

Kristin Hartmann Meland

Sammenheng mellom strømpriser og luftforurensning

En analyse av effekten av strømpriser på nitrogenoksidutslipp

Bacheloroppgave i Samfunnsøkonomi

Veileder: Fredrik Carlsen

Mai 2024

Kristin Hartmann Meland

Sammenheng mellom strømpriser og luftforurensning

En analyse av effekten av strømpriser på nitrogenoksidutslipp

Bacheloroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Fredrik Carlsen
Mai 2024

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Følgende studie er mitt avsluttende arbeid på en bachelorgrad ved institutt for samfunnsøkonomi ved Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet. Jeg ønsker å uttrykke takknemlighet overfor veilederen min, Fredrik Carlsen, for hans gode råd, nøye lesning av førsteutkast og tålmodighet gjennom skriveprosessen. Jeg vil også takke min far for hans veloverveide tilbakemeldinger og nye perspektiver. Det fullførte arbeidet ville ikke vært mulig uten deres bidrag.

Mai 2024

Kristin Hartmann Meland

Sammendrag

Formålet med denne studien er å belyse sammenhengen mellom strømpriser og luftforurensning, med fokus på vedfyring. I Norge brukes vedfyring som substitutt for elektrisitet, og fordi vedfyring bidrar til luftforurensning, kan økte strømpriser føre til økt luftforurensning. For å besvare problemstillingen ble en økonometrisk analyse utført ved hjelp av minste kvadraters metode, hvor hensikten var å undersøke sammenhengen mellom strømpriser på Østlandet vintrene 2018 til 2023 og utslipp av nitrogenoksid. Nitrogenoksid fungerer som en proxyvariabel for vedfyring og luftforurensning. Analysen finner at det er en statistisk signifikant, temperaturkorrigert sammenheng mellom strømpriser og luftforurensning for det undersøkte geografiske området: En økning i strømpris på 1 prosent forventes å øke nitrogenoksidutslipp mellom 0.068 og 0.099 prosent. Fordi luftforurensning har helse- og miljøkonsekvenser, kan funnene i denne studien ha implikasjoner for politiske tiltak rettet mot å bedre luftkvalitet. Studien bidrar også til å utforske kunnskapsgapet mellom luftforurensning og strømforbruk under nordiske klima- og energiforhold. Imidlertid står studien ovenfor noen begrensninger, da flere antakelser som må ligge til grunn for at resultatene skal være gyldige ikke overholdes i det gitte datasettet, samt utfordringer knyttet til valg av nitrogenoksid som proxyvariabel for vedfyring. Resultatene må derfor sees i lys av disse begrensningene.

Innholdsfortegnelse

1 – INNLEDNING	1
2 – TEORI	3
2.1 Vedfyring	3
2.1.1 Trender for vedfyring i Norge	3
2.1.2 Konsekvenser av vedfyring	4
2.2 Nitrogenoksider (NO _x)	5
2.2.1 Trender for NO _x -utslipp	5
2.3 Strømpriser	6
2.4 Sammenheng mellom vedfyring, strømpriser og luftforurensing i litteraturen	8
3 – METODE	11
3.1 Minste kvadraters metode	11
3.1.1 OLS-antakelser	12
3.1.2 Modellens determinasjonskoeffisient	15
3.2 Hypotesetesting	16
4 – DATA	18
4.1 Valg av tidsperiode og lokasjon	18
4.2 Variabler	19
4.3 Beskrivende statistikk	24
4.3.1 Korrelasjon	27
5 – REGRESJONSANALYSE	30
5.1 Modellene	30
5.1.1 Modell 1 – Årsvariabler inkludert	32
5.1.2 Modell 2 – Elbil inkludert	35
5.2 Gjennomgang av OLS-antakelsene	37
6 – RESULTATER, DISKUSJON OG KRITIKK	46
6.1 Resultater og diskusjon	46
6.2 Noe kritikk av studien	48
7 – KONKLUSJON	50
8 – LITTERATURLISTE	51
APPENDIKS	55
Appendiks A – Konsekvenser av vedfyring	55
Appendiks B – Alternativ regresjonsmodell: Strømstøtte ekskludert fra spotpris på strøm	56
Appendiks C – Test av homoskedastisitet	58
Appendiks D – Kartutsnitt over Bekkestua	59

1 – INNLEDNING

Vedfyring brukes til hygge og oppvarming, men bidrar også til luftforurensning med konsekvenser for helse og miljø (Folkehelseinstituttet, 2023; Miljødirektoratet, 2022a). Norge har forpliktet seg til å redusere luftforurensning gjennom internasjonale miljøavtaler, og det bør derfor være av interesse for beslutningstakere å belyse mekanismer som kan føre til redusert luftforurensning (NOU 2007: 8).

I Norge er elektrisitet hovedenergikilden blant husholdninger (Statistisk sentralbyrå, 2023b). Fordi norsk elektrisitetsproduksjon er tilnærmet hundre prosent fornybar, fører bruk av elektrisitet til mindre luftforurensning enn alternative energikilder som olje, gass og ved (Hansen & Moe, 2022). Dersom økte strømpriser skulle føre til en substitusjon vekk fra strøm og over på andre energikilder, kan det medføre økt luftforurensning. Tidligere litteratur viser nettopp at etterspørselen etter strøm er priselastisk, men at elastisiteten er svært begrenset (Hofman & Lindberg, 2019; Øyan, 2010).

Vedfyring i Norge brukes som substitutt på kalde dager hvor elektrisitetsforbruket og strømprisene er på sitt høyeste (Røhnebæk, 2021; Skreiberg, 2023). Både etterspørselen etter ved og elektrisk strøm stiger på kalde dager fordi oppvarmingsbehovet blant husholdninger øker (Haakonsen & Kvingedal, 2001; Hofman & Lindberg, 2019; Øyan, 2010). Når etterspørselen etter elektrisitet stiger, stiger også prisen. Likevel finnes det andre årsaker enn temperatur som kan føre til endringer i strømpris. Sommeren og høsten 2021 begynte prisen på strøm å øke grunnet økt eksport av norsk kraft til Europa og lite vann i vannmagasinene i Sør-Norge (Energifakta Norge, 2024). I samme periode økte også konsum av ved blant norske husholdninger (Statistisk sentralbyrå, 2023a). Om økte strømpriser, korrigert for svingninger i temperatur, fører til mer vedfyring, vil det kunne finnes en sammenheng mellom økte strømpriser og luftforurensning i norske byer som ikke skyldes kaldere temperaturer. Likevel er det lite litteratur som undersøker sammenhengen mellom strømpriser og luftforurensning under nordiske energi- og klimaforhold. Denne studien forsøker å belyse og tette dette kunnskapsgapet gjennom å besvare problemstillingen:

«Har strømpriser en positiv effekt på nitrogenoksidutslipp?»

Nitrogenoksidutslipp er en av luftforurensningsgassene som slippes ut ved fyring av ved, og fungerer i denne studien som en proxyvariabel for vedfyring (Haakonsen & Kvingedal, 2001; Mack et al., 2019; Solli et al., 2009). For å besvare problemstillingen, ser oppgaven på sammenhengen mellom nitrogenoksidutslipp og strømpriser i et begrenset område på Østlandet vintrene 2018 til 2023. De økte strømprisene som inntraff Norge i 2021 gjør dette området og tidsperioden interessant å studere.

Noen antakelser legges til grunn for studien. Det antas at deler av husholdningene i det geografiske området som undersøkes fyrer med ved. Det antas også at individene i det aktuelle området er rasjonelle og fullt informerte individer, som følger med på strømprisene og tilpasser forbruket deretter.

Opgaven begynner med å introdusere teorier og statistikk om vedfyring, nitrogenoksidutslipp og strømpriser i Norge. Teorien belyser at det eksisterer noe priselastisitet for etterspørselen etter strøm, samt at vedfyring fører til utslipp av nitrogenoksider. For å vurdere om det er en årsakssammenheng mellom strømpriser og luftforurensing, brukes minste kvadraters metode til å danne en multippel lineær regresjonsmodell. Forklaring av minste kvadraters metode og antakelsene for at metoden skal være gyldig gjennomgås i del tre. I del fire blir dataen i oppgaven beskrevet, og valg av data begrunnet. De to modellene som skal undersøkes videre i analysen blir også introdusert. I del fem gjennomføres en regresjonsanalyse for å undersøke om det er årsakssammenheng mellom strømpriser og målte nitrogenoksidkonsentrasjoner. Her gjennomføres det også tester for å undersøke om antakelsene beskrevet i del tre, holder. Betydningen av resultatene blir diskutert og gjennomgått i del seks. Til slutt belyses studiens begrensninger og områder som må undersøkes i videre arbeid, og antakelsene gjort i innledningen blir noe kritisert.

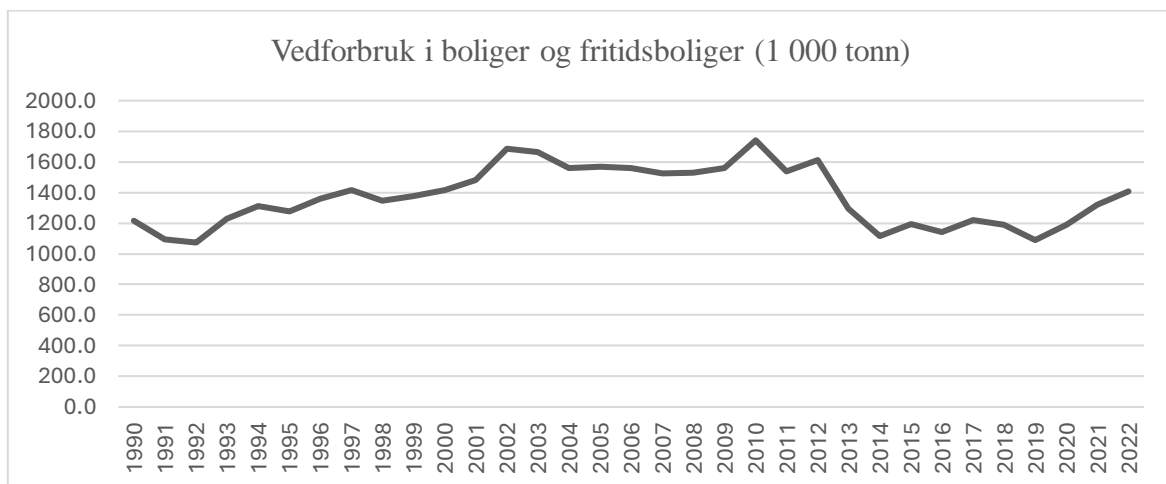
2 – TEORI

Teoridelen er firedelt, og omhandler først vedfyring. Mulige årsaker til svingninger i vedforbruket, samt konsekvenser av vedfyring gjennomgås. Deretter introduseres nitrogenoksider (NO_x), som i denne oppgaven brukes som en proxyvariabel for vedfyring, og mulige årsaker til endring i NO_x-utslipp belyses. Mulige årsaker til svingninger i strømpriser undersøkes også, før det til slutt belyses hvilke sammenhenger tidligere litteratur finner mellom strømpriser, vedfyring og luftforurensing.

2.1 Vedfyring

2.1.1 Trender for vedfyring i Norge

I 2018 stod vedfyring for omtrent 12 prosent av energiforbruket blant norske husholdninger, og var en viktig supplementær kilde til elektrisitet når det er kaldt ute (Statistisk sentralbyrå, 2023b; Røhnebæk, 2021). Rundt halvparten av norske husholdninger oppgir å fyre med ved i boligene sine (Aasestad, 2018).



Figur 1 Vedforbruk i boliger og fritidsboliger fra 1990-2022. Ved målt i 1 000 tonn. Data fra «09702: Energibalansen. Vedforbruk i boliger og fritidsboliger 1990-2022» av Statistisk sentralbyrå, 2023a, (<https://www.ssb.no/statbank/table/09702>).

Figur 1 illustrerer forbruket av ved i boliger og fritidsboliger i perioden 1990-2022. Av figur 1 observeres det at det fra 2012 til 2019 har vært en nedgang i vedforbruk på omtrent 33

prosent. Nedgangen kan blant annet forklares av at det har vært mildere høst, vår og vintre enn normalt i samme periode – dette fordi temperatursvingninger er hovedårsak til variasjoner i vedforbruket (Røhnebak, 2021). Det kan også være andre faktorer enn temperatur som spiller inn på vedforbruket, slik som forbrenningsmetode og oppvarmingsbehov. Utskifting av gamle vedovner og bedre isolerte hus kan ha redusert konsumet av ved blant norske husholdninger.

Av figur 1 observeres det videre at etterspørselen etter ved fikk et oppsving i perioden 2020 til 2022 (Statistisk sentralbyrå, 2023a). Økningen i vedforbruk finner sted i samme periode som koronapandemien og strømkrisen inntraff. Koronapandemien kan ha påvirket energiforbruket blant norske husholdninger – både *hvor mye energi* og *hvilke energikilder* som ble konsumert (Buechler et al., 2022). Videre kan strømkrisen i Europa ha påvirket etterspørselen etter ved, noe som kan ha bidratt til økte vedpriser i samme periode (Bergvall, 2022). At det statistisk er økt vedkonsum i samme periode som strømpriser økte betraktelig gjør at det er plausibelt i denne oppgaven å undersøke om økte strømpriser fører til økt vedfyring.

2.1.2 Konsekvenser av vedfyring

Ved vedfyring frigis blant annet gassene karbondioksid (CO₂), metan (CH₄), lystgass (N₂O), nitrogenoksider (NO_x) og karbonmonoksid (CO), som alle har konsekvenser for miljø, luftforurensing og helse. I tillegg blir svevestøv med diameter på 2.5 og 10 mikrometer frigitt under forbrenningsprosessen (PM_{2.5} og PM₁₀), samt flere tungmetaller (Miljødirektoratet & Folkehelseinstituttet, 2017; Solli et al., 2009). Hvor mye som frigis av de ulike gassene, partiklene og tungmetallene avhenger av brukeradferd og type vedovn (Mack et al., 2019). Riktig opptenningsmetode bidrar til å minimere utslipp av skadelige stoffer, samt om veden brennes i en ny ovn fremfor en gammel ovn (Folkehelseinstituttet, 2023). For mer detaljerte konsekvenser av vedfyring, se Appendiks A.

Selv om det eksisterer statistikk for nordmenns konsum av ved fra år til år, eksisterer det lite data på hvordan vedfyring varierer fra dag til dag. Likevel eksisterer det en del data for konsentrasjon av luftforurensing, deriblant gassen NO_x. Under forbrenningsprosessen av ved er NO_x en av gassene hvor utslippsmengde ikke avhenger mye av brukeradferd, samt at NO_x er blant gassene med lavest endring i utslipp fra ny til gammel vedovn (Mack et al., 2019;

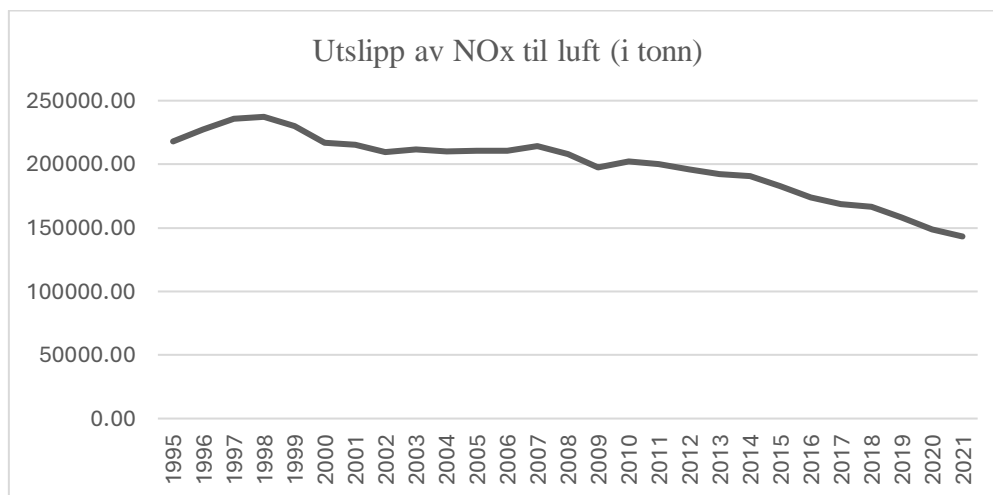
Solli et al., 2009; Skreiberg et al., 2023). Fordi NO_x-konsentrasjon måles daglig, og NO_x-gass forekommer ved forbrenning av ved uavhengig av forbrenningsmetode, er NO_x-konsentrasjon en proxyvariabel for vedfyring i denne oppgaven. Om det er en god proxyvariabel for vedfyring, diskuteres nærmere i del 6.

2.2 Nitrogenoksider (NO_x)

NO_x er en samlebetegnelse for gassene nitrogenmonoksid (NO) og nitrogendioksid (NO₂). Ved vedfyring dannes NO_x fra nitrogenet i brenselet, hvorav nitrogeninnholdet i ulike treslag varierer noe (Haakonsen & Kvingedal, 2001).

Vedfyring er kun en liten årsak til utslipp av NO_x. Rundt 70 prosent av de globale årlige utslippene kommer fra naturlige prosesser på landjord og i havene. Menneskeskapt NO_x-utslipp dannes som regel ved forbrenningsprosesser, slik som bruk av fossilt brensel i motorer (Kumar, 2010, s. 7-9). I Norge er de største menneskeskapte kildene til NO_x-utslipp fra vei- og sjøtransport, olje- og gassvirksomhet og landbasert industri (NO_x-fondet, u.å.). En liten andel kommer også fra gjødsling og husdyrhold.

2.2.1 Trender for NO_x-utslipp



Figur 2 Utslipp av nitrogenoksider til luft i Norge i tonn per år. Data fra «Utslipp til luft i Norge: Utslipp av Nitrogenoksider (NO_x)» av Norske utslipp, u.å.,

(<https://www.norskeutslipp.no/no/Komponenter/Utslipp/Nitrogenoksider/?ComponentType=utslipp&ComponentPageID=159&SectorID=90>)

Norske NO_x-utslipp nådde utslippstoppen i 1998, og har siden blitt redusert med 60 prosent frem mot 2021, slik det fremgår av figur 2 (Norske utslipp, u.å.). Legg merke til at 2022 og 2023 ikke inngår i figuren, så trenden for NO_x-utslipp i Norge disse årene er ukjent. Årsaker til kutt i NO_x-utslipp kan være avgiften på NO_x-utslipp som regjeringen innførte i 2007, samt miljøavtaler og direktiv gjennom EU og internasjonale avtaler som Århus-konvensjonen (1998) og Göteborg-protokollen (2005) mot grenseoverskridende luftforurensing (Regjeringen.no, 2023; Norske utslipp, u.å.; NOU 2007: 8). Enkelte svingninger i NO_x-utslipp kan også forklares av temperatursvingninger: I 2010 var det en ekstrem kald vinter, noe som førte til økt vedfyring, og dermed trolig også økte NO_x-utslipp (Røhnebæk, 2021). Effekten av den kalde vinteren i 2010 kan både observeres i figur 1 og 2, for henholdsvis trender for vedkonsum og NO_x-utslipp i Norge. Videre kan økt bruk av elbil ha ført til reduserte utslipp av NO_x, da det blant biler kun er diesel- og bensinbiler som slipper ut NO_x (Folkehelseinstituttet, 2020).

