruket, slik at bedriften møter spotprisen på marginen og det marginale prissignalet bevarer. Et analogt argument gjelder for produsentsiden, der

<sup>8</sup>Enova er et statlig foretak med formål om å fremme omlegging av energibruk og energiproduksjon i en mer bærekraftig retning.

<sup>9</sup>Husholdninger i Nordland, Troms og Finnmark (NO4) er fritatt for MVA på strøm (NVE 2025a).

<sup>10</sup>Ved Norgespris er dette derimot den eneste variasjonen i strømrregningen, basert på hvor høy nettleie som beregnes av leverandøren.

**Tabell 2.4:** Forenklet oversikt over prisstrukturer for utvalgte forbrukerkategorier.

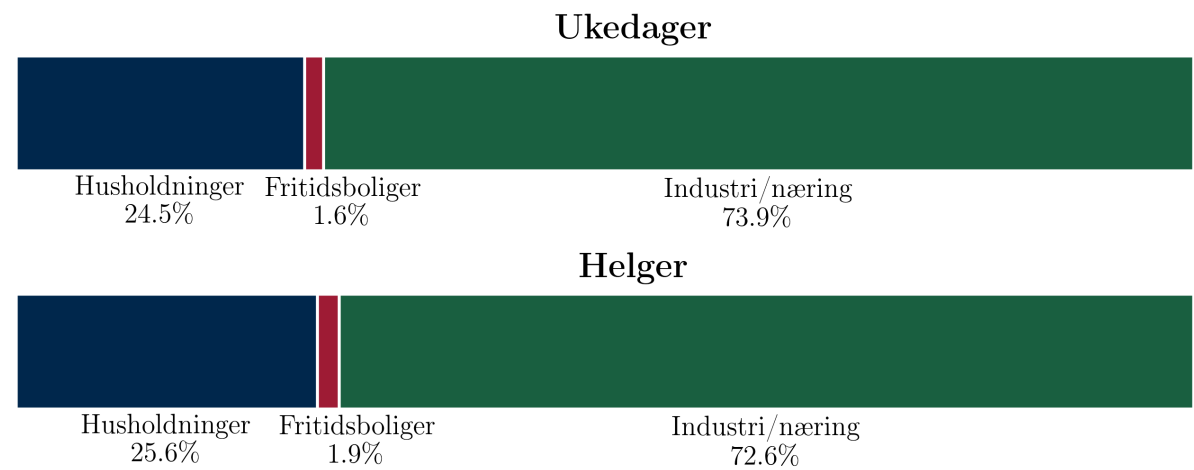
| Forbruker                        | Sluttpris-mekanisme <sup>1</sup>          | Nettleie | Elavgift               |
|----------------------------------|-------------------------------------------|----------|------------------------|
| Husholdninger                    | Spotpris med strømstøtte eller Norgespris | Ja       | Ja                     |
| Fritidsboliger                   | Spotpris eller Norgespris                 | Ja       | Ja                     |
| Små og mellomstore næringskunder | Spotpris eller fastpris                   | Ja       | Ofte redusert          |
| Kraftkrevende industri           | Langsiktig fastpris (PPA)                 | Ja       | Svært lav eller fritak |

<sup>1</sup> MVA påløper for alle forbrukere, utenom NO4.

finansielle differansekontrakter (CfD) bevarer produsentenes marginale tilbudsinsentiver (Schlecht mfl. 2024). Fysiske fastprisordninger (Norgespris) erstatter derimot spotprisen direkte og fjerner prissignalet fullstendig. En fullstendig oversikt over Tabell 2.4, inkludert offentlig sektor og datasentre, samt en teknisk redegjørelse for PPA- og CfD-mekanismer finnes i Appendiks A.3.

## 2.6 Kraftbalansen

### Forbrukere av kraft



**Figur 2.6:** Fordeling av forbruk i ukedager og helgedager i NO2 i 2025. Total snittforbruk per ukedag er ~4 065 MWh og ~3 948 MWh per helgedag. Data hentet fra Elhub 2026a.

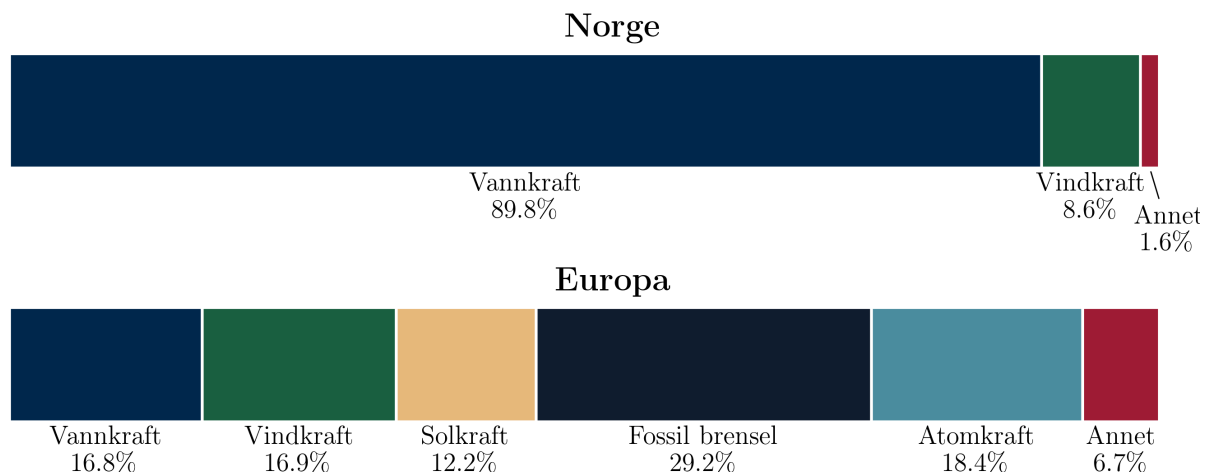
Forbrukssammensetningen i NO2 skifter systematisk mellom ukedager og helger. Husholdningenes og fritidsboligenes relative andel er høyere i helgen, siden industri og næring reduserer sitt absolutte forbruk med om lag 4,6% i helgene, mens husholdninger

og fritidsboliger øker sitt med om lag 2,3% (Elhub 2026a).

Disse strukturelle forskjellene er viktige for analysen, da Norgespris endrer prissignalet utelukkende for husholdninger og fritidsboliger, dermed avhenger de samlede markedseffektene av disse segmentenes andel av etterspørselen. Siden både samlet nivå og sammensetning varierer mellom dagtyper, behandles ukedager og helger separat i den empiriske modellen.

### Kraftproduksjon og merit-order-mekanismen

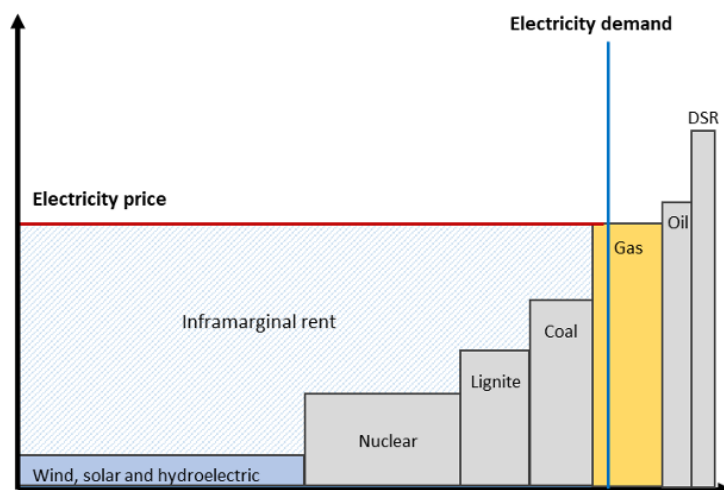
Norsk kraftproduksjon avviker sterkt fra det europeiske gjennomsnittet i både sammensetning og marginalkostnadsstruktur. Som Figur 2.7 viser, genereres om lag 90% av norsk kraft fra vannkraft og over 98% av produksjonen er fornybar. Europa har til sammenligning en fossilandel på 29,2%, atomkraft på 18,4% og kun 16,8% vannkraft.



**Figur 2.7:** Prosentvis fordeling av kraftproduksjon i Norge og Europa etter kilde i 2025. Data er fra IEA (2026).

Denne forskjellen styrer spotprisdannelsen. I day-ahead-markedet rangeres produksjonsbud etter stigende marginalkostnad, der det dyreste budet som trengs for å dekke etterspørselen setter systemprisen i henhold til *merit-order-mekanismen* illustrert i Figur 2.8. Vann-, vind- og solkraft har tilnærmet null variable produksjonskostnader og legges i bunnen av tilbudskurven. Fossile kraftverk belastes med brennstoff- og CO<sub>2</sub>-kvotepriser (EU ETS), noe som flytter dem oppover i stabelen.

Selv uten nasjonal fossilproduksjon forplanter europeiske priser seg til NO<sub>2</sub> via utenlandskablene (2.4.2). Siden vannkraft er en styrbar ressurs, kan norske produsenter tidsforflytte produksjonen basert på vannverdien (NVE 2026). Når det er tilgjengelig



**Figur 2.8:** Merit-order-mekanismen: Produksjonsbud rangeres etter stigende marginalkostnad og det marginale budet setter klareringsprisen som alle aksepterte produsenter mottar (pay-as-cleared). Figuren er hentet direkte fra Gasparella mfl. (2023).

overføringskapasitet, konvergerer norske områdepriser mot det europeiske marginalbudet. Gass- og CO<sub>2</sub>-priser blir dermed sentrale drivere for den norske spotprisen, noe som begrunner valget av instrumentvariabler i kapittel 5.

Kraftbalansen, differansen mellom innenlandsk produksjon og forbruk, danner et viktig bakteppe for debatten om Norgespris. Mens historiske normalår har vært preget av kraftoverskudd (2.1), anslår NVE-RME (2025) at overskuddet vil falle fra 18 TWh til 11 TWh frem mot 2029 fordi forbruksveksten vokser raskere enn skalering av ny produksjonskapasitet.

## 3 Litteratur

### 3.1 Priselastisiteter

En priselastisitet måler hvor følsom etterspurt mengde er for endringer i pris (Marshall 1890) og utgjør et sentralt begrep i denne utredningen. Innenfor kraftmarkedet regnes Taylor (1975) som det grunnleggende referansepunktet for strukturell elastisitetsanalyse.

#### 3.1.1 Tidshorisonter

I litteraturen om priselastisiteter skilles det mellom kort og lang sikt, men definisjonene varierer mellom studier. Taylor (1975, s. 80) trekker skillet ut fra den strømforbrukende kapitalbeholdningen, der kort sikt kjennetegnes ved at beholdningen av apparater og utstyr er gitt, mens lang sikt åpner for at husholdningen kan endre denne beholdningen. Basert på dette kriteriet defineres kort sikt i denne utredningen som horisonter innenfor ett år, og lang sikt over ett år.

Husholdningenes strømforbruk består av en mindre elastisk del knyttet til oppvarming og nødvendige husholdningsoppgaver og en mer elastisk del knyttet til *når* forbruket finner sted, for eksempel ved lading av elbil. På svært kort sikt, fra timer til dager, handler responsen primært om å *flytte* forbruk mellom timer fremfor å *redusere* det totale forbruket, noe som innebærer et mindre nyttetap. På *mellomlang* horisont, fra uker til måneder, forsvinner lastflyttingseffekten mellom timer. På lang sikt, fra ett år og oppover, kan husholdningen endre forbruksmønsteret strukturelt gjennom energieffektiviserende investeringer (ENØK). Dermed vil typisk elastisiteten som en funksjon av tid være konveks der ukes-/månedselastisiteten er lavere enn både times- og årselastisiteten.

Dette skillet er viktig for å vurdere Norgespris. Ordningen kan svekke etterspørselsresponsen på kort sikt i timer med knapp nettkapasitet, og redusere de økonomiske insentivene til ENØK-investeringer på lang sikt. Den langsiktige effekten er imidlertid vanskelig å kvantifisere empirisk før ordningen har virket over en lengre tidsperiode.

### 3.1.2 Studier på priselasitet i strømmarkedet

Denne seksjonen gjennomgår de mest sentrale norske studiene om husholdningenes priselasitet for elektrisitet. Studiene varierer i datagrunnlag, tidsperiode, og metodisk tilnærming, noe som gjør direkte sammenligninger krevende. Gjennomgangen danner grunnlaget for å vurdere egne estimater opp mot eksisterende forskning.

**Tabell 3.1:** Oversikt over sentrale empiriske studier på priselasitet i Norge

| Studie                      | Data / Periode                 | Elastisitetsestimat, sentrale funn og metode                                                                                                        |
|-----------------------------|--------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Halvorsen mfl. (2005)       | Årlig tverrsnitt (1993–1995)   | –0,65.<br>Høy elastisitet skyldes årlig oppløsning og utbredt tilgang til vedfyring (80%).<br>Studien bruker OLS / tverrsnitt.                      |
| Bye og Hansen (2008)        | Timesdata (2000–2004)          | Sommer: –0,04, Vinter: –0,14.<br>Dokumenterer signifikant sesongvariasjon i prisrespons.<br>Studien bruker log-log-tidsserie.                       |
| Holstad og Pettersen (2011) | Månedssdata (1996–2010)        | Kortsiktig: –0,05.<br>Fallende elastisitet mot slutten av perioden pga. økt låsing til el-spesifikk oppvarming.<br>Studien bruker tidsserieanalyse. |
| Hofmann og Lindberg (2019)  | Timesdata Oslo (2013–2017)     | Uelastisk (nær 0) under $-10^{\circ}\text{C}$ .<br>Mellom $-10^{\circ}\text{C}$ og $0^{\circ}\text{C}$ : –0,011 til –0,075.<br>Studien bruker OLS.  |
| Langeland (2023)            | Timesdata (2020–2022)          | –0,071 til –0,101 for NO1, NO2 og NO5.<br>Rullende vinduer viser variasjon fra –0,047 til –0,170.<br>Studien bruker panel-IV.                       |
| Frankmo (2023)              | Dagsdata NO2 (2020–2022)       | –0,065 for NO2.<br>Ingen signifikant endring i struktur etter innføring av strømstøtte (des. 2021).<br>Studien bruker panel-IV.                     |
| Idsø mfl. (2024)            | Dagsdata Sør-Norge (2013–2023) | Hovedmodell: –0,009.<br>Ingen signifikant respons under $0^{\circ}\text{C}$ når spotpris overstiger 150 øre/kWh.<br>Studien bruker log-lineær OLS.  |

En mer detaljert gjennomgang av hver studie finnes i Appendiks B.1.

Flere metodiske begrensninger i denne litteraturen er relevante for vår problemstilling:

Hofmann og Lindberg (2019), Langeland (2023), Frankmo (2023) og Idsø mfl. (2024) benytter alle spotpris fremfor den faktiske sluttbrukerprisen, noe som utelater strømstøttens dempende effekt på prissignalet etter desember 2021.

OLS-tilnærmingene i Hofmann og Lindberg (2019) og Idsø mfl. (2024) korrigerer ikke for det underliggende simultanitetsproblemet mellom tilbud og etterspørsel og er dermed sårbar for skjevhet i resultatene. Idsø mfl. inkluderer dessuten næringslivskunder i forbruksdataene.

Langeland (2023) anvender norsk vindkraft og nedstenginger av kraftverk som instrumenter, begge innenlandske tilbudssidesjokk. Dette kan medføre brudd på eksklusjonsrestriksjonen dersom de korrelerer med lokale etterspørselssjokk gjennom vær- eller forsyningskanaler. Frankmo (2023) løser dette ved å instrumentere med europeisk gasspris (TTF) og svensk vindkraft, imidlertid begrenses estimatrelevansen i denne studien noe av å være på dags- fremfor timesbasis.

Bye og Hansen (2008) opplever sterk multikollinearitet mellom spotpris og laggede priser, noe som gjør at flere kortsiktige elastisiteter får positivt fortegn og endrer seg betydelig avhengig av valg av lags.

### **Forholdet til denne utredningens estimat**

Tabell 3.1 viser at nyere norske studier samles om en kortsiktig priselastisitet i intervallet  $-0,01$  til  $-0,10$  målt mot spotpris på dags- eller timesbasis. Til sammenligning anbefalte Rosnes mfl. (2022) et anslag på  $0,15$  på kort sikt og  $0,65$  på lang sikt, der det langsiktige anslaget hovedsakelig bygger på Halvorsen mfl. (2005) og Pellini (2021).

Denne utredningen skiller seg fra eksisterende litteratur på tre områder. For det første estimeres IV-modellen på timesdata fremfor dags- eller årsdata. For det andre benyttes effektiv sluttbrukerpris i stedet for spotpris, slik at analysen fanger opp hvordan strømstøtten demper den faktiske prisvolatiliteten husholdningene møter. For det tredje brukes europeisk vindkraftproduksjon som instrument, ettersom denne i mindre grad deler vær- og forsyningskanaler med norsk husholdningsforbruk enn det norsk vindkraft gjør. Siden Frankmo (2023) på lignende vis bruker utenlandske tilbudsdrivere som instrumenter, er hennes studie det mest relevante sammenligningsgrunnlaget for våre estimater.

## **3.2 Teoretisk rammeverk**

### **3.2.1 Prisdannelse og velferdstap**

I et velfungerende kraftmarked reflekterer spotprisen marginalkostnaden ved den marginale produksjonsenheten i den gitte timen (2.4). Prissignalet koordinerer markedet ved å gi

forbrukerne økonomiske insentiver til å redusere forbruket i knapphetstimer og øke det i overskuddstimer.

Borenstein og Holland (2005) formaliserer effektivitetstapet som oppstår når sluttbrukere ikke eksponeres for denne variasjonen gjennom fastpris. Forbrukerne vil overkonsumere i timer med høy marginalkostnad og underkonsumere i timer med lav marginalkostnad. Simuleringene indikerer at dette effektivitetstapet utgjør mellom 5 – 10% av de totale kostnadene i kraftmarkedet og påvirker i tillegg langsiktige kapasitetsinvesteringer negativt. Allcott (2011) viser empirisk at husholdninger eksponert for sanntidspriser primært responderer gjennom generelle energibesparelser i topplastperioder, fremfor ren tidsforskyvning av forbruk. Strømprisutvalget (2023) understreker denne avveiningen i en norsk kontekst, men vektlegger samtidig den forsikringsverdien prisdempende ordninger har for risikoaverse husholdninger.

Norgespris og strømstøtteordningen skiller seg vesentlig i denne sammenhengen. Med strømstøtte betaler forbrukeren full spotpris i timer der prisen er under terskelverdien, dermed opprettholdes prissignalet og knapphetsinsentivet. Med Norgespris er prissignalet fullstendig fraværende opp til det månedlige volumtaket. Forbrukeren møter en flat fastpris og tidsforskyvningen av forbruk frikobles helt fra den underliggende spotprisen.

### 3.2.2 Forbrukeroppmerksomhet og bytteatferd

Husholdningenes faktiske prisrespons avhenger av forbrukeroppmerksomhet. Teorien om *rasjonell uoppmerksomhet* fra Sims (2003) legger til grunn at aktører fordeler begrenset oppmerksomhet optimalt fordi det er kostbart å innhente og prosessere prisinformasjon. Effekten forsterkes når prissignalet har lav synlighet (salience) på forbrukstidspunktet (Chetty mfl. 2009), noe som karakteriserer strømmarkedet ettersom regningen kommer *ex-post* og den effektive prisen er innbakt i en sammensatt tariff. Bytteatferd begrenses tilsvarende av kostnaden ved å innhente og sammenligne tilbud (Stigler 1961) og en dokumentert tendens til å beholde eksisterende ordninger (Samuelson og Zeckhauser 1988).

Kazukauskas og Broberg (2016) påviser empirisk at utilstrekkelig kunnskap om marginalkostnader ofte leder til systematisk overestimering av kostnadene. En stor andel av de uoppmerkssomme forbrukerne etterspør heller ikke informasjon, da de har lave



forventninger til den økonomiske gevinsten av økt kunnskap. Trotta (2021) bygger på dette ved å konstruere et eksplisitt mål på strømbevissthet (*electricity awareness*), og dokumenterer at husholdninger med høy bevissthet har et lavere forbruk og utviser sterkere prisrespons.

I en strukturell analyse av strømmarkedet i Texas finner Hortaçsu mfl. (2017) at observert kontraktlojalitet i stor grad reflekterer søkefriksjoner fremfor aktive preferanser. Når forbrukere presenteres for transparente svingningsdata og potensielle besparelser, øker bytteaktiviteten markant.

Dette innebærer en viktig seleksjonseffekt: De husholdningene som aktivt velger å gå over til en ny strømmordning, slik som Norgespris, skiller seg systematisk fra passive forbrukere hva gjelder oppmerksomhet, utgangsforkbruk og underliggende prisrespons. Konsekvensene dette har for tolkningen av en aggregert elastisitet drøftes i seksjon 7.2.1.

### 3.3 Oppsummering og hypotese

Den gjennomgåtte empirien peker mot at norske husholdninger har en lav kortsiktig priselastisitet i størrelsesorden  $-0,01$  til  $-0,10$ . Samtidig fjerner Norgespris-ordningen prissignalet fullstendig opp til volumtaket, noe som representerer en betydelig sterkere demping av markedets knapphetssignaler enn strømsstøtteordningen.

Når en stor andel av husholdningene frikobles fra spotprisvariasjonen, blir den aggregerte etterspørselskurven i day-ahead-auksjonen brattere. Gitt en stigende tilbudskurve, vil bortfallet av kortsiktig etterspørselsrespons medføre en høyere markedspris via merit-order-mekanismen (2.6). Omfanget av denne effekten vil avhenge av atferdsegenskapene til de husholdningene som velger Norgespris.

Dette leder frem til følgende empirisk testbare hypotese: *Norgespris utløser et økt aggregert strømforkbruk i de timene der spotprisen overstiger 40 øre/kWh. Som en direkte konsekvens av dette skiftet i etterspørselen øker spotprisen, med sterkest utslag i timer der den underliggende tilbudskurven allerede er bratt.*

## 4 Datainnsamling og kilder

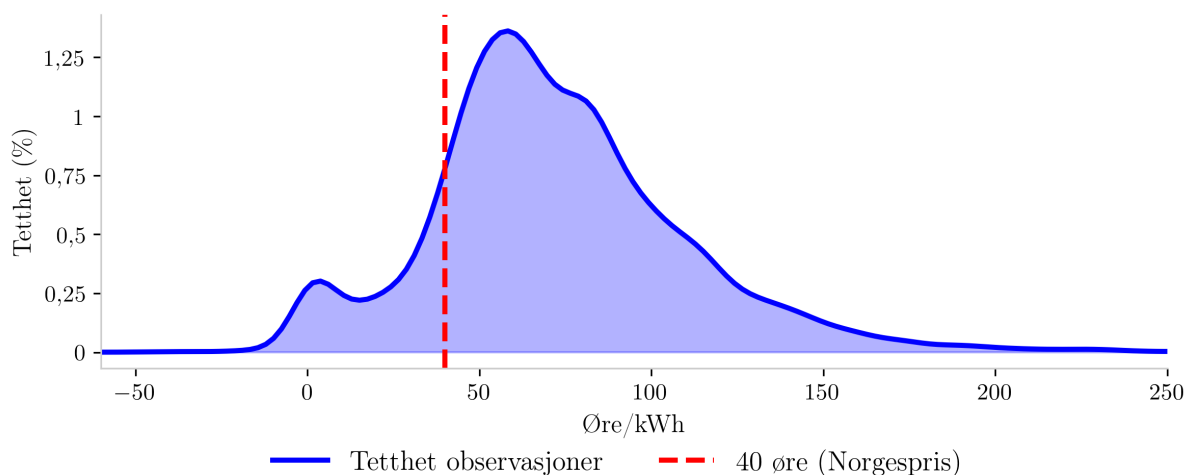
### 4.1 Strømforbruk

Timesoppløste, aggregerte forbruksdata for husholdninger er hentet fra Elhub (2026a).

### 4.2 Konstruksjon av effektiv sluttbrukerpris

Den effektive sluttbrukerprisen som anvendes i metoden beregnes som summen av spotpris (inkludert strømstøtte), nettleie og leverandørpåslag.

*Spotprisen* hentes fra Nord Pool (2026c) og konverteres fra NOK/MWh til NOK/kWh for å samordnes med strømstøttereglene. Figur 4.1 viser spotprisfordelingen i estimeringsperioden opp mot Norgespris-satsen.



**Figur 4.1:** Tetthet av spotprisobservasjoner i estimeringsutvalget for NO2. Den stiplede linjen markerer Norgespris på 40 øre/kWh; 85,3% av timene ligger over dette nivået.

*Strømstøttebeløpet* beregnes time for time (eks. MVA) ved å multiplisere dekningsgraden på 90% med differansen mellom gjeldende spotpris og innslagspunktet. Innslagspunktene samstemmer med tidslinjen for strømtiltak (Appendiks A.1). Både spotpris og strømstøtte tillegges 25% merverdiavgift.

Energileddet i nettleien hentes fra L-nett (2025a,b), som er den dominerende nettkonsesjonæren i prisområde NO2 (NVE 2025e).

*Leverandørpåslaget* settes til en konstant på 6,06 øre/kWh (inkl. MVA). Dette representerer

det volumvektede gjennomsnittet for aktive avtaler i det norske sluttbrukermarkedet (Energidepartementet 2024). Verdien anses som representativ da 53% av leverandørene tilbyr påslag under 5 øre/kWh, og 94% ligger under 8 øre/kWh.

## 4.3 Instrumenter

### Utenlandsk vindkraft og nettkapasitet

Eksogene tilbudssjokk fanges opp via aggregerte vindkraftprognoser (**Day-Ahead Generation Forecasts**) fra land med direkte overføringskapasitet til NO2: Tyskland (DE), Nederland (NL) og Danmark (DK) fra ENTSO-E Transparency Platform (2026), samt Storbritannia (GB) fra National Energy System Operator (2026). Land- og havvind aggregeres til én felles nasjonal variabel per land.

Ukesprognoser for netto overføringskapasitet (**Week-Ahead NTC**) for koblingene mot NO2 er hentet fra ENTSO-E Transparency Platform (2026). For flere kabler var daglige **Forecast Transfer Capacities** utilgjengelig, dermed benyttes tilsvarende ukesprognoser istedenfor.

For å eliminere *fremoverskuende skjevhet* (look-ahead bias), anvendes utelukkende markedsprognoser (**Generation Forecast**) fremfor faktisk genererte volumer (**Actual Generation**). Siden day-ahead-auksjonen foregår dagen i forveien (2.4.1), reflekterer prognosene aktørenes faktiske informasjonsmengde i beslutningsøyeblikket. Dataene fra NESO er basert på deres låste **Incentive forecast**. Detaljert databehandling er spesifisert i Appendiks C.1.

