



Høgskulen på Vestlandet

Bacheloroppgave

ØKB3113

Predefinert informasjon

Startdato:	03-05-2019 16:10	Termin:	2019 VÅR
Slutt dato:	10-05-2019 14:00	Vurderingsform:	Norsk 6-trinns skala (A-F)
Eksamensform:	Bacheloroppgave - med muntlig presentasjon		
SIS-kode:	203 ØKB3113 1 PRO-1 2019 VÅR Haugesund		
Intern sensor:	(Anonymisert)		

Deltaker

Kandidatnr.: 118

Informasjon fra deltaker

Tittel *: Eiendomsskatt, kommunale avgifter og radons påvirkning på boligpriser på Haugalandet

Engelsk tittel *: Property tax, municipal fees, and radon's impact on property prices at Haugalandet

Egenerklæring *: Ja **Inneholder besvarelsen** Nei
konfidensiell materiale?:

Jeg bekrefter at jeg har Ja
registrert oppgavetittelen
på norsk og engelsk i
StudentWeb og vet at
denne vil stå på
vitnemålet mitt *:

Gruppe

Gruppenavn: (Anonymisert)

Gruppenummer: 3

Andre medlemmer i 105, 109
gruppen:

Jeg godkjenner avtalen om publisering av bacheloroppgaven min *

Ja



Høgskulen
på Vestlandet

BACHELOROPPGAVE

Eiendomsskatt, kommunale avgifter og radons påvirkning på boligpriser på Haugalandet

Property tax, municipal fees, and radon's impact on property prices at Haugalandet

**Morten Nordvik Hovland, Mats Kvalvågnes
og Jeanette Bredsten Kvalevåg**

Fakultet for økonomi og samfunnsvitenskap

Institutt for økonomi og administrasjon

Profil: Finans og økonomistyring

Veileder: Liv Osland

Dato: 10.05.19

Vi bekrefter at arbeidet er selvstendig utarbeidet, og at referanser/kildehenvisninger til alle kilder som er brukt i arbeidet er oppgitt, jf. Forskrift om studium og eksamen ved Høgskulen på Vestlandet, § 10.

Eiendomsskatt, kommunale avgifter og
radons påvirkning på boligpriser på
Haugalandet

Bacheloroppgave i økonomi og administrasjon

Finans og økonomistyring

Morten Nordvik Hovland, Mats Kvalvågnes
og Jeanette Bredsten Kvalevåg



Høgskulen på Vestlandet, campus Haugesund

Fakultet for økonomi og samfunnsvitenskap

10.05.2019

Sammendrag

Denne oppgaven fokuserte på å avdekke i hvilken grad eiendomsskatt, kommunale avgifter og forekomster av radon spiller inn på boligpriser på Haugalandet, med sikte på å utforme en modell som beskriver de ulike faktorenes innvirkning på den endelige boligprisen. Oppgaven bygger på et tidligere datasett, som i forbindelse med denne oppgaven ble utvidet til også å inkludere data for eiendomsskattesatser, bunnfradrag, radonaktsomhetskategorier og kommunale avgifter for vann, avløp, feiing og avfall. Alle de nye dataene, men unntak av de relatert til radonaktsomhet, ble lagt inn med hensyn på kommune og salgsår.

Basemodellen ble kontrollert for multikollinearitet og heteroskedastisitet. Gjennom en Breusch-Pagan-test ble heteroskedastisitet påvist i basemodellen, og korrigert for gjennom beregnede robuste standardavvik, hvor nær samtlige variabler fortsatt var signifikante etter denne justeringen.

Oppgaven kunne ikke identifisere entydige indikasjoner på at *Eiendomsskattesats* utgjør en signifikant variabel i vurdering av boligpris. Variabelen fremstod allikevel å ha en positiv påvirkning på boligpris, noe som ble vurdert i tråd med både det tradisjonelle og nye synet vedrørende eiendomsskatt, hvor skattebyrden faller på boligkjøper da avkastningen forbundet med investeringer i bygg ikke kan falle under markedsrenten og/eller alternative investeringer i utlandet.