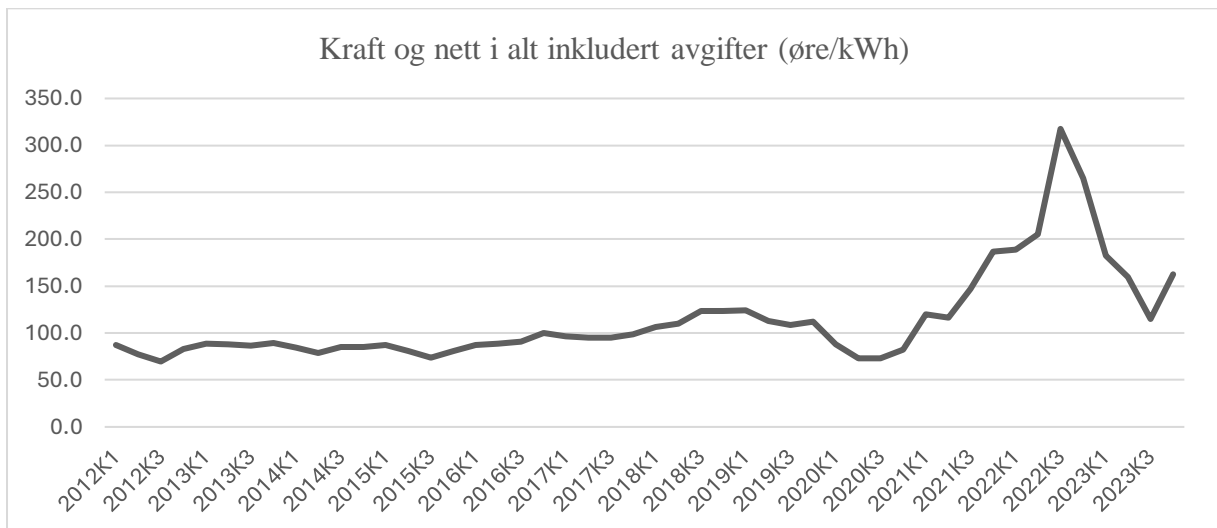
Grunnet helsekonsekvenser knyttet til høye konsentrasjoner av NO_x-gass i luften, har Folkehelseinstituttet (FHI) og miljødirektoratet anbefalt at årlig gjennomsnittsverdi av NO_x-konsentrasjon i luften ikke overstiger $30 \mu\text{g}/\text{m}^3$ i norske byer og tettsteder (Folkehelseinstituttet, 2020).

Ovenfor er det nå skissert en metode for å forstå en mulig sammenheng mellom vedforbruk og NO_x-konsentrasjon. Videre ønsker jeg å belyse sammenhengen mellom strømforbruk og prisen på strøm, fordi årsaker som både påvirker utslipp av NO_x og prisen på strøm er viktig å ha med i den videre analysen. Dette er noe jeg kommer tilbake til i del 3.

2.3 Strømpriser

Prisene på strøm i Norge bestemmes i det nordiske day-aheadmarkedet, hvor det handles kontrakter for kjøp og salg av kraft for det kommende døgnet. Fordi kraft er et homogent produkt, bestemmes prisen ut ifra likevekten mellom kjøps- og salgsbud i markedet, hvor konsumentenes betalingsvillighet tilsvarer produsentenes marginalkostnader. Markedsprisen i likevekt kalles systemprisen, og fungerer som en referansepris hos de ulike kraftleverandørene. (Energifakta Norge, 2024)

Faktorer som påvirker tilbud og etterspørsel i kraftmarkedet, påvirker også systemprisen. Tilbudet kan påvirkes blant annet av variasjoner i vannmagasinene i Norge og Sverige og vindforholdene i Norden. Etterspørselen påvirkes av det generelle kraftforbruket i Norden, som svingninger med temperatur og vær som påvirker oppvarmingsbehovet blant forbrukere. I tillegg er det norske kraftmarkedet koblet sammen med day-aheadmarkeder i Europa. Dermed kan prisen på kull, gass og utslippskvoter, samt kraftforbruk i Europa også påvirke pris på nordisk kraft. Også såkalte flaskehals kan påvirke prisen på kraft: Norge er inndelt i fem budområder, og dersom det er kraftunderskudd i et budområde over begrenset overføringskapasitet fra de andre områdene, kan det oppstå høyere strømpriser. (NVE, 2024; Energifakta Norge, 2024)



Figur 3 Gjennomsnittlig strømpris og nettleie, inkludert avgifter, per kvartal i Norge, fra 2012 til 2023. Strømprisen er inkludert strømstøtte fra desember 2021, og er oppgitt i øre/kWh. Data fra «09387: Kraftpris, nettleie og avgifter for husholdninger 2012K1—2024K1» av Statistisk sentralbyrå, 2024b,

<https://www.ssb.no/statbank/table/09387/tableViewLayout1/>

Figur 3 viser strømpris mellom 2012 og 2023 for hvert kvartal. Under koronapandemien i 2020 falt prisen på strøm, noe som kan være forårsaket lavere økonomisk aktivitet i Norge. Videre steg strømprisen fra tredje kvartal 2021 og nådde en topp i tredje kvartal 2022 med en pris på 317,6 øre/kWh. Det tilsvarer en 290 prosent økning i strømpris sammenliknet med høsten før koronapandemien (Statistisk sentralbyrå, 2024b). Årsaker til den kraftige prisøkningen var blant annet at flere utenlandskabler som eksporterte norsk kraft til Europa ble satt i drift, samt relative høye priser på energi i Europa. På bakgrunn av dette hadde Norge rekordstor eksport av strøm til Europa i 2021. I tillegg var det i 2022 en kraftig økning i

import av strøm fra Europa grunnet uvanlig lite vann i vannmagasinene i Norge. Eksport av strøm holdt seg på et like høyt nivå i 2022, og sammen med økt behov for import steg strømprisene kraftig. Sanksjoner mot russisk olje og gass bidro til ytterligere prisstigning i Europa og Norge. Budområdene i Sør-Norge har størst overføringsforbindelse til Europa, og ble derfor også hardest rammet av prisøkningen (Energifakta Norge, 2024). I media og blant befolkningen omtaltes prisøkningen utover høsten 2021 og årene etter som en strømkrise, og regjeringen innførte strømstøtte slik at husholdningene skulle belastes mindre av de høye strømregningene (Regjeringen.no, u.å.).

2.4 Sammenheng mellom vedfyring, strømpriser og luftforurensing i litteraturen

Det er lite litteratur som ser på sammenhengen mellom elektrisitetspriser og luftforurensing under lignende energi- og klimaforhold som det er i Norge. Likevel finnes det flere studier som undersøker priselastisiteten til elektrisitet i Norge, samt studier som undersøker sammenhengen mellom vedfyring og NO_x-utslipp.

Øyan (2010) undersøker i sin studie hvordan elektrisitets- og fyringsoljepriser påvirker etterspørsel etter elektrisitet i Norge. I studien finner han at konsumentene i Norge responderer på prisendringer for elektrisitet, men at responsen er begrenset fordi konsumentene bare kan substituere seg vekk fra elektrisitet til en viss grad. Han får støtte fra Larsen og Halvorsen (2001), som finner at det ikke er noen alternative energiresurser til elektriske apparater, og at priselastisiteten til elektrisitet dermed blir begrenset. Videre finner Øyan at priselastisiteten er større om vinteren, da flere husholdninger har alternative kilder til oppvarming slik som ved og fyringsolje.

Hofman og Lindberg har gjort en studie på hvordan elektrisitetspriser i Oslo påvirker etterspørselen etter elektrisitet (2019). De finner at for de kaldeste vinterdagene er det tilnærmet null priselastisitet, mens for dager hvor gjennomsnittstemperaturen er mellom -10 og 0 grader er priselastisiteten mellom -0.011 og -0.075. De forklarer den lave priselastisiteten med at Norge er et svært elektrifisert land hvor konsumenter bruker en stor andel av strømmen til oppvarming, og at oppvarmingsbehovet er nødvendig uavhengig av elektrisitetspriser grunnet det kalde klimaet. I følge Hofman og Lindberg er temperatur den viktigste variabelen til å forklare svingninger i etterspørsel etter elektrisitet.

Idsø et al. undersøker om den store prisøkningen på Sørlandet som begynte i 2020 og fortsatte til første halvdel av 2023, påvirket etterspørselastisiteten etter elektrisitet (2024). De fant at priselastisiteten er størst når det er plussgrader og høye strømpriser, mens at priselastisiteten er lavere og ikke statistisk signifikant når det er minusgrader ute. Funnene kan ifølge Idsø et al. skyldes kalde vintre i Norge og store oppvarmingsbehov, og at oppvarming av hus i Norge om vinteren er en nødvendighet. Dette er i kontrast med funnene til Øyan, som mener priselastisiteten er større om vinteren grunnet større substitusjonsmuligheter for oppvarming. Videre finner Idsø et al. at temperatur er den viktigste faktoren som påvirker etterspørselastisiteten etter elektrisitet.

For sammenhengen mellom vedfyring og NO_x-utslipp er det allerede diskutert flere funn. Studiene til Solli et al., Mack et al. og Haakonsen og Kvingedal viser alle at det er en positiv sammenheng mellom NO_x-utslipp og vedfyring, uavhengig av brukeradferd, treslag og fyringsteknologi (2009; 2019; 2001). Videre viser studien til Haakonsen og Kvingedal at vedfyring som oppvarmingskilde avhenger av temperatur: Allerede ved 10 grader begynner 20 prosent av vedfyrerne å fyre, mens fra 0 grader fyrer nesten 80 prosent. Ved -20 grader fyrer alle som har vedovn, ifølge Haakonsen og Kvingedals undersøkelser. Dog er det usikkert hvor mye de som allerede fyrer øker belastningen når det blir kaldere – doubler de belastningen vil det føre til en dobling av luftforurensing (2001).

For å oppsummere finner studiene til Øyan, Idsø et al. og Hofman og Lindberg alle en priselastisitet for elektrisitet, men at effekten på etterspørsel når prisen øker er begrenset. Årsaken til begrensningen er et grunnleggende behov for strøm til oppvarming i Norge, samt at det ikke finnes alternative energikilder til elektriske husholdningsapparater. Idsø et al. finner kun signifikant priselastisitet for varmere temperaturer, mens Øyan og Hofman og Lindberg finner størst elastisitet om vinteren (2024; 2010; 2019). Flere av studiene finner at temperatur er den viktigste faktoren som påvirker etterspørselen etter elektrisitet, ikke prisen. Det er altså i litteraturen en enighet om en eksisterende, men svært liten, priselastisitet for elektrisitet, og at denne ikke er konstant, men varierer med temperaturen. Også temperatur er en viktig faktor som påvirker vedfyring (Haakonsen og Kvingedal, 2001). Videre er det enighet i litteraturen om at NO_x-utslipp forekommer ved vedfyring, uavhengig av brukeradferd, treslag og type vedovn. Til tross for at det er lite litteratur om sammenhengen

mellom strømpriser og utslipp av NO_x, er det funn i litteraturen for sammenhengen mellom strømpriser og vedfyring, samt sammenhengen mellom vedfyring og NO_x.

3 – METODE

Denne delen tar for seg metoden som vil bli brukt til å gjennomføre en økonometrisk analyse senere i oppgaven – minste kvadraters metode - og hvilke antakelser som ligger til grunn for at resultatene skal være gyldige. Det vil også bli presentert hvordan hypotesetesting kan undersøke om sammenhengene i regresjonsmodellen er sannsynlige for å gjelde populasjonen.

3.1 Minste kvadraters metode

For å estimere om strømpriser har en effekt på NO_x-konsentrasjon, bruker denne oppgaven en multiplert lineær regresjonsmodell (MLR). MLR gir en lineær sammenheng mellom den avhengige variabelen, som her er NO_x-utslipp, og de uavhengige variablene, som er strømpris, værdata, årsvariabler, månedsviabler, helge- og ferievariabler og trafikk. Den generelle multiplert lineære regresjonsmodellen for en gitt populasjon beskriver forholdet mellom avhengig og uavhengige variabler som:

$$(1) y = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t$$

Hvorav y er den avhengige variabelen og x_i er notasjon for de k ulike uavhengige variablene. β_0 er skjæringspunktet til linja, mens β_i for $i = 1, 2, \dots, k$ er helningsparameterne (Wooldridge, 2020, s. 69). Helningsparameterne viser hvordan enhetsendringer i de uavhengige variablene påvirker den avhengige variabelen, y . Dermed kan man gjennom MLR finne hvordan endringer i de uavhengige variablene påvirker NO_x-utslipp. Videre er u feilestimatet, og inneholder uobserverte faktorer som påvirker y utenom x_i (Wooldridge, 2013, s. 69). Fotskrift denoterer at jeg studerer en modell med tidsseriedata (Wooldridge, 2013, s. 346).

For å finne den lineære sammenhengen mellom forklaringsvariabler og den avhengige variabelen slik vist i formel (1), bruker jeg minste kvadraters metode (heretter OLS etter Ordinary Least Squares på engelsk) (Wooldridge, 2013, s. 72-74). Avstanden mellom faktiske observasjoner av y og den estimerte verdien av y , \hat{y} , kalles residualer, \hat{u} . OLS-metoden finner regresjonslinja hvor kvadratsummen av residualene (SSR) er minst. Matematisk er den *estimerte* multiplert lineære regresjonslinja gitt som:

$$(2) \hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1t} + \hat{\beta}_2 x_{2t} + \dots + \hat{\beta}_k x_{kt}$$

Her denoterer “hatten” at den avhengige variabelen og koeffisientparameterne er estimater av den sanne populasjonsmodellen som ble vist i likning (1). For at estimatene skal være effektive estimater og ikke forventningsskjeve, og i snitt tilsvarer de sanne populasjonsestimatene, må MLR-modellen følge en rekke antakelser. Disse forklares nærmere nedenfor.

3.1.1 OLS-antakelser

I. MLR.1 – Linearitet i parameterne

I populasjonsmodellen kan sammenhengen mellom den avhengige variabelen y , de uavhengige variablene og feilestimatet u bli beskrevet som likning (1). Den første antakelsen er at modellen er lineær i betaparameterne β_i . Den avhengige og de uavhengige variablene trenger ikke å være lineære, og kan for eksempel ta form som logaritmer eller kvadrater, men forholdet mellom dem må kunne beskrives lineært. (Wooldridge, 2020, s. 80)

II. MLR.2 – Tilfeldig utvalg

Den andre antakelsen som må holde, sier at utvalget fra populasjonen må være tilfeldig valgt, slik at hver observasjon fra populasjonen har lik sannsynlighet for å bli plukket ut. Dersom MLR.2 om tilfeldig utvalg holder og det er et relativt stort utvalg, vil utvalget følge populasjonsmodellen. (Wooldridge, 2020, s. 80)

III. MLR.3 – Ingen fullstendig kollinearitet

Den tredje antakelsen som må holde sier at det ikke kan finnes fullstendig lineær kollinearitet mellom noen av de uavhengige variablene. En uavhengig variabel kan for eksempel være fullstendig korrelert med andre variabler dersom den kan uttrykkes som en funksjon av to eller flere andre uavhengige variabler. Dersom det eksisterer fullstendig korrelasjon så er det ikke mulig å estimere modellen ved bruk av OLS, fordi man ikke kan si hvilken av de perfekt

korrelerte variablene som fører til endring i den avhengige variabelen. MLR.3 forbyr ikke korrelasjon, kun *fullstendig* korrelasjon. Likevel, stor grad av korrelasjon mellom uavhengige variabler kan gjøre estimatene i modellen mindre presise og gjøre det vanskeligere å tolke om resultatene er representativt for populasjonen. (Wooldridge, 2020, s. 80-82)

IV. MLR.4 – Nullbetinget middelverdi

Antakelsen om nullbetinget middelverdi sier at feilestimatet u skal ha en forventet verdi på null for enhver verdi av de uavhengige variablene:

$$E(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$$

Med andre ord kan ikke feilestimatet være korrelert med noen av de uavhengige variablene. Om man da unngår å inkludere en variabel i modellen som er korrelert med en av de andre uavhengige variablene, vil ikke antakelse MLR.4 holde. Vi kan likevel ikke helt sikkert vite om noen av de uavhengige variablene korrelerer med de uobserverte faktorene i u , og vi kan dermed heller aldri vite sikkert om MLR.4 brytes eller ikke. (Wooldridge, 2020, s. 82-83)

Antakelse MLR.4 er kritisk for at OLS-estimatene ikke skal være forventningsskjeve. Dersom antakelse MLR.1 til MLR.4 holder, vil den *forventede* verdien av parameterestimatet $\hat{\beta}_j$ tilsvare populasjonsparameteren β_j :

$$E(\hat{\beta}_j) = \beta_j, \quad j = 0, 1, \dots, k$$

Med andre ord, dersom antakelsene MLR.1 – MLR.4 holder, så vil ikke OLS-estimatene være forventningsskjeve (Wooldridge, 2020, s. 83).

V. MLR.5 – Homoskedastisitet

Antakelsen om homoskedastisitet sier at feilestimatet u må ha lik varians for enhver gitt verdi av de ulike uavhengige variablene. Dersom variansen til feilestimatet endrer seg for ulike verdier av de uavhengige variablene, er heteroskedastisitet tilstedeværende. Vi er avhengige av homoskedastisitet i modellen for å beregne standardfeilene til de ulike

koeffisientparameterne, hvorav standardfeilene er viktige for å riktig estimere om resultatene er statistisk signifikante. (Wooldridge, 2020, s. 89)

Dersom antakelsene MLR.1 til MLR.5 holder, er OLS-estimatene de *beste lineære forventningsrette estimatene* av populasjonsparameterne. Her betyr «beste» at estimatene har minst varians. Dette er Gauss-Markov-teoremet (Wooldridge, 2020, s. 95-96).

VI. MLR.6 – Normalitet

Den sjette antakelsen antar at de uobserverte feilestimatene u er normalt distribuert og er uavhengig av de uavhengige variablene. Distribusjonen av feilestimatene skrives som:

$$u \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$$

Likningen forteller at gjennomsnittsverdien til feilestimatene er null og variansen er σ^2 . Fordi u er uavhengig av de uavhengige variablene under antakelse MLR.6, antar vi at også MLR.4 og MLR.5 holder dersom MLR.6 holder for regresjon av tverrsnittsdata. (Wooldridge, 2020, s. 118)

Antakelse MLR.1 til MLR.6 kalles den *klassiske lineære modell*-antakelsen, og er gjeldende for anvendelser av tverrsnittregresjon (Wooldridge, 2013, s. 119). Fordi datasettet i denne oppgaven inneholder tidsserieobservasjoner, må vi likevel inkludere flere antakelser.

VII. TS.5 – Ingen seriekorrelasjon

Den syvende antakelsen (hvor TS står for tidsserier) sier at feilestimatene i to ulike tidsperioder ikke kan være korrelert. Når TS.5 ikke holder, sier vi at feilestimatene påvirkes av seriekorrelasjon (Wooldridge, 2020, s. 342).