### Gass- og CO<sub>2</sub>-priser

For å kontrollere for marginalkostnaden i europeisk termisk kraftproduksjon, inkluderes **Month-Ahead Continuous**-kontrakter for den nederlandske naturgassprisen (TTF) og europeiske CO<sub>2</sub>-kvoter (EUA) fra London Stock Exchange Group (2026). Month-ahead-kontrakter foretrekkes fremfor day-ahead-spotpriser fordi de i større grad fanger opp alternativkostnaden som preger produsentenes budstrategier. For å samsvare auksjonstidspunktet benyttes åpningskursen fra dag  $t-1$  (se teknisk beskrivelse i Appendiks C.2).

## 4.4 Kontrollvariabler

Lokale værforhold modelleres med ERA5-Land-datasettet (Muñoz-Sabater mfl. 2021), som ble hentet fra Copernicus Climate Change Service (C3S) (2025). Datasettet gir en fysikkbasert historisk rekonstruksjon over et rutenett med 9 km oppløsning. Dette eliminerer problemer med “euklidsk avstandsskjevheter”, som oppstår når kommuner feilaktig tilordnes fysisk nære, men klimatisk avvikende målestasjoner (f.eks. en dalkommune koblet til en fjellstasjon).

For å fange opp klimaet der befolkningen faktisk bor, geokodes kommunesentrene (rådhuse) i NO2 med *Nominatim* (GeoPy Contributors 2025). Kommuner som krysser prisområdegrensene inkluderes i sin helhet dersom befolkningsmajoriteten bor innenfor NO2 og ekskluderes ellers.<sup>11</sup> Vektingen av den kommunale dataen benytter befolkningsdata fra SSB (2026).

ERA5-Land definerer kun ruter med over 50% landmasse som land, noe som fører til manglende verdier (NaN) for flere kyst- og øykommuner. Dette løses ved at samtlige gyldige landkoordinater i regionen struktureres i et romlig søketre (*cKDTree* fra SciPy Contributors (2025)). Koordinatene til berørte kystkommuner “snappes” algoritmisk til nærmeste gyldige landpunkt før værdataene hentes (se Appendix C.3).

## 4.5 Teoretisk merforbruk

Beregningen av det teoretiske merforbruket ( $\Delta Q_t$ ) baseres på tabellen `NORGESPRIS_CONSUMPTION_PER_GROUP_EAC_MBA` fra Elhub (2026a). Tabellen oppgir strømforbruk og antall målepunkter med og uten Norgespris.<sup>12</sup>

## 4.6 Henting og prosessering av budkurver fra Nord Pool

Simuleringen av de kontrafaktiske markedsprisene krever aggregerte tilbuds- og etterspørselskurver for det norske markedet, hentet fra Nord Pool (2026b).

---

<sup>11</sup>Eksempelvis er Drammen kommune utelatt fordi majoriteten av innbyggerne tilhører prisområde NO1.

<sup>12</sup>Kolonnen `totalQuantityKwh` benyttes fremfor `quantityKwhNorwayPrice` og `quantityKwhNotNorwayPrice` fordi forbruk over terskelen på 5000 kWh per måned blant Norgespris-målepunktene registreres som forbruk blant kundene uten Norgespris.

Det europeiske kraftmarkedets overgang til 15-minutters oppløsning i fjerde kvartal 2025 innebærer en metodisk frekvensforskjell, ettersom merforbruket ( $\Delta Q_t$ ) beregnes på timesbasis. Det timesbaserte merforbruket fordeles på de fire korresponderende 15-minuttersintervallene ved at avslutningstidspunktene rundes opp til nærmeste hele time.

Det kontrafaktiske markedskrysset simuleres deretter unikt for hvert 15-minuttersintervall. For å muliggjøre direkte sammenligning med historiske timesdata, aggregeres de fire simulerte kvartersprisene tilbake til timesbasis ved bruk av et aritmetisk gjennomsnitt. Priser konverteres fra EUR til NOK med Nord Pools daglige valutakurser.

## 5 Metodikk

For å kvantifisere Norgespris' påvirkning på spotprisen følger den empiriske analysen tre sekvensielle steg som bygger direkte på hverandre:

1. Husholdningenes priselastisitet estimeres ved hjelp av IV-regresjon på timesdata fra perioden 1. september 2023 til 30. september 2025.
2. Det teoretiske merforbruket beregnes for hver time det første halvåret etter innføringen av Norgespris.<sup>13</sup> Elastisitetsestimatene anvendes til å kvantifisere  $\Delta Q_t$ , som måler *“hvor mye ekstra strøm husholdningene i NO2 brukte i time t fordi de betalte Norgespris i stedet for spotpris?”*
3. Kontrafaktiske spotpriser estimeres ved å trekke merforbruket fra etterspørselskurvene i Nord Pools auksjonsdata, for så å beregne nye markedslikevekter mot de faktiske tilbudskurvene.

### 5.1 IV-regresjon for estimering av priselastisiteter

Presisjonen til merforbruksestimatet hviler på nøyaktigheten til elastisitetstallet som benyttes. For å unngå unøyaktigheter fra eldre tidsoppløsninger, utdaterte prisstrukturer eller forenklete kontrollvariabler for vær, estimeres egne elastisiteter ved instrumentvariabelregresjon (IV-regresjon). Denne metoden løser i teorien simultanitetsproblemet i strømmarkedet, der observerte priser og mengder er samtidige likevektsutfall bestemt av skjæringspunktet mellom tilbud og etterspørsel i henhold til 2.4. En standard OLS-regresjon vil gi forventningsskjeve estimerer fordi prisvariabelen er endogen. IV-estimatoren løser dette ved å bruke instrumenter som utelukkende påvirker strømforbruket gjennom den endogene prisvariabelen. Behovet for IV formaliseres via en Wu-Hausman-test (Stock og Watson 2019, s. 448–449).

#### 5.1.1 Hovedspesifikasjon og estimeringsperiode

Hovedspesifikasjonen i analysen er en 2SLS-modell med aggregert utenlandsk vindkraftsproduksjon som instrument. Estimeringsperioden avgrenses til perioden med

<sup>13</sup>Unntatt perioden 23.desember – 1.januar der elastisitetsestimatet ikke regnes å være representativt (se 5.1.7).

timesbasert strømstøtte (1. september 2023 – 30. september 2025)<sup>14</sup>, ettersom den effektive sluttbrukerprisen her sammenfaller med prisen husholdningene faktisk stod overfor i beslutningsøyeblikket.

Før september 2023 innebar ex-post-beregningen av strømstøtten (se 2.5.1) at prisvariabelen avvek systematisk fra den faktiske timeprisen. Siden denne målefeilen korrelerer med instrumentet (via prisnivået), brytes instrumentets eksogenitetsbetingelse. Selv om denne avgrensningen reduserer datagrunnlaget fra cirka 41 500 til rundt 18 200 observasjoner, er utvalget mer enn stort nok til å sikre små standardfeil og presise estimater.

Instrumentvalget begrunnes i relevans og validitet. Relevansen måles med den heteroskedastisitetsrobuste *Kleibergen-Paap rk Wald F-statistikken* (KP F-stat) (Kleibergen og Paap 2006). Når instrumentene er svake ved lav KP F-stat, trekkes 2SLS-estimatoren mot OLS og konvensjonelle standardfeil undervurderer den sanne usikkerheten. I tråd med nyere litteratur (Lee mfl. 2022) legges det til grunn en streng F-terskel på 104,7 (ved en p-verdi på 0,05 i andrestegsmodellen), i stedet for den klassiske tommelfingerregelen på 10 for å vurdere relevanskriteriet. Instrumentvaliditeten begrunnes kvalitativt og testes kvantitativt med Wooldridges overidentifikasjonstest i spesifikasjoner med flere instrumenter (Wooldridge 2010, s. 131–132). Vindinstrumentet foretrekkes fordi det er det eneste som tilfredsstiller både eksklusjons- og relevanskravet; øvrige kandidater rapporteres som robusthetssjekker.

Følgende hovedlikning estimeres i IV-regresjonen:

$$\begin{aligned} \ln(Q_t) = & \beta_1 \ln(\hat{P}_t) + \beta_2 \text{HDD}_t + \beta_3 V_t^{10m} + \beta_4 \text{RH}_t + \beta_5 \text{SSRD}_t + \beta_6 \text{SWE}_t \\ & + \sum_m \gamma_m D_m^{\text{mnd-år}} + \sum_h \delta_h D_h^{\text{time-dag}} + \phi D_t^{\text{fridag}} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad \forall t \in T \quad (5.1)$$

der  $Q_t$  er gjennomsnittlig strømforbruk per husholdning i NO2 i time  $t$ ,  $\hat{P}_t$  er predikert pris fra første steg av 2SLS,  $D_m^{\text{mnd-år}}$  representerer faste effekter for måned-år,  $D_h^{\text{time-dag}}$  er faste effekter for interaksjonen mellom time og ukedag,  $D_t^{\text{fridag}}$  er en fridagsindikator, og  $\varepsilon_t$  er feilleddet.  $\text{HDD}_t$ ,  $V_t^{10m}$ ,  $\text{RH}_t$ ,  $\text{SSRD}_t$  og  $\text{SWE}_t$  er alle værkontroller som forklares i seksjon 5.1.6.

---

<sup>14</sup>Dette markerer perioden der *alle* husholdninger var eksponert for strømstøttereimet, frem til dagen før Norgespris trådte i kraft.

### 5.1.2 Konstruksjon av responsvariabel: Husholdningsforbruk

I stedet for prisområdet totale husholdningsforbruk, konstrueres en responsvariabel for gjennomsnittlig forbruk per husholdning. Dette gjøres ved å dividere totalt forbruk (`quantityKwh`) på antall aktive målepunkter (`meteringPointCount`) i den aktuelle timen. Transformasjonen kontrollerer for befolkningsvekst og tilførsel av nye boliger, og isolerer dermed den reelle atferdsendringen til en representativ husholdning, gitt en antakelse om at nye målepunkter har et tilsvarende forbruksmønster som eksisterende.

### 5.1.3 Konstruksjon av prisvariabel: log-transformasjon

Modellen er en *log-log-modell* der den estimerte koeffisienten direkte kan tolkes som priselastisiteter. Siden den naturlige logaritmen ikke er definert for nullverdier eller negative tall, utgjør analyseperiodens 9 timer ( $\sim 0,02\%$  av datasettet) med negative eller nullpriser en metodisk utfordring. Alternativer som å legge til et fastledd eller å benytte en invers hyperbolsk sinus-transformasjon (IHS) forkastes, da de enten endrer elastisitetstolkningen eller introduserer seleksjonsskjevhet. De 9 timene fjernes derfor fra datasettet, noe som medfører en neglisjerbar skjevhet.

### 5.1.4 Konstruksjon av forklaringsvariabel: Effektiv sluttbrukerpris

For at elastisiteten skal reflektere prissignalet husholdningene faktisk står overfor, konstrueres en sammensatt effektiv sluttbrukerpris,  $P_t^{\text{eff}}$ , for hver time  $t$ . Denne prisen representerer den reelle marginalkostnaden og består av spotprisen inkludert avgifter, fratrullet strømsstøtte, pluss energileddet i nettleien og leverandørpåslag (se 4.2).

Energileddet og påslaget inkluderes for å sikre at elastisiteten beregnes ut fra riktig prisnivå. En prisendring på 20 øre gir ulik prosentvis endring avhengig av om utgangsprisen er 120 eller 250 øre. Utelatelse av disse komponentene ville systematisk underestimert den reelle prisen og dermed overestimert de relative prissvingningene.

Kun forbruksavhengige komponenter inkluderes, ettersom faste ledd ikke utgjør en marginalkostnad per kWh. Påslaget inkluderes som en konstant fordi spotpriskontrakter vanligvis priser dette lineært per kWh. Modellen fanger i tillegg opp tidsdifferensiert nettleie



for å reflektere reelle variasjoner i marginalkostnaden over døgnet. Siden prissvingningene i sluttprisen i all hovedsak drives av spotmarkedet, vil forenklinger som konstant leverandørpåslag og bruk av Lnetts tariffer ikke forstyrre den observerte prisvolatiliteten nevneverdig.

### Målefeil i prisvariabelen

Fordi den effektive sluttbrukerprisen er sammensatt av kilder med ulik presisjon, kan variabelen være beheftet med målefeil. I en standard OLS-regresjon ville en slik klassisk målefeil ført til dempningsskjevhet (attenuation bias) og en systematisk undervurdering av den sanne elastisiteten (Stock og Watson 2019, s. 336–339). Så lenge instrumentene er ukorrelert med både denne målefeilen og modellens feilledd, vil IV-regresjonen eliminere problemet og sikre konsistente estimater.

### 5.1.5 Valg og konstruksjon av instrumenter

I førstestegsmodellen instrumenteres endogen spotpris med aggregert utenlandsk vindproduksjon interagert med overføringskapasitet (NTC)<sup>15</sup> som instrument:

$$\ln(P_t) = \alpha_1 (\text{Vind} \times \text{NTC})_t + \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\pi} + \nu_t \quad (5.2)$$

der  $\mathbf{X}_t$  inneholder samtlige kontrollvariabler fra andrestegsmodellen (5.1), og  $\nu_t$  er feilleddet i første steg. Tilsvarende førstestegsmodeller med gass og CO<sub>2</sub> som instrumenter rapporteres i tillegg. For å isolere eksogene tilbudssjokk i strømprisen testes tre potensielle instrumenter: (1) Aggregert vindproduksjon i Storbritannia, Nederland, Danmark og Tyskland, (2) Europeiske gasspriser (TTF), og (3) Europeiske CO<sub>2</sub>-priser (EU ETS).

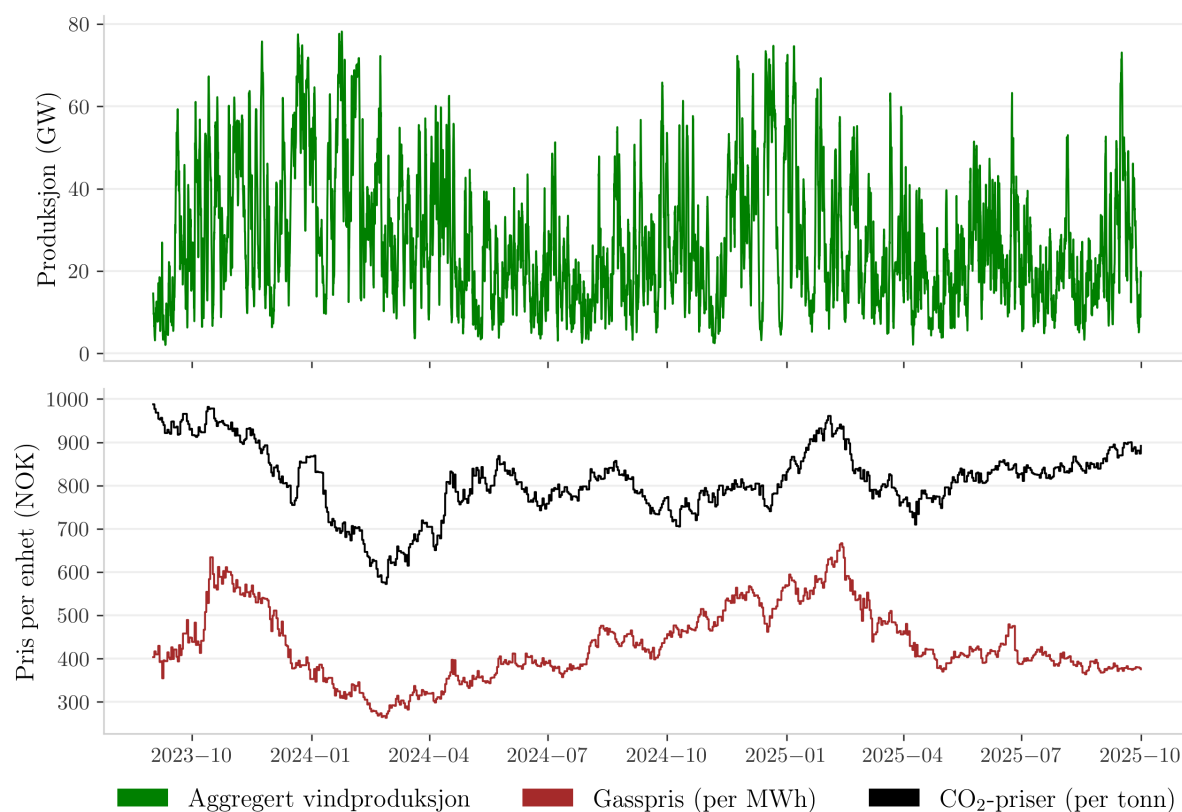
For at et instrument skal være gyldig, må det oppfylle kriterier om relevans, eksklusjon og eksogenitet (Stock og Watson 2019, s. 429):

#### Relevans

Instrumentenes relevans er forankret i merit-order-mekanismen (fra 2.6) i det integrerte europeiske kraftmarkedet. Svingninger i europeiske gasspriser fungerer som kostnadssjokk på norsk prisdannelse fordi gasskraftverkenes posisjon på tilbudskurven avhenger direkte av råvareprisen. Tilsvarende påvirker prisen på utslippskvoter (EU ETS) de marginale

---

<sup>15</sup>Forklaring av hva dette er og hvorfor det inkluderes kommer i neste seksjon 5.1.5.1



**Figur 5.1:** Utvikling av instrumentenes størrelser i estimeringsperioden.

variable kostnadene til fossile kraftverk på kontinentet. En økning i gass- eller  $\text{CO}_2$ -prisen skifter den kontinentale tilbudskurven oppover, noe som gir høyere strømpriser som forplanter seg til  $\text{NO}_2$ .

Mens gass og  $\text{CO}_2$  virker gjennom *kostnadssjokk* på etterspørselssiden, representerer variasjoner i utenlandsk vindkraftproduksjon *tilbudssjokk*. Høy vindkraftproduksjon skifter tilbudskurven utover og senker prisene på kontinentet (se volatilitet i Figur 5.1), noe som smitter over til  $\text{NO}_2$  via utenlandskablene.

Disse instrumentene identifiserer ulike former for atferdsrespons gjennom *LATE* (Local Average Treatment Effect) (Angrist og Imbens 1995). Vindproduksjon fanger i større grad opp den kortsiktige elasticiteten, ettersom vindforholdene varierer hyppig og slår raskt ut i  $\text{NO}_2$ . Gass- og  $\text{CO}_2$ -priser identifiserer mer langsiktige tilpasninger fordi de reflekterer mer persistente kostnadstrender. Dette begrunner hvorfor vindinstrumentet foretrekkes i hovedspesifikasjonen. Empirisk har vindinstrumentet klart sterkest korrelasjon med sluttbrukerprisen i  $\text{NO}_2$  på  $-0,25$ , mot  $0,12$  for gass og  $0,01$  for  $\text{CO}_2$  (korrelasjonstabell i Appendiks D.2).

### Eksklusjon og eksogenitet

Råvare- og kvotepriser bestemmes i brede internasjonale markeder og skal være eksogene for lokal norsk etterspørsel. Måned-år-dummies (5.1.7) absorberer langsomme makroøkonomiske svingninger, noe som langt på vei isolerer den rene kostnadseffekten. Siden disse dummiene kun fanger opp skift på månedsnivå, kan kortsiktige makrosjokk innad i samme måned<sup>16</sup> fremdeles introdusere en minimal skjevhet.

Vindinstrumentet har én potensiell endogenitetskanal: Større værssystemer strekker seg ofte over Nordsjøen (Grams mfl. 2017), slik at utenlandsk vindproduksjon kan korrelere direkte med lokal etterspørsel (vær) i Norge. Inkluderingen av lokale værkontroller og medfølgende lags (5.1.6 og 5.1.6.2) reduserer dette problemet betydelig. Likevel vil aggregeringen av værdata (5.1.6.1), justering av kystkommuner (4.4) og ikke-lineære forbruksskifter rundt frysepunktet medføre at lokale mikroklimaeffekter ikke fanges perfekt opp.

For å kontrollere for dette dekomponeres vindinstrumentet på landnivå. Tyskland og Storbritannia prioriteres fremfor Nederland grunnet lav overføringskapasitet (Figur 2.4), samt Danmark grunnet geografisk nærhet som øker faren for felles værssystemer. Overidentifikasjon og instrumentendogenitet vurderes løpende via Wooldridge-testen og elastisitetens stabilitet. En oversikt over instrumentene er presentert i Tabell 5.1.

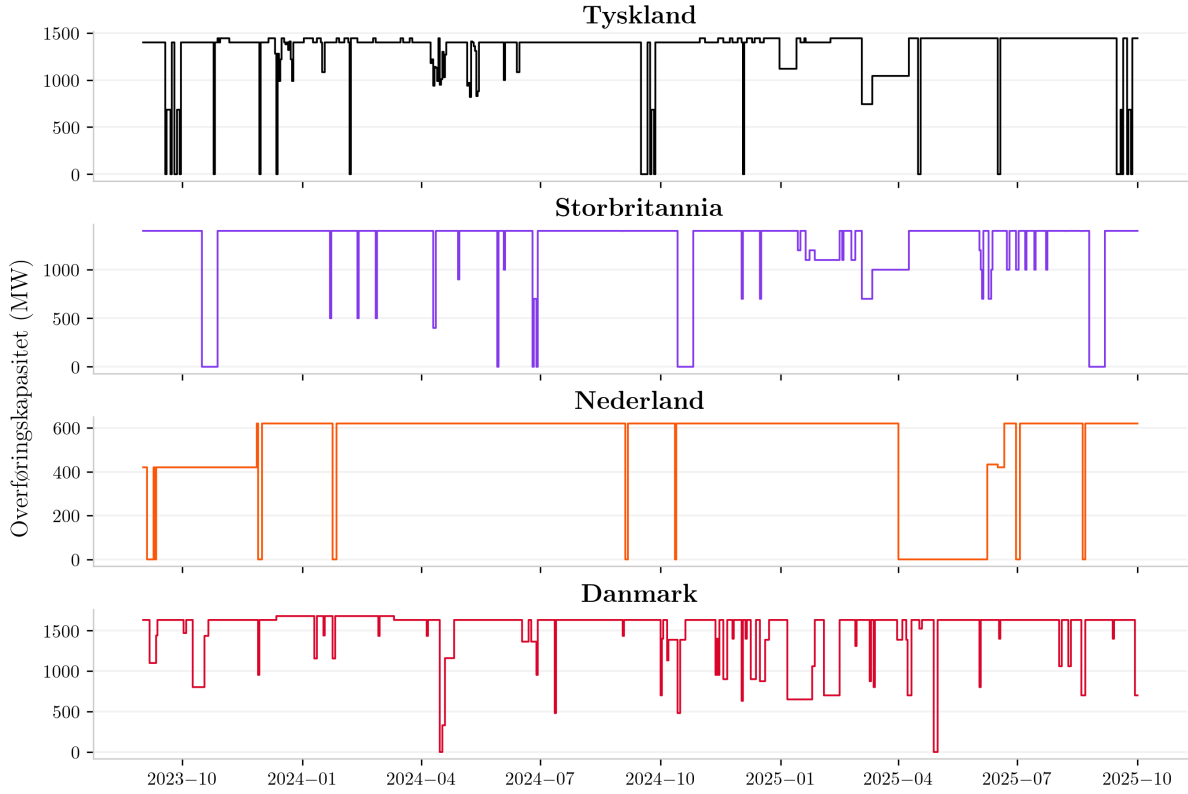
**Tabell 5.1:** Oversikt over instrumenter som testes og deres rolle

| Instrument(er)                   | Mekanisme(r)                                | Rolle(r)                             |
|----------------------------------|---------------------------------------------|--------------------------------------|
| Aggregert utenlandsk vindkraft   | Volumetrisk tilbudssjokk                    | Hovedspesifikasjon                   |
| CO <sub>2</sub> -pris (EUA)      | Kostnadsjokk via merit order                | Robusthetssjekk                      |
| Gasspris (TTF)                   | Kostnadsjokk via merit order                | Robusthetssjekk                      |
| Kombinasjoner<br>av instrumenter | Volumetrisk tilbudssjokk<br>og kostnadsjokk | Robusthetssjekk<br>(Wooldridge-test) |

#### 5.1.5.1 Betydningen av overføringskapasitet (NTC)

Prissmitten til NO<sub>2</sub> begrenses av den fysiske overføringskapasiteten. Som Figur 5.2 illustrerer, viser kapasiteten betydelig volatilitet med hyppige og langvarige komponentutfall der kapasiteten faller til null.

<sup>16</sup>Dette kan for eksempel være brå valutasvingninger som påvirker råvarepriser i NOK og samtidig endrer eksportindustriens etterspørsel.



**Figur 5.2:** Netto overføringskapasitet (NTC) i relevante kabelforbindelser til NO2 i estimeringsperioden

De endelige instrumentene konstrueres ved å interagere sjokkvariablene med netto overføringskapasitet (NTC) i samme time. Dette skaper dynamiske “eksponeringsindekser” som deaktiverer instrumentsignalet i timer med null kapasitet. Siden indirekte flyt kan forekomme for eksempel gjennom  $DE \rightarrow DK \rightarrow NO$  selv når NordLink er nede, aggregeres de kapasitetsvektede vindprognosene for alle fire land  $c \in \{DE, NL, GB, DK\}$  for å tillate indirekte prissmitte. Denne forenklingen introduserer en klassisk målefeil i instrumentet fremfor et brudd på eksklusjonsrestriksjonen, noe som kun reduserer instrumentstyrken ved lavere F-statistikk, men bevarer estimatorens konsistens.