For analysene knyttet til kommunale avgifter kunne det ikke identifiseres en signifikant påvirkning fra hverken *Vann* eller *Avløp* på boligpris, men hvor det kunne identifiseres en signifikant positiv påvirkning fra *Avfall*. Gruppen har i denne forbindelse gjort et forsøk på å benytte argumenter fra brukeravgiftsynet for eiendomsskatt til å tolke regresjonsdataene for kommunale avgifter. På bakgrunn av dette antas den manglende signifikansen vedrørende *Vann* og *Avløp* skyldes at nivået på avgiften oppleves å samsvare med nivået på de kommunale tjenestene, mens den positive regresjonskoeffisienten til *Avfall* forklares ved en stor tilfredshet ved denne kommunale tjenesten. Det ønskes derimot ikke å trekke noen endelige konklusjoner i forbindelse med dette, da mer forskning er nødvendig.

I forbindelse med analysene knyttet til radonaktsomhet kunne det ikke påvises noen signifikant påvirkning på boligpris av variabelen for høy radonaktsomhet. Gruppen har i denne sammenheng konkludert med at variabelens manglende signifikans bl.a. skyldes store skjevheter i datasettet, men antar at tilsvarende resultat vil fremgå i også bedre fordelte datasett. Dette er på grunnlag av en nær fraværende bevissthet rundt den helsemessige risikoen knyttet til høye verdier av radon, som trolig hindrer denne variabelen i å reflekteres i boligpris.

Abstract

This thesis focusses on uncovering the level of impact property tax, municipal fees, and the presence of radon has on property prices at Haugalandet, with the aim of developing a model describing the influence of these factors. The thesis builds on an existing dataset, which has been expanded to also include data regarding property tax rates, deductions, radon susceptibility, and municipal fees for water, wastewater, chimney sweeping, and trash. All the added data, except the data regarding radon susceptibility, has been adjusted for both the specific municipality and year of transaction.

The base model was inspected for multicollinearity and heteroscedasticity. Using a Breusch-Pagan test it was identified heteroscedasticity in the base model, which was corrected for by the calculation of heteroscedastically robust standard deviations, in which nearly all variables remained significant.

This thesis fails to identify unambiguous indications that property tax rates constitutes a significant variable in the assessment of property prices. Nevertheless, based on the variable's positive coefficient, the variable appeared to have a positive impact on property prices. This was considered consistent with both the traditional and new view on property tax, which argues that the tax burden is placed on the buyer as the rate of return regarding investments in property can't fall below the marked rate of return and/or the rate of return from alternative investments abroad.

Regarding the analyses related to the municipal fees, no significant impact could be identified from neither water nor wastewater on property prices, however, a significant positive impact regarding the fees for trash could be identified. In order to interpret the results of the analyses, the group has attempted to utilise arguments associated with the property tax user fee view on the data regarding the municipal fees. Based on this interpretation, the lack of significance regarding water and wastewater can be contributed to the perceived quality of these municipal services corresponding to the size of the fees, while the positive coefficient regarding the fees for trash can be explained by a great satisfaction with this municipal service. The group, however, do not wish to draw any final conclusions on this matter, as more research is needed.

For radon susceptibility, no significant influence of a high radon susceptibility on property price could be detected. For this analysis the group has concluded that the variable's lack of significance, among other things, is due to a large bias in the dataset. However, it is assumed that a similar result will precipitate in also better distributed datasets. This is based on a near-absent awareness of the health risk associated with a high value of radon, which probably prevents this variable from being reflected in the property price.