Forventningsskjevhet påvirkes ikke av seriekorrelasjon, men standardfeilene gjør det (Heiss & Brunner, 2020, s. 217). Fordi standardfeil er viktig for å avgjøre om resultatene er statistisk signifikante, bør TS.5 holde. Videre, om det eksisterer seriekorrelasjon, er ikke estimatene lenger i tråd med Gauss-Markov-teoremet.

I tillegg, når vi analyserer tidsserieobservasjoner, så må antakelsen om homoskedastisitet gjelde alle tidsperioder.

3.1.2 Modellens determinasjonskoeffisient

Når OLS brukes til å estimere en regresjonsmodell, beskriver determinasjonskoeffisienten (R^2) hvor mye av variasjonen i den avhengige variabelen som forklares av modellen (Wooldridge, 2020, s. 76-77). En R^2 -verdi nær 1 betyr at de uavhengige variablene forklarer en stor del av variasjonen i den avhengige variabelen, mens en R^2 -verdi nær 0 betyr at lite av variasjonen kan forklares med de uavhengige variablene. Generelt sett kan vi si at en lav R^2 -verdi gjør at det er vanskelig å fastslå effekten av de ulike forklaringsvariablene med stor presisjon (Wooldridge, 2020, s. 79). Matematisk finner man determinasjonskoeffisienten ved å dele summen av modellens forklarte kvadratsummer (SSE) på summen av modellens totale kvadratsummer (SST):

$$(3) R^2 = \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}$$

Av likning (3) observeres det at R^2 -verdien også kan forklares ved å trekke fra andelen av den avhengige variabelen som modellen ikke forklarer; kvadratsummen av residualene (SSR). R^2 -verdien brukes til å beskrive hvor god passform modellen har – altså hvor godt modellen beskriver variasjonen i den avhengige variabelen.

R^2 -verdien kan likevel være unøyaktig, da den påvirkes av hvor mange uavhengige variabler det er i modellen: Når man legger til en uavhengig variabel vil R^2 -verdien øke, uavhengig om den nye uavhengige variabelen er en god forklaringsvariabel på variasjonen i den avhengige variabelen. Jeg vil derfor i denne oppgaven benytte en justert determinasjonskoeffisient. Den justerte determinasjonskoeffisienten øker kun dersom den nye uavhengige variabelen bidrar til å forklare noe av variasjonen i den avhengige variabelen. (Wooldridge, 2020, s. 196-197)

3.2 Hypotesetesting

Jeg bruker hypotesetesting for å undersøke om sammenhengene jeg finner i regresjonsmodellen er sannsynlige for å gjelde populasjonen. Hypotesetesting gjøres ved at det først dannes en nullhypotese om populasjonsparameteren, for eksempel at strømpris ikke har noen effekt på NO_x-utslipp i populasjonen. Gitt at β_j er populasjonskoeffisienten til en uavhengig variabel j , kan nullhypotesen (H_0) i dette tilfellet skrives som:

$$H_0: \beta_j = 0$$

Dette er en tosidig hypotesetest som kan brukes dersom en ønsker å se på om strømpriser har en effekt på NO_x i populasjonen i det hele tatt. Deretter formuleres alternativhypotesen, som representerer at nullhypotesen er feil. I dette tilfellet vil alternativhypotesen (H_A) være:

$$H_A: \beta_j \neq 0$$

En énsidet test, for eksempel om en ønsker å undersøke om strømpris har en positiv effekt på NO_x-utslipp, alt annet likt, kan se slik ut:

$$H_0: \beta_j \leq 0$$

$$H_A: \beta_j > 0$$

Her antar nullhypotesen at β_j har en negativ eller ingen effekt på den avhengige variabelen, mens alternativhypotesen antar at β_j har en positiv effekt på den avhengige variabelen.

Dersom nullhypotesen kan avskrives, kan alternativhypotesen aksepteres. (Anderson et al., 2020, kapittel 9)

Bak denne konklusjonen ligger faktumet at nullhypotesen og alternativhypotesen er konkurrerende påstander om en populasjon, og er derfor gjensidig utelukkende – de kan ikke være sanne samtidig (Anderson et al., 2020, kapittel 9). For å teste nullhypotesen opp mot alternativhypotesen bruker jeg t-statistikk gitt ved:

$$(4) \quad t_{\hat{\beta}_j} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)}$$

Her er $t_{\hat{\beta}_j}$ t-statistikken til estimatet til populasjonskoeffisienten, $\hat{\beta}_j$. t-statistikken sier noe om hvor sannsynlig det er at estimatet er i nærheten av den sanne populasjonskoeffisienten, β_j . $se(\hat{\beta}_j)$ er standardfeilen til den estimerte populasjonskoeffisienten. Likning (4) viser at avviket mellom estimatet $\hat{\beta}_j$ og populasjonskoeffisienten β_j blir veid opp mot hvor stor standardfeilen til estimatet er (Wooldridge, 2020, s. 123). Desto større standardfeilen er, desto mindre blir t-statistikken. Faktorer som kan påvirke standardfeilen er blant annet sterk kollinearitet mellom flere av de uavhengige variablene, samt om det eksisterer heteroskedastisitet eller seriekorrelasjon.

Deretter sammenliknes t-statistikken med en kritisk verdi, gitt et signifikansnivå. Signifikansnivå er sannsynligheten for å avvise nullhypotesen når nullhypotesen i realiteten er sann. Denne oppgaven operer med et signifikansnivå på 5 prosent, som betyr at nullhypotesen vil bli avvist for 5 prosent av alle tilfeldige utvalg når nullhypotesen er sann (Wooldridge, 2020, s. 123). Den kritiske verdien, c , som jeg sammenlikner t-statistikken med gitt et 5 prosent signifikansnivå, finner vi ved 97.5. prosentil i t-distribusjonen med $n-k-1$ grader av frihet for en tosidet test og ved 95. prosentil med $n-k-1$ grader av frihet ved en énsidet test (Wooldridge, 2020, s. 128). Her er n antall observasjoner i datasettet, og $k-1$ er antall parametere. Nullhypotesen avvises for en tosidet og positiv énsidet test dersom absoluttverdien til t-statistikken er større eller lik den kritiske verdien c . Matematisk uttrykkes dette som at nullhypotesen avvises når $|t_{\hat{\beta}_j}| \geq c$ (Anderson et al., 2020, kapittel 9). En utelukkelse av nullhypotesen vil gi en statistisk støtte til alternativhypotesen ved et 95 prosent konfidensnivå.

Man kan også bruke p-verdien til å teste hypoteser. Ved å bruke p-verdier kan vi si noe om hva det laveste signifikansnivået kan være for at nullhypotesen blir avvist (Wooldridge, 2020, s.133). P-verdiene oppgis i prosent, og desto lavere verdier de har, desto mer indikerer p-verdien at nullhypotesen kan avvises. P-verdien kan sammenliknes med signifikansnivået, og nullhypotesen avvises dersom p-verdien er mindre eller lik signifikansnivået (Anderson et al., 2020, kapittel 9). P-verdien kan utledes fra t-statistikken, men i analysen i del 5 oppgis p-verdier direkte i det programmerte resultatet.

4 – DATA

Denne delen inneholder informasjon om valg av lokasjon og tidsperiode, de ulike variablene brukt i regresjonsanalysen, samt begrunnelse for valg av variablene. Den avhengige variabelen y er variabelen jeg ønsker å finne en lineær beskrivelse av i regresjonsmodellen (NO_x-konsentrasjoner), mens strømpris er den uavhengige interessevariabelen x som jeg ønsker å undersøke effekten av. Modellen består også av flere kontrollvariabler som kan ha en forklarende virkning på NO_x-utslipp og som mulig korrelerer med strømpris. Datasettet brukt i analysen er tidsseriedata, som inneholder observasjoner over tid av de samme variablene. Den beskrivende statistikken for de ulike variablene er presentert i del 4.2, samt en korrelasjonsmatrise og introduksjon av modellene som blir brukt i del 5.

4.1 Valg av tidsperiode og lokasjon

Gitt de foregående årene med særlig høye strømpriser, er det av interesse å undersøke om høye strømpriser kan ha påvirket vedfyring og dermed målt NO_x-konsentrasjon. Derfor er perioden 2018 til 2023 valgt i denne oppgaven, slik at datasettet inneholder observasjoner både før og etter prisene økte betraktelig. Særlig Østlandet og Sørlandet opplevde stor økning i strømprisene (Energifakta Norge, 2024). Derfor falt det naturlig å velge en lokasjon i enten prisområde for strøm NO1 (Østlandet) eller NO2 (Sørlandet). Videre, fordi NO_x-utslipp kan forårsakes av trafikk og industri, var det ideelt med en målestasjon for NO_x-utslipp som ikke er i nærheten av en svært trafikkert veg eller industri. Bekkestua, i prisområde NO1, er en stasjon lokalisert i et bystrøk (en såkalt «bybakgrunnsstasjon») med kvalitetssikret data av NO_x-gass for den gjeldende perioden. En bybakgrunnsstasjon skal fange opp den samlede luftforurensingen fra alle mulige kilder som finnes i byer. Alternative stasjoner ville vært en «veinær stasjon», som i hovedsak fanger opp forurensing fra trafikken, eller en «industripåvirket stasjon» som fanger opp luftforurensing fra nærliggende industri (NILU, u.å.-b). Fordi det var ønskelig å se på luftforurensing fra alle mulige kilder som finnes i byen, ble Bekkestua målestasjon valgt. Videre, fordi jeg ønsker å undersøke sammenhengen mellom vedfyring og strømpriser, og fordi vedfyring avhenger av utetemperaturen, har jeg valgt å kun inkludere vintermånedene november til februar i modellen. Sommer-, høst- og vårmåneder er utelatt da det kan være dyre strømpriser i disse periodene uten at husholdninger velger å fyre med ved fordi det ikke er det samme oppvarmingsbehovet som på vinteren.

4.2 Variabler

I det følgende vil avhengig variabel, uavhengig variabel av interesse og kontrollvariabler for den kommende regresjonsmodellen bli presentert.

Avhengig variabel

Målt NO_x-konsentrasjon

Den avhengige variabelen brukt i analysen er NO_x-konsentrasjon, som måles i mikrogram per kubikkmeter ($\mu\text{g}/\text{m}^3$). Dataen er hentet fra NILU og deres målestasjon på Bekkestua i Bærum (NILU, 2024). Videre, for å lettere tolke resultatene som prosentvise endringer i konsentrasjon, brukes den naturlige logaritmen til NO_x-konsentrasjon i modellen. I regresjonsmodellen omtales den naturlige logaritmen til NO_x-konsentrasjon som $\log(\text{NO}_x)$.

Uavhengig variabel av interesse

Strømpris

Den uavhengige variabelen av interesse i modellen er strømpris. Strømprisen måles som gjennomsnittlig spotpris per døgn på Østlandet (sone NO1), og er oppgitt i kroner per kWt, inkludert merverdiavgift. Strømprissone NO1 gjelder husholdningene i området hvor avhengig variabel måles, Bekkestua. Dataen er hentet fra forbrukerrådet, som igjen har hentet data fra strømbørsen Nord Pool (Forbrukerrådet, u.å.). Originaldataen er lastet ned som timespriser, og har deretter blitt omregnet til gjennomsnittlige strømpriser per dag. Fordi det er hensiktsmessig i denne studien å undersøke hvordan konsumenter tilpasser seg svingninger i strømprisene, har strømstøtten som regjeringen innførte blitt trukket fra spotprisen i perioden desember 2021 til mars 2023 (Regjeringen.no, u.å.). Av månedene tatt med i denne studien, var det i denne tidsperioden konsumentene fikk strømstøtte.

Strømstøtten har blitt fratrukket spotprisen på følgende måte, basert på strømstøtteoppdateringer fra regjeringen: I desember 2021 fikk konsumenter kompensert 55 prosent av spotpriser over 70 øre/kWt, dersom spotprisen var over 70 øre/kWt ekskludert merverdiavgift (Regjeringen.no, u.å.). Terskelverdien på 70 øre/kWt ekskludert merverdiavgift tilsvarer 87.5 øre/kWt inkludert merverdiavgift. Dersom spotprisen i østlandsregionen var over 87.5 øre/kWt i desember 2021, betalte forbrukerne:

$$87.5 + 0.45(\text{strømpris} - 87.5) \text{ øre/kWt}$$

Her er *strømpris* er gjennomsnittlig pris for strøm per dag i sone NO1, inkludert merverdiavgift. I perioden januar til mars 2022 økte strømstøtten for husholdninger til 80 prosent av spotpriser over 70 øre/kWt, dersom spotprisen var over 70 øre/kWt ekskludert merverdiavgift (Regjeringen, u.å.). Da betalte husholdningene i januar til mars 2022:

$$87.5 + 0.2(\text{strømpris} - 87.5) \text{ øre/kWt}$$

I perioden september 2022 til mars 2023 økte ordningen fra 80 prosent til 90 prosent støtte på strømpris over 70 øre/kWt, ekskludert merverdiavgift. (Regjeringen, u.å.). I denne perioden var strømprisen konsumentene betalte lik $87.5 + 0.1(\text{strømpris} - 87.5) \text{ øre/kWt}$ for de dagene strømprisen oversteg terskelverdien for støtteordningen. Ved hjelp av programmering har strømprisene for de aktuelle månedene i datasettet blitt byttet ut med strømpris etter strømstøtte, dersom strømprisen per dag oversteg terskelverdien på 87.5 øre/kWt inkludert merverdiavgift. Det er likevel vanskelig å beregne den helt eksakte verdien strømstøtten hadde i de ulike månedene, blant annet fordi strømstøtte i de gjeldende månedene ble regnet ut på månedsbasis og ikke for hver dag slik gjort her, og var delvis basert på husholdningenes forbruk av strøm. I del 6 vil derfor funnene gjort i denne regresjonsanalysen kort bli sammenliknet med en regresjonsmodell hvor strømstøtte ikke er medregnet i strømprisen.

I den videre regresjonsmodellen omtales variabelen for strømpris som *spotpris*. Også for å lettere tolke effekten av økt strømpris på NOx-konsentrasjon, brukes den naturlige logaritmen til spotpris i modellen.

Kontrollvariabler

16 kontrollvariabler er inkludert i modellen for at sammenhengen mellom NOx-utslipp og strømpriser skal bli mest mulig presis og forventningsrett.

Temperatur

Ifølge Haakonsen og Kvingedal, samt Røhnebak, er utetemperaturen en viktig faktor som påvirker når og hvor mye det fyres med ved (2001; 2021). Ved kaldere utetemperaturer øker

oppvarmingsbehovet i boliger. Temperatur er også den viktigste faktoren som påvirker etterspørselen etter strøm ifølge Hofman og Lindberg, Øyan og Idsø et al., og dermed påvirkes også strømpris av temperaturer (2019; 2010; 2024). Fordi temperatur har direkte effekt på vedfyring i tillegg til å påvirke strømpris, er variabelen inkludert i analysen.

Dataen for temperatur er hentet fra Norsk Klimaservicesenter, og inneholder data for middeltemperatur per dag i Blindern for vintermånedene i 2018 til mars 2023, målt i celsius (Norsk Klimaservicesenter, u.å.). Blindern ble valgt som værstasjon da det var nærmeste målestasjon til Bekkestua målt i luftlinje med komplett data for temperatur, vind og nedbør. I modellen videre er variabelen for middeltemperaturen kalt *temp*.

Vind

Vind er inkludert i datasettet da vinden kan påvirke hvor mye av NO_x-utslippene som måles av målestasjonen på Bekkestua, samt oppvarmingsbehovet i enkelte hus. Denne studien bruker data for målt NO_x-konsentrasjon i lufta, og fordi vind kan frakte NO_x-gass både vekk fra Bekkestua og til Bekkestua fra andre plasser, antas det at vind har en direkte effekt på målte NO_x-konsentrasjoner. I tillegg kan vind påvirke oppvarmingsbehovet blant husholdninger. Eldre og trekkfulle hus kan ha større oppvarmingsbehov når det er mye vind, fordi vinden kan bidra til at huset lekker mer varme. Videre vil mye vind kunne produsere elektrisk kraft gjennom vindmøller, og kan bidra til lavere strømpriser. Dersom vinden som er brukt i datasettet er representativt for vinden i området hvor Bekkestua får sin strøm fra, kan vind påvirke strømprisen konsumentene på Bekkestua betaler. Derfor, fordi vind kan ha direkte effekt på vedfyring og målt NO_x-konsentrasjon i tillegg til å mulig påvirke strømpris, er variabelen inkludert i analysen.

Dataen for vind er hentet fra Norsk Klimaservicesenter, og inneholder middelvind av timesvise observasjoner hver dag fra målestasjonen på Blindern, målt i m/s (Norsk Klimaservicesenter, u.å.). I modellen er variabelen for middelvinden kalt *vind*.

Nedbør

Det ønskes også å undersøkes om nedbør kan påvirke målt NO_x-konsentrasjon på Bekkestua – for eksempel dersom nedbør gjøre det vanskeligere å måle NO_x-gass i lufta. Nedbør er inkludert som en kontrollvariabel fordi nedbør også kan påvirke strømpris, men det bemerkes at det her er noe usikkerhet. Om nedbøren målt på Bekkestua er representativt for nedbøren i

prisområde NO1, kan perioder med lite nedbør føre til lite vann i vannmagasinene og dermed høyere strømpris, alt annet likt. Nedbør vil da ha en negativ effekt på strømpriser. Likevel bemerkes det at nedbør målt på Blindern kan være lite representativt for strømproduksjon fra vannkraft i prisområdet NO1. Dersom nedbørsmengde skulle kunne si noe om strøm produsert fra vannkraftverk i NO1, måtte trolig nedbøren vært målt i nedslagsfeltet til NO1. I tillegg er nedbøren i datasettet både fra regn og snø. Snø har trolig ikke en umiddelbar effekt på vannstanden i vannmagasinene. Likevel inkluderes nedbør som en variabel i denne studien, for å utelukke at modellen blir forventningsskjev dersom det skulle vise seg at nedbør påvirker både målt NO_x-utslipp og strømpriser.

I modellen er nedbør oppgitt som *nedbør* og måles i millimeter (mm). Dataen er hentet fra Norsk Klimaservicesenter sin stasjon på Blindern (Norsk Klimaservicesenter, u.å.).

Årsvariabler for 2019 – 2023

For å fange opp trender mellom de ulike årene, er det inkludert dummyvariabler for 2019, 2020, 2021, 2022 og 2023 i modellen. 2018 er referansevariabelen. I modellen kalles variablene henholdsvis *år2019*, *år2020*, *år2021*, *år2022* og *år2023*.