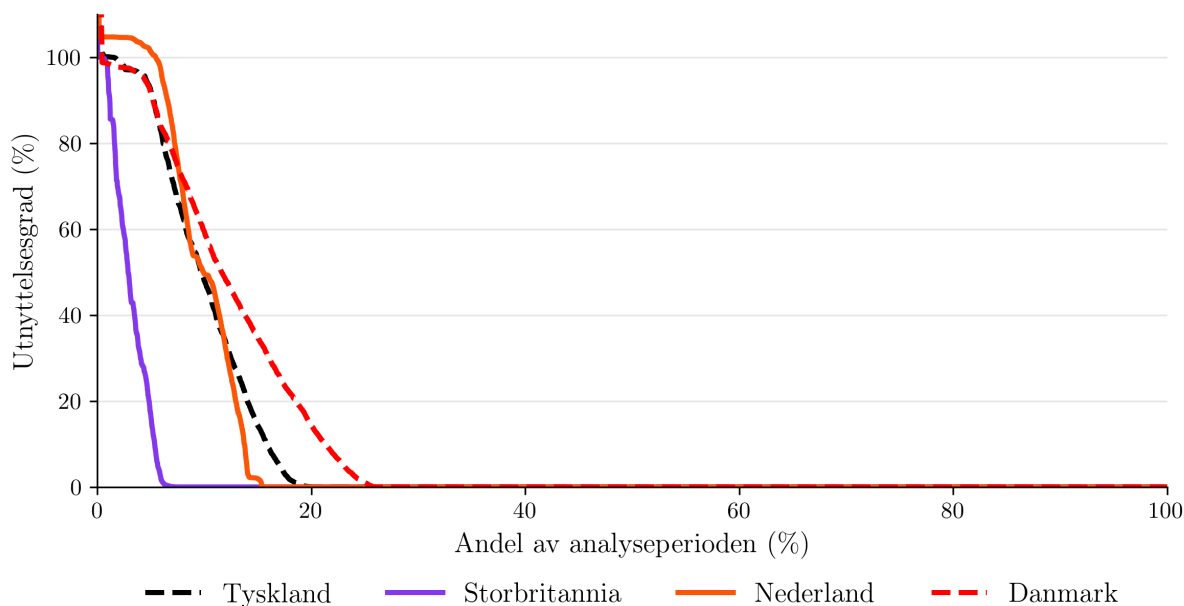
Det totale vindinstrumentet defineres som:

$$Z_t^{\text{Wind}} = \sum_c (\text{Wind}_{c,t} \times \text{NTC}_{c,t}) \quad (5.3)$$

For gass og  $\text{CO}_2$  multipliseres råvareprisene  $X_t^k$  med den samlede importkapasiteten til NO2, ettersom disse kostnadsdriverne skifter hele den kontinentale tilbudskurven:

$$Z_t^k = X_t^k \times \sum_c \text{NTC}_{c,t}, \quad k \in \{\text{Gass}, \text{CO}_2\} \quad (5.4)$$

### 5.1.5.2 Økonometriske hensyn ved instrumentkonstruksjon



**Figur 5.3:** Varighetskurve på kapasitetsutnyttelser i relevante kabelforbindelser til NO2 i estimeringsperioden. Timer med eksport settes til 0%.

### Interaksjonsdesign og funksjonell form

Figur 5.3 viser tydelige plataer ved 100% utnyttelse og svært bratte fall. Dette indikerer at kablene i liten grad opererer med mellomliggende utnyttelse; enten utnyttes importkapasiteten maksimalt, eller så er importen null fordi flyten har snudd til eksport. Kablene fungerer dermed som strukturelle flaskehalser (se 2.4.1). Siden kapasiteten konsekvent fungerer som et bindende tak for kraftflyten, utgjør det lineære interaksjonsleddet den økonometrisk mest korrekte formen, da det skalerer instrumentet i direkte proporsjon med den fysiske båndbredden markedet har til rådighet.

### Eksogenitet vs. målefeil (Week-Ahead NTC)

Siden systemoperatørene (TSO) kan redusere NTC for å sikre nasjonal nettstabilitet under perioder med forventet ekstremetterspørsel, kan faktisk NTC være korrelert med feilledet.<sup>17</sup> Dette adresseres ved å benytte overføringskapasiteter fastsatt en uke i forveien (*Week-Ahead NTC*), samtidig som hovedeffekten av NTC inkluderes som en egen kontrollvariabel i begge trinn av 2SLS. Siden TSO-ene ofte frigir ytterligere kapasitet i

<sup>17</sup>Dette motsier ikke at Statnett er forhindret fra å holde igjen kapasitet for å styre priser (2.4.2). NTC fastsettes basert på forventede drifts- og sikkerhetsforhold i kraftsystemet. Dersom disse forholdene også påvirker kraftprisene, kan NTC bli korrelert med regresjonens feilled gjennom simultanitet eller utelatte variabler.

*day-ahead*-markedet (se utnyttelse over 100% i Figur 5.3), utgjør ukesprognosen en proxy med en viss klassisk målefeil. Dette reduserer instrumentets prediktive styrke (lavere KP F-stat), men sikrer instrumentets eksogenitet og kausale tolkning.

### Heteroskedastisitet og autokorrelasjon i feilledet

Variansen i strømforbruket er ikke konstant over sesonger eller prisnivåer, noe som bryter med homoskedastisitetsantakelsen (Stock og Watson 2019, s. 188–192). Timesdata utviser også sterk autokorrelasjon på grunn av gradvise skift i uobserverte faktorer (f.eks. uforutsette endringer i magasinfylling). Konvensjonelle standardfeil vil underestimere usikkerheten. For å sikre valid inferens benyttes HAC-standardfeil (Newey-West) med en Bartlett-kernel (Whitney K Newey og Kenneth D West 1994, 1987).

#### 5.1.6 Konstruksjon av kontrollvariabler: Vær

For å sikre at eksklusjonsrestriksjonen holder, konstrueres fem spesifikke kontrollvariabler for værfaktorer i NO2 basert på ERA5-datasettet:

- *Energigradtall (HDD)*: Sammenhengen mellom temperatur og strømforbruk er ikke-lineær; etterspørselen reagerer først når temperaturen faller under et gitt punkt. For å fange opp denne terskeeffekten transformeres 2-meterstemperaturen ( $T_{2m}$ ) til HDD med en basistemperatur på  $T_{base} = 17^{\circ}\text{C}$  (Rosvold 2024). Dette sikrer at modellen tilskriver null marginalt oppvarmingsbehov i timer der temperaturen overstiger terskelen:  $HDD_t = \max(17^{\circ}\text{C} - T_t, 0)$ .
- *Vindhastighet ( $V^{10m}$ )*: Fanger opp økt varmetap i bygninger via *wind chill*-effekten. Lokal vindstyrke er også nødvendig for å separere innenlandsk værrespons fra tilbudssjokket i det europeiske vindinstrumentet.
- *Solinnstråling (SSRD)*: Måler nedadgående solinnstråling ved overflaten i kWh/m<sup>2</sup>. Variabelen tar høyde for solvinkel og atmosfæriske forhold, og fanger dermed opp den termiske energien bygningsmassen tilføres via soloppvarming mer presist enn enkle mål på skydekke.
- *Snøfall (SWE)*: Snøens vannekvivalent (Snow Water Equivalent) måler nedbør per time for å kontrollere for aktivering av utendørs varmekabler, som skaper kortvarige, temperaturuavhengige forbrukstopper rundt frysepunktet.

- *Relativ fuktighet (RH)*: Luftfuktighet påvirker oppvarmingsbehovet ettersom høy fuktighet ved lave temperaturer reduserer varmepumpers varmekapasitet (COP) og utløser energiintensive avrimingssykluser (Moody Heating and Air 2024). RH utledes fra duggpunkt ( $d_{2m}$ ) og lufttemperatur ( $T_{2m}$ ) via August-Roche-Magnus-approksimasjonen (McNoldy 2024).

#### 5.1.6.1 Aggregering og befolkningsvekting.

For å aggregere variablene fra kommunenivå til NO2 benyttes en befolkningsvektet tilnærming der den aggregerte værvariabelen  $W_t$  i time  $t$  beregnes som:

$$W_t = \sum_{m \in M} \left( w_{m,t} \times \frac{\text{Pop}_m}{\sum_{j \in M} \text{Pop}_j} \right)$$

hvor  $M$  er settet kommuner delvis innenfor NO2 (se 4.4),  $w_{m,t}$  er værobservasjonen i kommune  $m$  og  $\text{Pop}_m$  er kommunens innbyggertall.

#### 5.1.6.2 Laggede værvariabler

Oppvarmingsbehovet i bygg avhenger av været i foregående timer grunnet *termisk treghet*. For å unngå multikollinearitet mellom individuelle timeslags, benyttes blokk-gjennomsnitt fordelt på tre tidshorisonter: kortsiktig (1–5 timer), mellomiktig (5–24 timer) og langsiktig (24–48 timer).

Lag-strukturen varierer mellom kontrollvariablene basert på deres fysiske egenskaper. Temperatur inkluderes med alle tre laggene på grunn av den sterke persistensen og korrelasjonen med forbruk på 0,91 (Appendiks D.1). Solinnstråling og snøfall inkluderes kun med kortsiktig lag, ettersom effekten av passiv oppvarming og varmekabler avtar raskt. Luftfuktighet og vindstyrke lagges ikke, da vindavkjøling og avrimingssykluser påvirker forbruket umiddelbart. Lagging av vindstyrke unngås også fordi atlantiske værsystemer som beveger seg mot kontinentet ellers kunne absorbere identifiserende variasjon fra vindinstrumentet.

#### 5.1.7 Konstruksjon av kontrollvariabler: Kalender

Husholdningenes strømmeterspørsel følger systematiske mønstre knyttet til tid på døgnet, ukedag og årstid, uavhengig av værforholdene. For å isolere den kausale effekten av

pris på etterspørsel, er det nødvendig å kontrollere eksplisitt for disse kalendereffektene. Uten slike kontroller vil estimatene lide av *omitted variable bias* og reflektere spuriøse sammenhenger drevet av bakenforliggende tidsvariasjon. Modellen inkluderer derfor tre typer tidsdummyer:

Et sett med *time-i-uke dummies* ( $\gamma_{h,d}$ ) for hver av ukens 168 timer. Dette tillater at døgnforbruksprofilen varierer fritt mellom ukedager og helgedager, og fanger opp faste atferdsmønstre knyttet til arbeids- og fritid.

Tilsvarende *måned-i-år-dummies* ( $\mu_{m,y}$ ) for hver av de 25 unike månedene i datasettet inkluderes også. Disse absorberer alle faktorer som varierer på månedsnivå eller saktere, men som er stabile innad i måneden. Dette inkluderer sesongmessig variasjon i dagslys som ikke fanges opp lineært av værvariablene, samt langsiktige etterspørselstrenger som reallønnsutvikling, priser på substitutter (f.eks. vedfyring) og elektrifiseringstrenger (f.eks. elbilparken).

Til slutt også en *fridagsdummy* ( $\delta_{free}$ ) som er en samlet indikatorvariabel for dager der forbruksmønsteret avviker vesentlig fra en normal arbeidsdag. Dummyen er binær og settes lik 1 for følgende perioder:

- Offisielle helligdager som faller på en ukedag.<sup>18</sup>
- Hele påskeuken (palmesøndag til og med andre påskedag) og hele juletiden (23. desember til og med 1. januar).
- Inneklemt fridager (f.eks en fredag som faller mellom en helligdag på en torsdag og påfølgende helg)

Skolenes sommer-, høst- og vinterferier er bevisst utelatt. Høst- og vinterferiene varierer geografisk mellom kommuner og absorberes i stor grad av månedsdummiene. Sommerferien sammenfaller i praksis med juli for de fleste husholdninger og fanges opp av denne månedsdummyen, mens ferietilpasningen i juni og august er for gradvis og heterogen til å la seg fange opp meningsfylt av en binær variabel.

### Multikollinearitet

For å unngå perfekt multikollinearitet inkluderes  $n - 1$  dummyer for hver kategoriske

---

<sup>18</sup>Helligdager på søndager utelates, da disse antas å ikke skille seg atferdsmessig fra en ordinær søndag.



kontrollvariabel. Imperfekt multikollinearitet mellom de ulike kontrollvariabler forekommer sannsynligvis. Dette vil øke standardfeilene til kontrollkoeffisientene, men påvirker ikke konsistensen eller presisjonen til priselastisiteten, som er analysens hovedfokus (Stock og Watson 2019, s. 228–230).

## 5.2 Beregning av det teoretiske merforbruket ( $\Delta Q_t$ )

Neste steg i metodikken er å beregne det teoretiske merforbruket ( $\Delta Q_t$ ) forårsaket av Norgespris-ordningen det første halvåret etter innføringen. Dette estimeres ved å anvende elastisitetsestimatet ( $\beta$ ) fra den endelige IV-regresjonen (5.1).

Ved rapportering av resultatene skilles det gjennomgående mellom ukedager (mandag–fredag) og helger, ettersom både forbruksprofiler og spotprisinivåer er strukturelt forskjellige. Helligdager på ukedager, samt juleperioden (23. desember–1. januar), ekskluderes fra den visuelle fremstillingen av døgnprofiler da elastisiteten ikke regnes å være relevant her (se 5.1.7).

### Fremgangsmåte

Først defineres de relevante prisvariablene. Siden elastisiteten ( $\beta$ ) fra log-log-modellen angir den prosentvise endringen i volum gitt en prisendring på én prosent, foreligger det to prisvariabler:

1.  $P_t^{\text{Norgespris}}$  er den effektive sluttbrukerprisen som kundene på Norgespris *faktisk* betalte og tilpasset seg etter i time  $t$ .
2.  $P_t^{\text{Strømstøtte}}$  er den effektive sluttbrukerprisen kunden ville betalt i den kontrafaktiske verden, definert som spotpris pluss nettleie og påslag, minus timebasert strømstøtte.<sup>19</sup>

Det observerte totale husholdningsforbruket  $Q_t^{\text{Faktisk}}$  består av to grupper kunder: en andel  $(1 - \alpha)$  kunder som står overfor prisen  $P_t^{\text{Strømstøtte}}$  og en andel  $\alpha$  kunder som står overfor  $P_t^{\text{Norgespris}}$ . I en log-log-modell innebærer antakelsen om konstant priselastisitet at det gjennomsnittlige forbruket per kunde ( $\bar{q}$ ) i en gruppe som møter pris  $P$ , kan uttrykkes som  $\bar{q}(P) = A \cdot P^\beta$ . Forholdet mellom gjennomsnittsforbruket i de to gruppene kan dermed

---

<sup>19</sup>Strømstøtten refererer her til ordningen husholdninger kunne velge istedenfor Norgespris i perioden 1. okt 25 - 31. mar 26 (se 2.5.1).

skrives som:

$$\bar{q}_t^{\text{Norgespris}} = \bar{q}_t^{\text{Strømsstøtte}} \times \left( \frac{P_t^{\text{Norgespris}}}{P_t^{\text{Strømsstøtte}}} \right)^\beta \quad (5.5)$$

Gitt totalt  $N$  husholdninger og en adopsjonsrate  $\alpha$  (målt som andel av målepunktene), dekomponeres det observerte totalforbruket til:

$$Q_t^{\text{Faktisk}} = N \bar{q}_t^{\text{Strømsstøtte}} \left[ (1 - \alpha) + \alpha \left( \frac{P_t^{\text{Norgespris}}}{P_t^{\text{Strømsstøtte}}} \right)^\beta \right]$$

I det kontrafaktiske scenariet der Norgespris ikke eksisterer, ville *alle* husholdninger stått overfor  $P_t^{\text{Strømsstøtte}}$ . Samtlige  $N$  kunder ville da konsumert  $\bar{q}_t^{\text{Strømsstøtte}}$ , slik at:

$$Q_t^{\text{Kontrafaktisk}} = N \bar{q}_t^{\text{Strømsstøtte}}$$

Ved å kombinere disse to uttrykkene elimineres de uobserverbare strukturelle størrelsene  $N$  og  $\bar{q}_t^{\text{Strømsstøtte}}$ . Det kontrafaktiske forbruket kan dermed uttrykkes utelukkende ved hjelp av observerbare variabler:

$$Q_t^{\text{Kontrafaktisk}} = \frac{Q_t^{\text{Faktisk}}}{(1 - \alpha) + \alpha \left( \frac{P_t^{\text{Norgespris}}}{P_t^{\text{Strømsstøtte}}} \right)^\beta} \quad (5.6)$$

En sentral metodisk fordel med denne formuleringen er at den utelukkende baserer seg på det totale forbruket  $Q_t^{\text{Faktisk}}$  og adopsjonsraten  $\alpha$ . Dette fjerner behovet for separate, potensielt feilmålte observasjoner av forbruket innad i de to undergruppene. Siden adopsjonsraten  $\alpha$  er definert som målepunktandel, innebærer dekomponeringen en implisitt forutsetning om at det underliggende gjennomsnittsforbruket per husholdning er likt i begge grupper dersom de stilles overfor samme pris. Konsekvensene av denne antakelsen for tolkningen av  $\Delta Q$  drøftes i seksjon 7.2.5.

Det timesvise merforbruket som skal trekkes fra markedet, defineres dermed som:

$$\Delta Q_t = Q_t^{\text{Faktisk}} - Q_t^{\text{Kontrafaktisk}}, \quad \forall t \in T \quad (5.7)$$

Usikkerheten i merforbruket forplantes fra elastisitetsestimatet. I stedet for punktestimatet, konstrueres konfidensintervallet til  $\Delta Q_t$  ved å reestimere (5.6) og (5.7) med øvre og nedre grense av det estimerte 95% konfidensintervallet for  $\beta$ .

### 5.3 Estimering av kontrafaktiske strømpriser

Etter å ha kvantifisert merforbruket  $\Delta Q_t$  for alle timer  $t \in T$  (oktober 2025 – mars 2026), simuleres den kontrafaktiske spotprisen. Siden Nord Pool ikke publiserer regionale budkurver for NO<sub>2</sub>, men kun aggregerte landskurver for hele Norge, modelleres den kontrafaktiske prisen som et skift langs den nasjonale tilbudskurven. Dette bevarer de etablerte regionale prisforskjellene uten at det kreves en fullstendig rekonstruksjon av markedskrysset.

Tilbudskurven ( $S_t$ ) holdes identisk under forutsetningen om at produsentenes tilbudsatferd ville vært uendret dersom Norgespris-ordningen ikke hadde blitt innført.<sup>20</sup> Metoden utnytter at den observerte regionale spotprisen ( $P_t^{\text{Faktisk}}$ ) definerer nøyaktig hvor regionen befant seg på den nasjonale tilbudskurven i den gitte timen. Simuleringen gjennomføres i tre steg:

1. *Identifisering av startvolum:* Det aggregerte startvolumet ( $V_{\text{start}}$ ) defineres som punktet der den observerte regionale spotprisen skjærer den historiske tilbudskurven:

$$V_{\text{start}} = S_t^{-1}(P_t^{\text{Faktisk}})$$

2. *Beregning av hypotetisk volum:* Det estimerte regionale merforbruket trekkes fra startvolumet for å finne det hypotetiske markedsvolumet uten ordningen:

$$V_{\text{nytt}} = V_{\text{start}} - \Delta Q_t \quad (5.8)$$

3. *Avlesning av kontrafaktisk pris:* Den kontrafaktiske markedsprisen bestemmes som marginalkostnaden på tilbudskurven ved det reduserte volumet:

$$P_t^{\text{Kontrafaktisk}} = S_t(V_{\text{nytt}}) \quad (5.9)$$

Den aggregerte tilbudskurven preges av både kontinuerlige segmenter fra lineære timebud og diskontinuiteter forårsaket av blokkbud. EUPHEMIA-algoritmen interpolerer lineært langs de skråstilte timebudene, men anvender en midtpunktsregel ved vertikale prissprang (NEMOs (SDAC) 2024). Simuleringen tilnærmer denne markedsløikken gjennom lineær

---

<sup>20</sup>Denne antakelsen drøftes i 7.3.1.

interpolasjon ved utregning av både  $V_{\text{start}}$  og  $P_t^{\text{Kontrafaktisk}}$ , noe som gir en tilfredsstillende approksimering av de kontinuerlige delene av tilbudskurven.

Tre andre forenklinger ved denne tilnærmingen er også verdt å fremheve. For det første inneholder den nasjonale tilbudskurven bud fra både innenlandsk produksjon og kryssgrensehandel, slik at simuleringen implisitt holder eksport- og importnivåer fast på observert nivå. For det andre behandles  $\Delta Q$  som et konstant volum uavhengig av den nye klareringsprisen, til tross for at en lavere kontrafaktisk pris ville økt etterspørselen blant alle husholdninger. For det tredje innebærer lineær interpolasjon over stegvise blokkbud at den simulerte prisen beveger seg jevnt der den ekte kontrafaktiske prisen kunne hoppet diskret. Implikasjonene av disse forenklingene for tolkningen av  $\Delta P$  drøftes samlet i seksjon 7.3.2.

Konfidensintervallet til  $\Delta P_t$  konstrueres ved å bruke den øvre og nedre grensen i konfidensintervallet til  $\Delta Q_t$  i prissimuleringen (5.8 og 5.9). Intervallene fanger dermed parameterusikkerheten i  $\beta$  forplantet gjennom hele metoden, men ikke modellusikkerhet på tvers av spesifikasjoner.

## 5.4 Sensitivitetsanalyse ved temperaturdifferensiert elastisitet

Hovedspesifikasjonen anvender en uniform elastisitet på tvers av alle timer i merforbruksberegningen (5.6). Empirisk litteratur indikerer imidlertid at husholdningenes prisrespons varierer med utendørstemperaturen og at den tidsmessige fleksibiliteten reduseres i timer der det ufravikelige oppvarmingsbehovet dominerer (Hofmann og Lindberg 2019; Idsø mfl. 2024). Studien til Hofmann og Lindberg (2019) utgjør samtidig den sentrale empiriske referansen i Energidepartementets tilsvarende til ESA-klagen (Energidepartementet (2025c, s. 22–23), jf. seksjon 2.3). Dette gjør deres estimerer særlig egnede for å teste hovedfunnenes robusthet mot akkurat det empiriske grunnlaget departementets argumentasjon hviler på. En direkte estimering av temperaturdifferensiert elastisitet innenfor IV-rammeverket er ikke gjennomførbart i denne studien (drøftes i 7.1.1).

For å vurdere hvor følsom den simulerte priseffekten er for antakelsen om en uniform elastisitet, gjennomføres det en sensitivitetstest der  $\beta$  i merforbruksformelen erstattes med

temperaturdifferensierte verdier hentet fra Hofmann og Lindberg (2019):

$$\beta(T_t) = \begin{cases} 0 & \text{når } T_t < -10^\circ\text{C} \\ -0,05 & \text{når } -10^\circ\text{C} \leq T_t \leq 0^\circ\text{C} \\ -0,075 & \text{når } T_t > 0^\circ\text{C} \end{cases} \quad (5.10)$$

Spesifikasjonen reflekterer at oppvarmingsbehovet dominerer ved lave temperaturer (null respons under  $-10^\circ\text{C}$ , der elektrisk oppvarming er nær uunngåelig), mens responsen er sterkere i milde timer der en større del av forbruket er substituerbart. Med disse  $\beta(T_t)$ -verdiene rekjøres både merforbruksberegningen (5.2) og den kontrafaktiske prissimuleringen (5.6) for hele analyseperioden.

## 6 Empirisk analyse

### 6.1 IV-regresjon for elastisiteter

#### 6.1.1 Førstestegsmodell for instrumenter

Førstestegsregresjonen vurderer instrumentenes forklaringskraft for den lokale strømprisen i NO<sub>2</sub>. Tabell 6.1 viser førstestegsestimatene, hvor den log-transformerte sluttbrukerprisen estimeres på hvert kandidatinstrument interagert med NTC. Siden råinstrumentene har ulike måleenheter og skaleres med den dimensjonsløse NTC-andelen, kan ikke koeffisientene tolkes direkte som enhetsendringer. Fortegn og statistisk signifikans er likevel informative for vurderingen av instrumentene.

**Tabell 6.1:** Førstestegsresultater: OLS-regresjon av log-transformert pris på instrumenter for NO<sub>2</sub>

| Modell                       | (1) Vind               | (2) Gass               | (3) CO <sub>2</sub>   |
|------------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| Vind $\times$ NTC            | -0,5936***<br>(0,0459) |                        |                       |
| Gass $\times$ NTC            |                        | 22,1852***<br>(5,9010) |                       |
| CO <sub>2</sub> $\times$ NTC |                        |                        | 11,9751**<br>(4,7322) |
| <i>p</i> -verdi              | 0,0000                 | 0,0002                 | 0,0114                |
| Partiell $R^2$               | 0,1848                 | 0,0154                 | 0,0057                |
| KP F-stat                    | 458,5989               | 34,8117                | 15,0011               |
| Observasjoner                | 18 262                 | 18 262                 | 18 262                |

Standardfeil i parenteser. Signifikansnivåer: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ . Avhengig variabel er log-transformerte sluttbrukerpriser for strøm.

Vindkoeffisienten er negativ, mens gass- og CO<sub>2</sub>-koeffisientene er positive, i samsvar med merit-order-mekanismen (seksjon 5.1.5). Selv om samtlige koeffisienter er statistisk signifikante, er den partielle forklaringskraften sterkt asymmetrisk. Vindinstrumentet oppnår en partiell  $R^2$  på 0,185, mens gass (0,015) og CO<sub>2</sub> (0,006) forklarer minimalt av den gjenstående prisvariasjonen. KP F-stat bekrefter denne forskjellen: Vindinstrumentet er svært sterkt med en verdi på 458,60, noe som ligger langt over den strenge terskelen på 104,7 fastsatt i 5.1.1. Gass- og CO<sub>2</sub>-instrumentene viser betydelig lavere styrke med KP F-stat på henholdsvis 34,81 og 15,00.

### 6.1.2 IV-modeller med enkeltinstrumenter

Tabell 6.2 presenterer andrestegsestimatene fra IV-spesifikasjonene der kandidat-instrumentene inkluderes separat. Formålet er å identifisere hvilke instrumenter som oppfyller relevans- og eksogenitetskravene.

**Tabell 6.2:** Resultater for IV-regresjoner på strømforbruk blant husholdninger i NO2

| Modell                     | (4) Vind               | (5) Gass            | (6) CO2              |
|----------------------------|------------------------|---------------------|----------------------|
| ln(Pris)                   | −0,0703***<br>(0,0143) | −0,0232<br>(0,0773) | −0,3670*<br>(0,1935) |
| Konfidensintervall (95%)   | [−0,0984, −0,0421]     | [−0,1747, 0,1283]   | [−0,7463, 0,0123]    |
| <i>p</i> -verdi            | 0,0000                 | 0,7639              | 0,0579               |
| Adjusted $R^2$             | 0,9794                 | 0,9791              | 0,9517               |
| Wu-Hausman <i>p</i> -verdi | 0,0072                 | 0,0227              | 0,0000               |
| Observasjoner              | 18 262                 | 18 262              | 18 262               |

Standardfeil i parenteser. Signifikansnivåer: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ . Avhengig variabel er strømforbruk (log-transformert).

#### Priselastisiteter

Andrestegsresultatene viser en estimert priselastisitet på  $-0,070$  i spesifikasjonen med vindkraft som instrument (Modell 4). Koeffisienten er statistisk signifikant på énprosentnivå med et smalt 95% konfidensintervall på  $[-0,098, -0,042]$ . Gassprisspesifikasjonen (Modell 5) indikerer en elastisitet på  $-0,023$ , men koeffisienten er ikke statistisk signifikant. CO<sub>2</sub>-spesifikasjonen (Modell 6) gir et vesentlig høyere elastisitetsestimat på  $-0,367$ . Dette er kun signifikant på tiprosentsnivå, og det brede konfidensintervallet som da krysser null gir ikke grunnlag for kausale konklusjoner. Estimater fra vindspesifikasjonen er i samme størrelsesorden som nyere norske studier gjennomgått i seksjon 3.1.1, mens CO<sub>2</sub>-estimatet ligger flere ganger over det som rapporteres i denne litteraturen.