Forord

Arbeidet med denne bacheloroppgaven har til tider vært både stressende og tungt, men alltid lærerikt og spennende. Gjennom dette arbeidet har vi fått en bedre innsikt i regionen vi alle har vokst opp i, og vi har fått en bedre forståelse av hvor mangfoldig Haugalandet er. Det har blitt mange lange dager, kvelder og noen netter, men vi er fortsatt takknemlige for å ha fått muligheten til å jobbe med spørsmålene i denne oppgaven.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår enestående veileder, Liv Osland, for hennes urokkelige tillit til at vi alltid kunne overkomme alle utfordringer vi møtte gjennom dette bachelorarbeidet. Dette gav oss den tro og selvtillit som var nødvendig når tallene vi trengte ikke var tilgjengelige, programmene vi skulle bruke ikke fungerte eller når analysene ikke gav oss de resultater vi hadde håpet på. Vissheten om at vi hadde hennes tillit var en viktig faktor til hvorfor vi klarte å holde en god arbeidsmoral og -vilje gjennom hele bachelorarbeidet. Vi ønsker også å takke for at hun alltid var tilgjengelig for å svare på spørsmål når vi hadde behov for det, og for at hun gjennom hele semesteret har utvist en genuin og engasjerende interesse i hvordan arbeidet gikk, og hvilke resultater vi fant.

Vi ønsker også å rette en takk til Arnstein Gjestland for all hjelp knyttet til radondataene. Arbeidet rundt disse hadde trolig vært langt tyngre og langt mer tidkrevende uten hans veiledning og bistand. Det samme kan nok sies om arbeidet knyttet til det øvrige datasettet vi overtok, hvor Inge Thorsen har vært til stor hjelp da vi skulle forsøke å sette oss inn i de forskjellige variablene, og vurdere hvilke som kunne være relevante.

Haugesund, 2019

Morten Nordvik Hovland
Morten Nordvik Hovland

Mats Kvalvågnes
Mats Kvalvågnes

Jeanette B. Kvalevåg
Jeanette Bredsten Kvalevåg

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	I
ABSTRACT.....	II
FORORD.....	III
FIGUROVERSIKT	V
TABELLOVERSIKT	VII
ANALYSEOVERSIKT.....	VIII
1 PROBLEMSTILLING.....	1
2 BAKGRUNN	2
2.1 BOLIGMARKEDET	2
2.1.1 <i>Den hedonistiske metode</i>	2
2.1.2 <i>Budrente-modellen</i>	4
2.1.3 <i>Boligrelaterte attributter</i>	6
2.2 EIENDOMSSKATT	7
2.2.1 <i>Eiendomsskatteloven</i>	7
2.2.1.1 Historisk perspektiv	7
2.2.1.2 Gjeldende rett.....	8
2.2.2 <i>Eiendomsskatt i kommunene</i>	9
2.2.3 <i>Eiendomsskatt i politikken</i>	13
2.2.4 <i>De tre synene på eiendomsskatt</i>	14
2.2.4.1 Det tradisjonelle synet.....	14
2.2.4.2 Det nye synet.....	16
2.2.4.3 Brukeravgiftsynet.....	18
2.3 KOMMUNALE AVGIFTER.....	19
2.3.1 <i>Avgiftsnivåene for 2019</i>	19
2.3.2 <i>Avgiftsnivåer i historisk perspektiv</i>	25
2.4 RADON	39
2.4.1 <i>Teori</i>	39
2.4.2 <i>Kartgrunnlag og allmenn bevissthet</i>	40
3 METODE.....	43
3.1 REGRESJONSANALYSE.....	43
3.1.1 <i>Enkel lineær regresjonsanalyse</i>	43
3.1.2 <i>Multippel lineær regresjonsanalyse</i>	45
3.1.3 <i>Feilkilder og forutsetninger</i>	47
3.2 DATAPROGRAMMER	50
3.2.1 <i>QGIS</i>	50
3.2.2 <i>Microsoft Excel</i>	51
3.2.3 <i>RStudio</i>	51
3.3 DATAGRUNNLAG FOR ANALYSEN	53
3.3.1 <i>Datsett</i>	53
3.3.1 <i>Benyttede variabler</i>	55
3.3.1.1 Variabler knyttet til kommunale skatter og avgifter	55
3.3.1.2 Variabler knyttet til lokalitet.....	57
3.3.1.3 Variabler knyttet til boligen.....	58

3.3.1.4	Variabler knyttet til omsetningen.....	60
4	RESULTAT	61
4.1	MODELL 1 - BASEMODELL	61
4.2	MODELL 2 - EIENDOMSSKATT	71
4.3	MODELL 3 - KOMMUNALE AVGIFTER	74
4.4	MODELL 4 - RADON.....	81
5	DISKUSJON	84
6	KONKLUSJON.....	91
7	LITTERATURLISTE.....	93