Månedsvariabler for desember, januar og februar

For å unngå seriekorrelasjon er det inkludert dummyvariabler for månedene desember, januar og februar. Formålet er at de skal fange opp variasjoner i utslipp av NO_x og de uavhengige variablene som gjentar seg for samme måned hvert år – altså fange opp sesongbaserte variasjoner. November er referansevariabelen. I modellen kalles variablene henholdsvis *des*, *jan* og *feb*. (Wooldridge, 2020, s. 684)

Lørdag, søndag og helligdag

Fra Haakonsen og Kvingedal sin artikkel går det frem at det er sannsynlig at husholdningers vedforbruk i helgedagene avviker fra hverdagene – i Oslo oppga 55 prosent at de fyrte mer i helgene enn i hverdagen (2001). Videre er det sannsynlig at husholdningenes vedforbruk også er annerledes i feriedager, hvor husholdningene enten kan være bortreist og dermed ikke fyrer med ved, eller er hjemme fra jobb og skole og kan fyre mer med ved enn i hverdagene. I modellen antas det derfor at vedfyring på Bekkestua kan påvirkes av om det er hverdag, ferie eller helg, og at målt NO_x-konsentrasjon dermed varierer mellom disse dagene. I tillegg kan variabler for helg og ferie fange opp sesongmessige svingninger i trafikken, slik som høyere

eller lavere helgetrafikk, samt sesongmessige variasjoner mellom helg, helligdager og hverdager i strømprisen – om det eksisterer noen. Tre dummyvariabler skal fange opp effekten av helligdager og helg på NO_x-utslipp: En dummy for alle lørdager, *lørdag*, en dummy for søndager, *søndag*, og en dummy for alle feriedager, kalt *helligdag*. Hverdager er referansevariabelen. I *helligdag* inngår vinterferien, som er uke 8 i Bærum, og juleferien for de gjeldende årene.

Trafikkmengde

Trafikk er en av de viktigste årsakene til utslipp av NO_x i Norge, og mengde trafikk påvirker derfor trolig mengde målt NO_x-konsentrasjon på Bekkestua (NO_x-fondet, u.å.). I tillegg er det nærliggende å tro at trafikkmengde avhenger noe av bensin- og drivstoffpriser. Også strømpriser varierer med prisen på fossilt brensel (Energifakta Norge, 2024). Fordi trafikkmengde har en direkte effekt på målt NO_x-konsentrasjon og kan korrelere med strømpriser, er en variabel for trafikk inkludert i modellen.

Trafikkdataen er hentet fra Statens Vegvesen, og inneholder antall personbiler som passerer målepunktet Bærum Ringstabekk hver dag (Statens Vegvesen, u.å.). Målestasjon Bærum Ringstabekk er den nærmeste trafikkmåleren til NILUs målestasjon for luftkvalitet på Bekkestua. Måleenheten er omgjort til 1000 biler per døgn, og i modellen oppgis mengde trafikk som *trafikk*. Den naturlige logaritmen til trafikkvariabelen brukes i modellen.

Elbiler

Fordi elbiler ikke slipper ut NO_x-gass, vil andelen elbiler i dagstrafikken påvirke mengden NO_x-utslipp. Fordi elbiler bruker elektrisk strøm, kan andelen elbiler om mulig også påvirke strømpriser. Det er derfor inkludert en variabel for andelen elbiler for hvert år av den totale bilparken i Bærum, basert på data fra SSB (2024a). Videre i modellen er andelen elbiler benevnt som *elbil*. Også for andelen elbiler er den naturlige logaritmen brukt i modellen, for å enklere kunne si noe om prosentvis økning i andelen elbiler.

Det bemerkes at variabelen *elbil* er perfekt korrelert med årsummyene, og disse variablene kan derfor ikke være inkludert i samme modell da det vil føre til brudd på antakelse MLR.3 om ingen fullstendig kollinearitet. Elbiler er likevel inkludert i analysen fordi det er ønskelig å se om effekten av årsvariablene på NO_x-utslipp varierer fra effekten andelen elbiler har på NO_x-utslipp. Jeg vil komme tilbake til dette i del 4.3.1.

4.3 Beskrivende statistikk

Beskrivende statistikk er nyttig for å skape et oversiktsbilde av populasjonen som skal undersøkes og kan i del 6 brukes til å bedre forstå resultatene. Tabell 1 presenterer antall observasjoner, gjennomsnitt, standardavvik og minimums- og maksimumsverdi for dataen som inngår i analysen, med unntak av dummyvariablene.

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Std. avvik	Min	Maks
<i>NOx</i>	601	48.38	33.19	3.95	214.70
<i>spotpris</i>	601	0.71	0.40	0.01	3.20
<i>temp</i>	601	0.27	4.46	-11.4	12.6
<i>vind</i>	601	2.57	1.28	0.7	7.1
<i>nedbør</i>	601	2.25	4.25	0	28.3
<i>trafikk</i>	601	8.54	2.12	3.13	12.00
<i>elbil</i>	601	0.27	0.09	0.16	0.45

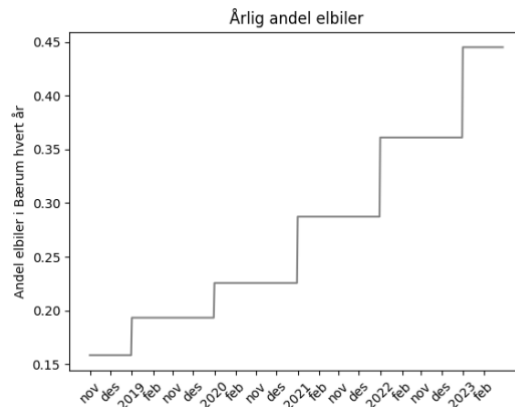
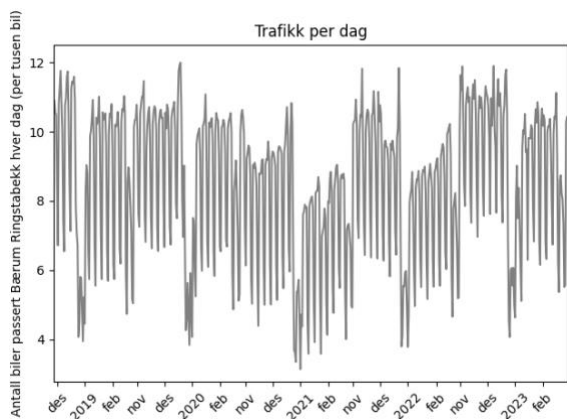
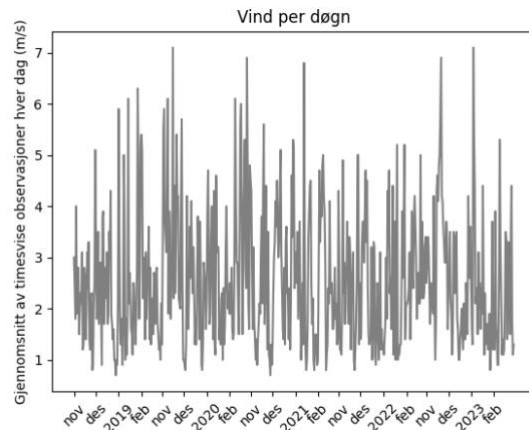
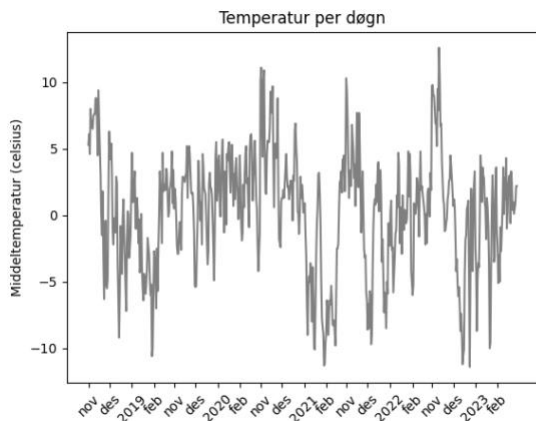
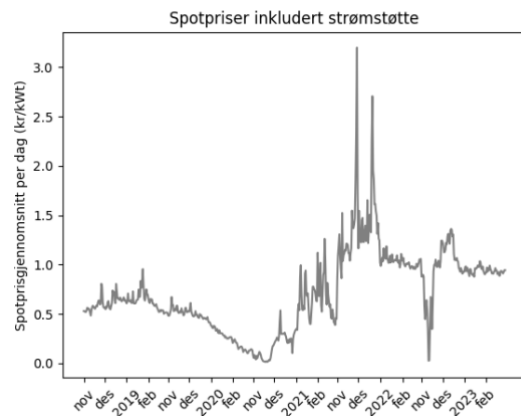
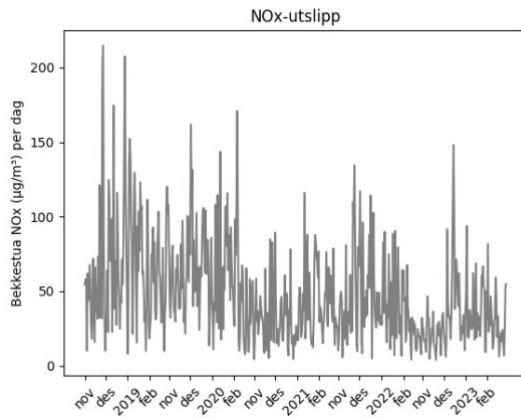
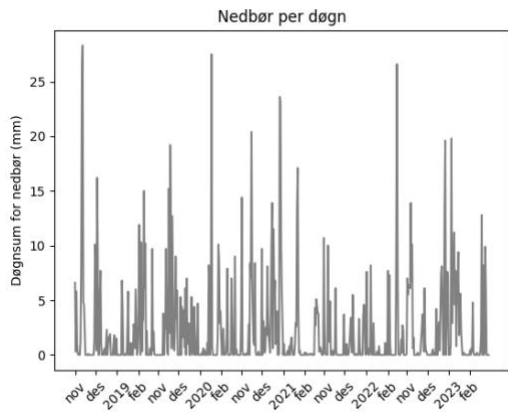
Tabell 1 – Beskrivende statistikk for NOx-utslipp, spotpris med strømstøtte, temperatur, vindstyrke, nedbør, trafikk og andel elbiler. Verdiene av NOx-konsentrasjon, spotpris, trafikk og elbil er her ikke oppgitt i naturlig logaritme.

Det er stor forskjell mellom minimums- og maksimumsverdien til målt NOx-konsentrasjon: Variabelen har en minimumsverdi på 3.95 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ og en maksimumsverdi på 214.70 $\mu\text{g}/\text{m}^3$. Lave konsentrasjonsmål kan muligens være et resultat av at mye vind gjør det vanskelig å måle NOx-gass i lufta, da gassen kan blåse vekk fra målestasjonen. Gjennomsnittsverdien til NOx-utslipp er 33.19 $\mu\text{g}/\text{m}^3$. For spotprisen er minimumsverdien lik 0.01 kr/kWt, mens maksspotpris er 3.20 kr/kWt. Dette er trolig en lavere maksimumsverdi enn hva maksprisen hadde vært uten strømstøtte i samme periode. Videre er gjennomsnittsverdiene for spotpris 0.71 kr/kWt. Verdiene for spotpris virker ikke unormale.

Maksimumstemperaturen er 12.6 grader og minimumstemperaturen -11.4 grader for de aktuelle dagene. Fordi det er *gjennomsnittstemperaturer* for hver dag det er data for, kan temperaturen i løpet av dagen i virkeligheten ha vært kaldere eller varmere enn de gitte maksimums- og minimumsverdiene her. Gjennomsnittsverdien for temperatur i datasettet er 0.27 grader. Maksimum gjennomsnittlig middelvind er 7.1 m/s, og laveste gjennomsnittlig middelvind er 0.7 m/s. I dette datasettet er ikke sterkeste vindkast medregnet, og

middelvindene virker dermed plausible. Maksimumsmengde nedbør som falt i løpet av en dag var 28.3 mm, og det minste som falt var 0 mm. Også dette virker plausibelt. Maksimalt antall biler som passerte målestasjon Bærum Ringstabekk i løpet av en dag var 12 tusen biler, og laveste passert antall biler per dag var 3.13 tusen biler. Gjennomsnittstrafikken var 8.54 tusen biler per dag. Maksimalt antall elbiler som andel av bilparken var 44.5 prosent i 2023, mens minimumandelen var på 15.8 prosent i 2018. Til slutt bemerkes det at NO_x-utslipp har det høyeste standardavviket på 33.19, mens andelen elbiler har det laveste standardavviket på 0.09.

Figur 4 viser grafisk trenden for de ulike variablene fra november 2018 til februar 2023. Alle måneder som ikke inngår i analysen er utelatt i figuren, slik at figuren kun viser vintermånedene november, desember, januar og februar for de gitte årene. Det er også inkludert en graf for spotprisen uten strømstøtte, for å sammenlikne effekten strømstøtten har på spotprisen. Enkelte ting er verdt å bemerke seg fra figur 4: Trafikk viser tegn på sesongvariasjoner, ved at trafikken er høyere på ukedager enn i helger, samt at det er lavere trafikk i januar enn resten av månedene. Inkludering av strømstøtte gjør at kurven for spotpriser varierer mindre fra desember 2021 og utover. Vi ser også at maksimumsverdien for spotpris eksklusiv strømstøtte er i desember 2022, mens maksimumsverdien for spotpris medregnet strømstøtte er i november 2021. For de værmessige dataene er det stor variasjon mellom dataene, og det er vanskelig å se ut ifra figuren om det er tegn på sesongmessige gjentakelser. Til slutt bemerkes det at andel elbiler ut ifra bilparken har økt for hvert år. Alt i alt virker ikke dataverdiene unormale, og virker intuitivt sannsynlige grunnet variasjoner i klima, spotpris og trafikk.



Figur 4 – Grafisk framstilling av mengde nedbør, NOx-utslipp, spotpriser uten og med strømstøtte, temperatur, vind og trafikk per døgn. Dataen gjelder for november 2018 til og med februar 2023, hvorav kun månedene november, desember, januar og februar er inkludert.

4.3.1 Korrelasjon

Tabell 2 viser korrelasjonsmatrisen for datasettet. Korrelasjonen mellom to variabler har en verdi mellom -1 og 1, hvorav en korrelasjon nærme 1 indikerer en sterk positiv korrelasjon og en korrelasjon nærme -1 antyder en sterk negativ korrelasjon. Korrelasjoner nærme 0 tyder på svak eller ingen korrelasjon mellom variablene (Wooldridge, 2013, s. 95). Høy grad av korrelasjon mellom to variabler omtales som multikollinearitet, og er ikke ønskelig da det kan gjøre estimatene i regresjonsmodellen upresise, samt gjøre det vanskeligere å avgjøre om resultatene i modellen er statistisk signifikante. Derfor ønsker jeg å undersøke om det er multikollinearitet mellom modellens uavhengige interessevariabel og andre variabler før jeg foretar regresjonsanalysen.

Modellens uavhengige interessevariabel, spotpris, har en svært sterk negativ korrelasjon med årsvariabelen i 2022 – korrelasjonen er på -0.76. I en modell som inneholder begge variablene vil det være vanskelig å presist skille effekten av *spotpris* på NOx-konsentrasjon fra *år2022*. Spotprisene er også nokså høyt korrelert med flere av de andre årsvariablene, samt med variabelen for elbil. Derfor, for å undersøke hvordan spotpris påvirkes av høy grad av kollinearitet, samt å unngå å bryte med MLR.3 slik nevnt i del 4.2, ønsker jeg å analysere to lineære regresjoner: En modell som inneholder alle årsvariablene men utelater variabelen for andel elbiler, og en annen modell som inkluderer elbilvariabelen, men utelater årsvariablene.

Følgende to modeller vil bli estimert:

$$\begin{aligned} (1) \log(NOx) = & \beta_0 + \beta_1 \log(spotpris_i) + \beta_2 temp + \beta_3 vind + \beta_4 nedbor + \beta_5 \text{år}2019 \\ & + \beta_6 \text{år}2020 + \beta_7 \text{år}2021 + \beta_8 \text{år}2022 + \beta_9 \text{år}2023 \\ & + \beta_{10} des + \beta_{11} jan + \beta_{12} feb + \beta_{13} lordag + \beta_{14} sondag + \beta_{15} helligdag \\ & + \beta_{16} \log(trafikk) + u \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2) \log(NOx) = & \beta_0 + \beta_1 \log(spotpris_i) + \beta_2 temp + \beta_3 vind + \beta_4 nedbor \\ & + \beta_{10} des + \beta_{11} jan + \beta_{12} feb + \beta_{13} lordag + \beta_{14} sondag + \beta_{15} helligdag \\ & + \beta_{16} \log(trafikk) + \beta_{17} \log(elbil) + u \end{aligned}$$

Her er u er andre faktorer som påvirker NO_x-konsentrasjon som ikke er inkludert i modellen. Likning (1) og (2) er likninger av den sanne populasjonsmodellen, hvor betakoeffisientene er populasjonsparametre. I del 5 som nå følger vil jeg finne estimater for de sanne populasjonsparameterne og teste om estimatene kan si noe om den sanne populasjonsmodellen.

	log (NOx)	log(spot- pris)	temp	vind	nedbør	des	jan	feb	lørdag	søndag	helligdag	log (trafikk)	log(elbil)	År2019	År2020	År2021	År2022	År2023	
log (NOx)	1																		
log(spot- pris)	0,11	1																	
temp	-0,32	-0,42	1																
vind	-0,54	-0,11	0,20	1															
nedbør	-0,16	-0,12	0,27	0,14	1														
des	0,10	0,12	-0,17	-0,08	0,04	1													
jan	0,10	0,11	-0,20	-0,05	-0,06	-0,35	1												
feb	-0,11	-0,01	-0,04	0,04	-0,06	-0,33	-0,33	1											
lørdag	-0,13	-0,03	-0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	1										
søndag	-0,32	-0,03	0,01	-0,02	-0,01	0,00	0,01	0,00	-0,17	1									
hellig-dag	-0,17	-0,03	0,03	-0,04	0,03	0,20	-0,16	0,21	-0,03	0,12	1								
log (trafikk)	0,35	0,09	0,08	0,04	0,00	-0,07	-0,11	-0,05	-0,34	-0,54	-0,54	1							
log (elbil)	-0,34	0,39	-0,12	-0,02	-0,05	-0,19	0,20	0,18	0,00	0,00	-0,02	-0,04	1						
År2019	0,28	0,00	-0,06	0,04	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,07	-0,47	1					
År2020	-0,08	-0,76	0,31	0,09	0,07	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	-0,01	-0,06	-0,23	-0,25	1				
År2021	0,00	0,30	-0,26	-0,05	-0,12	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,15	0,16	-0,25	-0,25	1			
År2022	-0,23	0,30	0,00	0,05	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	-0,01	0,04	0,52	-0,25	-0,25	-0,25	1		
År2023	-0,13	0,20	-0,05	-0,08	0,02	-0,19	0,20	0,19	-0,01	0,01	0,00	0,04	0,57	-0,16	-0,17	-0,16	-0,16	1	

Tabell 2 – Korrelasjonsmatrise for datasettet.

5 – REGRESJONSANALYSE

For å undersøke om det er en positiv sammenheng mellom strømpriser og NO_x-konsentrasjon, blir det i denne delen presentert to regresjonsmodeller. Modellene er estimert ved bruk av OLS gjennom programmeringsverktøyet Thonny og kodespråket Python, og basert på datasettet presentert i del 4. Fordi heteroskedastisitet er tilstedeværende i modellen (se Appendix C for utredelse), brukes robust estimering av standardfeilene i denne oppgaven slik at standardfeilene blir gyldige og mulig å trekke slutninger fra (Heiss & Brunner, 2020, s. 165). Robust estimering gjøres ved bruk av Whites metode for robuste standardfeil.