#### Instrumentvalidering og robusthetssjekk

Wu-Hausman-testen forkaster nullhypotesen om at prisvariabelen er eksogen i samtlige tre spesifikasjoner ( $p < 0,05$ ). Dette bekrefter at standard OLS-estimering ville sannsynligvis hatt simultanitetsskjevheter og at IV-tilnærmingen er nødvendig. Modellene i Tabell 6.2 er eksakt identifiserte siden de har én endogen variabel og ett instrument. Overidentifikasjonstester krever derfor dekomponering av instrumentene.

**Tabell 6.3:** Robusthetsanalyse av instrumentene med vind dekomponert i ulike kombinasjoner av landene det består av

| Modell                        | (7) Vind<br>(DE_LU,<br>GB, DK) | (8) Vind<br>(DE_LU,<br>GB, NL) | (9) Vind<br>(DE_LU,<br>GB) | (10) Vind<br>(DE_LU)   | (11) Vind<br>(GB)      | (12) Råvarer<br>(Gass, CO2) |
|-------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|----------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------------|
| ln(Pris)                      | −0,0749***<br>(0,0142)         | −0,0688***<br>(0,0147)         | −0,0702***<br>(0,0149)     | −0,0669***<br>(0,0156) | −0,0741***<br>(0,0212) | −0,0494<br>(0,0791)         |
| Wooldridge<br><i>p</i> -verdi | 0,0000                         | 0,0227                         | 0,8043                     |                        |                        | 0,0000                      |
| KP F-stat                     | 176,8670                       | 150,1618                       | 223,8209                   | 415,6656               | 174,1994               | 18,8047                     |

Standardfeil i parenteser. Signifikansnivåer: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ . Avhengig variabel er strømforbruk (log-transformert). Modell(7)–(11) er vindinstrumentet dekomponert på landnivå. Modell (12) inkluderer CO<sub>2</sub> og gass simultant. Wooldridge *p*-verdi kan ikke estimeres for modell (10) og (11) da modellene er eksakt identifiserte. KP F-stat rapporterer en F-skalert verdi, som tilsvarer den felles rk Wald chi-squared-statistikken for alle instrumentene dividert med antall instrumenter.

Robusthetsanalysen i Tabell 6.3 dokumenterer at elastisitetsestimatene er stabile på tvers av de dekomponerte vindspesifikasjonene. Wooldridge-testen for overidentifikasjon forkaster nullhypotesen om valide instrumenter i Modell (7) og (8), men ikke i Modell (9). Med en *p*-verdi på 0,80 oppfyller kombinasjonen av tysk og britisk vindkraft overidentifikasjonskravet, noe som indikerer at disse instrumentene er eksogene for lokale etterspørselssjokk i Norge. Koeffisienten til denne “endogenitetsfrie” modellen er tilnærmet identisk med koeffisienten til aggregert vindkraft i Tabell 6.2. Siden endogenitet ville gitt utslag i skjevhet, reduserer dette bekymringen for endogenitet i den aggregerte vindmodellen betydelig.

### Valg av instrument

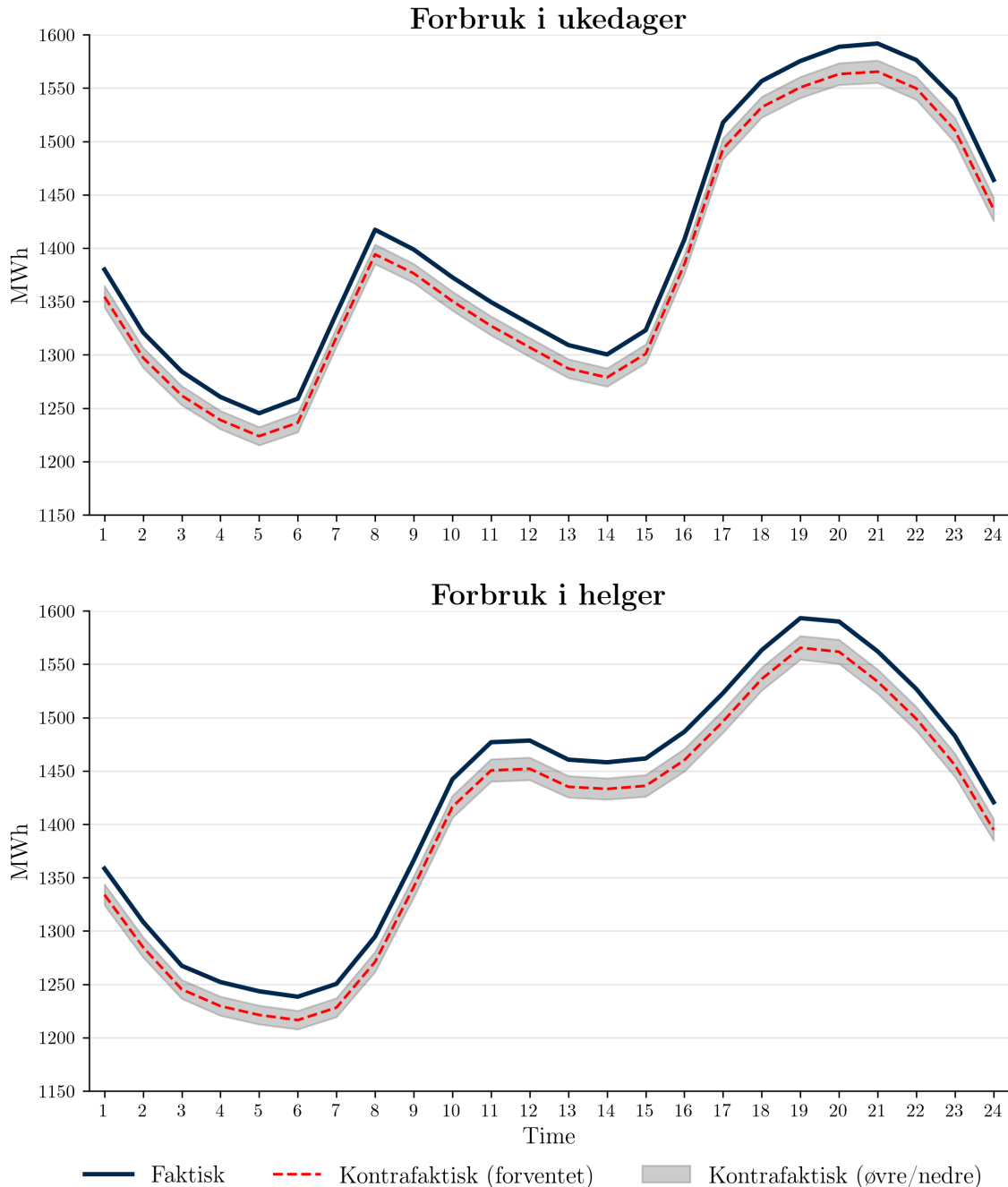
Resultatene gir grunnlag for å gå videre med aggregert vind som eneste instrument. Vindspesifikasjonen er den eneste som samtidig oppfyller relevanskravet med en sterk førstestegsstatistikk og statistisk signifikant priskoeffisient i andre steg, samt validitetskravet. Råvareinstrumentene (modell 12) forkastes i den videre analysen fordi de både feiler på Wooldridges overidentifikasjonstest, lider under svak instrumentstyrke og genererer høy varians i andrestegsestimatene.



## 6.2 Teoretisk merforbruk

### 6.2.1 Døgnprofiler i ukedager og helger

Med priselastisitetene fra 6.1.2 beregnes det teoretiske merforbruket  $\Delta Q_t$  blant Norgespris-husholdninger i NO2 time for time:



**Figur 6.1:** Visuell fremstilling av faktisk og simulert kontrafaktisk forbruk aggregert per time i døgnet for perioden 1. oktober 2025 til 31. mars 2026. Verdiene representerer timeslutt for den aktuelle timen (time 10 er 09:00–09:59). Ukedager (mandag–fredag) er illustrert øverst og helger nederst.

Figur 6.1 viser at det faktiske strømforbruket ligger gjennomgående over det simulerte kontrafaktiske forbruket i samtlige av døgnetts timer, både i ukedager og helger. Avviket er minst i nattetimene mellom kl. 02 og 06, og størst i kveldstoppen mellom kl. 18 og 22. Både den relative og absolutte effekten av Norgespris kulminerer i disse kveldstimene.

Forbruksprofilene i ukedager og helger utviser ulik strukturell form. Ukedagene preges av en bimodal form med en markert morgentopp rundt kl. 08 og en større kveldstopp, noe som reflekterer husholdningenes døgnrytme i arbeidsuken. I helgene er morgentoppen erstattet av en bredere, mer moderat formiddagstopp som flater ut frem mot en konsentrert kveldstopp. Til tross for avvikende form på kurvene, er forbruksnivået i kveldstoppen tilnærmet likt for både ukedager og helger. Merforbruksmønsteret følger dermed samme tidslogikk over hele uken. Det tette konfidensintervallet rundt det kontrafaktiske estimatet utelukker det faktiske forbruksnivået i samtlige timer og bekrefter at merforbruket er statistisk signifikant gjennom hele døgnet.

## 6.2.2 Deskriptive resultater for merforbruk

**Tabell 6.4:** Daglig merforbruk per Norgespris-kunde i NO<sub>2</sub> (kWh) og andel av gjennomsnittlig totalt forbruk i hver måned

| Måned                         | Antall<br>NP-kunder (Andel) | $\Delta Q$ per kunde<br>per dag (kWh) | Andel av<br>totalt forbruk |
|-------------------------------|-----------------------------|---------------------------------------|----------------------------|
| Okt 25                        | 331 198 (52,47%)            | 0,63 [0,38, 0,88]                     | 0,90% [0,54%, 1,27%]       |
| Nov 25                        | 382 286 (60,51%)            | 1,14 [0,68, 1,59]                     | 1,50% [0,90%, 2,09%]       |
| Des 25                        | 411 976 (65,16%)            | 1,20 [0,72, 1,69]                     | 1,59% [0,95%, 2,22%]       |
| Jan 26                        | 438 975 (69,39%)            | 1,88 [1,13, 2,63]                     | 1,89% [1,13%, 2,64%]       |
| Feb 26                        | 457 227 (72,21%)            | 1,92 [1,15, 2,67]                     | 2,05% [1,23%, 2,86%]       |
| Mar 26                        | 467 661 (73,78%)            | 1,37 [0,82, 1,91]                     | 1,97% [1,18%, 2,75%]       |
| Gjennomsnitt<br>hele perioden | 414 317 (65,51%)            | 1,40 [0,84, 1,96]                     | 1,72% [1,03%, 2,40%]       |

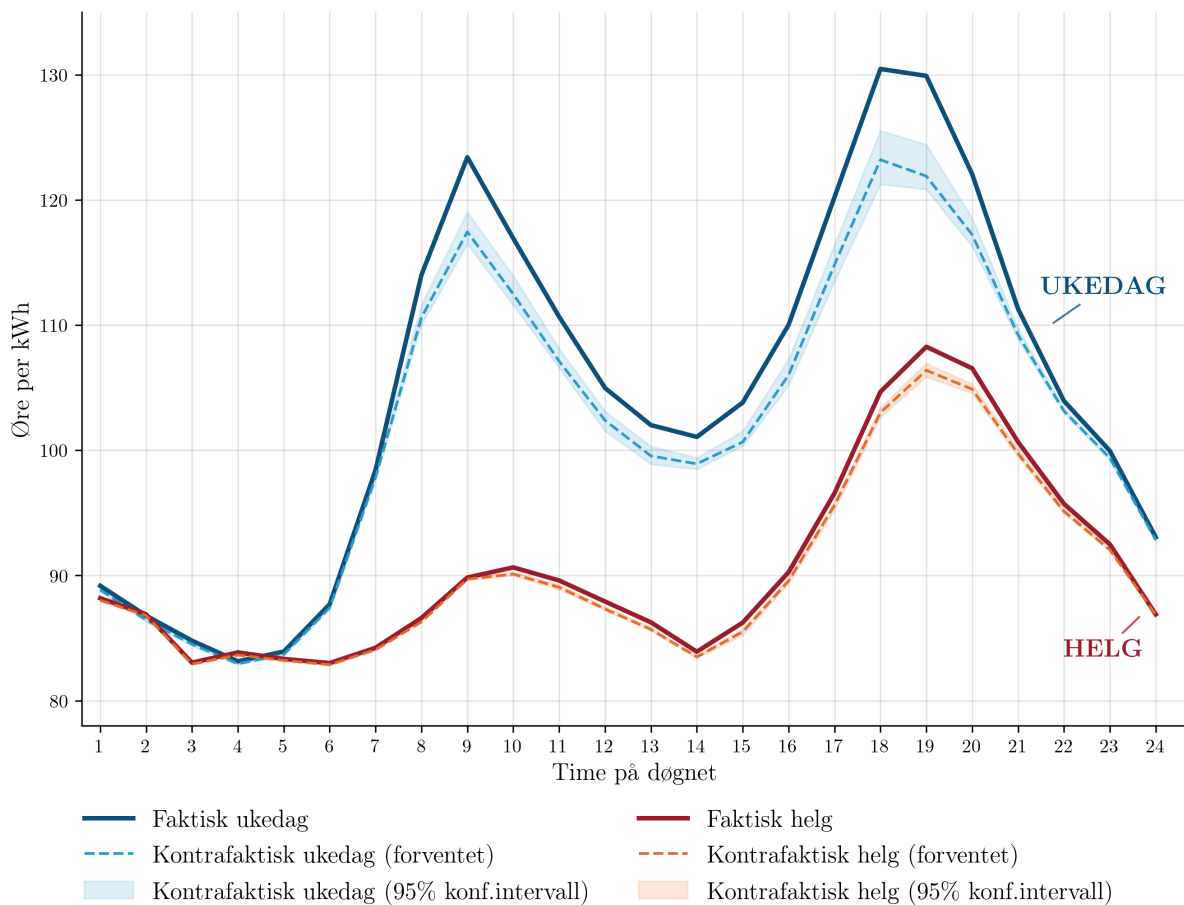
*Merk:*  $\Delta Q$  vises per dag da månedene har forskjellige lengder (særlig fordi juletiden er ekskludert (5.2)). Antall NP-kunder oppgis som månedsgjennomsnitt (målepunkter), og avviker marginalt fra perfekt månedsgjennomsnitt på grunn av fraværet av juletiden. Avviket påvirker verken estimatet for absolutt merforbruk eller andel av totalt forbruk. Andel av totalt forbruk beregnes som  $\sum_t \Delta Q_t / Q_t^{\text{Faktisk}}$ .

Tabell 6.4 aggregerer det timesvise merforbruket til månedsnivå og viser positivt merforbruk gjennom hele analyseperioden. Det estimerte daglige merforbruket per Norgespris-kunde stiger fra 0,63 kWh i oktober til en topp på 1,92 kWh i februar, før det avtar til 1,37 kWh i mars. Målt som andel av det aggregerte husholdningsforbruket i NO<sub>2</sub> øker effekten fra 0,90% i oktober til maksimalt 2,05% i februar, med et snitt over hele perioden på 1,72%.

Konfidensintervallene er relativt smale og utelukker null i samtlige måneder. På timenivå gir likevel 173 timer i analyseperioden negativt estimert merforbruk (se Appendix E.3). Dette inntreffer i lavlasttimer, hvor den effektive fastprisen under Norgespris-ordningen overstiger sluttbrukerprisen i den spotpriseksponerte referansegruppen.

## 6.3 Norgespris' påvirkning på spotprisen

### 6.3.1 Priseffektens døgnstruktur



**Figur 6.2:** Visuell fremstilling av gjennomsnittlig faktisk og simulert kontrafaktisk spotpris per time for perioden 1. oktober 2025 til 31. mars 2026, fordelt på ukedager og helger. Verdiene representerer timeslutt for den aktuelle timen (time 10 er 09:00–09:59).

Figur 6.2 visualiserer den gjennomsnittlige faktiske og kontrafaktiske spotprisen aggregert per time over døgnet, sammen med tilhørende konfidensintervaller for ukedager og helger. Den kontrafaktiske spotprisen ligger systematisk under den faktiske i ukedagene, mens differansen er vesentlig mindre i helger. I ukedagene er priseffekten størst rundt morgentoppen mellom kl. 08 og 09 og kveldstoppen mellom kl. 17 og 19, hvor det faktiske prisnivået også når sine høyeste verdier. I helgene er effekten minimal. Det er

nettopp i timene med de høyeste prisnivåene at priseffekten er størst, og det er denne nivåforskjellen som driver det svakere mønsteret i helger sammenlignet med ukedager. Konfidensintervallene reflekterer dette og utelukker faktisk spotpris i ukedagenes toptimer, mens de omslutter den i nattetimene og store deler av helgen.

### 6.3.2 Deskriptive resultater for kontrafaktisk spotpris

Tabell 6.5 oppsummerer fordelingen av  $\Delta P_t$  over de 4123 timene i analyseperioden, med tilhørende konfidensintervaller.

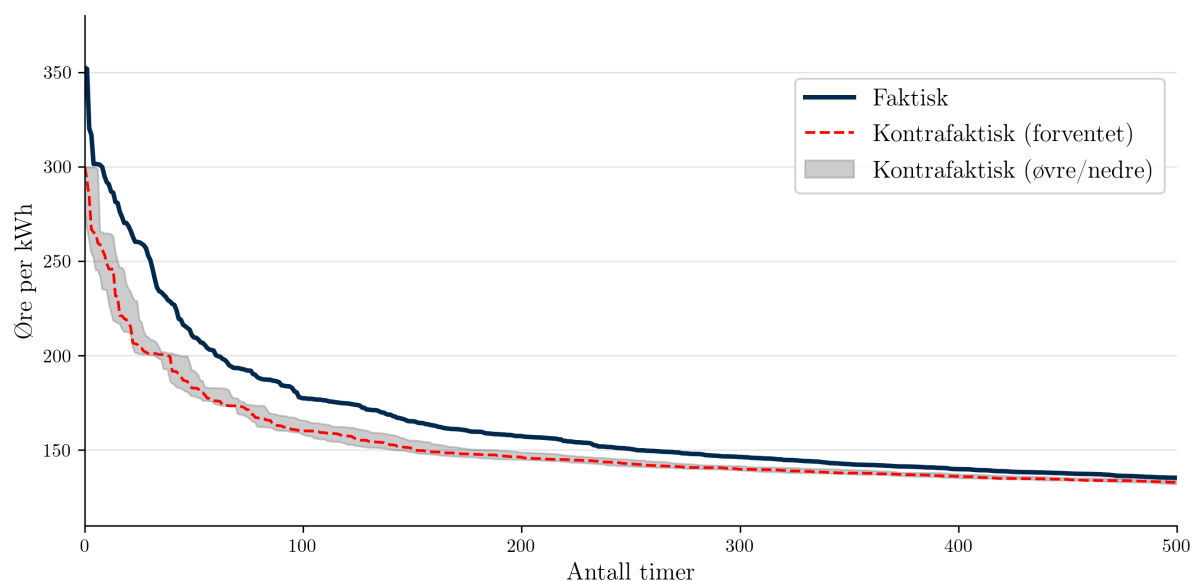
**Tabell 6.5:** Deskriptiv statistikk for simulert prisøkning ( $\Delta P$ ) i NO2 (øre/kWh)

| Statistikk                          | Estimat     | Konfidensintervall | Hofmann (2019) |
|-------------------------------------|-------------|--------------------|----------------|
| Gjennomsnitt                        | 2,04        | [1,43, 2,46]       | 1,76           |
| Median (50. prosentil)              | 0,30        | [0,24, 0,36]       | 0,30           |
| Nedre kvartil (25. prosentil)       | -0,03       | [-0,08, 0,01]      | -0,04          |
| Øvre kvartil (75. prosentil)        | 0,68        | [0,55, 0,83]       | 0,65           |
| Minimumsverdi                       | -11,04      | [-11,07, -6,59]    | -11,05         |
| Maksimumsverdi                      | 103,00      | [84,48, 117,11]    | 106,64         |
| <b>Antall observasjoner (timer)</b> | <b>4123</b> |                    |                |

*Merknad:* Verdiane angir den simulerte økningen i spotprisen i NO2 som direkte følge av merforbruket skapt av Norgespris. Hofmann-kolonnen presenterer robusthetssjekken der de temperaturdifferensierte elastisitetene fra seksjon 5.4 er lagt til grunn. 5 timer bortfalt grunnet datatekniske feil under importering mellom måneder.

Den gjennomsnittlige spotprisøkningen er 2,04 øre/kWh med konfidensintervall [1,43, 2,46], mens medianen er 0,30 øre/kWh. Avstanden mellom gjennomsnitt og median indikerer en sterkt høyreskjev fordeling, der et fåtall timer med store prisutslag trekker gjennomsnittet vesentlig over det typiske prisnivået. Maksimumsverdien på 103,00 øre/kWh og det negative minimumet på -11,04 øre/kWh viser at fordelingen spenner over flere størrelsesordener, mens kvartilene er konsentrert tett rundt null. Negative verdier i nedre kvartil bekrefter at ordningen virker svakt prisdempende i timer hvor spotprisen faller under Norgespris.

Sensitivitetsanalysen i siste kolonne gir et gjennomsnitt på 1,76 øre/kWh, kvartiler som er tilnærmet identiske med hovedspesifikasjonen (medianene er begge 0,30 øre/kWh), og en maksimumsverdi marginalt over hovedestimatet (106,64 mot 103,00). En grafisk fremstilling av effekten på ukedag- og helgebasis finnes i Appendiks E.4. Fremstillingen viser en marginalt svakere priseffekt for sensitivitetsanalysen enn for hovedspesifikasjonen.



**Figur 6.3:** Prisvarighetskurve som illustrerer den faktiske spotprisen (mørkeblå hel linje) sammenlignet med den simulerte kontrafaktiske spotprisen. Observasjonene for hver tidsserie er sortert uavhengig fra høyeste til laveste pris for å synliggjøre den strukturelle fordelingen av prisnivåer. Bare de 500 dyreste timene er inkludert for å fremheve timene der effekten er markant.

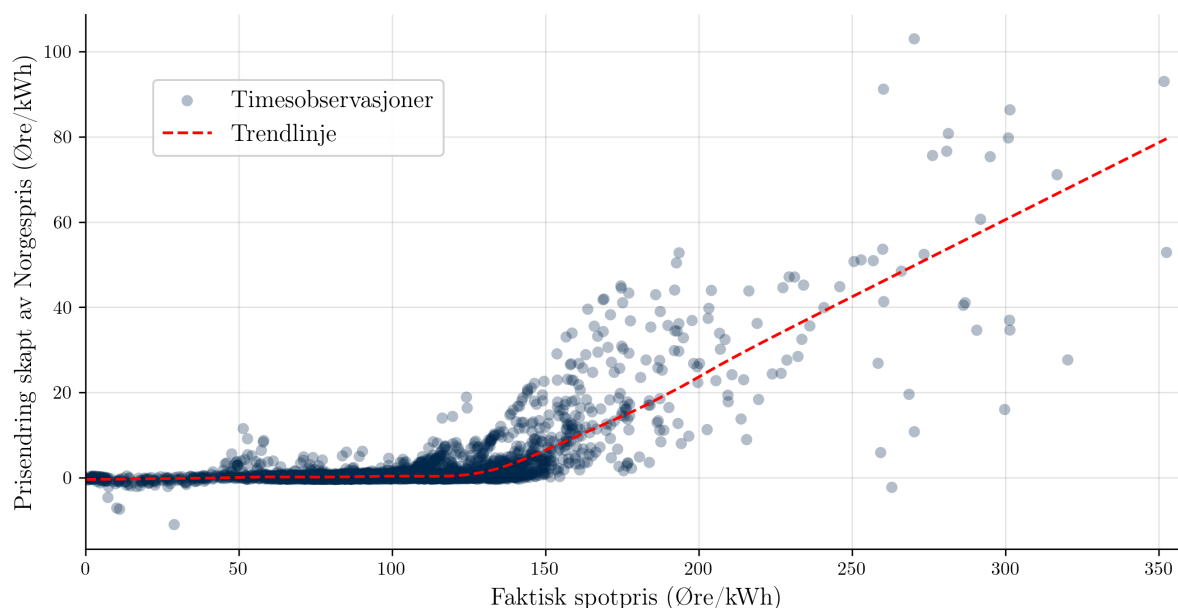
Figur 6.3 illustrerer asymmetrien i priseffekten visuelt. Varighetskurven sorterer timene uavhengig fra høyeste til laveste pris og viser at den faktiske- og kontrafaktiske spotprisen sammenfaller for det store flertallet av timene. Betydelige avvik oppstår kun i om lag de 300 dyreste timene. I venstre del av fordelingen er nivåforskjellen betydelig, mens kurvene konvergerer for de resterende timene. Konfidensintervallet er bredt i de aller dyreste timene og smalner raskt, som innebærer at usikkerheten er størst i timene der priseffekten slår sterkest ut. Preiseffekten av Norgespris er dermed konsentrert i et mindre antall høylasttimer, som er konsistent med den høyreskjeve fordelingen i Tabell 6.5.

**Tabell 6.6:** Frekvensfordeling av simulert prisøkning ( $\Delta P$ ) i NO2

| Intervall<br>(Øre/kWh) | Økonomisk<br>tolkning | Andel timer<br>(%) | Antall timer | Konfidensintervall |
|------------------------|-----------------------|--------------------|--------------|--------------------|
| Under -5               | Prisfalltimer         | 0,07%              | 3            | [1, 3]             |
| -5 til 5               | Normaltimer           | 91,58%             | 3776         | [3713, 3854]       |
| 5 til 20               | Moderate timer        | 5,63%              | 232          | [186, 274]         |
| 20 til 50              | Høylasttimer          | 2,26%              | 93           | [74, 106]          |
| Over 50                | Sjokktimer            | 0,46%              | 19           | [8, 27]            |
| <b>Totalt</b>          |                       | <b>100,00 %</b>    | <b>4123</b>  |                    |

*Merknad:* Tabellen viser fordelingen av prisøkningen skapt av Norgespris-ordningen for de 4123 timene i analyseperioden.

Tabell 6.6 dekomponerer fordelingen i økonomisk tolkbare intervaller. I 91,58% av timene er priseffekten på mellom 5 øre/kWh økning og 5 øre/kWh reduksjon, noe som i praksis betyr at ordningen er prisenøytral i normale timer. Blant de resterende timene trekker ordningen spotprisen opp med mer enn 5 øre/kWh i 344 timer, mens den reduserer prisen tilsvarende i kun 3 timer. De 93 høylasttimene og spesielt de 19 sjokktimene, utgjør analysens mest sentrale funn med enkeltobservasjoner på opptil 103 øre/kWh. Preiseffekten av Norgespris er dermed konsentrert i en smal, men økonomisk betydelig hale av fordelingen.