I del 5.1 blir de to modellene presentert og resultatene tolket. Hypotesetesting brukes for å undersøke om pris på strøm har en positiv effekt på NO_x-konsentrasjon gitt et 95 prosent konfidensnivå i de to ulike modellene. I del 5.2 undersøkes det om antakelsene for OLS som ble gjennomgått i del 3, holder. Antakelse MLR.1 til MLR.4 er viktige for at modellens koeffisienter skal være forventningsrette estimater av populasjonskoeffisientene, mens MLR.5, MLR.6 og TS.5 er viktig for å kunne trekke riktige slutninger fra analysen.

5.1 Modellene

Regresjonsresultatet for modellene er vist i tabell 3. For hver uavhengige variabel er det oppgitt en koeffisient for hver delmodell som viser hvilken effekt den uavhengige variabelen har på mengde NO_x-konsentrasjon som måles. Er koeffisienten positiv, fører en økning i den uavhengige variabelen til økt målt NO_x-konsentrasjon – og motsatt for negative koeffisienter. I parentesene er standardfeilene til koeffisientene oppgitt. Standardfeilene øker dersom variabelen korrelerer med andre variabler, og brukes til å utregne koeffisientens statistiske signifikans. P-verdien til koeffisientene, og dermed også hvor signifikant koeffisientene er – det vil si til hvilken grad sammenhengen vi har funnet i koeffisienten er sannsynlige for å gjelde populasjonen – er oppgitt i stjerner. En stjerne betyr at koeffisientene vil være statistisk signifikant ved et 10 prosent signifikansnivå – det er 10 prosent sannsynlighet for å avvise nullhypotesen om at koeffisienten ikke har noen effekt på målt NO_x-konsentrasjon når nullhypotesen er sann. To stjerner betyr at p-verdien er mindre enn 5 prosent, mens tre stjerner betyr at p-verdien er mindre enn 1 prosent. Ved tre stjerner er det altså lavere sannsynlighet for å avvise nullhypotesen dersom den skulle være sann. Nederst i hver tabell er antall observasjoner i hver modell oppgitt, samt den justerte determinasjonskoeffisienten, justert R².

<i>Avhengig</i>	<i>variabel:</i>	<i>log (NOx)</i>
	(1)	(2)
<i>konstant</i>	3.780*** (0.346)	1.930*** (0.305)
<i>log(spotpris)</i>	0.099** (0.039)	0.068*** (0.026)
<i>temp</i>	-0.032*** (0.005)	-0.033*** (0.005)
<i>vind</i>	-0.293*** (0.016)	-0.289*** (0.017)
<i>nedbør</i>	-0.006 (0.004)	-0.005 (0.004)
<i>år2019</i>	0.084 (0.072)	
<i>år2020</i>	-0.144* (0.086)	
<i>år2021</i>	-0.462*** (0.074)	
<i>år2022</i>	-0.694*** (0.071)	
<i>år2023</i>	-0.847*** (0.087)	
<i>des</i>	0.047 (0.059)	0.063 (0.057)
<i>jan</i>	0.220*** (0.061)	0.278*** (0.056)
<i>feb</i>	0.062 (0.054)	0.111* (0.051)
<i>lørdag</i>	-0.199*** (0.066)	-0.187*** (0.065)
<i>søndag</i>	-0.485*** (0.083)	-0.467*** (0.079)
<i>helligdag</i>	-0.105 (0.074)	-0.095 (0.073)
<i>log(trafikk)</i>	0.497*** (0.139)	0.545*** (0.126)
<i>log(elbil)</i>		-1.008*** (0.067)
Observasjoner	601	601
Justert R ²	0.675	0.667
Merk: * p<0.1	** p<0.05	*** p<0.01

Tabell 3 – Regresjonsresultat for modell 1 og modell 2

5.1.1 Modell 1 – Årsvariabler inkludert

Kolonne (1) i tabell 3 viser resultatet for en lineær regresjonsmodell med logaritmen til NO_x-konsentrasjon som avhengig variabel, logaritmen av spotpris som uavhengig variabel av interesse og årsummyer, klimavariabler, helge- og feriedummyer, månedsdummyer og trafikkvariabel som kontrollvariabler. Det observeres fra kolonne (1) at spotpris, 2019, trafikk og månedsvariablene fører til en økning i målt NO_x-konsentrasjon, mens klimavariablene, årene 2020-2023 og helg- og feriedummyene fører til redusert målt NO_x-konsentrasjon. Videre er den justerte determinasjonskoeffisienten i modell (1) 0.675, som betyr at 67.5 prosent av variasjonen i NO_x-konsentrasjon kan forklares i denne regresjonsmodellen. Følgende er en tolkning av resultatene i modell (1).

Konstantleddet

Konstantleddet viser at dersom alle andre variabler er lik 0, og dummyvariablene er på sitt referansenivå (det vil si en ukedag i november 2018), så vil den naturlige logaritmen til NO_x-konsentrasjonen være lik 3.780. Det tilsvarer en konsentrasjon av NO_x i lufta på 43.8 µg/m³. Når den naturlige logaritmen til spotpris, trafikk og elbil er lik null, betyr det i praksis at verdien på trafikk, spotpris og elbil er lik 1. Konstantleddet har liten annen praktisk betydning enn å vise nivået på NO_x-konsentrasjon på ukedager i november 2018, når alle variabler er lik null.

Spotpris

Koeffisienten til spotpris viser at en 1 prosent økning i gjennomsnittspotprisen per dag øker NO_x-konsentrasjonen med 0.099 prosent, alt annet holdt likt. Standardfeilen til koeffisienten er ved 0.039. Det vil nå bli testet ved et 95 prosent signifikansnivå om denne sammenhengen også kan gjelde populasjonen. Hypotesene som skal testes er formulert som følger:

H_0 : Spotpris har ingen eller negativ effekt på målt NO_x – konsentrasjon

H_A : Spotpris har positiv effekt på målt NO_x – konsentrasjon

$$H_0: \beta_1 \leq 0$$

$$H_A: \beta_1 > 0$$

Av tabell 2 observeres det at p-verdien til spotpriskoeffisienten er under 0.05. Det betyr at nullhypotesen kan avvises ved et 5 prosent signifikansnivå. Alternativhypotesen om at

spotpris har en positiv effekt på målt NO_x-konsentrasjon aksepteres. Altså gjelder funnene gjort i modell (1) populasjonen ved et 5 prosent signifikansnivå.

Klimavariabler

En økning i gjennomsnittstemperaturen per dag med en grad reduserer NO_x-konsentrasjon med 3.2 prosent, alt annet likt. Dette er som forventet: Kalde dager fører til økt vedfyring og dermed økt NO_x-konsentrasjon i lufta. Tabell 1 viser at koeffisienten for temperatur har en p-verdi lavere enn 0.01. Nullhypotesen om at temperatur ikke har noen effekt på målt NO_x-konsentrasjoner kan derfor avvises, og resultatene er statistisk signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå.

Dersom gjennomsnittet av middelvinden per dag øker med 1 m/s, reduseres NO_x-konsentrasjon med 29.3 prosent, alt annet holdt likt. P-verdien til koeffisienten er lavere enn 0.01, og effekten av vind på NO_x-konsentrasjon er derfor statistisk signifikant det gitte 5 prosent signifikansnivået. Dersom vindstyrken er ved gjennomsnittsverdien gitt i tabell 1 på 2.57 m/s, fører vinden til at målt konsentrasjon av NO_x reduseres med 75.3 prosent, alt annet likt. Dette kan få store konsekvenser for hvor mye av NO_x-utslippene som faktisk blir målt, noe som vil bli diskutert i del 6.

Dersom total nedbør per dag øker med 1 mm, faller NO_x-konsentrasjon med 0.6 prosent, alt annet holdt likt. Med andre ord påvirker ikke nedbør konsentrasjonen av NO_x bemerkelsesverdig. Effekten av mengde nedbør per dag på NO_x er ikke statistisk signifikant.

Årsvariabler

I 2019 var NO_x-konsentrasjonene 8.4 prosent høyere enn i referanseåret 2018, alt annet likt. 2020 hadde 14.4 prosent lavere nivå av konsentrasjoner enn 2018, mens 2021 hadde 46.2 prosent lavere konsentrasjonsnivå, alt annet likt. I 2022 er konsentrasjonen enda lavere sammenliknet med 2018, med 69.4 prosent lavere konsentrasjon. 2023 har lavest konsentrasjon under 2018-nivå, med 84.7 prosent lavere konsentrasjon av NO_x enn referanseåret. Det er altså en nedgang i målt NO_x-konsentrasjon fra 2020 og utover, alt annet likt. Lavere utslipp av NO_x kan komme av økt andel elbiler av trafikken for hvert år, samt avgifter på NO_x-utslipp og utslippsreduksjonsavtaler som industri må forholde seg til. Koeffisientene for 2019 og 2020 er ikke statistisk signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå. Vi kan derfor ikke konkludere med at årene 2019 og 2020 har en effekt på målt NO_x-

konsentrasjon i den samme populasjonen. Årene 2021 – 2023 har derimot en negativ effekt på NOx-konsentrasjon som er gyldig ved det gitte 5 prosent signifikansnivået.

Månedsvariabler:

Månedsvariablene er inkludert i modellen for å fange opp sesongmessige variasjoner i NOx-utslipp. Kun i januar er effekten på NOx-utslipp statistisk signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå, hvorav januar har 22 prosent høyere målt konsentrasjon av NOx enn det november har, alt annet likt. Fra figur 4 vet vi at trafikkmengde har en nedgang i januar hvert år, så økningen i NOx-konsentrasjon i januar sammenliknet med november kan ikke være forårsaket en økning i biltrafikk. Videre viser figur 4 at for enkelte av årene hadde januar lavere temperaturer enn de andre månedene, noe som kan ha ført til et økt oppvarmingsbehov, mer vedfyring og dermed høyere NOx-konsentrasjon i januar enn november. Desember har 4.7 prosent høyere konsentrasjon av NOx enn november, alt annet likt, men effekten er ikke statistisk signifikant. Konsentrasjonen av NOx-gass i februar er 7 prosent høyere enn konsentrasjonen i november, dog heller ikke statistisk signifikant.

Helg og helligdager

Dersom det er lørdag, er NOx-konsentrasjonen 19.9 prosent lavere enn hverdager, alt annet likt. På søndager er NOx-konsentrasjonen 48.5 prosent lavere enn på hverdager, alt annet likt, mens i helligdager er konsentrasjonen 10.5 prosent lavere. Trolig fanger disse koeffisientene opp effekten av redusert trafikkmengde i helgene og helligdager på NOx-konsentrasjon, samt andre effekter forårsaket for eksempel av mindre industriproduksjon eller endringer i fyringsvaner. Effekten av lørdag og søndag på NOx-konsentrasjon er statistisk signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå, mens effekten av helligdag ikke er statistisk signifikant og er derfor ikke gjeldende for populasjonen gitt kriteriene i denne oppgaven.

Trafikk

En økning i trafikk per tusen biler på 1 prosent øker NOx-konsentrasjonen med 0.497 prosent, alt annet likt. At økt trafikkmengde fører til økt utslipp av NOx-gasser er også plausibelt. Effekten av trafikk på NOx-konsentrasjonen er statistisk signifikant ved et 5 prosent betydningsnivå, da p-verdien til trafikkmengde er mindre enn 0.01. Den positive effekten funnet her mellom trafikk og NOx-konsentrasjon er gyldig for populasjonen ved et 95 prosent konfidensnivå.

5.1.2 Modell 2 – Elbil inkludert

I modell 2 er uavhengig variabel av interesse fortsatt logaritmen av spotpris, avhengig variabel er logaritmen av målt NO_x-konsentrasjon, mens kontrollvariablene nå er værvariablene, månedsvariablene, helg- og feriedummyer, samt elbil- og trafikkvariabler. Regresjonsresultatene er vist i tabell 3, kolonne (2). Effekten av de ulike variablene på målt NO_x-konsentrasjon er nokså lik som i modell (1), men her observeres det i tillegg at en økning i andelen elbiler vil redusere målt konsentrasjon av NO_x. Følgende er tolkningen av resultatene i modell (2).

Koeffisienten

Koeffisienten viser den naturlige logaritmen av NO_x-konsentrasjon i lufta for ukedager i november 2018, hvor alle andre variabler er lik null. Da er $\log(NO_x)$ lik 1.930, noe som tilsvarer konsentrasjon av NO_x-partikler i lufta lik 6.9 $\mu\text{g}/\text{m}^3$. Koeffisienten er av liten tolkningsbetydning ellers.

Spotpris

Når gjennomsnittsprisen på strøm per dag øker med 1 prosent, forventes målt NO_x-konsentrasjonen å øke med 0.068 prosent, alt annet likt. Standardfeilen er 0.026. Det bemerkes at den forventede effekten av strømpris er noe lavere enn i modell (1), samt at standardfeilen er lavere. Dette kan være signaler på at estimatet i modell (1) er mer upresist grunnet høy korrelasjon mellom strømpris og årsvariablene (Wooldridge, 2013, s. 271). Effekten av spotpris på NO_x-konsentrasjoner er også her statistisk signifikant, og forventes å gjelde populasjonen.

Temperatur, vind og nedbør

Ifølge modell (2) forventes det at en økning i gjennomsnittstemperaturen per dag med 1 grad reduserer konsentrasjonen av NO_x i lufta med 3.3 prosent, alt annet likt. Dersom gjennomsnitt av middelvinden per dag øker med 1 m/s, forventes NO_x-konsentrasjonen i lufta å reduseres med 28.9 prosent alt annet likt. Effekten av vind og temperaturendringer på NO_x-konsentrasjon er statistisk signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå fordi p-verdiene til begge koeffisientene er lavere enn 0.01. Dersom total mengde nedbør per dag øker med 1 mm, forventes NO_x-konsentrasjonen i lufta å falle med 0.6 prosent, alt annet likt. Dog er ikke effekten av nedbør på målt NO_x-konsentrasjon i lufta statistisk signifikant. Koeffisientene og

standardfeilene for klimaestimatene endrer seg lite når andre uavhengige variabler blir lagt til eller trukket fra, og resultatene i modell (2) er ganske likt resultatene i modell (1).

Månedsvariabler for desember, januar og februar

Konsentrasjonen av NO_x forventes å være 6.3 prosent høyere i desember enn i november, alt annet likt, 27.8 prosent høyere i januar enn november og 11.1 prosent høyere i februar.

Koeffisientene for månedene har økt og standardfeilene er redusert fra modell (1), noe som kan tyde på at det i modell (2) er lavere korrelasjon mellom måneder og de andre uavhengige variablene. I tillegg, fordi årsvariablene ikke lenger fanger opp årsvariasjoner, kan det føre til endring i månedsparemetene. Kun effekten av januar på NO_x-konsentrasjon er statistisk signifikant gitt et 5 prosent signifikansnivå.

Helg og helligdager

Dersom det er lørdag, faller konsentrasjonen av NO_x med 18.7 prosent sammenliknet med hverdager, mens konsentrasjonen faller med 46.7 prosent på søndager, alt annet likt. Dersom det er helligdager faller NO_x-konsentrasjonen med 9.5 prosent, alt annet likt – dog denne effekten på NO_x-konsentrasjonen er ikke statistisk signifikant. Sammenliknet med koeffisientene i modell (1), er effekten av helligdager og helg på NO_x-konsentrasjon noe redusert når årsvariabler er utelatt.

Trafikk

Dersom trafikkmengden øker med 1 prosent, forventes NO_x-konsentrasjon i lufta å øke med 0.545 prosent, alt annet likt. Effekten trafikkmengde har på NO_x-konsentrasjon er statistisk signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå fordi p-verdien er lavere enn 0.01. Nå som effekten av elbil på NO_x-konsentrasjon er inkludert i modellen, er virkningen diesel- og bensintrafikk har på NO_x-utslipp bedre isolert, og dermed øker koeffisienten.

Elbil

Dersom andelen elbiler i den totale bilparken øker med 1 prosent, reduseres konsentrasjonen av NO_x med 1.008 prosent, alt annet likt. Det er plausibelt at elbiler har en negativ effekt på NO_x-konsentrasjon, da elbiler ikke slipper ut NO_x slik diesalbiler og bensinbiler gjør. Effekten elbiler har på NO_x-konsentrasjonen er statistisk signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå, slik at det kan forventes at sammenhengen funnet her er gjeldende for populasjonen.

Fra 2022 til 2023 økte andelen elbiler i bilparken med 18,9 prosent - fra å utgjøre 36.1 prosent av den totale bilparken i Bærum til å utgjøre 44.5 prosent. Ifølge denne estimerte modellen, skulle det ha redusert NO_x-utslipp med 19.5 prosent fra 2022 til 2023. Bruker vi årskoeffisientene estimert i modell (1) sank utslippene fra 2022 til 2023 med 22 prosent, alt annet likt. Dersom begge modellene er estimert riktig, fanger årsvariablene opp ytterligere faktorer som fører til reduserte NO_x-målinger, og ikke kun utslippskutt forårsaket av økt andel elbiler i Bærum.

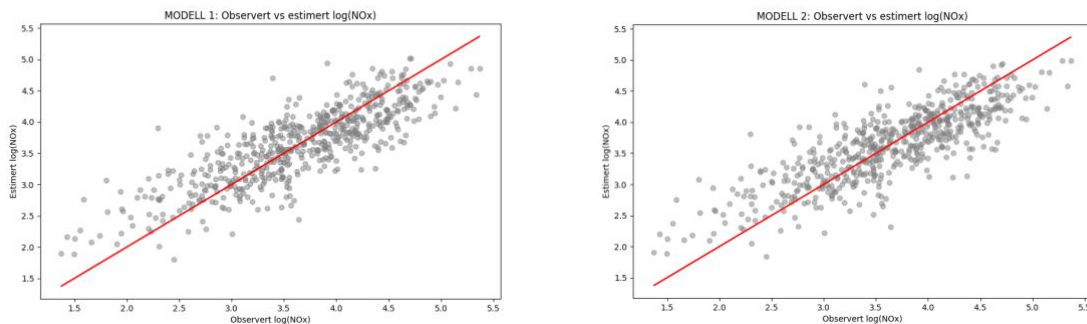
Funnene i modell (1) og modell (2) er nokså like, men det er tendenser til at variabler som korrelerer med elbiler eller årskoeffisientene endrer seg noe mellom de to modellene. Begge modellene har likt antall observasjoner, men modell (2) har noe lavere forklaringsgrad enn modell (1) – henholdsvis determinasjonskoeffisienter med verdi 0.667 og 0.675. Modell (1) kan dermed være en noe bedre modell til å forklare variasjoner i målt NO_x-konsentrasjon enn modell (2). Interessevariabelen, spotpris, ser ut til å påvirkes noe av den høye korrelasjonen med årsvariablene, og har i modell (1) noe høyere forventet effekt på målt NO_x-konsentrasjon enn i modell (2). Videre har jeg funnet at økte spotpriser i begge modellene fører til økte konsentrasjoner av målt NO_x-gass i populasjonen ved et 5 prosent signifikansnivå. Modell (2) har lavere p-verdi enn modell (1), så det er større sannsynlighet for at den positive sammenhengen mellom målt NO_x-konsentrasjon og strømpriser er representativ for populasjonen i modell (1) enn modell (2). Videre, for at man skal kunne stole på resultatene funnet her, må antakelsene som ble formidlet i del 3 holde.