**Figur 6.4:** Spredningsplot som viser forholdet mellom den historiske spotprisen i en gitt time (x-aksen) og den isolerte prisendringen forårsaket av Norgespris-ordningens merforbruk (y-aksen). Den innlagte *LOWESS* trendlinjen (rød stiplet) demonstrerer en tydelig konveks sammenheng.

Figur 6.4 viser en tydelig konveks sammenheng mellom det historiske spotprisenivået og den simulerte prisøkningen. Ved spotpriser under om lag 130 øre/kWh er priseffekten tilnærmet null, mens konveksiteten tydeliggjøres ved høyere prisnivåer. Mønsteret er en visuell bekreftelse på samme observasjon som i Tabell 6.6 og Figur 6.3: Preiseffekten av Norgespris konsentreres i de få timene hvor spotprisen i utgangspunktet er høyest.

## 7 Diskusjon

De tre stegene i analysen hviler på forutsetninger som påvirker både retning og størrelsesorden på resultatene. Diskusjonen speiler analysens trestegsdesign: Seksjon 7.1 drøfter elastisitetsestimatet, 7.2 tar for seg merforbruksberegningen, og 7.3 vurderer den kontrafaktiske prissimuleringen. Seksjon 7.4 samler disse i en helhetlig robusthetsvurdering, før seksjon 7.5 drøfter politiske implikasjoner. Til slutt presenterer 7.6 forslag til videre forskning.

### 7.1 Tolkning av elastisitetsestimatet

Priselastisitetsestimatet vårt på  $-0,070$  ligger nær Frankmo (2023) sitt estimat for NO<sub>2</sub> i 2020–2022 ( $-0,065$ ). Likheten er strukturelt konsistent, selv om vi måler timesrespons mot effektiv sluttbrukerpris, mens hun måler dag-til-dag-respons mot spotpris. Vår priskorreksjon for strømstøtte demper den observerte prisvariasjonen, noe som isolert sett gir et numerisk høyere elastisitetsestimat. Samtidig fanger timesoppløsningen opp forbruksforskyvning i større grad enn det en dagsoppløsning gjør. Disse to motgående effektene forklarer hvorfor estimatene lander nær hverandre.

Elastisiteten samsvarer også med andre norske studier på høyfrekvente data (Bye og Hansen 2008; Hofmann og Lindberg 2019; Idsø mfl. 2024; Langeland 2023). Langsiktige elastisitetsestimater i litteraturen (Halvorsen mfl. 2005) er flere ganger høyere fordi de fanger opp strukturelle investeringseffekter. Siden Norgespris har eksistert i kort tid, er disse ikke direkte sammenlignbare med vårt timesestimater.

#### 7.1.1 Modellens styrker og begrensninger

Tre formelle tester taler til modellens fordel. Wu-Hausman-testen (6.1.2) forkaster eksogenitet av prisvariabelen og bekrefter behovet for IV-estimering. Kleibergen-Paap rk Wald F-statistikken overstiger den strenge terskelen i Lee mfl. (2022), hvilket indikerer at vindinstrumentet ikke er svakt. Wooldridges overidentifikasjonstest, med tysk og britisk vindkraft som separate instrumenter, forkaster ikke nullhypotesen om felles eksogenitet. Det tette samsvaret med hovedmodellens koeffisient sannsynliggjør at modellen er fri for endogenitet fra korrelerte værssystemer over Nordsjøen. Modellen håndterer dessuten

fremoverskuende skjevhet ved å bruke Week-Ahead NTC, åpningskurser og prognoser fremfor realiserte volumer. Alle instrumentkoeffisientene i førstesteget har forventet fortegn i tråd med merit-order-mekanismen.

Dersom residual værendogenitet likevel eksisterer, vil  $\text{Cov}(Z, \varepsilon) > 0$  kombinert med  $\text{Cov}(Z, P) < 0$  gi en negativ skjevhet.<sup>21</sup> Estimatet vil da fremstå kunstig sterkt, altså trukket bort fra null.

En begrensning er at modellen pålegger uniform elastisitet over alle timer. Heterogenitet kunne vært fanget opp ved å skille mellom høy-/lavprisutvalg, temperaturer eller oppvarmingsmåneder, slik Hofmann og Lindberg (2019) og Idsø mfl. (2024) dokumenterer. Slike inndelinger er imidlertid uforenlige med IV-rammeverket: Prisinndeling medfører seleksjon på den endogene variabelen, mens temperatur- og vinterrestriksjoner ekskluderer måned-i-år-dummiene, noe som reintroduserer makrokanaler instrumentet ikke er robust mot.<sup>22</sup> Implikasjonene drøftes i 7.2.3.

### 7.1.2 LATE og overførbarhet til Norgespris-konteksten

IV-estimatet er en *Local Average Treatment Effect* (LATE), ikke en universell etterspørselsselastisitet. Vindinstrumentet identifiserer primært responsen på kortvarige prisendringer der lastforskyvning mellom timer inngår i den observerte responsen. Gass- og CO<sub>2</sub>-priser varierer mer persistent (se 5.1.5), slik at den identifiserte responsen fanger den varige etterspørselsreduksjonen uten lastforskyvningskomponenten. Dette er konsistent med at elastisiteten på mellomlang horisont er lavere enn timeselastisiteten i henhold til 3.1.1, og forklarer trolig hvorfor gassinstrumentet ga et lavere elastisitetsestimat.

For konstruksjonen av det kontrafaktiske forbruket er LATE-tolkningen velegnet. Det kontrafaktiske scenariet simulerer husholdningenes adferd om de var eksponert for time-til-time-variasjon i spotprisen, som er nøyaktig den variasjonen vindinstrumentet identifiserer. Kortsiktig adferd, som å utsette tørketrommelen eller justere termostaten ved kortvarige prisfall, er dermed inkludert. Imidlertid er det flere tilpasningseffekter vindinstrumentets LATE ikke fanger av Norgespris:

En effekt er at husholdningers standard innetemperatur kan endres gjennom et halvår

<sup>21</sup>Der  $Z$  er det aggregerte vindinstrumentet,  $\varepsilon$  er feilleddet og  $P$  er sluttbrukerprisen.

<sup>22</sup>En teknisk gjennomgang finnes i Appendiks F.1.



med lav fastpris. En *annen* effekt er at fastpris medfører at observasjon av strømprisen blir unødvendig. Det er imidlertid vanskelig å slå fast retningen dette trekker: Manglende oppmerksomhet kan øke forbruket siden man slipper å forholde seg til pris, eller redusere det da man mister påminnelser om gunstige forbrukstidspunkt. En *trede* handler om ENØK-investeringer som hverken fanges opp av vindinstrumentets LATE eller den korte analyseperioden (drøftes i 7.5).

Uten lengre tidsserier under Norgespris kan vi ikke kvantifisere avstanden mellom kortsiktig LATE og et permanent regimeskifte. Den residuale skjevheten fra vanedannelse og oppmerksomhetsendringer trekker isolert sett mot en undervurdering av merforbruket.

## 7.2 Tolkning av merforbruk

**Tabell 7.1:** Månedlig merforbruk i prosent blant Norgespris-kunder, våre estimer mot tilsvarende forbruksvekst rapportert fra konsesjonærer

|                                           | Okt 25  | Nov 25  | Des 25  | Jan 26  | Feb 26  | Mar 26  |
|-------------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Rapportert fra konsesjonær (prosentpoeng) | ~ 2,1%  | ~ 2,3%  | ~ 2,6%  | ~ 4,9%  | ~ 5,2%  | ~ 5,7%  |
| Vårt estimat                              | 0,90%   | 1,50%   | 1,59%   | 1,89%   | 2,05%   | 1,97%   |
| Øvre del av estimert konf. int            | (1,27%) | (2,09%) | (2,22%) | (2,64%) | (2,86%) | (2,75%) |

Tall er sammenstilt fra et utvalg av Tabell 2.2 og E.3

De rapporterte forbruksforskjellene fra Elvia og BKK er gjennomgående 2–3 ganger høyere enn våre estimer og overstiger den øvre grensen av konfidensintervallet i alle måneder (Tabell 7.1). Moen, Lefdal mfl. (2026) anslår et januartall på 4,5% i NO2, som understøtter konsesjonærdataene. To forhold forklarer hvorfor dette avviket er forventet:

Den første er *strukturelle gruppeforskjeller*: Nettselskapenes tall sammenligner to ulike grupper. Norgespris-husholdninger står for 81,88% av forbruket, men bare 74,87% av målepunktene i NO2 (Tabell 2.1). Incentivene til å velge Norgespris er sterkere for husholdningene med stor grad av elektrisk oppvarming og det er derfor sannsynlig at disse husholdningene har høyere værsensitivitet for forbruket sitt enn snittet. Den observerte differansen blander dermed (i) den reelle priseffekten fra Norgespris og (ii) en differensiell respons på vintervær. Vår modell isolerer (i) gjennom kalenderkontroller og populasjonselastisitet, mens nettselskapenes tall fanger opp begge.

Den andre er *analyseperiodens vinterprofil*: Januar 2026 var den kaldeste på 16 år (Meteorologisk institutt 2026). Spranget i de rapporterte tallene bekrefter at kuldefølsomhet driver mye av differansen. At vårt estimat stiger mer moderat gjennom vinteren, viser at modellen tilskriver størsteparten av kuldefølsomheten til kontrollvariablene og isolerer selve prisresponsen.

Sammenligningen validerer modellen: Retningen og månedsmønsteret stemmer. At våre tall ligger systematisk under de deskriptive dataene, er forventet når man isolerer kausal effekt fra ren gruppedifferanse. Spørsmålet er om modellen risikerer å fange feil del av populasjonens elastisitet på grunn av seleksjon.

### 7.2.1 Seleksjonsskjevheter ved frivillig deltakelse

Modellen forutsetter at Norgespris-husholdninger har samme latente prislelsomhet som gjennomsnittshusholdningen i 2023–2025. Siden overgangen er frivillig, utfordres dette av to motvirkende seleksjonsmekanismer:

Den første er *fleksibilitetsseleksjon*: Husholdninger med ren elektrisk oppvarming og lave tilpasningsmuligheter har størst økonomisk gevinst av fastpris og overrepresenteres. Disse er mindre prislelsomme enn snittet. Å bruke en gjennomsnittlig elastisitet på dem vil overestimere den kontrafaktiske forbruksreduksjonen og dermed overestimere  $\Delta Q$ .

Den andre er *oppmerksomhetsseleksjon*: Siden overgang krever et aktivt valg, vil husholdninger med høy “electricity awareness” naturlig være overrepresentert blant Norgespris-kundene. Oppmerksomme husholdninger har empirisk lavere forbruk og sterkere respons på faktiske prisendringer (Kazukauskas og Broberg 2016; Trotta 2021). Passive husholdninger forblir også ofte på eksisterende avtaler på grunn av treghet (Hortaçsu mfl. 2017) (se seksjon 3.2.2). Under denne kanalen er deltakerne mer prislelsomme enn snittet, noe som undervurderer merforbruket.

Norgespris hadde lav inngangsterskel og høy mediedekning, noe som svekker oppmerksomhetskanalen. Siden den økonomiske gevinsten er størst for husholdninger med høyt forbruk og lav fleksibilitet, er fleksibilitetskanalen sannsynligvis den mest dominerende. Derfor er det rimelig å anta at retningen på seleksjonsskjevheter heller mot overestimering.

Et trekk ved ordningen demper imidlertid begge mekanismene. Når den anvendte elastisiteten er populasjonsgjennomsnittet  $\bar{\beta} = \alpha\beta^{\text{NP}} + (1 - \alpha)\beta^{\text{SS}}$ , blir feilen ved å anvende den på Norgespris-husholdninger lik  $(1 - \alpha)(\beta^{\text{SS}} - \beta^{\text{NP}})$ . Med en adopsjonsrate på  $\alpha \approx 0,75$  i NO2 (Tabell 2.1) reduseres en eventuell underliggende elastisitetsforskjell til 25% av sin opprinnelige størrelse.

### 7.2.2 Konstant elastisitet på tvers av husholdninger

Selv uten seleksjon er uniform elastisitet en forenkling. Husholdninger med ren elektrisk oppvarming og stramme familierutiner har trolig lavere elastisitet enn de med varmepumper eller smart elbillading. Mens seleksjon handler om hvilken *delpopulasjon* estimatet anvendes på, pålegger uniform elastisitet en *enhetlig* respons på en heterogen gruppe. Begge mekanismene trekker imidlertid mot en overestimering av  $\Delta Q$  dersom Norgespris-husholdningene er mindre elastiske enn snittet. Den høye adopsjonsraten demper også her den kvantitative effekten.

### 7.2.3 Konstant elastisitet på tvers av timer

Modellen pålegger samme elastisitet i alle timer. I kalde høypristimer har husholdninger med ren elektrisk oppvarming trolig lavere priselastisitet enn populasjonsgjennomsnittet.

Ettersom estimeringsutvalget ligger over Norgespris i 85,3% av timene (se Figur 4.1), identifiseres  $\beta$  i en høyere del av prisfordelingen enn Norgespris. Siden prispapet mellom Norgespris og spotpris er stort i mange timer, settes antakelsen om konstant elastisitet under press. Retningen på skjevheten avhenger av hvordan elastisiteten endres med prisen. Hofmann og Lindberg (2019) og Idsø mfl. (2024) indikerer at elastisiteten blir svakere i topplasttimer.

Den temperaturavhengige sensitivitetsanalysen i seksjon 6.3.2 viser at gjennomsnittlig  $\Delta P$  reduseres med rundt 14%. Siden kvartilene er nesten uendret, er det tydelig at topplasttimene driver denne reduksjonen. Den marginale økningen i maksimal  $\Delta P$  skyldes at temperaturen var over 0 °C i denne timen, der elastisiteten i sensitivitetsanalysen er *sterkere* enn hovedestimatet. Dette trekker i retning av en overestimering konsentrert i topplasttimene.

Hofmann og Lindberg (2019), som sensitivitetsanalysen baserer seg på, og Idsø mfl. (2024) har imidlertid noen metodiske svakheter (se 3.1.2), og resultatene er derfor ikke entydige.

### 7.2.4 Forbruksforskyvning vs. netto reduksjon

Modellen skiller ikke eksplisitt mellom netto reduksjon i forbruk og forskyvning av forbruk mellom timer (se seksjon 3.1.1), men fanger kun absolutte endringer. Vindinstrumentet fanger opp aggregert respons på timesvariasjon og inkluderer begge mekanismene. Når prissvingningene krysser Norgespris, simulerer metoden et kontrafaktisk fall i etterspørselen i høylasttimer ( $\Delta Q > 0$ ) og en økning i lavlasttimer ( $\Delta Q < 0$ ).

Når  $P^{\text{Strømsstøtte}}$  gjennomgående ligger over  $P^{\text{Norgespris}}$ , slik tilfellet er i store deler av analyseperioden, fordeles hele responsen som en netto etterspørselsreduksjon ( $\Delta Q^{\text{Høylast}} > \Delta Q^{\text{Lavlast}} > 0$ ). Den motgående økningen i lavlasttimer som ren forbruksforskyvning ville medført, utelates dermed, slik at det samlede merforbruket overestimeres. Allcott (2011) finner at netto reduksjon empirisk er en sterkere effekt enn forbruksforskyvning, noe som tyder på at skjevheten er begrenset.

### 7.2.5 Målepunktandel som adopsjonsrate

Dekomponeringen i likning (5.6) bruker andel målepunkter som vekt  $\alpha$ , og forutsetter at gjennomsnittsforbruket per husholdning er likt i begge grupper ved samme pris. Dette lar seg ikke teste direkte, da de observerte forbruksforskjellene oppstår fordi gruppene møter ulike priser. Retningen følger dermed seleksjonsmekanismene i 7.2.1 og krever individdata for å verifiseres.

### 7.2.6 Eksklusjon av hytter og fritidsboliger

Analysen er avgrenset til vanlige husholdninger. Når fritidsboliger har høyere adopsjonsrate og relativt høyere økning i strømforbruk som beskrevet i 2.2.2, betyr det at analysen undervurderer den totale markedseffekten og  $\Delta Q$ . Skjevheten er entydig negativ, men størrelsen kan ikke kvantifiseres uten timesdata for fritidsboliger i NO2. Siden hytter på Sørlandet brukes lite om vinteren, er det utelatte bidraget trolig lavere i NO2 enn i for eksempel NO1 som har en høy andel fjellhytter som brukes om vinteren.

### 7.2.7 Tap av uavhengig validering

Estimatet hviler på én enkelt økonometrisk metode. Opprinnelig skulle en matching-basert *Difference-in-Differences* (DiD) fungere som uavhengig robusthetssjekk der forbruket til Norgespris-kunder fra oppstartsdatoen sammenlignes med strømstøttekunder, kontrollert for historisk forbruk (se Appendiks F.2 for en detaljert beskrivelse av metoden som ville blitt benyttet her). Dette designet krevde data på målepunktnivå før innføringen av Norgespris. Siden Elhubs offentlige datasett først starter ved innføringen av ordningen, er det umulig å kontrollere for forbruk i forkant. Seleksjonsskjevheten i en DiD med denne dataen blir dermed for fremtredende, noe som gjør metoden uaktuell.

Konsekvensen er at konfidensintervallene fra kapittel 6 kun reflekterer parameterusikkerhet innenfor IV-spesifikasjonen, ikke modellusikkerhet på tvers av metoder. To uavhengige tilnærminger ville gitt vesentlig sterkere robusthet enn én metode med smale standardfeil.

## 7.3 Tolkning av den kontrafaktiske prissimuleringen

Den simulerte gjennomsnittlige spotprisøkningen på 2,04 øre/kWh er kvalitativt konsistent med THEMA (2025a) sitt anslag på 4,5%. Vår analyse tilfører en tidsmessig dekomponering: Preiseffekten er neglisjerbar i over 91% av timene og nesten utelukkende konsentrert i topplasttimer. Fleksible næringskunder kan unngå de dyreste timene og dermed de største merkostnadene, mens uflexible kunder eksponeres uforholdsmessig sterkt.

Resultatene samsvarer med det teoretiske rammeverket i Borenstein og Holland (2005). Den konvekse sammenhengen mellom spotprisinivå og  $\Delta P$  (Figur 6.3 og 6.4) følger strukturelt av merit-order-mekanismen: En bratt, stadig stigende tilbudskurve sikrer at samme volumskift gir gradvis større prisutslag jo høyere kapasitetsutnyttelsen er. Funnet er dermed ikke en uavhengig test av effektivitetstapet, men en empirisk dokumentasjon av størrelsesorden og tidsmessig plassering, som tidligere kun har vært kvantifisert *ex-ante*. Det siste steget i analysen introduserer imidlertid ytterligere forutsetninger som drøftes under.

### 7.3.1 Antakelsen om uendret tilbudskurve

Simuleringen forutsetter en uendret nasjonal tilbudskurve. På investeringssiden er dette rimelig da det er under ett år fra Stortingets vedtak (2.1) til analyseslutt, slik at endringer

i installert kapasitet drevet av ordningen er høyst usannsynlige. Antakelsen er likevel sterk fordi tilbudskurven i et vannkraftmarked formes av forventningsdrevne vannverdier. Vannkraftprodusentenes budstrategi reflekterer forventet pris i fremtidige timer.

I et kontrafaktisk scenario uten Norgespris ville forventede priser i toppplasttimer vært lavere fordi merforbruket ikke eksisterte, gitt at funnet vårt var forventet. Lavere forventede ekstrempriker ville senket vannverdiene og forskjøvet den bratte delen av tilbudskurven nedover. Den reelle kontrafaktiske spotprisen i toppplasttimer ville dermed vært enda lavere enn simuleringen anslår;  $\Delta P$  underestimeres fordi tilbudssiden ville respondert i samme retning som etterspørselssiden.

Et viktig nyanseringsmoment er at vannverdier oppdateres løpende. Strømprisutvalget (2023, s. 46) påpeker at norske produsenter aktivt priser inn alternativverdien av lagret vann, slik at endringer i forventet prisbane slår raskt ut i budkurven. Stortingsvedtaket i juni 2025 (seksjon 2.1) gjorde ordningen kjent flere måneder før innføringen, og en delvis tilpasning hadde sannsynligvis allerede materialisert seg ved analyseperiodens start.

### 7.3.2 EUPHEMIA-forenklingen

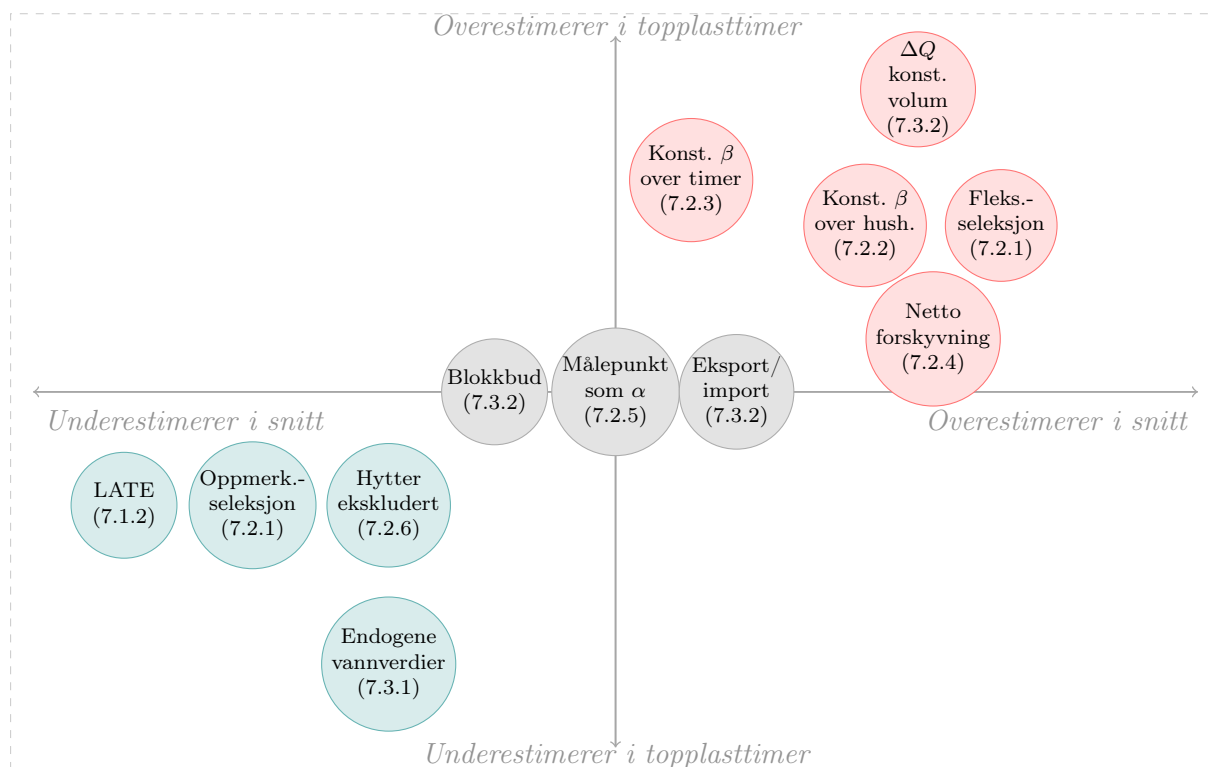
Markedsklareringen gjennomføres egentlig av EUPHEMIA-algoritmen (NEMOs (SDAC) 2024), som optimerer på tvers av alle europeiske prisområder samtidig. Vår metode reduserer dette til et endimensjonalt skift langs den nasjonale tilbudskurven via observert NO<sub>2</sub>-pris og lineær interpolasjon. Forenklingen er nødvendig fordi Nord Pool ikke publiserer regionale budkurver, men den introduserer noen viktige forutsetninger:

*Eksport og import holdes fast på observert nivå.* Kontrafaktisk ville et fall i NO<sub>2</sub>-etterspørsel medført lavere import eller økt eksport, slik at deler av  $\Delta Q$  ville blitt absorbert utenfor NO<sub>2</sub> fremfor å gi lokal prisreduksjon. Dette kan gi en overestimering av  $\Delta P$ , men effekten dempes i toppplasttimer der overføringskapasiteten er bindende (Figur 5.3) og flyten er uelastisk på kort sikt.

*$\Delta Q$  behandles som konstant volum, uavhengig av klareringsprisen.* Kontrafaktisk ville en lavere klareringspris ført til at *alle* husholdninger konsumerte mer, noe som ville økt etterspørselen og trukket den reelle klareringsprisen opp igjen. Denne kanalen trekker mot en overestimering av  $\Delta P$ , særlig der tilbudskurven er bratt.

*Lineær interpolasjon på en stegvis kurve.* Dette fungerer godt i normale timer, men i sjokktimer kan  $\Delta Q$  krysse flere diskrete blokkbud. Dette øker usikkerheten i halen, men gir ingen systematisk skjevhet.

## 7.4 Samlet robusthetsvurdering



**Figur 7.1:** Identifiserte kilder til skjevhet plassert etter retning av effekten generelt (X-akse) og av effekten i topplasttimene (Y-akse). Røde sirkler trekker mot overestimering, turkise mot underestimering. Grå sirkler har uavklart retning og skal alle tre tolkes som de var i sentrum.

Figur 7.1 oppsummerer skjevhetene og viser at de er asymmetrisk fordelt. I topplasttimer trekker to mekanismer mot overestimering av  $\Delta P$ : behandlingen av  $\Delta Q$  som et konstant volum (7.3.2) og konstant elastisitet over timer (7.2.3). Den primære motvekten i topplasttimer er endogene vannverdier (7.3.1).

I normale timer er situasjonen snudd. LATE-tolkningen versus strukturelle tilpasninger (7.1.2), oppmerksomhetsseleksjon (7.2.1) og eksklusjon av hytter (7.2.6) trekker alle mot en underestimering av  $\Delta P$ . Motvektene her er manglende skille mellom forskyvning og reduksjon (7.2.4), fleksibilitetsseleksjon (7.2.1) og konstant elastisitet over husholdninger (7.2.2). Den samlede nettoeffekten er vanskelig å slå fast, men trolig en liten overestimering i topplasttimene og en liten underestimering i øvrige timer.

Den mest robuste delen av funnene er retningen og strukturen, ikke de eksakte størrelsene. Analysen viser at Norgespris har økt strømforbruket i topplasttimene, at priseffekten øker mer enn proporsjonalt med spotprisen, og at denne belastningen bæres asymmetrisk av spotpriseksponerte aktører. Dette mønsteret er i tråd med Borenstein og Holland (2005) og står seg mot de motvirkende skjevhetene gjort rede for, samt eksterne kilder (7.2, 7.3).

Størrelsen på effektene krever imidlertid varsom formidling. Gjennomsnittet på 2,04 øre/kWh er et punkttestimat med bredere reell usikkerhet enn konfidensintervallet antyder og maksimumsverdien på 103 øre/kWh må leses som en størrelsesorden. De 19 sjokktimene som driver hovedfunnet har i tillegg betydelig modellusikkerhet grunnet blokkbudforenklingen og volumantakelsen. I den politiske debatten bør derfor de kvalitative og strukturelle argumentene vektlegges tyngre enn punktanslagene. Siden fritidsboliger er utelatt, kan gjennomsnittet i realiteten være et underestimat, men den overordnede strukturen forblir robust.

## 7.5 Implikasjoner for politikk og debatter

Våre resultater viser at selv om den kortsiktige priselastisiteten er lav ( $-0,070$ ), er den ikke neglisjerbar. Dette står i kontrast til Energidepartementets vurdering, som bygger på studier med begrenset overførbarhet til dagens prisregime (se seksjon 3.1.2). Skalert til de over 465 000 målepunktene i NO<sub>2</sub> gir selv dette konservative estimatet en målbar markedseffekt på spotprisen (6.3). Funnets tyngde ligger imidlertid i den tidsmessige fordelingen snarere enn i gjennomsnittet: den indirekte kostnaden bæres asymmetrisk av spotpriseksponerte aktører i topplasttimer (Tabell 6.6). Gjennomsnittlige prisvirkninger alene gir derfor ikke et fullstendig bilde av de økonomiske konsekvensene. Statens anslag fanger opp de direkte budsjettkostnadene ved ordningen, men ikke den indirekte prisvirkningen som identifiseres i vår analyse.

Departementet fremhever at Norgespris omfatter om lag 16% av det nasjonale strømforbruket (Energidepartementet 2025c). Dette nasjonale gjennomsnittet gir imidlertid begrenset informasjon om de regionale markedseffektene. I NO<sub>2</sub> står Norgespris-husholdninger for 81,88% av husholdningsforbruket (Tabell 2.1). Ettersom NO<sub>2</sub> har direkte utenlandsforbindelser og egen prisdannelse, er det de regionale andelene som er mest relevante for å vurdere virkningen på spotprisen. Nasjonale gjennomsnitt kan derfor undervurdere styrken i mekanismen i områder der ordningen har høy oppslutning.



### **Velferdsgevinst ved redusert prisrisiko**

En full velferdsvurdering av Norgespris krever at de dokumenterte markedskostnadene veies opp mot ordningens fordelings- og forutsigbarhetsgevinster. Vår analyse kvantifiserer kostnadssiden gjennom priseffekten på spotpriseksponerte aktører, men isolerer ikke gevinsten husholdninger oppnår gjennom redusert prisrisiko. For risikoaverse husholdninger har skjerming mot prisvolatilitet en velferdsverdi som Strømprisutvalget (2023) trakk frem som en sentral motvekt til effektivitetstapet ved fastprisordninger.

Schlecht mfl. (2024) argumenterer for at risikoavlastning bør designes slik at marginale prisinsentiver bevares. Selv om artikkelen analyserer produksjonssiden, kan den underliggende logikken også anvendes på sluttbrukermarkedet: finansielle ordninger kan i prinsippet stabilisere husholdningenes kostnader uten å eliminere eksponeringen mot kortsiktige spotpriser (se seksjon 2.5.5). Det relevante velferdsspørsmålet er derfor ikke om Norgespris gir forutsigbarhetsgevinster, men om disse oppveier det effektivitetstapet en finansiell konstruksjon kunne ha unngått.

### **Kraftoverskudd versus topplasttimer**

Argumentet om at Norges kraftoverskudd skjermer markedet mot negative prisvirkninger (Rødt 2022c), bommer på den økonomiske dynamikken. Spørsmålet er ikke om den gjennomsnittlige kraftbalansen er høy, men om den marginale etterspørselsøkningen i topplasttimer treffer et bratt segment av tilbudskurven. Som Figur 6.4 viser, er priseffekten nær null i timer med lav spotpris der tilbudskurven er flat, men eskalerer kraftig når kapasiteten er knapp.

Departementet viser til Hofmann og Lindberg (2019) for å hevde at priselastisiteten er nær null i de kaldeste timene. Sensitivitetsanalysen i seksjon 6.3.2 svekker grunnlaget for denne slutningen: Selv med Hofmann og Lindbergs egne temperaturdifferensierte estimer blir gjennomsnittlig prisøkning 1,76 øre/kWh, med en maksimumsverdi på nivå med hovedspesifikasjonen. Årsaken bak feiltolkningen er at Hofmanns nullestimat gjelder utelukkende timer under  $-10^{\circ}\text{C}$ . NO<sub>2</sub> har som regel milde minusgrader ( $-10$  til  $0^{\circ}\text{C}$ ), eller plussgrader, hvor elastisiteten er betydelig, noe som genererer merforbruk. Departementets forutsetning om at topplasttimer sammenfaller med Hofmanns nulldomene understøttes dermed ikke av vår analyse.

### **Den implisitte omfordelingen**

Norgespris fungerer som en eksplisitt subsidie over statsbudsjettet, men utløser også en implisitt omfordeling fra spotpriseksponerte aktører som næringsliv, offentlig sektor og husholdninger uten ordningen, til Norgespris-kunder. Den eksplisitte subsidien favoriserer husholdninger med høyt forbruk og hytteeiere på grunn av de høye volumtakene (5 000 kWh for boliger, 1 000 kWh for hytter). Dette bekreftes av Teknisk Ukeblad (2026), som viser at eneboliger sparer over tre ganger mer enn leiligheter. Dette gjenspeiler fleksibilitetsseleksjonen drøftet i 7.2.1: Norgespris-kundene står for 81,88% av forbruket, men bare 74,87% av målepunktene (Tabell 2.1). Den implisitte omfordelingen via spotmarkedet er konsentrert i topplasttimer og rammer aktører uten tilpasningsfleksibilitet. Begge disse dimensjonene må vektlegges i en sosial evaluering av ordningen.

### **Prissmitte og generaliserbarhet**

På grunn av markedsintegrasjonen (2.4.2) smitter den økte norske spotprisen over på tilkoblede europeiske nabosoner i timer uten bindende overføringskapasitet. Kvantifisering av denne effekten krever full europeisk markedsmodellering og ligger utenfor utredningens rammeverk.

Funnene utfordrer også departementets påstand om at redusert spoteksponering er uproblematisk fordi 73% av husholdningene i EU har fastpris (Energidepartementet 2025c). Kommersielle fastpriser i Europa prises etter forwardmarkedet og utgjør en ren risikoforsikring der forbrukeren betaler en risikopremie. Norgespris er derimot politisk satt til 40 øre/kWh, langt under forward- og spotnivået i NO2 (Tabell 2.2). Det er kombinasjonen av manglende marginalsignal og systematisk underprising som skaper merforbruket; en markedsbasert fastpriskontrakt ville ikke gitt samme effekt. Dersom flere land innfører tilsvarende underprisede ordninger, vil det forsterke knapphetsprisingen i topplasttimer på europeisk nivå.

### **Langsiktige insentiveffekter**

Når Norgespris fjerner husholdningens marginale prissignal innenfor volumtaket, svekkes lønnsomheten av private ENØK-investeringer som solceller, varmepumper og etterisolering. Over tid vil denne manglende strukturelle tilpasningen forsterke det dokumenterte merforbruket. En kvantifisering av disse langtidseffektene krever lengre tidsserier enn vårt halvårsperspektiv og er et naturlig spor for videre forskning.

## 7.6 Videre forskning

### Sesongmessig avgrensning

Analyseperioden dekker seks vintermåneder der spotprisen stort sett oversteg Norgespris på 40 øre/kWh. Om sommeren kan forholdet snus, slik at  $\Delta Q$  blir negativt og demper netto helårseffekt. Siden det totale forbruket er vesentlig lavere om sommeren, vil helårseffekten ikke være en lineær fremskrivning av vinterestimaterne. Måned-år-dummies er derfor avgjørende for å kontrollere for sesongvariasjoner ved fremtidige anslag på helårsvirkninger.

### Matching-basert tilnærming for merforbruk

Det bortfalte matching-designet fra 7.2.7 kan realiseres dersom man får tilgang til mikrodata fra strømselskaper eller Elhub på målepunktnivå. Ved å kontrollere for observerbare kjennetegn som inntekt, boligtype, oppvarmingsform og historisk forbruksnivå via *difference-in-differences* eller *propensity score matching*, kan man redusere seleksjonsskjevheten empirisk og identifisere heterogene effekter på tvers av ulike husholdningstyper.

### Utvidelser av elastisitetsestimeringen

Modellen antar at den historiske prisresponsen (2023 – 2025) er representativ for adferden etter innføringen. Med lengre tidsserier kan IV-regresjonen utvides med interaksjonsledd for Norgespris-perioden for å teste om elastisiteten ( $\beta$ ) som helhet har endret seg strukturelt. I tillegg åpner den gradvise innføringen av ordningen for en staggered adoption-identifikasjonsstrategi, der variasjon i tegningstidspunkt mellom husholdninger utnyttes for å estimere behandlingseffekten under svakere antakelser enn en aggregert før-etter-sammenligning.

## 8 Konklusjon

Denne masterutredningen har undersøkt om Norgespris-ordningen indirekte har økt spotprisen i det norske kraftmarkedet. Vi finner at fastprisordningen genererer et merforbruk blant husholdninger som har tegnet Norgespris, og at dette merforbruket presser spotprisen opp i kraftmarkedets toppplasttimer.

Priselastisiteten for husholdninger i NO2 estimeres til  $-0,070$  på timesdata, et resultat som er i samme størrelsesorden som nyere norske studier og reflekterer den begrensede kortsiktige substitusjonsfleksibiliteten i norske husholdninger. Selv med dette relativt konservative estimatet finner vi en gjennomsnittlig prisøkning på 2,04 øre/kWh over de første seks månedene med ordningen. Gjennomsnittet forteller imidlertid ikke hele historien: I over 91% av timene er priseffekten neglisjerbar, mens i de 19 dyreste timene overstiger den 50 øre/kWh, med enkeltobservasjoner i størrelsesorden 100 øre/kWh. Preiseffekten er konsentrert i ukedagenes morgen- og kveldstopper der den samlede etterspørselen er høyest. Effekten følger en konveks sammenheng med spotprisenivået, noe som innebærer at den eskalerer kraftig nettopp i de timene der kapasiteten i markedet er knappest.

Denne asymmetrien har en viktig implikasjon. Argumentet om at lav priselastisitet betyr neglisjerbar markedseffekt slik Energidepartementet hevder i tilsvaret til ESA-klagen, holder ikke når effekten vurderes i halefordelingen fremfor i gjennomsnittet. Næringslivet og andre spotpriseksponerte aktører bærer ikke en jevnt fordelt merkostnad, men en konsentrert belastning i de strammeste timene. Sensitivitetsanalysen underbygger dette poenget. Hovedkonklusjonen står fast selv om vi bruker de temperaturavhengige elastisitetene fra Hofmann og Lindberg (2019), som er det empiriske grunnlaget departementets argumentasjon hviler på. Den gjennomsnittlige prisøkningen er fortsatt 1,76 øre/kWh, og kvartilene ligger på samme nivå som i hovedspesifikasjonen.

Resultatenes tyngde ligger i retningen og den tidsmessige strukturen, ikke i de eksakte størrelsene. De potensielle skjevhetene til modellen er asymmetrisk fordelt, med en trolig liten overestimering i toppplasttimene og en liten underestimering i de øvrige timene. De viktigste skjevhetene fremkommer av seleksjonsskjevhet, endogene vannverdier og forenklingen av prissettingsalgoritmen EUPHEMIA. Punktestimatene bør derfor leses som størrelsesordener fremfor presise anslag. Den kvalitative konklusjonen om at Norgespris

øker forbruket i toppplasttimene og at priseffekten er konveks i spotprisenivået, står seg likevel robust mot de motvirkende skjevhetene og er konsistent med både THEMA (2025a) sitt anslag og det teoretiske rammeverket i Borenstein og Holland (2005).

Analysen dekker de seks første vintermånedene med ordningen, en periode der spotprisen i hovedsak har ligget over Norgespris. Dersom adopsjonsraten fortsetter å stige og langsiktige insentiveffekter materialiserer seg i form av reduserte investeringer i energieffektivisering, kan priseffekten forsterkes ytterligere. For den videre politiske debatten tilsier dette at de kvalitative argumentene bør vektlegges tyngre enn punktanslagene, og at en fullstendig velferdsvurdering må veie markedskostnaden opp mot forutsigbarhetsgevinsten ordningen gir husholdninger. Dette understreker behovet for løpende evaluering av ordningens konsekvenser for det norske kraftmarkedet.

## 9 Erklæring om bruk av KI-verktøy i arbeidet med denne masteroppgaven

Navn (og versjon) av KI-verktøyet: ChatGPT (5.2).

Formålet med bruken av verktøyet: Støtte til utforskning av relevant innhold, struktur og disponering, rettskriving, og debugging av kode i Python og LaTeX.

Navn (og versjon) av KI-verktøyet: Google Gemini (3.1 Pro)

Formålet med bruken av verktøyet: Støtte til utforskning av relevant innhold, struktur og disponering, samt kodeforslag og debugging i Python.

Navn (og versjon) av KI-verktøyet: Claude (Opus 4.6 Extended og Opus 4.7 Adaptive).

Formålet med bruken av verktøyet: Støtte til utforskning av relevant innhold, struktur, disponering, stramming av akademisk språk, og formatering av kode i LaTeX.

Vi er klar over at vi er ansvarlig for alt innhold i denne masteroppgaven, inkludert de deler der KI-verktøy er benyttet. Vi har ansvar for at oppgaven følger etiske regler for personvern og publisering.

## Referanser

- Allcott, Hunt (2011). “Rethinking Real-Time Electricity Pricing”. I: *Resource and Energy Economics* 33.4, s. 820–842. DOI: 10.1016/j.reseneeco.2011.06.003.
- Altinn (2024). *Konsesjon for organisering eller drift av markedsplass for omsetning av elektrisk energi*. URL: <https://info.altinn.no/skjemaoversikt/norges-vassdrags--og-energidirektorat-nve/konsesjon-for-organisering-eller-drift-av-markedsplass-for-omsetning-av-elektrisk-energi/> (sjekket 03.03.2026).
- Angrist, Joshua D og Guido W Imbens (feb. 1995). *Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects*. Working Paper 118. National Bureau of Economic Research. URL: <http://www.nber.org/papers/t0118>.
- Bogen, Simon Elias Vik (sep. 2025). *Bestillingene renner inn for norgespris – 150.000 har bestilt*. URL: <https://www.nrk.no/rogaland/na-kan-du-bestille-norgespris-1.17582515> (sjekket 24.09.2025).
- Borenstein, Severin og Stephen Holland (2005). “On the Efficiency of Competitive Electricity Markets with Time-Invariant Retail Prices”. I: *The RAND Journal of Economics* 36.3, s. 469–493. URL: <https://faculty.haas.berkeley.edu/borenste/download/Rand05RTP.pdf>.
- Bye, Torstein og Peter Vegard Hansen (2008). *How do Spot Prices Affect Aggregate Electricity Demand?* Discussion Paper 527. Statistisk sentralbyrå. URL: <https://www.ssb.no/forskning/discussion-papers/how-do-spot-prices-affect-aggregate-electricity-demand>.
- Chetty, Raj, Adam Looney og Kory Kroft (2009). “Salience and Taxation: Theory and Evidence”. I: *American Economic Review* 99.4, s. 1145–1177. DOI: 10.1257/aer.99.4.1145.
- Copernicus Climate Change Service (C3S) (2025). *ERA5-Land hourly data from 1950 to present*. Copernicus Climate Data Store (CDS). DOI: 10.24381/cds.e2161bac. URL: <https://cds.climate.copernicus.eu/datasets/reanalysis-era5-land> (sjekket 14.05.2026).
- Elhub (2026a). *Energy Data API: Consumption per Price Area, Group, and MBA Hour (CONSUMPTION\_PER\_GROUP\_MBA\_HOUR)*. Accessed: 2026-03-13. Data covers the period from 2021-01-01 to 2026-01-31. URL: <https://api.elhub.no/energy-data-api/price-areas>.
- (2026b). *Statistikk for Norgespris*. URL: <https://elhub.no/data-og-innsikt/statistikk-for-norgespris> (sjekket 26.05.2026).
- Elvia (2025). *Slik fungerer fastleddet*. Sjekket 05.04.2026. URL: <https://www.elvia.no/nettleie/alt-om-nettleiepriser/slik-fungerer-fastleddet/>.
- (2026). *Kald januar ga høyere strømforbruk for kunder med og uten Norgespris*. Pressemelding, februar 2026. URL: <https://kommunikasjon.ntb.no/pressemelding/18796281/kald-januar-ga-hoyere-stromforbruk-for-kunder-med-og-uten-norgespris>.
- Energidepartementet (2024). *Innfører permanent prising av leveringspliktige kraftleveranser*. <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/innforer-permanent-prising-av-leveringspliktige-kraftleveranser/id3046939/>. Pressemelding. (Sjekket 30.04.2026).
- (feb. 2025a). *Foreslår redusert avgift på nettleie*. Regjeringen.no. URL: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/foreslar-reduisert-avgift-pa-nettleie/id3100490/> (sjekket 04.03.2026).
- (2025b). *Høringsnotat: Ny lov om Norgespris og strømtønad til husholdninger*. URL: <https://www.regjeringen.no/contentassets/428d4ed2a03f47de9cc333609ff18106/horingsnotat-ny-lov-om-norgespris-og-stromstonad-til-husholdninger.pdf> (sjekket 13.02.2026).

- (des. 2025c). *Reply from the Norwegian authorities to the state aid complaint concerning Norway Price*. Brev til EFTA Surveillance Authority Ref. 25/2329. Oslo: Royal Norwegian Ministry of Energy. URL: <https://www.regjeringen.no/contentassets/7c52e5c1f5274553a69f66092566c896/reply-from-the-norwegian-authorities-to-the-state-aid-complaint-concerning-norway-price-15-december-2025-updated-references-.pdf>.
- (2025d). *Spørsmål og svar om Norgespris*. URL: <https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/strom/sporsmal-og-svar-om-norgespris/id3089310/> (sjekket 24.02.2026).
- ENTSO-E Transparency Platform (2026). *Transparency Platform Restful API*. Accessed: 2026-04-01. URL: <https://documenter.getpostman.com/view/7009892/2s93JtP3F6>.
- EPEX SPOT (2020). *Nordic Day-Ahead markets successfully launched*. URL: <https://www.epexspot.com/en/news/nordic-day-ahead-markets-successfully-launched> (sjekket 03.03.2026).
- Fortum (2026). *Så mange har valgt Norgespris*. URL: <https://www.fortum.com/no/strom/blogg/sa-mange-har-valgt-norgespris> (sjekket 13.05.2026).
- Frankmo, Matilde Avdem (2023). “Norske husholdningers pristilpasning i kraftmarkedet: En økonometrisk analyse av den daglige spotpriselasitet i perioden 2020 til 2022”. Masteroppgave i samfunnsøkonomi. Universitetet i Oslo.
- Gasparella, Andrea, Derck Koolen og Andreas Zucker (2023). *The Merit Order and Price-Setting Dynamics in European Electricity Markets*. JRC134300. Petten: European Commission, Joint Research Centre (JRC). URL: [https://publications.jrc.ec.europa.eu/repository/bitstream/JRC134300/JRC134300\\_01.pdf](https://publications.jrc.ec.europa.eu/repository/bitstream/JRC134300/JRC134300_01.pdf).
- GeoPy Contributors (2025). *Nominatim – GeoPy documentation*. URL: <https://geopy.readthedocs.io/en/stable/#nominatim> (sjekket 14.03.2026).
- Grams, Christian M. mfl. (2017). “Balancing Europe’s wind-power output through spatial deployment informed by weather regimes”. I: *Nature Climate Change* 7, s. 557–562. DOI: 10.1038/nclimate3338.
- Grindheim, Jan Erik, Sten Lundbo og Jo Halvard Halleraker (2026). *EFTAs overvåkingsorgan (ESA)*. URL: [https://snl.no/EFTAs\\_overv%C3%A5kingsorgan\\_-\\_ESA](https://snl.no/EFTAs_overv%C3%A5kingsorgan_-_ESA) (sjekket 03.03.2026).
- Group, THEMA Consulting (2025a). *Virkninger av Norgespris for Norge og Norden*. Tekn. rapp. 2025-08. Utarbeidet på oppdrag fra NHO Elektro, Norsk Varmepumpeforening, EFO, Zero og Naturvernforbundet. THEMA Consulting Group. URL: <https://zero.no/wp-content/uploads/2025/03/Virkninger-av-Norgespris-for-Norge-og-Norden-180325.pdf>.
- Halvorsen, Bente, Bodil Merethe Larsen og Runa Nesbakken (2005). “Pris- og inntektsfølsomhet i ulike husholdningers etterspørsel etter elektrisitet, fyringsoljer og ved”. I: *SSB Rapporter* 2005/8. URL: <https://www.ssb.no/energi-og-industri/artikler-og-publikasjoner/pris-og-inntektsfolsomhet-i-ulike-husholdningers-etterspørsel-etter-elektrisitet-fyringsoljer-og-ved>.
- Helgheim, Sindre Vik (aug. 2025). *Fjerner ikke Norgespris umiddelbart: – Vil nok få leve*. URL: <https://e24.no/energi-og-klima/i/kwkOJA/fjerner-ikke-norgespris-umiddelbart-vil-nok-faa-leve> (sjekket 03.03.2026).
- Hofmann, Matthias og Karen Byskov Lindberg (2019). “Price Elasticity of Electricity Demand in Metropolitan Areas – Case of Oslo”. I: *16th International Conference on the European Energy Market (EEM)*. IEEE. DOI: 10.1109/EEM.2019.8916561.
- Holstad, Magne og Finn Erik Ljåstad Pettersen (2011). *Hvordan reagerer strømforbruket i alminnelig forsyning på endringer i spotpris?* Rapporter 15/2011. Statistisk sentralbyrå. URL: [https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/rapp\\_201115/rapp\\_201115.pdf](https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/rapp_201115/rapp_201115.pdf).



- Hortaçsu, Ali, Seyed Ali Madanizadeh og Steven L. Puller (nov. 2017). “Power to Choose? An Analysis of Consumer Inertia in the Residential Electricity Market”. I: *American Economic Journal: Economic Policy* 9.4, s. 192–226. DOI: 10.1257/pol.20150235.
- Høyre (2025). *Det ingen vil du skal vite om Norgespris*. URL: <https://hoyre.no/2025/06/17/det-ingen-vil-du-skal-vite-om-norgespris/> (sjekket 24.02.2026).
- Idsø, Johannes, Jon Gunnar Nesse og Øyvind Heimset Larsen (2024). “The Short-Term Price Elasticity, Temperature Elasticity, and Wind Speed Elasticity of Electricity: A Case Study from Norway”. I: *Sustainability* 16.8, s. 3321. DOI: 10.3390/su16083321.
- IEEE (2013). *IEEE Standard for Calculating the Current-Temperature Relationship of Bare Overhead Conductors*. Institute of Electrical og Electronics Engineers. DOI: 10.1109/IEEESTD.2013.6692858.
- International Energy Agency (IEA) (2026). *Monthly Electricity Statistics*. Licence: Terms of Use for Non-CC Material. Accessed: May 21, 2026. Paris. URL: <https://www.iea.org/data-and-statistics/data-product/monthly-electricity-statistics>.
- Kazukauskas, Thomas og Andrius Broberg (2016). “Perceptions and inattention in private electricity consumption”. I: *CERE Working Paper*. URL: [https://web.archive.org/web/20190429043525id\\_/http://www.cere.se/documents/wp/2016/CERE\\_WP2016-2.pdf](https://web.archive.org/web/20190429043525id_/http://www.cere.se/documents/wp/2016/CERE_WP2016-2.pdf).
- Kleibergen, Frank og Richard Paap (2006). “Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition”. I: *Journal of Econometrics* 133.1, s. 97–126. ISSN: 0304-4076. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011>.
- L-nett (2025a). *Historiske priser for nettleie*. URL: <https://www.l-nett.no/nettleie/priser-og-vilkar-privat/artikler-les-mer/historiske-priser-for-nettleie> (sjekket 13.03.2026).
- (2025b). *Priser og vilkår privat*. URL: <https://www.l-nett.no/nettleie/priser-og-vilkar-privat/> (sjekket 13.03.2026).
- Langeland, Joachim (2023). “Hvordan påvirker prisnivået på strøm husholdningers strømforbruk? En empirisk analyse av årene 2020-2022”. Masteroppgave i samfunnsøkonomi. Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet (NTNU).
- Lee, David S. mfl. (okt. 2022). “Valid t-Ratio Inference for IV”. I: *American Economic Review* 112.10, s. 3260–90. DOI: 10.1257/aer.20211063.
- London Stock Exchange Group (2026). *TTF Natural Gas Futures (TRNLTTFMc1) and EU Carbon Futures (CFI2c1) historical prices*. LSEG Workspace. Proprietary financial database, accessed February 2026.
- Lovdata (2025). *Lov 20. juni 2025 nr. 44 om Norgespris og strømsønad til husholdninger*. <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2025-06-20-44>. Sanksjonert 20. juni 2025. Hentet fra Lovdata.
- Løkkevik, Ole og Eirik Røsvik (jan. 2025). *Kraftig ut mot Norgespris: – Sier de ikke bryr seg*. URL: <https://www.tv2.no/nyheter/kraftig-ut-mot-norgespris-sier-de-ikke-bryr-seg/18501487/> (sjekket 03.03.2026).
- Marshall, Alfred (1890). *Principles of Economics*. London: Macmillan.
- McNoldy, Brian (2024). *Temperature, Dewpoint, and Relative Humidity Calculator*. University of Miami. URL: <https://bmcnoldy.earth.miami.edu/Humidity.html>.
- Meteorologisk institutt (2026). *Januar brøt rekken med temperaturer over normalen*. URL: <https://www.met.no/nyhetsarkiv/januar-brot-rekken-med-temperaturer-over-normalen> (sjekket 14.03.2026).
- Montel news (2026). *Elvia: Norgespriskunder brukte 5,2 prosentpoeng mer i februar*. URL: <https://montelnews.com/nordic/news/8e096754-0d3c-4695-803d-f57fb28dbd7c/elvia-norgespriskunder-brukte-52-prosentpoeng-mer-i-februar> (sjekket 06.05.2026).