5.2 Gjennomgang av OLS-antakelsene

I. MLR.1 – Linearitet

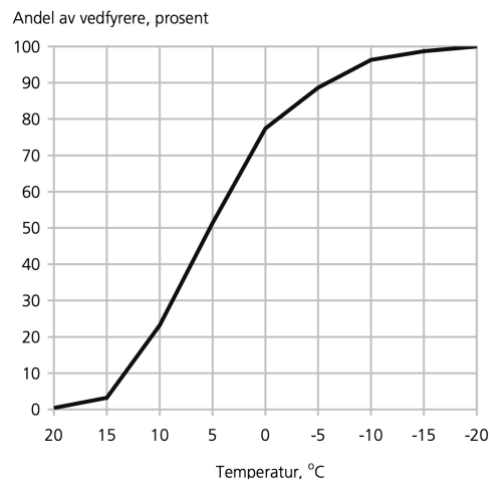
Det vil nå bli testet om modellene er lineær i parameterne – med andre ord om sammenhengen mellom logaritmen til NO_x-konsentrasjon og de ulike uavhengige variablene kan beskrives lineært. Dersom det ikke eksisterer en lineær sammenheng, vil det ikke være mulig å bruke multippel lineær regresjon til å beskrive variasjonen i målt NO_x-konsentrasjon slik gjort i del 5.1 (Macaluso, 2018).

For å teste om betaparameterne er lineære, er sammenhengen mellom observerte og estimerte log (NO_x)-verdier i modell (1) og (2) plottet inn i figur 5.



Figur 5 – Logaritmisk observerte målinger versus logaritmisk estimerte målinger av NO_x-konsentrasjon, for modell (1) og (2).

I figur 5 er x-aksen logaritmen av *observert* NO_x-konsentrasjon, mens y-aksen viser logaritmen av *estimert* NO_x-konsentrasjon. Punktene i figuren viser forholdet mellom estimert og observert verdi, og dersom modellen er helt riktig estimert vil estimert verdi tilsvare observert verdi av NO_x-konsentrasjon. Ideelt sett vil da alle punktene ligge rundt den diagonale 45-graderslinja (Macaluso, 2018). Både i modell (1) og modell (2) ligger mange av punktene rundt 45-graderslinja og ser ut til å følge en lineær trend. Likevel, i figur 5 observeres det at den estimerte modellen overestimerer lave konsentrasjoner av NO_x og underestimerer høye konsentrasjoner av NO_x for begge modellene. Dette kan være et resultat av ikke-lineære sammenhenger mellom NO_x-konsentrasjon og enkelte av de uavhengige variablene. For eksempel anslår Haakonsen og Kvingedal at sammenhengen mellom vedfyring og temperatur ikke kan beskrives lineært, men eksponentielt – se figur 6 (2001). Dog kan også det at punktene ikke følger 45-graderslinja være et resultat av andre faktorer, som for eksempel høy multikorrelasjon som gjør det vanskelig å presisere effekten av en uavhengig variabel på NO_x-konsentrasjon (Wooldridge, 2020, s. 80-82). For nå kan vi konkludere med at fordi det ikke er sikkert at det eksisterer en lineær sammenheng mellom NO_x-konsentrasjon og de uavhengige variablene, så må vi være forsiktige med tolkningen av koeffisientene.



Figur 6 – Hvor kaldt det er når folk begynner å fyre. Sammenhengen mellom andel vedfyrere og temperatur er ikke lineær, men eksponentiell. Figur fra «Utslipp til luft fra vedfyring i Norge» av Haakonsen & Kvingedal, 2001, s. 11, (https://ssb.brage.unit.no/ssb-xmloi/bitstream/handle/11250/3017549/rapp_200136.pdf?sequence=1)

II. MLR.2 – Tilfeldig utvalg

Den andre antakelsen som må holde sier at utvalget fra populasjonen må være tilfeldig utvalgt, slik at hver observasjon fra populasjonen har lik sannsynlighet for å bli plukket ut (46, s. 80). Denne studien er en tidsserieanalyse, noe som innebærer at det er mange observasjoner av de samme objektene over tid (Wooldridge, 2013, s. 344-345). For eksempel er målingene av NO_x-konsentrasjon alle hentet fra Bekkestua, men på ulike tidspunkt. Fordi observasjonene er av de samme objektene, «kan fortiden påvirke fremtiden» og utvalget er ikke tilfeldig (Wooldridge, 2013, s. 344). Antakelse MLR.2 er derfor problematisk når det gjelder tidsserieanalyser, og funnene i denne studien vil kun være representativt for Bekkestua i Bærum i vintermånedene. En må derfor være forsiktig med å trekke generelle konklusjoner fra studiens resultater.

III. MLR.3 – Ingen fullstendig kollinearitet

Den tredje antakelsen som må holde sier at det ikke kan finnes fullstendig lineær kollinearitet mellom noen av de uavhengige variablene. Tabell 2 i del 4.2.1 viser korrelasjonsmatrisen for alle variablene inngått i denne oppgaven. Det er ingen perfekt korrelasjon – det vil si, korrelasjon tilnærmet 1 eller -1 – mellom noen av variablene i korrelasjonsmatrisen, med unntak av elbiler og årsvariablene som allerede er gjort rede for.

Ved å se på VIF (Variance Inflation Factor på engelsk) kan det undersøkes nærmere om hver av de uavhengige variablene i høy grad kan beskrives av de andre variablene. Likningen for VIF er gitt ved:

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

Hvor j indikerer hvilken uavhengig variabel vi undersøker, og R_j^2 viser hvor mye av variasjonen i variabel j som kan forklares av de andre uavhengige variablene. Høy R_j^2 indikerer høy grad av kollinearitet mellom variablene, og det er derfor ønskelig med lav R_j^2 . Fordi VIF er et viktig ledd i likningen for å utregne varians, og varians igjen er viktig for å estimere presise estimater og beregne statistisk signifikans, er det essensielt at VIF i denne studien er lav. (Wooldridge, 2013, s. 94-98)

Tabell 4 viser matrise for VIF-resultatene til hver koeffisient i de to modellene. Ifølge Wooldridge bør ikke VIF overstige en verdi på 10 (Wooldridge, 2013, s. 98). Er VIF høyere enn 10, kan 90 prosent av variasjonen i en variabel forklares av de andre variablene, og det er høy grad av multikollinearitet. I denne oppgaven overstiger ingen variabler denne grenseverdien for VIF. Det eksisterer dermed ingen fullstendig kollinearitet i modell (1) og (2), og antakelse MLR.3 overholdes. Likevel eksisterer det høy grad av multikollinearitet mellom flere variabler som kan observeres i tabell 2. Høyest er korrelasjonen mellom variablene *spotpris* og *år2020*, men også mellom variablene *log(trafikk)* og *lørdag, søndag og helligdag* eksisterer høy grad av kollinearitet. Dette kan gjøre estimatene upresise, og bør tas hensyn til ved tolkning av resultatene i denne studien (Wooldridge, 2020, s. 80-82).

<i>VIF-test</i>		
Variabler	(1)	(2)
log(spotpris)	3.602	1.554
temp	1.664	1.615
vind	1.078	1.059
nedbør	1.118	1.107
y2019	2.608	
y2020	4.143	
y2021	2.965	
y2022	2.737	
y2023	2.283	
des	2.192	1.951
jan	2.391	1.997
feb	2.072	1.875
lørdag	1.963	1.828
søndag	2.489	2.280
helligdag	2.459	2.280
log(trafikk)	4.911	4.198
log(elbil)		1.359

Tabell 4 – VIF-test for modell (1) og (2).

IV. MLR.4 – Nullbetinget middelvei

Antakelsen om nullbetinget middelvei sier at feilestimatet u skal ha en forventet verdi på null for enhver verdi av de uavhengige variablene, og med andre ord ikke er korrelert med noen av de uavhengige variablene. Antakelse MLR.4 brytes gjerne dersom en faktor i feilestimatet korrelerer både med den avhengige variabelen y og den uavhengige variabelen x (Wooldridge, 2020, s. 82-83).

I modell (1) utelates variabelen *elbil* fra modellen, mens i modell (2) utelates årsvariablene. Når variabler utelates i modellen, inngår effekten de har på målt NO_x-konsentrasjon i

feilestimatet. Utelatelse av *elbil* vil ikke skape skjevhet siden årsummene perfekt beskriver elbilvariabelen, mens utelatelse av årsvariablene kan lage skjevhet hvis de fanger opp andre forhold enn elbilvariabelen. I del 5.1.2 viste jeg at 2023 fanger opp andre forhold på NO_x-konsentrasjon, og dette kan mulig også gjelde de andre årsvariablene. Fordi årsvariablene korrelerer med spotpris-variabelen, korrelerer feilestimatet med spotprisvariabelen i modell (2). Dette gjør at antakelse MLR.4 ikke holdes i modell (2), og estimatene i modellen vil dermed ikke være forventningsrette.

Også andre utelatte variabler fra modellen kan gjøre at feilestimatet korrelerer med de uavhengige variablene. Pris på fossilt brensel kan, om for eksempel det er høye priser i Europa, påvirke pris på strøm (Energifakta Norge, 2024). Videre, fordi en stor del av menneskeskapte NO_x-utslipp kommer fra forbrenning av fossilt brensel i motorer, vil trolig prisen på fossilt brensel også påvirke målte NO_x-konsentrasjoner – det er plausibelt å anta at veldig høye drivstoffpriser gjør at mengde bilkjøring reduseres noe. Dermed kan pris på fossilt brensel korrelere både med den uavhengige og avhengige variabelen av interesse. Fordi pris på fossilt brensel er en faktor i feilestimatet, kan dette føre til brudd på antakelse MLR.4. På den andre siden, dersom trafikkmengde varierer med endringer i drivstoffpriser, kan drivstoffpriser være indirekte inkludert i modellen og dermed brytes ikke antakelse MLR.4. Om dette gjelder for modellene brukt i denne oppgaven er usikkert.

Også vedpriser kan korrelere med både pris på strøm og utslipp av NO_x-gass. Prisen på ved økte i samme periode som prisen på strøm økte kraftig, blant annet grunnet høyere etterspørsel etter ved som alternativ oppvarmingskilde til strøm (Bergvall, 2022). Samtidig som at vedpriser kan korrelere med strømpriser, påvirker trolig vedpriser konsentrasjonen av målt NO_x-gass i lufta – veldig dyr ved reduserer trolig mengde vedfyring. Det finnes dog lite detaljert data for norske vedpriser, og variabelen er derfor utelatt fra modellen. Dette kan også medføre brudd på antakelse MLR.4.

Antakelse MLR.4 er den viktigste antakelsen for at modellenes estimer skal være forventningsrette – det vil si for at estimatene i snitt skal tilsvare populasjonsparameterne. Fordi MLR.4 ikke holdes i modell (2) og det er usikkert om antakelsen holdes i modell (1), kan estimatene i modell (1) og (2) være unøyaktige, og en må være forsiktig med å trekke konklusjoner fra modellene.

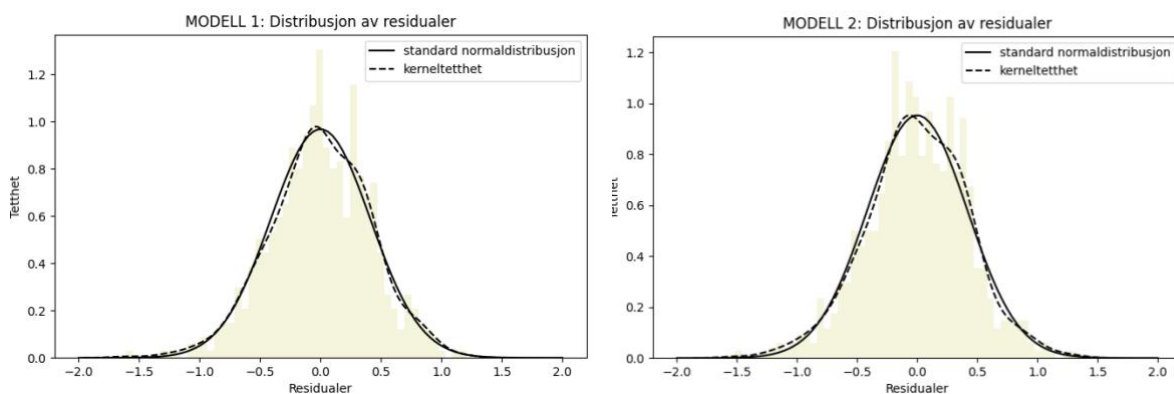
V. MLR.5 – Homoskedastisitet

I Appendiks C påvises det at residualene i modellene har ulik varians for ulike verdier av de uavhengige variablene, noe som betyr at antakelse MLR.5 ikke overholdes og at heteroskedastisitet er tilstedeværende i modellen. Dette kan føre til at standardfeilene i modellene påvirkes, noe som igjen påvirker tolkningen av modellens betydning for populasjonen. Derfor er Whites metode brukt i regresjonsmodellene for å sørge for robust estimering av standardfeilene, som gjør det mulig å trekke riktige slutninger selv om MLR.5 ikke overholdes. Likevel kan også brudd på antakelse MLR.6 og TS.5 gjøre at det ikke lenger er mulig å trekke konklusjoner fra modellenes statistiske signifikans.

VI. MLR.6 – Normalitet

Den sjette antakelsen antar at de uobserverte feilestimatene u er normalt distribuert med en gjennomsnittsverdi null, og er uavhengig av de uavhengige variablene (Wooldridge, 2020, s. 118). Dersom feilestimatene ikke er normalt fordelt, vil ikke det være mulig å bruke t-statistikk for å trekke konklusjoner om populasjonen, fordi t-statistikken da ikke har en t-fordeling (Wooldridge, 2013, s.174).

Distribusjonen av residualene i modell (1) og (2) er vist i figur 7 som histogram. Den stiplede linjen viser distribusjonen av residualene på linjeform (kerneltetthet), mens den heltrukne linjen viser tilsvarende standard normalfordeling (Heiss & Brunner, 2020, s. 38-40). Ingen av modellene ser ut til å avvike stort fra normal fordeling i figur 7, men begge modellene er preget av noe skjevhet. Derfor, for å formelt undersøke om antakelse MLR.6 holder, brukes Jarque-Bera-testen.



Figur 7 – Kerneltetthet (fra engelsk: kernel density) og standard normaldistribusjon av modell (1) og modell (2).

Jarque-Bera-testen sammenlikner skjevheten og kurtosen til residualfordelingen med hva som forventes av en normal fordeling (Khadka, u.å.). Hypotesene som skal testes er som følger:

H_0 : Residualene har en normal distribusjon

H_A : Residualene avviker fra en normal distribusjon

I regresjonsresultatet i Python utledet i del 5.1, oppgis p-verdien ved en Jarque-Bera-test. Dersom p-verdien er lavere enn signifikansnivået på 5 prosent, avvises nullhypotesen om normal fordeling av residualene. P-verdiene i de to modellene er som følger:

Modell (1):

$$p - verdi = 0.038$$

Modell (2):

$$p - verdi = 0.065$$

Fordi p-verdien i modell (1) er lavere enn signifikansnivået på 5 prosent, avvises nullhypotesen om normalfordeling av residualene i modell (1). Modell (2) har en høyere p-verdi enn signifikansnivået, noe som gjør at nullhypotesen ikke avvises. Med andre ord, antakelse MLR.6 brytes i modell (1), og overholdes i modell (2) – residualene i modell (2) kan sies å være normalt fordelt, men ikke i modell (1). Når residualene i modell (1) ikke er normalt fordelt, kan en ikke trekke konklusjoner basert på t-statistikk fra modellen, fordi det ikke forventes at t-statistikken følger en t-distribusjon. En må derfor være forsiktig med å tolke betydningen av resultatene i modell (1).

VII. TS.5 – Ingen seriekorrelasjon

Fordi datasettet brukt i denne oppgaven inneholder tidsserieobservasjoner, må også antakelsen om ingen seriekorrelasjon holde. Det betyr at feilestimatene i to ulike tidsperioder ikke kan være korrelert (Wooldridge, 2020, s. 342). For å teste om modellene inneholder seriekorrelasjon, brukes Durbin-Watson-testen. I regresjonstabellen i Python oppgis Durbin-Watson-statistikken (DW) sammen med regresjonsresultatet. DW-statistikken rangeres fra 0 til 4, hvorav en verdi på 2 indikerer ingen seriekorrelasjon, verdier nær 0 indikerer en positiv

seriekorrelasjon og verdier nær 4 indikerer negativ seriekorrelasjon (47, s. 220-221). For modell (1) og (2) er DW-statistikken som følger:

Modell (1): $DW - statistikk = 1.502$

Modell (2): $DW - statistikk = 1.453$

Begge modellene har DW-statistikk under 2, noe som tyder på positiv seriekorrelasjon mellom residualene. Positiv seriekorrelasjon betyr at feilestimatet i en tidsperiode er positivt korrelert med feilestimatet i en annen tidsperiode, noe som er vanlig i modeller med for eksempel forsinkede variabler (Handelshøyskolen BI, u.å., s. 1). Seriekorrelasjon har vanligvis større effekt på standardfeilene og den statistiske signifikansen til variablene enn det heteroskedastisitet har, og har en tendens til å underestimere den sanne usikkerheten til estimatene, slik at p-verdien burde vært noe høyere (Wooldridge, 2013, s. 439). Modell (2) er mer seriekorrelert enn modell (1) fordi årsvariablene er utelatt, noe som kan forklare hvorfor standardfeilen for spotprisestimatet i modell (2) er så mye lavere enn i modell (1).

Seriekorrelasjon kan dermed også være en årsaksfaktor til at strømpriser i modell (2) er statistisk signifikant ved et 1 prosent signifikansnivå og strømpriser i modell (1) ikke er det, fordi seriekorrelasjon fører til underestimering av den sanne usikkerhet. Fordi det eksisterer seriekorrelasjon i begge modellene, må en være forsiktig med å trekke konklusjoner fra signifikansen til estimatene i regresjonsmodellene. Videre, selv om seriekorrelasjon overvurderer modellenes statistiske signifikans, kan fortsatt parameterestimatene være forventningsrette, da seriekorrelasjon ikke påvirker estimatenes nøyaktighet. (Wooldridge, 2013, s. 439)

For å oppsummere holder kun antakelse MLR.3 for modell (1) og (2), samt antakelse MLR.6 for modell (2). Antakelsen om homoskedastisitet brytes, men grunnet robust estimering av standardfeilene kunne riktige konklusjoner fra modellenes signifikans bli trukket, hadde det ikke vært for at antakelse MLR.6 og TS.5 også brytes. Dette gjør at modellene estimert i del 5.1 trolig overvurder i hvilken grad resultatene er gjeldende for populasjon. Videre overholdes trolig heller ikke antakelse MLR.1 om lineære parametere, MLR.2 om tilfeldig utvalg av observasjoner eller MLR.4 om nullbetinget middelvei. Disse antakelsene er essensielle for at estimatene i modell (1) og (2) i snitt skal tilsvare de sanne populasjonsparameterne, og når antakelsene ikke overholdes kan estimatene bli unøyaktige. På bakgrunn av dette bør en være forsiktig med å trekke slutninger for populasjonen basert på disse modellenes estimater.

6 – RESULTATER, DISKUSJON OG KRITIKK

6.1 Resultater og diskusjon

Denne studien har funnet en positiv sammenheng mellom strømpriser og målt NO_x-konsentrasjon som er statistisk signifikant, uavhengig av om årsvariabler eller elbildata er inkludert i modellen. Dette er i kontrast med funnene til Idsø et al., som ikke finner substitusjonseffekt vekk fra strøm på vinteren (2024). Det bemerkes likevel at effekten strømpriser har på NO_x-konsentrasjon er begrenset, i samsvar med Øyan og Hofman og Lindberg sine studier om priselastisitet (2010; 2019). Likevel, selv om effekten av økte strømpriser på NO_x-utslipp er begrenset, kan sammenhengen være av interesse da store økninger i strømprisen kan ha konsekvenser for luftforurensing. Prisen på strøm økte 290 prosent mellom tredje kvartal 2019 og tredje kvartal 2022, som ifølge modell (1) kan ha ført til en økning i NO_x-konsentrasjoner på Bekkestua på 28.71 prosent (Statistisk sentralbyrå, 2024b). Med utgangspunkt i gjennomsnittsverdien for NO_x-utslipp tilsvarer dette utslipp på 62.28 µg/m³, alt annet likt. Av helsemessige årsaker anbefaler FHI og miljødirektoratet at gjennomsnittskonsentrasjonen for NO_x på årsbasis ikke overstiger 30 µg/m³ (Folkehelseinstituttet, 2020). Kraftig økning i strømprisen kan derfor bidra til at grenseverdien overstiges. Beslutningstakere må vurdere om strømstøtte eller andre virkemidler er ønskelige for å begrense konsekvensene økt vedfyring har for luftforurensing. Samtidig fører trolig vedfyring til mindre klimagassutslipp enn den nordiske energimiksen, noe som gjør at vedfyring i et klimaperspektiv er å foretrekke fremfor elektrisitet i Norge (Solli et al., 2009; Pierobon et al., 2015). Om global eller lokal forurensning skal hensyntas vil derfor være et politisk spørsmål.

Tidligere litteratur konkluderer med at temperatur er den viktigste faktoren som påvirker både strømpriser og vedfyring. Denne studien finner at temperatur har en negativ og statistisk signifikant effekt på NO_x-utslipp, men at det ikke er den viktigste årsaken til endringer i målt NO_x-konsentrasjon. Trolig er årsaken at denne studien ikke måler direkte vedfyring, men heller bruker utslipp av NO_x-gass som en proxy for vedfyring. Målt NO_x-gass påvirkes av andre faktorer enn det vedfyring gjør, slik som trafikkmengde og vindstyrke, noe som forklarer hvorfor temperatur ikke er den viktigste årsaken som påvirker målt NO_x-konsentrasjon.

Et annet funn i studien er den positive effekten elbiler har på reduksjon i NO_x-forurensing. I 2021, 2022 og 2023 var det en sterk signifikant reduksjon i målt NO_x-utslipp sammenliknet med 2018. Elbiler er kanskje en viktig årsak til denne nedgangen i utslipp, og Bærum har vært en av kommunene i landet med størst vekst i andel elbiler (van der Linden & NTB, 2022). Beslutningstakere kan undersøke om økt andel elbiler vil være et mer effektivt tiltak for å redusere luftforurensning enn tiltak rettet mot vedfyring. Likevel bør man være forsiktig med å trekke konklusjoner fra effekten elbil har på NO_x-utslipp. Effekten elbiler har på målt NO_x-konsentrasjon kan i realiteten variere på daglig basis, og andelen elbiler av den daglige trafikken som kjører forbi målestasjonen Bærum Ringstabekk trenger ikke tilsvare den årlige andelen elbiler i Bærum. I tillegg er trolig effekten av elbiler på målt NO_x-konsentrasjon forventningsskjev, da den i modell (2) varierer med årsvariablene i feilestimatet. Årseffektene er noe ulik fra effekten elbil har på NO_x-konsentrasjoner, og fanger opp andre mulige årsaker til utslippsreduksjoner i disse årene. Andre årsaker til endringer i NO_x-utslipp i disse årene kan være forbudet mot bruk av fyringsolje og fyringsparafin som kom i 2020, strengere krav for eksosutslipp for dieselmotorer, større andel nyere vedovner og utslippskvoter fastsatt av norske myndigheter for norsk industri (Forskrift om forbud mot bruk av mineralolje til oppvarming av bygninger, 2018; Folkehelseinstituttet, 2020; Solli et al., 2019; Røhnebæk, 2021; NO_x-fondet 2023).

Det bemerkes at selv om resultatene i modellene nå har blitt tolket, anbefales det at man er ytterst forsiktig med å trekke konklusjoner fra denne studien. Årsaken er at få antakelser som må ligge til grunn for at sammenhengen mellom strømpriser og NO_x-utslipp skal være gyldig, holder. Modellene er derfor trolig unøyaktige og kan undervurdere usikkerheten i funnene. For at resultatene i modellen skal kunne gjenspeile den sanne populasjonsmodellen, anbefales det at videre arbeid blant annet inkluderer flere variabler som ble utelatt her, slik som pris på ved og alternative fossile energikilder.

6.2 Noe kritikk av studien

Problemer med målinger av NO_x-utslipp

I denne oppgaven er det antatt at konsumentene følger med på strømprisen og tilpasser sitt elektrisitetsforbruk deretter, og at husholdningene rundt Bekkestua fyrer med ved, slik at effekten strømpris har på målt NO_x-konsentrasjon er en indirekte effekt av økt vedfyring. Det er dog usikkert i hvor stor grad individer på daglig basis tilpasser forbruk etter strømpriser, blant annet fordi det ikke er noen alternative energiresurser til elektriske apparater, og at behovet for oppvarming i Norge er stort uavhengig av pris. Videre studier burde foreta undersøkelser om hvordan befolkningen tilpasser forbruk av strøm etter strømpriser. Flere problemer er også knyttet til å bruke NO_x-utslipp som en proxyvariabel for vedfyring. Selv om studien har funnet en positiv sammenheng mellom strømpriser og NO_x-konsentrasjoner, er det ingen garanti for at denne sammenhengen skyldes vedfyring, men kan skyldes andre faktorer som ikke er undersøkt i denne studien. Området hvor luftkvalitetsdataen fra NILU er innhentet fra er et boligområde hvor flere av husene har piper (se kartutsnitt i Appendiks D). Dette er likevel ingen garanti for at husholdningene fyrer med ved, og derfor kan vi ikke med sikkerhet vite om effekten strømpriser har på NO_x-konsentrasjon skyldes vedfyring. Man burde derfor være forsiktig med å trekke konklusjoner for vedfyring basert på denne studien, og usikkerheten bes legges til grunn når man gjennomgår mulige konsekvenser og resultater i del 6.1. Likevel kan den negative effekten temperatur har på målte NO_x-konsentrasjoner være en indikasjon på at husholdningene på Bekkestua fyrer med ved, og at målestasjonen fanger opp denne vedfyringen. Videre arbeid burde foreta undersøkelser som gjør at man med større sikkerhet kan vite at sammenhengen mellom strømpriser og NO_x-utslipp skyldes vedfyring – for eksempel kan spørreundersøkelser om fyringsvaner i det aktuelle området bli foretatt.

Et annet problem med NO_x-gass som proxyvariabel for vedfyring, samt generelt som avhengig variabel i denne oppgaven, er at *målt* NO_x-konsentrasjon kan avvike fra reell mengde NO_x-gass som slippes ut. Tabell 2 viser at NO_x-konsentrasjon i datasettet korrelerer 54 prosent negativt med vindstyrke, og modellene utledet i del 5.1 viser at en økning i gjennomsnittsvindstyrke på 1 m/s reduserer målt NO_x-konsentrasjon med tilnærmet 30 prosent. Er vindstyrken over 4 m/s er det derfor lite av den reelle utslippsmengden av NO_x-gass som blir målt av luftkvalitetsmåleren fordi gassen trolig blåser bort. På grunn av vind kan dager med høye utslipp av NO_x likevel resultere i lave målte konsentrasjoner. At modellene

utledet i denne studien kun inneholder data for målt NO_x-konsentrasjon og ikke reelle NO_x-utslipp bes tas hensyn til i konklusjoner basert på studien.

Beregning av strømstøtte

Det er noe usikkert om strømstøtten for husholdninger i studien har blitt utregnet riktig. Derfor har jeg i Appendiks B vedlagt samme regresjonsmodell som i denne oppgaven, men beregnet på de originale strømprisene oppgitt av Forbrukerrådet og Nord Pool (u.å.). Fordi disse strømprisene trolig i større grad avviker fra prisen husholdningene faktisk betalte, forventes det at modellen dårligere fanger opp konsumentenes tilpasning ved økte strømpriser. Effekten av strømpriser på NO_x-utslipp i denne modellen forventes derfor å være noe lavere. Regresjonsmodellen i tabell A1 viser at forventningene stemmer, og at modellene korrigert for strømstøtte har en større effekt på NO_x-utslipp enn modellene uten strømstøtte. Modellene med strømstøtte vist i tabell 3 har også noe større determinasjonskoeffisient enn modellene uten strømstøtte. At forklaringsgraden er større i modellene med strømstøtte tyder på at det er riktig å inkludere strømstøtten i strømprisen - resultatet kan indikere at den riktige strømprisen er i nærheten av strømprisen brukt i denne studien. Videre bemerkes det at strømstøtten gjelder for strømforbruk inntil 5 000 kWh per måned, noe som studien ikke har hensyntatt (Regjeringen.no, u.å.). Videre arbeid bør med større presisjon utlede strømprisen korrigert for strømstøtte, om mulig. Likevel bemerkes det at effekten strømpris har på målt NO_x-konsentrasjon er statistisk signifikant ved et 5 prosent betydningsnivå, både for modellene med og uten strømstøtte.

Tidsserieobservasjoner

Til slutt en bemerkelse om seriekorrelasjon. Fordi datasettet brukt i denne oppgaven har inneholdt tidsserieobservasjoner, har jeg inkludert flere variabler som helge-, måneds- og årsvariabler for å unngå seriekorrelasjon blant feilestimatene. Likevel viser begge modellene tegn på seriekorrelasjon, som blant annet kan stamme fra forsinkede variabler og sesongbasert korrelasjon modellen ikke har klart å fange opp. Forsinkede variabler kan for eksempel oppstå fordi konsumentene bruker tid på å tilpasse seg økte strømpriser – de fleste husholdninger vil mulig avvente med å investere i en vedovn den første perioden med økte strømpriser – samt at effekten strømstøtten hadde på husholdningers energiforbruk trolig ikke var momentan (Wooldridge, 2013, s. 346). Dermed kan NO_x-utslipp påvirkes av tidligere strømpriser og

strømstøtte. Hensynet til tidsserieobservasjoner har blitt vurdert etter best evne, men er en svakhet ved studien. Videre arbeid anbefales å benytte robust estimering av modellen som hensyntar seriekorrelasjon. (Wooldridge, 2013, s. 438)

7 – KONKLUSJON

Denne studien har undersøkt sammenhengen mellom strømpriser, vedfyring og luftforurensing. Flere tidligere studier finner en positiv priselastisitet for strømpris, og at priselastisiteten varierer med temperatur. Denne studiens viktigste funn er at økte strømpriser i det undersøkte geografiske området førte til økte NO_x-konsentrasjoner mellom 2018 og 2023, noe som indikerer en positiv sammenheng mellom strømpriser og NO_x-utslipp. En økning i strømpris på 1 prosent forventes å øke NO_x-utslipp mellom 0.068 og 0.099 prosent, og sammenhengen er statistisk signifikant for alle modeller undersøkt i oppgaven. Intuisjonen er at økte strømpriser, korrigert for temperatur, fører til at husholdninger øker forbruk av ved som oppvarmingskilde, noe som igjen bidrar til økt luftforurensning. Sammenhengen er likevel begrenset – i likhet med funn fra tidligere studier – fordi norske husholdninger har stort oppvarmingsbehov om vinteren uavhengig av strømpris, og fordi flere husholdningsapparater behøver elektrisk energi. Til tross for at effekten strømpriser har på NO_x-utslipp er begrenset, kan større økning i strømpriser ha effekt over tid. Dette fører til miljø- og helsekonsekvenser, og fordi Norge er forpliktet til å redusere utslipp av luftforurensing, bør det være i beslutningstakeres interesse å begrense utslipp av NO_x-gass og derfor også begrense strømpriser – likevel må politiske dilemmaer her vurderes. Videre bes studiens begrensninger hensyntas. Det bør bli tatt i betraktning at resultatene kan være forventningsskjevne og overvurdere statistisk signifikans, og at bruk av NO_x-utslipp som proxyvariabel for vedfyring kan være upresist. Videre arbeid bør inkludere metoder som hensyntar begrensingene.

8 – LITTERATURLISTE

- Anderson, D. R., Sweeney, D. J., Williams, T. A., Camm, J. D., Cochran, J. J., Fry, M. J., & Ohlmann, J. W. (2020). *Essentials of modern business statistics with Microsoft Excel* (8e utg.). Cengage.
- Artsdatabanken. (2021a). *Påvirkningsfaktorer*. Norsk rødliste for arter 2021.
<https://artsdatabanken.no/rodlisterforarter2021/Resultater/Pavirkningsfaktorer>
- Artsdatabanken. (2021b). *Status for truede arter i skog*. Norsk rødliste for arter 2021.
<https://www.artsdatabanken.no/rodlisterforarter2021/fordypning/statusfortruaarteriskog>
- Bergvall, A. S. L. (2022, 9. november). Prisen på ved har økt mer enn 30 prosent. Og verre kan det bli. E24. <https://e24.no/energi-og-klima/i/bgmpPd/prisen-paa-ved-har-oekt-mer-enn-30-prosent-og-verre-kan-det-bli>
- Buechler, E., Powell, S., Sun, T., Astier, N., Zanocco, C., Bolorinos, J., Flora, J., Boudet, H., & Rajagopal, R. (2022). Global changes in electricity consumption during COVID-19. *iScience*, 25(1), 103568. <https://doi.org/10.1016/j.isci.2021.103568>
- Energifakta Norge. (2024). *Kraftmarkedet*. <https://energifaktanorge.no/norsk-energiforsyning/kraftmarkedet/>
- Folkehelseinstituttet. (2018). *Metaller*.
<https://www.fhi.no/kl/luftforurensninger/luftkvalitet/temakapitler/metaller---luftkvalitetskriterier/?term=>
- Folkehelseinstituttet. (2020). *Nitrogendioksid*.
<https://www.fhi.no/kl/luftforurensninger/luftkvalitet/temakapitler/nitrogendioksid2/?term=>
- Folkehelseinstituttet. (2023). *Vedfyring og helseeffekter*.
<https://www.fhi.no/kl/luftforurensninger/vedfyring/>
- Forbrukerrådet. (u.å.). *Spotpriser* [datasett]. <https://www.forbrukerradet.no/strompris/spotpriser/>
- Forskrift om forbud mot bruk av mineralolje til oppvarming av bygninger. (2018). *Forskrift om forbud mot bruk av mineralolje til oppvarming av bygninger* (FOR-2023-12-18-2278). Lovdata. <https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2018-06-28-1060>
- Halvorsen, B., & Larsen, B. M. (2001). The flexibility of household electricity demand over time. *Resource and Energy Economics*, 23(1), 1–18. [https://doi.org/10.1016/S0928-7655\(00\)00035-X](https://doi.org/10.1016/S0928-7655(00)00035-X)
- Handelshøyskolen BI. (u.å.). *Serial Correlation (Very Brief Overview)*.
<http://home.bi.no/fgl96027/124.pdf>

- Hansen, S. T., & Moe, E. (2022). Renewable energy expansion or the preservation of national energy sovereignty? Norwegian renewable energy policy meets resource nationalism. *Political Geography*, 99, 102760. <https://doi.org/10.1016/j.polgeo.2022.102760>
- Hanssen, K. H. (u.å.). *Hogstformer*. NIBIO. <https://www.nibio.no/tema/skog/skogbehandling-og-skogskjotsel/for yngelseshogst>
- Heiss, F., & Brunner, D. (2020). *Using Python for introductory econometrics* (1st edition). Independantly Published.
- Hofmann, M., & Lindberg, K. B. (2019). Price elasticity of electricity demand in metropolitan areas – Case of Oslo. *2019 16th International Conference on the European Energy Market (EEM)*, 1–6. <https://doi.org/10.1109/EEM.2019.8916561>
- Haakonsen, G., & Kvingedal, E. (2001). *Utslipp til luft fra vedfyring i Norge: Utslippfaktorer, ildstedsbestand og fyringsvaner*. Statistisk Sentralbyrå. https://ssb.brage.unit.no/ssb-xmlui/bitstream/handle/11250/3017549/rapp_200136.pdf?sequence=1
- Idsø, J., Nesse, J. G., & Larsen, Ø. H. (2024). The Short-Term Price Elasticity, Temperature Elasticity, and Wind Speed Elasticity of Electricity: A Case Study from Norway. *Sustainability*, 16(8), 3321. <https://doi.org/10.3390/su16083321>
- Khadka, R. (u.å.). *Jarque-Bera test: Guide to testing normality with statistical accuracy*. <https://dataaspirant.com/jarque-bera-test/>
- Kumar, A. (Red.). (2010). *Air Quality*. InTech.
- Macaluso, J. (2018). *Testing Linear Regression Assumptions in Python*. <https://jeffmacaluso.github.io/post/LinearRegressionAssumptions/>
- Mack, R., Hartmann, H., & Schön, C. (2019). *Influence of user behaviour on emissions from firewood stoves*. https://www.tfz.bayern.de/mam/cms08/festbrennstoffe/dateien/cp_influence_of_user_behaviour_on_emissions_from_firewood_stoves_-_eu_bc_e_lisbon_2019.pdf
- Miljødirektoratet. (2022a). *Vedfyring og luftforurensning*. Miljøstatus. <https://miljostatus.miljodirektoratet.no/tema/forurensning/lokal-luftforurensning/vedfyring-og-luftforurensning/>
- Miljødirektoratet. (2022b). *Nitrogenoksid (NOx)*. <https://miljostatus.miljodirektoratet.no/tema/forurensning/sur-nedbor/nitrogenoksid-nox/>
- Miljødirektoratet & Folkehelseinstituttet. (2017). *Slik kan svevestøv påvirke kroppen vår* (M-829). Faktaark. <https://www.miljodirektoratet.no/globalassets/publikasjoner/m829/m829.pdf>
- NILU. (u.å.-a). *Kart over Bærum [Kart]*. <https://luftkvalitet.nilu.no/kart?by=Bærum>
- NILU. (u.å.-b). *Om tjenesten*. <https://luftkvalitet.nilu.no/om>