- Moody Heating and Air (2024). *Heat Pump Defrost Function*. URL: <https://moodyheatingandair.com/heat-pump-defrost-function/> (sjekket 14.03.2026).
- Muñoz-Sabater, J. mfl. (2021). “ERA5-Land: a state-of-the-art global reanalysis dataset for land applications”. I: *Earth System Science Data* 13.9, s. 4349–4383. DOI: 10.5194/essd-13-4349-2021.
- National Energy System Operator (2026). *NESO API: Historic Day Ahead Wind Forecasts*. URL: [https://api.neso.energy/api/3/action/datastore\\_search?resource\\_id=7524ec65-f782-4258-aaf8-5b926c17b966&limit=5](https://api.neso.energy/api/3/action/datastore_search?resource_id=7524ec65-f782-4258-aaf8-5b926c17b966&limit=5) (sjekket 01.04.2026).
- NEMOs of Single Day-Ahead Coupling (2024). *EUPHEMIA Public Description Document*. Single Day-Ahead Coupling (SDAC). URL: <https://www.nordpoolgroup.com/globalassets/download-center/single-day-ahead-coupling/euphemia-public-description.pdf> (sjekket 18.02.2026).
- Newey, Whitney K og Kenneth D West (1994). “Automatic lag selection in covariance matrix estimation”. I: *The review of economic studies* 61.4, s. 631–653. DOI: 10.2307/2297912.
- (1987). “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation”. I: *International Economic Review* 28.3, s. 777–787. DOI: 10.2307/2526578.
- Nord Pool (2025a). *Day-ahead market*. URL: <https://www.nordpoolgroup.com/en/the-power-market/Day-ahead-market/> (sjekket 17.02.2026).
- (2025b). *Intraday trading*. URL: <https://www.nordpoolgroup.com/en/trading/intraday-trading/> (sjekket 17.02.2026).
  - (2026a). *Day-ahead prices – Data Portal*. URL: <https://data.nordpoolgroup.com/auction/day-ahead/prices> (sjekket 18.02.2026).
  - (2026b). *Market Data API: Aggregated Bidding Curves by Region* (*get\_api\_v2\_Auction\_market\_BidCurvesByRegion*). Accessed: 2026-04-01. URL: [https://data-api.nordpoolgroup.com/index.html#/Auction/get\\_api\\_v2\\_Auction\\_\\_market\\_\\_BidCurves\\_ByRegion](https://data-api.nordpoolgroup.com/index.html#/Auction/get_api_v2_Auction__market__BidCurves_ByRegion).
  - (2026c). *Market Data API: Auction Prices by Area* (*get\_api\_v2\_Auctionprices\_ByAreas*). Accessed: 2026-04-01. URL: [https://data-api.nordpoolgroup.com/index.html#/Auction/get\\_api\\_v2\\_Auction\\_Prices\\_ByAreas](https://data-api.nordpoolgroup.com/index.html#/Auction/get_api_v2_Auction_Prices_ByAreas).
- Norges vassdrags- og energidirektorat (NVE) (2022). *Kraftåret 2021: Historisk høye kraftpriser*. URL: <https://www.nve.no/nytt-fra-nve/nyheter-energi/kraftaret-2021-historisk-hoye-kraftpriser/> (sjekket 18.02.2026).
- (2024). *Norgespris på hytta*. URL: <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/kunde/stroem/dette-er-norgespris/norgespris-paa-hytta/> (sjekket 22.05.2024).
  - (2025a). *Dette er Norgespris*. URL: <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/kunde/stroem/dette-er-norgespris/> (sjekket 17.02.2026).
  - (2025b). *Dette er strømsøtteordningen for høye strømpriser*. URL: <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/kunde/stroem/dette-er-stroemstoetteordningen-for-hoye-stroempriser/> (sjekket 17.02.2026).
  - (2025c). *Hva er budområder og flaskehalser?* URL: <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/slik-fungerer-kraftsystemet/hva-er-budomraader-og-flaskehalser/> (sjekket 17.02.2026).
  - (2025d). *Hva er nettleie?* URL: <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/kunde/stroemnett/hva-er-nettleie/> (sjekket 17.02.2026).
  - (2025e). *Nettleiestatistikk*. URL: <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/publikasjoner-og-data/statistikk/nettleiestatistikk/> (sjekket 13.03.2026).

- Norges vassdrags- og energidirektorat (NVE) (2025f). *Systemansvar i kraftsystemet*. URL: <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/regulering/nettvirksomhet/systemansvar/> (sjekket 17.02.2026).
- (2026). *Hva er vannverdi?* URL: <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/slik-fungerer-kraftsystemet/hva-er-vannverdi/> (sjekket 14.05.2026).
- NRK (2025). *Dramatisk fall i bestillinger av solceller etter at Norgespris ble lansert*. URL: <https://www.nrk.no/sorlandet/dramatisk-fall-i-bestillinger-av-solceller-etter-at-norgespris-ble-lansert-1.17592331> (sjekket 12.05.2026).
- (2026a). *Kraftig økning i strømforbruk gir staten ekstra milliardregning*. URL: <https://www.nrk.no/norge/kraftig-okning-i-stromforbruk-gir-staten-ekstra-milliardregning-1.17880652> (sjekket 13.05.2026).
  - (19. mar. 2026b). *Milliardsprekk for norgespris: – Kan koste det dobbelte av budsjett*. URL: [https://www.nrk.no/vestland/milliardsprekk-for-norgespris\\_-\\_kan-koste-det-dobbelte-av-budsjett-1.17814773](https://www.nrk.no/vestland/milliardsprekk-for-norgespris_-_kan-koste-det-dobbelte-av-budsjett-1.17814773) (sjekket 19.03.2026).
- NVE-RME (2025). *Høring – Forslag til ny lov om Norgespris og strømstønad til husholdninger*. Rapport 10/2025. Norges vassdrags- og energidirektorat. URL: [https://publikasjoner.nve.no/rapport/2025/rapport2025\\_10.pdf](https://publikasjoner.nve.no/rapport/2025/rapport2025_10.pdf).
- Pellini, Elisabetta (2021). “Estimating Income and Price Elasticities of Residential Electricity Demand with Autometrics”. I: *Energy Economics* 101, s. 105411. DOI: 10.1016/j.eneco.2021.105411.
- Regjeringen (2025). *Regjeringen og strømtiltak*. URL: <https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/strom/regjeringens-stromtiltak/id2900232/?expand=factbox2900261> (sjekket 17.02.2026).
- Rosendahl, Knut Einar (2026). *Norgespris*. URL: <https://snl.no/norgespris> (sjekket 13.02.2026).
- Rosnes, Orvika mfl. (2022). *Virkninger av høye strømpriser på norsk økonomi*. Rapport 2022/34. Vista Analyse og DNV. URL: <https://www.regjeringen.no/contentassets/0f626d2e10ef48e591d2ceefce3546dc/vista-analyse-dnv-rapport-2022-34-virkninger-av-hoye-strompriser.pdf>.
- Rosvold, Knut A. (2022). *NordLink-kabelen*. URL: <https://snl.no/NordLink-kabelen> (sjekket 13.02.2026).
- (2024). *Energigradtall*. URL: <https://snl.no/energigradtall> (sjekket 23.04.2026).
- Rødt (2022a). *Derfor trengs Norgespris på strøm*. URL: <https://roedt.no/blogg/derfor-trengs-norgespris-pa-strom> (sjekket 13.02.2026).
- (2022b). *Kortslutning om Rødts energipolitikk*. URL: <https://roedt.no/blogg/kortslutning-om-rodts-energipolitikk> (sjekket 13.02.2026).
  - (2022c). *Makspris gir ikke strømkrise*. URL: <https://roedt.no/blogg/makspris-gir-ikke-stromkrise> (sjekket 18.02.2026).
- Samuelson, William og Richard Zeckhauser (1988). “Status Quo Bias in Decision Making”. I: *Journal of Risk and Uncertainty* 1.1, s. 7–59. URL: <http://www.jstor.org/stable/41760530>.
- Schlecht, Ingmar, Christoph Maurer og Lion Hirth (2024). “Financial contracts for differences: The problems with conventional CfDs in electricity markets and how forward contracts can help solve them”. I: *Energy Policy* 186, s. 113981. DOI: 10.1016/j.enpol.2024.113981.
- SciPy Contributors (2025). *scipy.spatial.cKDTree – SciPy documentation*. URL: <https://docs.scipy.org/doc/scipy/reference/generated/scipy.spatial.cKDTree.html> (sjekket 14.03.2026).

- Sims, Christopher A. (2003). “Implications of Rational Inattention”. I: *Journal of Monetary Economics* 50.3, s. 665–690. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(03\)00029-1](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(03)00029-1).
- Statistisk sentralbyrå (2026). *Befolkningsdata API: 11342 Areal og befolkning, etter region, år og statistikkvariabel*. Accessed: 2026-03-14. Data is a momentary snap shot of each municipalities population at 2026-01-01. URL: <https://data.ssb.no/api/v0/no/table/11342/>.
- Statkraft (2024). *Kraftavtaler (PPA)*. URL: <https://www.statkraft.no/produkter-og-tjenester/kraftavtaler-ppa/> (sjekket 27.02.2026).
- Statnett (2025a). *Derfor har vi budområder*. URL: <https://www.statnett.no/om-statnett/forsta-strom-og-kraftsituasjonen/Derfor-har-vi-budomroder/> (sjekket 17.02.2026).
- (2025b). *Interconnectors*. URL: <https://www.statnett.no/en/about-statnett/The-power-system/interconnectors/> (sjekket 04.03.2026).
- Stigler, George J. (1961). “The Economics of Information”. I: *Journal of Political Economy* 69.3, s. 213–225. URL: <https://www.jstor.org/stable/1829263>.
- Stock, James H. og Mark W. Watson (2019). *Introduction to Econometrics*. 4. utg. Global Edition. Pearson.
- Strømprisutvalget (okt. 2023). *Balansekunst: Rapport fra Strømprisutvalget*. Tekn. rapp. Energidepartementet. URL: <https://www.regjeringen.no/contentassets/10f00b5fc453430a867deea8b9d1f355/stromprisutvalgets-rapport.pdf> (sjekket 04.03.2026).
- Taylor, Lester D. (1975). “The Demand for Electricity: A Survey”. I: *The Bell Journal of Economics* 6.1, s. 74–110. DOI: 10.2307/3003216.
- Teknisk Ukeblad (2026). *Første vinter med norgespris: Hva har vi lært?* URL: [https://www.tu.no/artikler/forste-vinter-med-norgespris-hva-har-vi-laert/568632?utm\\_posttype=imagelink](https://www.tu.no/artikler/forste-vinter-med-norgespris-hva-har-vi-laert/568632?utm_posttype=imagelink) (sjekket 06.05.2026).
- THEMA Consulting Group (2025b). *Virkninger av Norgespris*. Tekn. rapp. THEMA Consulting Group. URL: <https://zero.no/wp-content/uploads/2025/02/Virkninger-av-Norgespris.-Rapport-250213.pdf>.
- Trotta, Gianluca (2021). “Electricity awareness and consumer demand for information”. I: *International Journal of Consumer Studies* 45.1, s. 65–79. DOI: <https://doi.org/10.1111/ijcs.12603>.
- TV2 (2026). *Norgespris-kunder økte strømforbruket mer enn andre, ifølge BKK*. URL: <https://www.tv2.no/direkte/jpybz/siste-nytt/69d946bc2781c6058cfe9ab8/norgespriskunder-okte-stromforbruket-mer-enn-andre-ifolge-bkk> (sjekket 06.05.2026).
- Viddal Moen, Kristine Johanne, Synne Lefdal og Karen Byskov Lindberg (mai 2026). *Jo, Norgespris gir økt strømforbruk*. Innlegg i Dagens Næringsliv. URL: <https://www.dn.no/innlegg/norgespris/stromstotte/stromnettet/jo-norgespris-gir-okt-stromforbruk/2-1-1985936>.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2. utg. Cambridge, MA: MIT Press.
- Aadland, Camilla (2010). *Stram kraftsituasjon på Vestlandet*. URL: <https://www.tu.no/artikler/stram-kraftsituasjon-pa-vestlandet/240533> (sjekket 13.05.2026).

# Appendiks

## A Appendiks for bakgrunn

### A.1 Tidslinje for regjeringens strømtiltak

| Dato      | Endring / Tiltak                                                                                                                                  |
|-----------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Des. 2021 | <b>Strømstønadsordningen innføres.</b> Staten dekker 55 % over 70 øre/kWh (ekskl. MVA). Utbetalingen baseres på månedlig gjennomsnittlig spotpris |
| Jan. 2022 | Kompensasjonsgraden økes til 80 %.                                                                                                                |
| Sep. 2022 | Kompensasjonsgraden økes til 90 % for månedssnitt over 70 øre.                                                                                    |
| Apr. 2023 | Kompensasjonsgraden settes ned til 80 % med samme terskelverdi.                                                                                   |
| Jun. 2023 | Kompensasjonsgraden økes tilbake til 90 % med samme terskelverdi.                                                                                 |
| Sep. 2023 | <b>Omlegging til time-for-time-støtte.</b> Støtten beregnes nå basert på spotpris i den aktuelle timen.                                           |
| Jan. 2024 | Terskelverdien prisjusteres til 73 øre/kWh.                                                                                                       |
| Jan. 2025 | Terskelverdien prisjusteres til 75 øre/kWh.                                                                                                       |
| Okt. 2025 | <b>Norgespris lanseres.</b> Valgfritt alternativ med fastpris på 40 øre/kWh (ekskl. MVA) (NVE 2025a).                                             |
| Jan. 2026 | Terskelverdien på strømstøtte prisjusteres til 77 øre/kWh.                                                                                        |

**Tabell A.1:** Kronologisk oversikt over de viktigste endringene i statens strømtiltak.  
Kilde: Regjeringen (2025).

## A.2 Statistiske beregninger for kapasitet i strømnettet

Den maksimale tillatte strømmen gjennom en luftledning følger en stasjonær varmebalanse formalisert i IEEE-standarden 738 (IEEE 2013):

$$I_{\max} = \sqrt{\frac{q_c(V_w, T_a) + q_r(T_c, T_a) - q_s}{R(T_c)}} \quad (\text{A.1})$$

der  $q_c$  er konvektivt varmetap (avhengig av vindhastighet  $V_w$  og lufttemperatur  $T_a$ ),  $q_r$  er strålingstap,  $q_s$  er solinnstråling, og  $R(T_c)$  er den temperaturavhengige resistansen ved maksimal tillatt ledertemperatur  $T_c$ . Den fysiske overføringskapasiteten på enhver kraftlinje er dermed en eksplisitt funksjon av lokale værforhold.

Det konvektive varmetapet er i dagens kraftnett basert på statistiske beregninger, hvor vindhastigheten settes til å være tilnærmet 0 m/s og temperaturen høyere enn hva som er realistisk. Dette gjør at kapasitetsanslaget er svært konservativt i forhold til hva den faktiske kapasiteten på den gitte strømlinjen kan være.

## A.3 Prisstrukturer og fastpriskontrakter i det norske kraftmarkedet

Dette appendikset gir en utfyllende oversikt over sluttpriskomponenter for ulike forbrukerkategorier i det norske kraftmarkedet, og en teknisk redegjørelse for mekanismen bak langsiktige fastpriskontrakter (PPA) og differansekontrakter (CfD) som er omtalt i seksjon 2.5.5.

Tabell A.2 viser en komparativ oversikt over prisstrukturer og rammebetingelser for alle de sentrale forbrukerkategoriene i det norske kraftmarkedet.

**Tabell A.2:** Fullstendig oversikt over prisstrukturer og rammebetingelser for ulike forbrukerkategorier.

| Forbruker                        | Sluttpris-mekanisme <sup>1</sup>     | Nettleie | Strømpåslag | Elavgift               |
|----------------------------------|--------------------------------------|----------|-------------|------------------------|
| Husholdninger                    | Spotpris eller fastpris <sup>2</sup> | Ja       | Ja          | Ja                     |
| Fritidsboliger                   | Spotpris eller fastpris <sup>3</sup> | Ja       | Ja          | Ja                     |
| Små og mellomstore næringskunder | Spotpris / fastpris                  | Ja       | Ja          | Ofte redusert          |
| Store næringskunder              | Spotpris / fastpris / sikring        | Ja       | Forhandlet  | Ofte redusert          |
| Kraftkrevende industri           | Langsiktig fastpris (PPA)            | Ja       | Nei         | Svært lav eller fritak |
| Offentlig sektor                 | Spotpris / rammeavtale / fastpris    | Ja       | Forhandlet  | Variabel               |
| Datasentre                       | Langsiktig fastpris (PPA)            | Ja       | Forhandlet  | Redusert               |

<sup>1</sup> MVA påløper for alle forbrukere. Det er MVA-fritak i NO4. <sup>2</sup> Husholdninger kan velge mellom strømtøtte eller Norgespris, begge med et tak på 5000 kWh per måned. Husholdninger kan også tegne andre fastprisavtaler med strømleverandører over en lengre periode. <sup>3</sup> Norgespris gjelder inntil 1000 kWh. Ingen strømtøtte.

### Power Purchase Agreements (PPA) og differansekontrakter (CfD)

Industribedrifter med stort kraftbehov og datasentre inngår typisk PPA-er med kraftprodusentene for å sikre forutsigbarhet overfor varierende strømpriser (Statkraft 2024). I praksis fungerer mange PPA-er som finansielle differansekontrakter, der det løpende oppgjøret mellom partene avhenger av differansen mellom avtalt kontraktspris og faktisk spotpris. Denne strukturen bygger på mekanismen for differansekontrakter (CfD).

En CfD er et finansielt derivat der to parter avtaler å utveksle differansen mellom en forhåndsdefinert innløsningspris og den faktiske spotprisen over en gitt periode (Schlecht mfl. 2024). Rent finansielt avregnes kontrakten mot kraftbørsenes spotpris og innebærer ikke fysisk levering av kraft. Den fysiske handelen på kraftbørsen skjer uavhengig av CfD-en, slik at den fysiske kraftallokeringen i spotmarkedet ikke blir påvirket. Innføringen av slike kontrakter drives i stor grad av markedsaktørenes risikoaversjon, der låsing av prisen skjermer partene mot prisvolatilitet uten å forstyrre den underliggende

markedsmekanismen. Industrielle PPA-er fungerer som finansielle differansekontrakter og påvirker dermed ikke prisdannelsen i spotmarkedet. Norgespris skiller seg fra disse ved å være en fysisk fastprisordning der spotprisen erstattes direkte i regningen, slik at det marginale prissignalet forsvinner (se seksjon 2.5.5). Selv om begge typer ordninger omfordeler prisrisiko, har de derfor fundamentalt forskjellige konsekvenser for markedet.

For næringskunder med langsiktige fastpriskontrakter eller PPA-avtaler er den kortsiktige eksponeringen mot spotmarkedet begrenset. Kontraktsprisene forankres typisk i forventet spotpris på avtaletidspunktet (Statkraft 2024), noe som innebærer at endringer i det forventede spotprisnivået over tid vil reflekteres i nye kontrakter når eksisterende avtaler fornyes. Bedrifter som ikke har PPA-dekning for hele sitt forbruk vil i tillegg være direkte eksponert mot spotmarkedet for den resterende andelen av forbruket sitt.



## B Appendiks for litteratur

### B.1 Detaljert gjennomgang av relevante norske studier på priselastisitet

En sentral norsk studie er Halvorsen mfl. (2005), som estimerer priselastisiteten for norske husholdninger mellom 1993–1995 basert på årlige tverrsnittsdata fra SSB. Studien finner en elastisitet på  $-0,65$ , som er betydelig sterkere enn estimatene i nyere studier på times- og dagsnivå. Forskjellen tilskrives både den årlige tidsoppløsningen og at om lag 80 prosent av husholdningene i utvalget hadde tilgang til vedovn som alternativ varmekilde.

Bye og Hansen (2008) bruker timesdata for spotpriser fra perioden 2000 til 2004 og skiller mellom sommer- og vinterhalvår. De estimerer markedets samlede respons på en seks måneders horisont til  $-0,04$  om sommeren og  $-0,14$  om vinteren, målt mot *spotpris*. Studien viser dermed en klar sesongvariasjon som gjenspeiler oppvarmingens betydning for fleksibiliteten i strømforbruket.

Holstad og Pettersen (2011) benytter månedsdata for spotpris og forbruk i alminnelig forsyning fra 1996 til 2010. De finner en kortsiktig spotpriselastisitet på  $-0,05$ . Studien konkluderer med at elastisiteten synes å ha blitt lavere mot slutten av perioden, og peker på økt utbredelse av elektrisk oppvarming som årsak.

Hofmann og Lindberg (2019) undersøker prisresponsen i topplastforbruket i Oslo-området basert på timedata for perioden 2013 til 2017. Ved hjelp av en generell lineær modell estimerer de kortsiktige priselastisiteter og finner at forbruket er nesten helt uelastisk på de kaldeste dagene (under  $-10^{\circ}\text{C}$ ). Ved temperaturer mellom  $-10^{\circ}\text{C}$  og  $0^{\circ}\text{C}$  estimeres elastisiteter mellom  $-0,011$  og  $-0,075$ . Modellen estimeres med OLS uten å håndtere simultanitetsproblemet mellom pris og forbruk, og baserer seg på spotpris fremfor effektiv sluttbrukerpris. Datagrunnlaget dekker i tillegg en periode med vesentlig lavere og mer stabile priser enn de som har preget markedet etter strømpriskrisen i 2021 og 2022 (2.1). Dermed reflekterer det manglende utslaget av prisrespons i de kaldeste timene både husholdningenes faktiske atferd, og den begrensede prisvariasjonen i estimeringsperioden.

Langeland (2023) estimerer priselastisiteten i de norske prisområdene for perioden

2020–2022 ved hjelp av en panel-IV med førstedifferensiering (FD-2SLS). For regionene NO1, NO2 og NO5 estimeres elastisiteten til mellom  $-0,071$  og  $-0,101$ . En rullende vindusanalyse antyder en svak ikke-lineær sammenheng der elastisiteten varierer fra  $-0,047$  til  $-0,170$  avhengig av vindu. Studien er metodisk sårbar da instrumentene, norsk vindkraftproduksjon og nedstenginger av kraftverk, begge er innenlandske variabler som kan korrelere med samtidige etterspørselssjokk gjennom vær- eller forsyningskanaler. Studien bruker dessuten spotpris fremfor effektiv sluttbrukerpris og kontrollerer ikke eksplisitt for strømstøtteordningen, som forfatteren selv påpeker som en kilde til usikkerhet.

Frankmo (2023) estimerer priselastisiteten på dagsbasis for blant annet NO2 alene i perioden 2020–2022. Den foretrukne spesifikasjonen er en førstedifferensiert log-log-modell estimert med 2SLS, hvor temperatur og helligdagsdummy er kontrollvariabler. Som instrumenter testes nederlandsk gasspris (TTF), svensk vindkraftproduksjon i SE2 og SE3, innenlandsk norsk vindkraftproduksjon og tilsig til vannmagasiner. Sargan-testen forkaster eksogenitet i enhver spesifikasjon der norsk vindkraft inngår, mens kombinasjoner av nederlandsk gasspris og svensk vindkraft konsekvent består overidentifikasjonstesten. For NO2 estimeres elastisiteten til  $-0,065$ . Et kvadratledd og en periodedummy for tiden etter innføringen av strømstøtte gir ingen signifikant indikasjon på at elastisiteten varierer med prisenivå eller endrer seg etter desember 2021. Frankmos studie er den i litteraturen som metodisk ligger nærmest denne utredningens analyse, både i instrumentvalg og estimeringsstrategi. Den er likevel begrenset av at den anvender spotpris fremfor effektiv sluttbrukerpris, dagsdata fremfor timesdata, og kun inkluderer ukedager. Studien fanger derfor ikke timesresponsen som er sentral for vår problemstilling.

Idsø mfl. (2024) benytter daglige forbruksdata for samlet forbruk i Sør-Norge (NO1, NO2 og NO5) fra perioden 2013 til 2023, og estimerer priselastisiteter ved hjelp av en log-lineær OLS-modell. I hovedspesifikasjonen finner de en priselastisitet på  $-0,009$ . Ved oppdeling av datasettet etter temperatur- og prisintervaller finner de tre mønstre: ingen signifikant priselastisitet når temperaturen er under  $0^{\circ}\text{C}$  og spotprisen overstiger 150 øre/kWh; en elastisitet på  $-0,07$  i dager med høy pris og milde temperaturer; og elastisiteter mellom  $-0,006$  og  $-0,013$  ved lave priser. Studien konkluderer med at temperatur, ikke pris, er den primære driveren for forbruksvariasjon. Flere metodiske forhold begrenser sammenlignbarheten mellom funnene og utredningens problemstilling. Estimeringen er

blant annet basert på OLS uten korreksjon for simultanitet, og interaksjonsestimatene er betinget på den endogene spotprisvariabelen. Videre omfatter forbruksvariabelen alle forbrukertyper, inkludert næringsliv.

## C Appendiks for data

### C.1 Databehandling for vind- og NTC data

Dataene krevde noen tekniske bearbeidinger for å samordnes med de norske timeprisene. For det første blir ENTSO-E-dataene for Tyskland og Nederland returnert med 15-minutters oppløsning, mens britiske data fra NESO opererer med halvtimesoppløsning. Disse blir oppskalert til timeverdier ved å ta det aritmetiske gjennomsnittet per time (dataene kommer i MW, ikke MWh). For det andre utgis Week-Ahead NTC-verdiene kun én gang per dag. Dermed ble disse verdiene ble fylt fremover (*forward-fill*) for alle døgnets 24 timer.

### C.2 Databehandling for gass- og CO<sub>2</sub> data

For å sikre streng kausal identifikasjon er tidspunktet for instrumentet nøye tilpasset aktørenes informasjonsmengde. Auksjonen for dag  $t$  stenger kl. 12:00 CET på dag  $t - 1$ . Derfor benyttes *åpningsprisen* (Open) på dag  $t - 1$  som referanse. Dersom åpningsprisen mangler (f.eks. på grunn av helligdager eller helger), fylles den med *sluttkursen* (Close) fra forrige aktive handelsdag. På denne måten sikres det at kun *ex-ante* tilgjengelig informasjon inkluderes i modellen.

Prisobservasjonen fra  $t - 1$  forskyves deretter med én dag (til  $t$ ) og én time, og verdiene fylles fremover for å konstruere en flat trinnfunksjon for alle timer gjennom hele leveringsdøgnet. Dette gjenspeiler at budene er basert på én enkelt, statisk priskomponent for termisk brensel under auksjonen.

### C.3 Databehandling for værdata

Værdataene ble lastet ned i månedlige bolker i NetCDF-format. Variablene for solinnstråling (SSRD) og snøfall (SWE) leveres som akkumulerte verdier fra API-et. Solinnstråling ble først konvertert fra Joule/m<sup>2</sup> til kWh/m<sup>2</sup>, før begge variablene ble deakkumulert ved å beregne differansen fra foregående time.