- NILU. (2024). *Historiske data* [datasett]. <https://luftkvalitet.nilu.no/historikk>
- Norsk klimaservicesenter. (u.å.). *Observasjoner og værstatistikk* [datasett]. <https://seklima.met.no>
- Norske utslipp. (u.å.). *Nitrogenoksider (NOx)*. Miljødirektoratet.
<https://www.norskeutslipp.no/no/Komponenter/Utslipp/Nitrogenoksider/?ComponentType=utslipp&ComponentPageID=159&SectorID=90>
- NOU 2007: 8. (2007). *En vurdering av særavgiftene*. Finansdepartementet.
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2007-8/id473567/?ch=8>
- NOx-fondet. (u.å.). *Hva er NOx?* <https://www.noxfondet.no/artikler/hva-er-nox/>
- NOx-fondet. (2023). *Årsrapport 2022*. NOx-fondet.
<https://www.noxfondet.no/siteassets/dokumenter/arsrapporter/arsrapporter/arsrapport-2022-enedelig-versjon.pdf>
- NVE. (2022). *Hvordan fungerer kraftmarkedet?* <https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/slik-fungerer-kraftsystemet/hvordan-fungerer-kraftmarkedet/>
- NVE. (2024). *Hva er budområder og flaskehals?*
<https://www.nve.no/reguleringsmyndigheten/slik-fungerer-kraftsystemet/hva-er-budomraader-og-flaskehals/>
- Obi, P. (Regissør). (2022, 7. februar). *Heteroscedasticity: Breusch-Pagan Test on Spreadsheet*. YouTube. https://www.youtube.com/watch?v=pWUF-E9_Agg
- Pierobon, F., Zanetti, M., Grigolato, S., Sgarbossa, A., Anfodillo, T., & Cavalli, R. (2015). Life cycle environmental impact of firewood production – A case study in Italy. *Applied Energy*, 150, 185–195. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2015.04.033>
- Regjeringen.no. (u.å.). *Tidslinje—Strømtøtte til husholdningene*.
<https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/strom/stromstotte-til-husholdningene-tidslinje/id2929222/>
- Regjeringen.no. (2023). *Miljøavtale om NOx-utslipp og fritak for avgift*.
<https://www.regjeringen.no/no/tema/klima-og-miljo/forurensning/innsiktsartikler-forurensning/nox/id2587877/>
- Røhnebæk, P. G. (2021). *Vedforbruket redusert med en tredel siden 2010*. Statistisk sentralbyrå.
<https://www.ssb.no/natur-og-miljo/artikler-og-publikasjoner/vedforbruket-reduert-med-en-tredel-siden-2010>
- Skreiberg, Ø. (2023, 8. august). *Utslipp fra vedfyring—Forskning og utvikling gir stadig lavere utslipp*. *SINTEFblogg*. <https://blogg.sintef.no/sintefenergy-nb/bioenergi/utslipp-fra-vedfyring-forskning-og-utvikling-gir-stadig-lavere-utslipp/>

- Skreiberg, Ø., Seljeskog, M., Kausch, F., & Khalil, R. (2023). Emission Levels and Emission Factors for Modern Wood Stoves. *Chemical Engineering Transactions*, *105*, 241–246. <https://doi.org/10.3303/CET23105041>
- Solli, C., Reenaas, M., Strømman, A. H., & Hertwich, E. G. (2009). Life cycle assessment of wood-based heating in Norway. *The International Journal of Life Cycle Assessment*, *14*(6), 517–528. <https://doi.org/10.1007/s11367-009-0086-4>
- Statens Vegvesen. (u.å.). *Bærum Ringstadbekk* [datasett]. <https://trafikkdata.atlas.vegvesen.no/#/utforsk?datatype=volume&display=chart&from=2024-03-12&trpids=90390V443603>
- Statistisk sentralbyrå. (2023a). *09702: Energibalansen. Vedforbruk i boliger og fritidsboliger 1990—2022* [datasett]. <https://www.ssb.no/statbank/table/09702>
- Statistisk sentralbyrå. (2023b). *Energiforbruk i husholdninger, inklusiv fritidshus, i Norge. GWh, kWh* [datasett]. <https://www.ssb.no/energi-og-industri/energi/statistikk/produksjon-og-forbruk-av-energi-energibalanse-og-energiregnskap>
- Statistisk sentralbyrå. (2024a). *07849: Drivstofftype, type kjøring og kjøretøygrupper (K) 2008—2023* [datasett]. <https://www.ssb.no/statbank/table/07849/tableViewLayout1/>
- Statistisk sentralbyrå. (2024b). *09387: Kraftpris, nettleie og avgifter for husholdninger 2012K1—2024K1* [datasett]. <https://www.ssb.no/statbank/table/09387/tableViewLayout1/>
- Thomsen, C. & Knutsen, H. K. (2018). *Dioksiner og dl-PCB*. Folkehelseinstituttet. <https://www.fhi.no/kl/miljogifter/fakta/dioksiner-og-dl-pcb-faktaark/#definisjoner-dioksin-og-dl-pcb>
- van der Linden, K. & NTB. (2022, 22. desember). Bærum fortsatt på elbil-toppen. *Budstikka*. <https://www.budstikka.no/barum-fortsatt-pa-elbil-toppen/s/5-55-1347550>
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: A modern approach* (5th ed). South-Western, Cengage Learning.
- Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory econometrics: A modern approach* (Seventh edition). Cengage.
- Øyan, O. H. (2010). *Demand for Electric Power in Norway: Estimating price and substitution elasticities* [Masteroppgave, Universitetet i Oslo]. Økonomisk institutt. <https://www.duo.uio.no/handle/10852/16904>
- Aasestad, K. (2018). *Mindre ved brennes i gamle ovner*. Statistisk sentralbyrå. <https://www.ssb.no/natur-og-miljo/artikler-og-publikasjoner/mindre-ved-brennes-i-gamle-ovner#:~:text=1%2C2%20millioner%20husholdninger%20fyrrer,ved%2C%20ovner%20med%20ny%20teknologi>

APPENDIKS

Appendiks A – Konsekvenser av vedfyring

Global oppvarming

Vedfyring er i Norge største årsak til utslipp av svart karbon, som på folkemunne kalles sot (Miljødirektoratet, 2022a). Sot bidrar indirekte til global oppvarming ved at det absorberer sollys, i tillegg til at sot og partiklene PM_{2.5} og PM₁₀ legger seg på bakken og gjør at snø- og isdekte områder reflekterer mindre sollys (Røhnebæk, 2021). Hvor mye sot og partikler som frigis ved vedfyring avhenger av brukeradferd og forbrenningsteknologi, hvorav moderne ovner reduserer utslippene.

Utslipp av CO₂ ved vedfyring regnes som «klimanøytralt» fordi man antar at CO₂-utslippene som forekommer ved forbrenning tilsvarer mengden CO₂ som absorberes under veksten av samme mengde biomasse i skogen (Solli et al., 2009; Pierobon et al., 2015). Likevel slippes det ut andre klimagasser ved vedfyring, slik som CH₄ og N₂O, som ikke absorberes ved vekst av nye trær, og som dermed gjør at den totale effekten av vedfyring på klima ikke er nøytral. Videre, om man tar med hele livssyklusen til vedfyring, forekommer det også klimagassutslipp forårsaket av hogst, produksjon og transport, ifølge Solli et al. og Pierobon et al. Likevel har vedfyring i Norge lavere klimagassutslipp enn utslippene forbundet med produksjon av den nordiske elektrisitetsmiksen (Solli et al., 2009). Vedfyring kan dermed være et bedre alternativ for klima enn bruk av elektrisitet i Norge.

Konsekvenser for biodiversitet

I tillegg til å ha konsekvenser for klima, kan vedfyring også ha konsekvenser for biodiversitet, avhengig av hvordan hogst og dyrking av trær foregår. Både flatehogst, hvor alle trærne hogges innenfor et område, og monokultur av tresorter har negative konsekvenser for biodiversiteten i skogen (Hanssen, u.å.). På den norske rødlista lever 48 prosent av de truede artene i skogen, og 41 prosent av alle truede arter i Norge påvirkes negativt av skogbruk (Artsdatabanken, 2021b; Artsdatabanken, 2021a). Dog finnes det mer skånsomme hogstmetoder, slik som plukkhogst, så hvilke konsekvenser vedproduksjon har for biodiversitet i skogen avhenger av hogstformen.

Helsekonsekvenser

Partikler fra vedfyringsrøyk er skadelige da de kan komme inn i lungene og føre til luftveislidelser. Det kan være særlig problematisk om partiklene frakter giftige stoffer: Flere stoffer som dannes ved ufullstendig vedfyring er kreftfremkallende og kan fraktes via partikler inn i lungene (Folkehelseinstituttet, 2023). I tillegg til å danne skadelige partikler, frigir også vedfyring tungmetaller som kan ha negative konsekvenser på fosterutvikling, nerve- og immunsystemet (Folkehelseinstituttet, 2018).

Appendiks B – Alternativ regresjonsmodell: Strømstøtte ekskludert fra spotpris på strøm

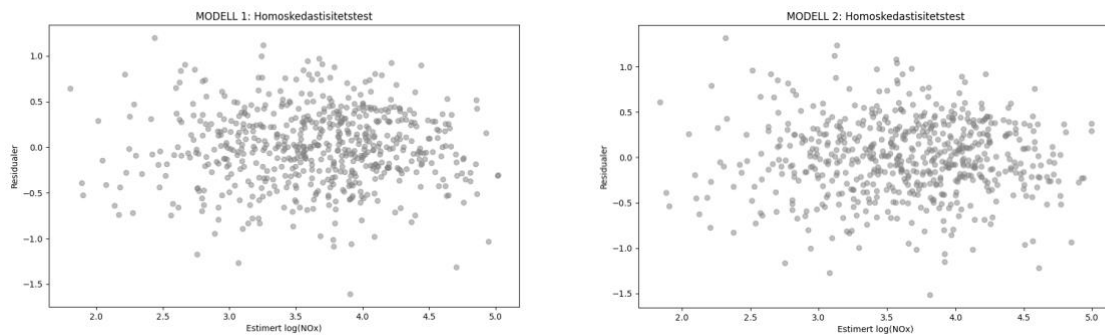
Tabell A1 viser regresjonsresultatet for en alternativ modell, hvor strømstøtte ikke er inkludert i strømprisen. I denne modellen er strømprisen tilsvarende timesprisen som ble hentet fra Forbrukerrådet og Nord Pool, og deretter regnet om til gjennomsnittet for hver dag (Forbrukerrådet, u.å.). Tabell A1 viser derfor tilsvarende modeller som modell (1) og (2), hvorav kun strømprisen er endret. Estimater for spotpris medregnet strømstøtte i modell (1) og (2) er noe høyere enn estimatet ekskludert strømstøtte fra modell (1') og (2'). Trolig kan det være fordi spotpris medregnet strømstøtte bedre speiler strømprisen husholdninger faktisk betaler, og dermed med større presisjon kan estimere hvordan husholdninger tilpasser seg når prisen på strøm øker. Også her er effekten av strømpris på målt NO_x-konsentrasjon statistisk signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå i begge modellene.

	<i>Avhengig variabel:</i> (1')	<i>log (NOx)</i> (2')
<i>konstant</i>	3.780*** (0.346)	1.870*** (0.304)
<i>log(spotpris')</i>	0.082** (0.036)	0.058** (0.024)
<i>temp</i>	-0.031*** (0.005)	-0.033*** (0.005)
<i>vind</i>	-0.293*** (0.016)	-0.289*** (0.017)
<i>nedbør</i>	-0.006 (0.004)	-0.005 (0.004)
<i>år2019</i>	0.078 (0.072)	
<i>år2020</i>	-0.175** (0.081)	
<i>år2021</i>	-0.466*** (0.075)	
<i>år2022</i>	-0.739*** (0.079)	
<i>år2023</i>	-0.887*** (0.093)	
<i>des</i>	0.041 (0.060)	0.055 (0.058)
<i>jan</i>	0.220*** (0.061)	0.278*** (0.056)
<i>feb</i>	0.070 (0.054)	0.114** (0.052)
<i>lørdag</i>	-0.200*** (0.067)	-0.191*** (0.066)
<i>søndag</i>	-0.487*** (0.083)	-0.472*** (0.079)
<i>helligdag</i>	-0.103 (0.074)	-0.096 (0.074)
<i>log(trafikk)</i>	0.494*** (0.139)	0.534*** (0.128)
<i>log(elbil)</i>		-1.039*** (0.077)
Observasjoner	601	601
Justert R ²	0.674	0.666
Merk: * p<0.1	** p<0.05	*** p<0.01

Tabell A1 – Regresjonsresultat for modell (1') og modell (2'), hvorav strømstøtte ikke er medregnet i spotprisen.

Appendiks C – Test av homoskedastisitet

Antakelse MLR.5 påstår at variansen til feilestimatet u må ha lik varians for enhver gitt verdi av de ulike uavhengige variablene. For å få et inntrykk av distribusjonen av residualene \hat{u} (som er den estimerte verdien av feilestimatet u som vi finner gjennom regresjonsmodellen i del 5), viser figur A1 distribusjonen av residualene for hver verdi av den estimerte avhengige variabelen, logaritmen til NOx-konsentrasjon, i modell (1) og modell (2).



Figur A1 – Distribusjon av residualene i modell (1) og modell (2).

Figur A1 viser at variansen til residualene varierer for ulike estimerte verdier av $\log(NOx)$ i begge modellene. Dette tyder på at heteroskedastisitet er tilstedeværende i modellen (Obi, 2022). For å teste mer formelt, brukes Breusch-Pagan-testen, utført i Python. Følgende hypoteser testes ved et 5 prosent signifikansnivå:

H_0 : Homoskedastisitet er tilstedeværende

H_A : Heteroskedastisitet er tilstedeværende

Dersom p-verdien ved gjennomførelse av hypotesetesten er mindre enn 0.05, avvises nullhypotesen (Obi, 2022). Følgende p-verdier for de to modellene gis ved bruk av Breusch-Pagan-testen:

Modell (1):

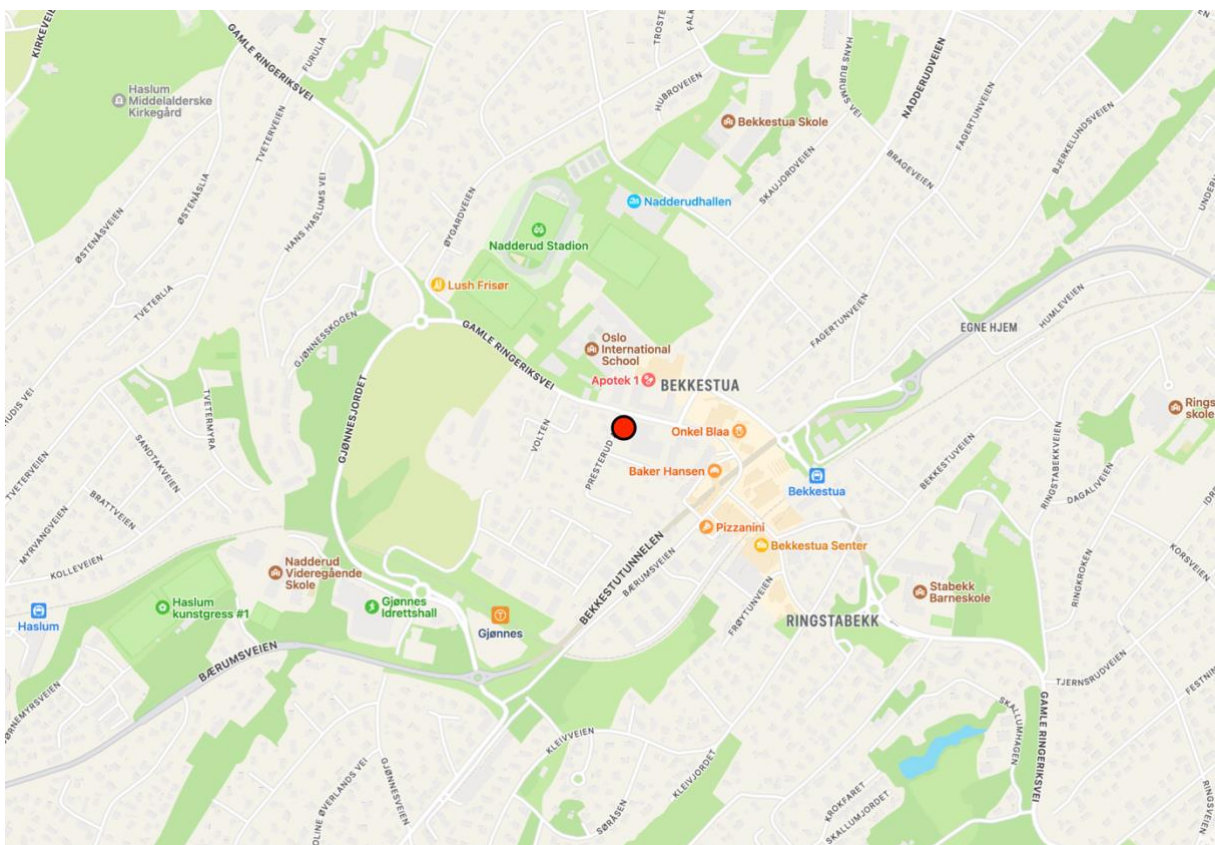
$$p - verdi = 0.002$$

Modell (2):

$$p - verdi = 0.000$$

I begge modellene er p-verdien lavere enn signifikansnivået, og nullhypotesen kan avvises. Det er altså påvist at heteroskedastisitet er tilstedeværende i begge modellene ved et 5 prosent signifikansnivå, noe som påvirker standardfeilene i modellen. Fordi t-statistikk og p-verdier beregnes basert på standardfeilene, kan slutninger basert på modellen være misledende ved tilfeller av heteroskedastisitet. Derfor vil robust estimering av standardfeil bli brukt i OLS-estimering av modellene i del 5 (Wooldridge, 2013, s. 269 og s. 278). Likevel garanterer ikke robust estimering av standardfeilene at resultatene i del 5 er gyldige – også seriekorrelasjon og brudd på MLR.6 om normal fordeling av feilestimatene kan føre til feil i testing av modellenes statistiske signifikans, noe som blir undersøkt i del 5.3 (Wooldridge, 2013, s. 435).

Appendiks D – Kartutsnitt over Bekkestua



Figur A2 – Kartutsnitt over Bekkestua, fra NILU, u.å.-a, (<https://luftkvalitet.nilu.no/kart?by=Bærum>).

Figur A2 viser kartutsnitt over Bekkestua, hvor den røde markøren viser hvor luftmålestasjonen til NILU er plassert (NILU, u.å.-a). Området er et boligområde med skoler, fotballbaner, restauranter og en nokså nærliggende trafikkert veg, Bærumsveien. Av NILU er

området klassifisert som «bybakgrunn», som innebærer at store trafikkerte veger og industri ikke er i umiddelbar nærhet av målestasjonen og at målestasjonen fanger opp NO_x-forurensing fra alle mulige kilder i byen (NILU, u.å.-b). Det innebærer at målestasjonen også fanger opp utslipp fra industri og trafikk, men måler ikke utelukkende disse utslippene.