Fordi deakkumuleringen bryter tidsserien ved overgangen mellom de månedlige datafilene,

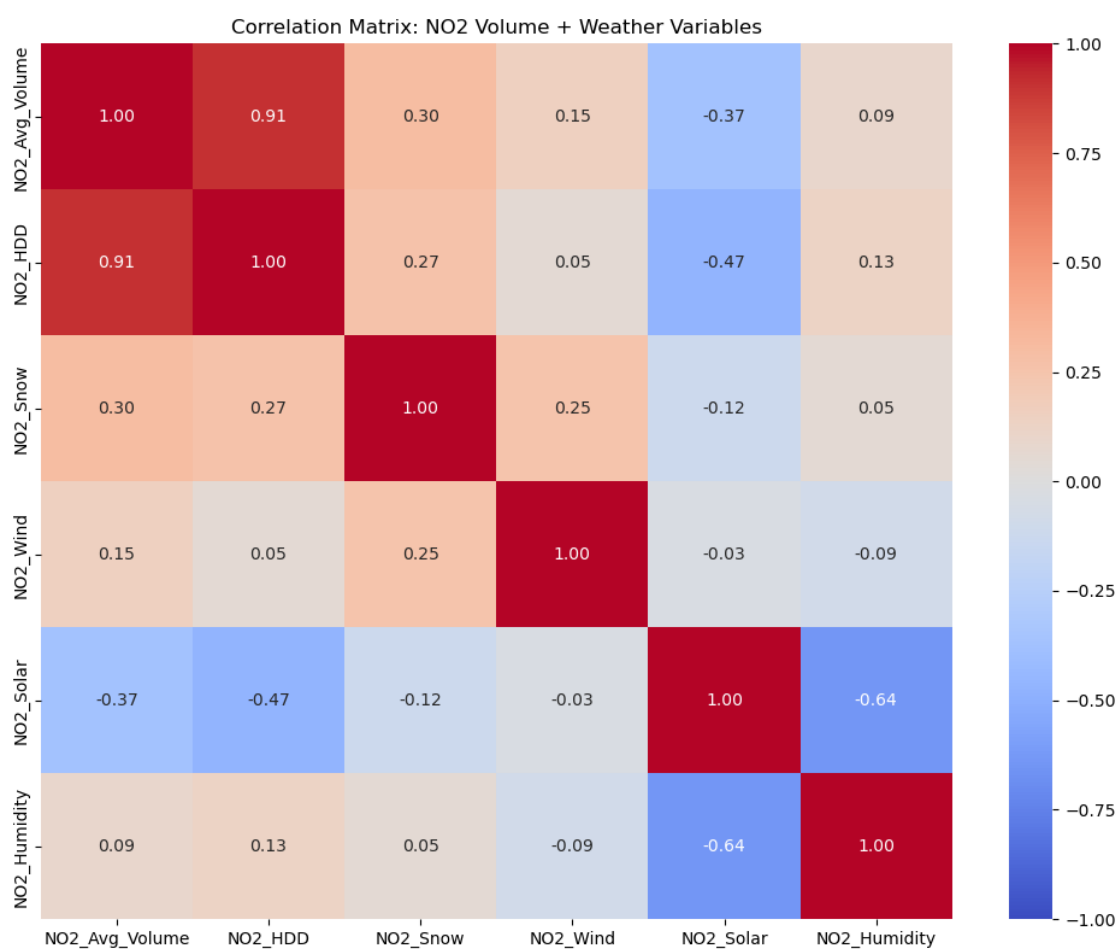
oppstod det manglende verdier (NaN) i den første timen av hver måned. Siden strømpris- og forbruksdataene er formatert med sluttid for timen, og de manglende observasjonene utelukkende inntraff i timer med minimal solinnstråling og endring i vær (midnatt natt til den 1. i måneden), ble disse verdiene imputert ved å fylle bakover (*backward-fill*) fra den påfølgende timen.

## D Appendiks for metode

### D.1 Korrelasjonstabeller mellom strømforbruk og kontrollvariabler for vær

Korrelasjonstabellen inneholder følgende verdier:

- (1) Aggregert strømforbruk. (2) Temperatur. (3) Snøfall. (4) Vind.  
(5) Solinnstråling som treffer bakken. (6) Luftfuktighet.

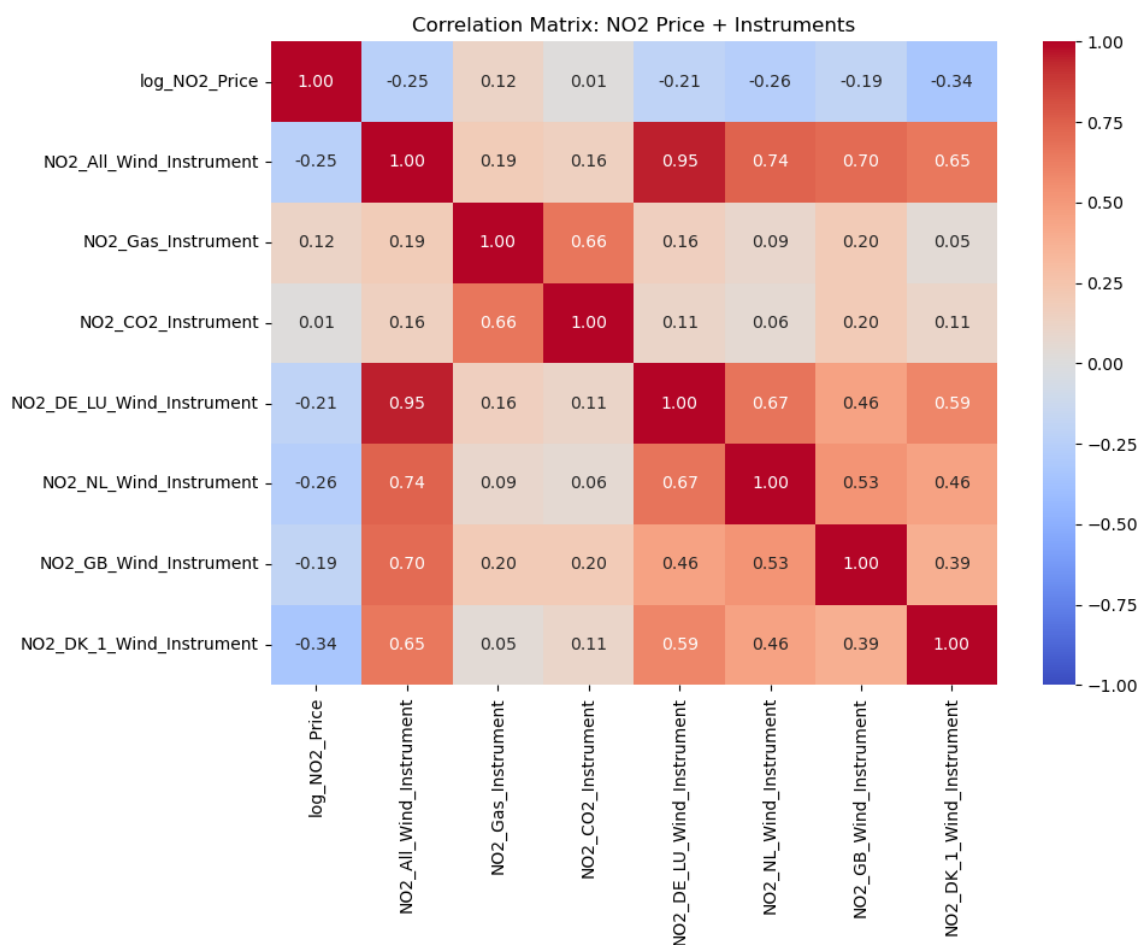


**Figur D.1:** Korrelasjonsmatrise mellom strømforbruk i NO2 og værkontroller

## D.2 Korrelasjonstabell mellom instrumenter og pris i NO2

Korrelasjonstabellen inneholder følgende verdier:

- (1) Spotprisen i den gitte prissonen. (2) Aggregert vind. (3) Gasspriser. (4) CO2-priser.
- (5) Vindproduksjon i Tyskland. (6) Vindproduksjon i Nederland.
- (7) Vindproduksjon i Storbritannia. (8) Vindproduksjon i Danmark.

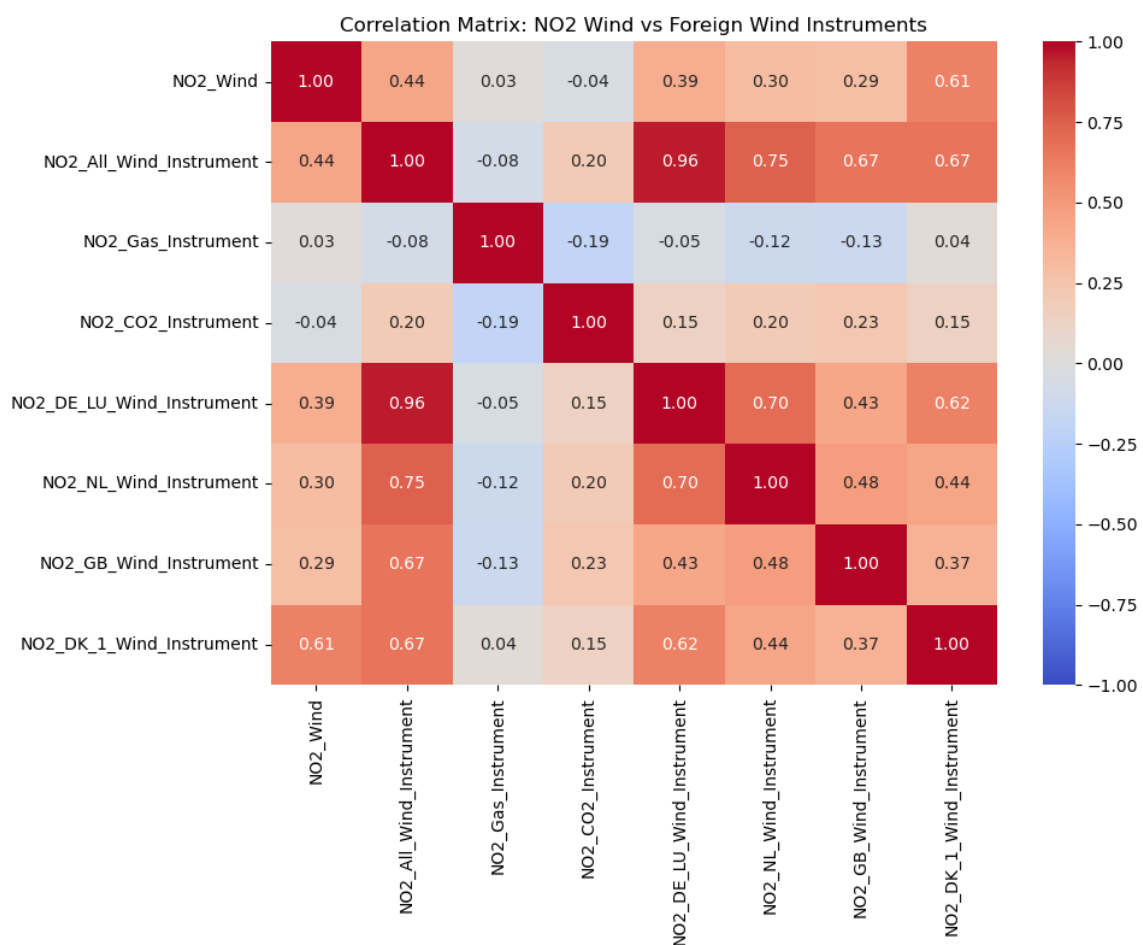


**Figur D.2:** Korrelasjonsmatrise mellom NO2 og ulike potensielle instrumenter

## D.3 Korrelasjonstabeller mellom instrumenter og kontrollvariabel for vind

Korrelasjonstabellen inneholder følgende verdier:

- (1) Kontrollvariabelen for vind i den gitte prissonen. (2) Aggegert vind. (3) Gasspriser.
- (4) CO<sub>2</sub>-priser. (5) Vindproduksjon i Tyskland. (6) Vindproduksjon i Nederland.
- (7) Vindproduksjon i Storbritannia. (8) Vindproduksjon i Danmark.



**Figur D.3:** Korrelasjonsmatrise mellom kontrollvariabel for vind NO<sub>2</sub> og ulike potensielle instrumenter



## E Appendiks for analyse

### E.1 Enkel OLS regresjon

**Tabell E.1:** OLS-regresjon *Forbruk Pris + Kontroller*

| Modell                 | OLS                         |
|------------------------|-----------------------------|
| $\ln(\text{Pris})$     | $-0,0583^{***}$<br>(0,0020) |
| $p$ -verdi             | 0,0000                      |
| 95% Konfidensintervall | $[-0,0621, -0,0545]$        |
| Adjusted $R^2$         | 0,9792                      |
| F-stat                 | 4236,9059                   |
| Observasjoner          | 18 262                      |

Standardfeil i parenteser. Signifikansnivåer: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Avhengig variabel er strømforbruk (log-transformert)

### E.2 Redusert form

**Tabell E.2:** Redusert form: IV-regresjon i redusert form *Forbruk Instrument + Kontroller*

| Modell            | (1) Vind                   | (2) Gass              | (3) CO2                     |
|-------------------|----------------------------|-----------------------|-----------------------------|
| Vind $\times$ NTC | $0,0417^{***}$<br>(0,0083) |                       |                             |
| Gass $\times$ NTC |                            | $-0,5153$<br>(1,6970) |                             |
| CO2 $\times$ NTC  |                            |                       | $-4.3948^{***}$<br>(1,4996) |
| $p$ -verdi        | 0,0000                     | 0,7614                | 0,0034                      |
| Adjusted $R^2$    | 0,9787                     | 0,9784                | 0,9787                      |
| Observasjoner     | 18 262                     | 18 262                | 18 262                      |

Standardfeil i parenteser. Signifikansnivåer: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Avhengig variabel er strømforbruk blant husholdninger (log-transformert) .

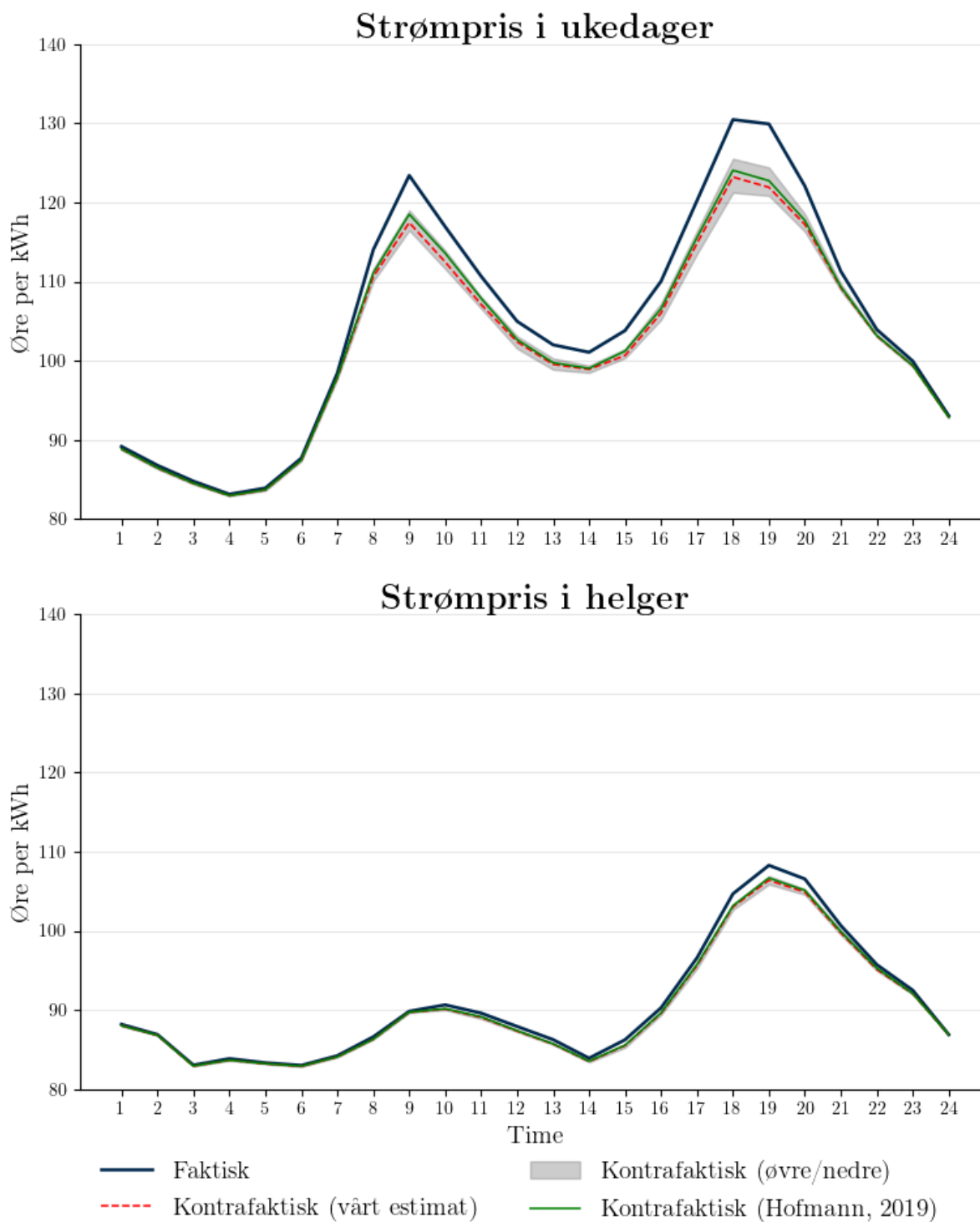
## E.3 Deskriptiv statistikk for simulert merforbruk

**Tabell E.3:** Deskriptiv statistikk for simulert merforbruk ( $\Delta Q$ ) i NO2 (Prosent av faktisk forbruk)

| Statistikk                                          | Estimat     |
|-----------------------------------------------------|-------------|
| Gjennomsnitt                                        | 1,64        |
| Median (50. prosentil)                              | 1,78        |
| Nedre kvartil (25. prosentil)                       | 1,52        |
| Øvre kvartil (75. prosentil)                        | 2,03        |
| Minimumsverdi                                       | -3,03       |
| Maksimumsverdi                                      | 2,81        |
| Antall observasjoner med negativ $\Delta Q$ (timer) | 173         |
| <b>Totalt antall observasjoner (timer)</b>          | <b>4128</b> |

*Merknad:* Gjennomsnittsverdien skiller seg fra Tabell 6.4 fordi denne tabellen bruker et uvektet snitt for hver time. Tabell 6.4 finner gjennomsnittlig andel ved å dele total estimert  $\Delta Q$  på total faktisk forbruk i hele analyseperioden, og er dermed et bedre anslag på gjennomsnittlig merforbruk.

## E.4 Visuell fremstilling av kontrafaktisk forbruk med temperaturdifferensiert elastisitet



**Figur E.1:** Figur 6.2 tillegg estimert kontrafaktisk spotpris med temperaturdifferensiert elastisitet som beskrevet i 5.4.

## F Appendiks for diskusjon

### F.1 Heterogen elastisitet og uforenlighet med IV-rammeverket

Den uniforme elastisiteten i hovedspesifikasjonen er en bevisst forenkling. Selv om litteraturen tilsier at husholdningers elastisitet varierer med både prisenivå og temperatur (Hofmann og Lindberg 2019; Idsø mfl. 2024), er slik heterogenitet vanskelig å identifisere innenfor 2SLS uten å bryte med rammeverkets forutsetninger. Fire kandidatløsninger ble vurdert og forkastet:

#### Inndeling av utvalget på pris

Deling av utvalget etter pris medfører seleksjonsbias fordi det betinges på den endogene variabelen  $P_t$ . Høyprisutvalget vil dermed korrelere med positive etterspørselssjokk i feilledet ( $\varepsilon_t$ ), noe som gir inkonsistente estimater. I tillegg svekkes instrumentet markant; siden lav utenlandsk vindkraft er en hoveddriver for høye priser i NO<sub>2</sub>, vil et rent høyprisutvalg fjerne for mye av instrumentvariasjonen og kollapse KP F-statistikken.

#### Inndeling av utvalget på temperatur

Direkte oppdeling på temperatur reiser problemer med kollinearitet og brutte restriksjoner. Siden kalde timer er konsentrert i vintermånedene, må sommermåned-dummyene fjernes på grunn av perfekt kollinearitet, noe som hindrer modellen i å absorbere langsomme makrosvingninger og reintroduserer makrokanaler som korrelerer med gass- og CO<sub>2</sub>-instrumentene. Videre er vær i NO<sub>2</sub> korrelert med kontinentet (Grams mfl. 2017). Temperaturrestriksjoner forskyver dermed instrumentets betingede fordeling bort fra ortogonalitet til  $\varepsilon_t$ , samtidig som værkontrollene taper sin korrigerende effekt grunnet kraftig redusert variasjon.

#### Restriksjon til oppvarmingssesongen

En avgrensning til vintermånedene (oktober til mars) unngår den perfekte kollineariteten, men reduserer antall måned-år-dummies fra 25 til 12. Dette svekker modellens evne til å absorbere langsomme makrosvingninger betraktelig. Avgrensningsperioden konsentrerer

dessuten datagrunnlaget til de månedene der eksklusjonsrestriksjonen er mest belastet, ettersom nordsjøværsystemene er sterkt synkroniserte om vinteren (Grams mfl. 2017), samtidig som temperaturkontrollene mister identifiserende variasjon fordi nesten alle observasjoner har positiv HDD.

### Interaksjon mellom pris og temperatur

En lineær interaksjon ( $\ln(P_t) \times \text{HDD}_t$ ), instrumentert med  $Z_t \times \text{HDD}_t$ , er teknisk gjennomførbar, men lar elastisiteten variere utelukkende med temperatur og overser selve prisnivåeffekten. Det å fange opp at rigiditeten slår ut når både pris og oppvarmingsbehov er høye samtidig (Hofmann og Lindberg 2019; Idsø mfl. 2024), krever ikke-lineære ledd som  $\ln(P_t)^2$  eller prisdummiene (f.eks.  $D_t^{\text{Over X}}$ ). Disse er mekanisk endogene og krever egne instrumenter, men empirisk kollapser F-statistikken fordi vindinstrumentet mangler en sterk, uavhengig og ikke-lineær førstestegsrelasjon.

## F.2 DiD estimering av forbruksendringer på husholdningsdata

Et sentralt spørsmål for problemstillingen vår er hvorvidt innføringen av Norgespris har medført endringer i husholdningenes strømforbruk. Tilgang til individuelle forbruksdata på målepunktnivå fra Elhub ville gjort det mulig å estimere en slik effekt direkte. Ettersom disse dataene er underlagt personvernsrestriksjoner og ikke har vært tilgjengelige for denne studien, presenterer vi i det følgende en beskrivelse av hvordan en slik analyse hadde vært gjennomført, samt hvordan funnene potensielt hadde styrket konklusjonen vår.

### Identifikasjonsstrategi

En naturlig tilnærming ville vært en *difference-in-differences*-estimering (DiD), der man utnytter at innføringen av Norgespris den 1. oktober 2025 skapte eksogen variasjon i hvilken prisordning ulike husholdninger stod overfor. Behandlingsgruppen består av husholdninger som valgte Norgespris, mens kontrollgruppen består av husholdninger som forble på spotprisavtale i hele perioden etter innføringen av Norgespris. Disse husholdningene har da hatt strømstøtte i hele perioden.

For å oppnå et rent identifisert utvalg ville vi i databehandlingen ekskludert alle

målepunkter som tegnet Norgespris (NP) etter 1. oktober 2025, slik at behandlingsgruppen utelukkende består av husholdninger som valgte ordningen fra oppstartsdatoen. Utvalget  $\mathcal{S}$  defineres formelt som:

$$\mathcal{S} = \{i : NP_i = 0 \forall t\} \cup \{i : NP_i = 1 \text{ og } t_{NP,i} = 1. \text{ oktober } 2025\} \quad (\text{F.1})$$

Denne seleksjonen gir en tydelig og tolkbar behandlingsdato, og gjør det mulig å aggregere forbruksdata til månedlig nivå. Målepunkter som har skiftet eier i analyseperioden ville blitt fjernet fra utvalget, da eierskifte kan introdusere diskontinuiteter i forbruksmønsteret som ikke skyldes prisordningen.

## Modellspesifisering

Basismodellen for estimeringen er en standard DiD-spesifikasjon:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 NP_i + \beta_2 Etter_t + \delta(NP_i \times Etter_t) + \varepsilon_{it} \quad (\text{F.2})$$

der  $Y_{it}$  er månedlig strømforbruk (kWh) for målepunkt  $i$  i periode  $t$ ,  $NP_i$  er en indikator for om husholdningen har valgt Norgespris,  $Post_t$  er en indikator for perioden etter 1. oktober 2025. Koeffisienten av interesse er  $\delta$ , som fanger opp den *differensielle* endringen i forbruk for behandlingsgruppen relativt til kontrollgruppen etter innføringen av Norgespris.

For å styrke identifikasjonen ville vi benyttet forbruksdata fra flere år før oktober 2025, slik at parallell-trend-antakelsen kan testes og valideres empirisk i pre-perioden.

## Utvidede spesifikasjoner

Basismodellen i likning (F.2) forutsetter at behandlingseffekten er homogen over tid og på tvers av målepunkter. En mer fleksibel spesifikasjon med individ- og tidsfaste effekter ville kontrollert for tidsinvariante uobserverte egenskaper ved hvert målepunkt:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \delta(NP_i \times Etter_t) + \varepsilon_{it} \quad (\text{F.3})$$

Videre ville en mer fullstendig modell inkludert alle husholdninger som tegnet Norgespris

på et vilkårlig tidspunkt etter 1. oktober, der tidspunktet for innmelding brukes som en individuell behandlingsdato.

### **Tolkning og relevans for utredningens konklusjon**

Et positivt og statistisk signifikant  $\hat{\delta}$  ville indikert at husholdninger med Norgespris økte forbruket sitt relativt til kontrollgruppen etter ordningens innføring, hvilket er konsistent med hypotesen om at faste priser svekker insentivene til forbrukstilpasning. Et slikt funn ville styrket konklusjonen om at Norgespris påvirker forbrukeradferden i retning av høyere etterspørsel, og dermed underbygget den teoretiske mekanismen drøftet i kapittel 3.2. Det er imidlertid viktig å understreke at analysen kun ville dekket de første månedene av ordningen, og at en eventuell effekt kan tenkes å endre seg over tid når husholdningene tilpasser seg den nye prisstrukturen.