Figuroversikt

Figur 1:	Grafisk illustrasjon av husholdningers optimale tilpasning.	3
Figur 2:	Grafisk illustrasjon av bedrifters optimale tilpasning).	3
Figur 3:	Grafisk illustrasjon av markedslikevekten i boligmarkedet.....	4
Figur 4:	Grafisk illustrasjon av lav-, middel- og høyinntekts-husholdningers valg av bosetting jf. budrente-modellen.....	6
Figur 5:	Antall kommuner med eiendomsskatt, antall kommuner med bunnfradrag, i perioden 2007-2018.	10
Figur 6:	Grafisk fremstilling av de ulike eiendomsskattesatsene for boliger og fritidsboliger i perioden 2007-2017	11
Figur 7:	Grafisk fremstilling av størrelsen på bunnfradrag i tidsperioden 2007-2017	12
Figur 8:	Grafisk illustrasjon av skatt på grunn jf. det tradisjonelle synet.....	15
Figur 9:	Grafisk illustrasjon av skatt på bygg jf. det tradisjonelle synet.....	16
Figur 10:	Grafisk illustrasjon av en innføring av eiendomsskatt med fokus på tre kommuner med henholdsvis høy, gjennomsnittlig og lav etterspørsel etter kommunal tjenesteyting jf. det nye synet.	17
Figur 11:	Grafisk fremstilling av andelen husholdningsabonnementer for vann med installert vannmåler i de kommunene som er omtalt i denne oppgaven.....	20
Figur 12:	Grafisk fremstilling av andelen husholdningsabonnementer for avløp med installert vannmåler i de kommunene som er omtalt i denne oppgaven.....	21
Figur 13:	Grafisk fremstilling av fastleddene og enhetsprisene inkl. mva., relatert til gebyret for vann, for kommunene omtalt i denne oppgaven	21
Figur 14:	Grafisk fremstilling av fastleddene og enhetsprisene inkl. mva., relatert til gebyret for avløp, for kommunene omtalt i denne oppgaven	22
Figur 15:	Grafisk fremstilling av satsene relatert til feiegebyrene inkl. mva. for kommunene omtalt i denne oppgaven.....	23
Figur 16:	Grafisk fremstilling av satsene relatert til standard renovasjonsabonnement inkl. mva. for kommunene omtalt i denne oppgaven.....	24

Figur 17: Grafisk fremstilling av den totale kommunale vannleveransen per tilknyttet innbygger i perioden 2015-2017	24
Figur 18: Grafisk fremstilling av de totale kostnadene knyttet til kommunale avgifter.....	25
Figur 19: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Haugesund Kommune i perioden 2007-2017	26
Figur 20: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Haugesund Kommune i perioden 2007-2017	27
Figur 21: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Karmøy Kommune i perioden 2007-2017.....	28
Figur 22: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Karmøy Kommune i perioden 2007-2017	28
Figur 23: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Tysvær Kommune i perioden 2007-2017.....	30
Figur 24: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Tysvær Kommune i perioden 2007-2017	30
Figur 25: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Etne Kommune i perioden 2007-2017.	32
Figur 26: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Etne Kommune i perioden 2007-2017.....	32
Figur 27: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Bokn Kommune i perioden 2007-2017	34
Figur 28: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Bokn Kommune i perioden 2007-2017	34
Figur 29: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Sauda Kommune i perioden 2007-2017	35
Figur 30: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Sauda Kommune i perioden 2007-2017	36
Figur 31: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Sveio Kommune i perioden 2007-2017	37
Figur 32: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Sveio Kommune i perioden 2007-2017	37
Figur 33: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Vindafjord Kommune i perioden 2007-2017	38
Figur 34: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Vindafjord Kommune i perioden 2007-2017.....	39
Figur 35: Illustrasjon av nedbrytningskjeden til ²²² Rn, med tilhørende datterisotoper	40
Figur 36: Radonaktsomhetskart for kommunene som inngår i denne oppgaven	42
Figur 37: Grafisk illustrasjon av en enkel lineær regresjon.....	48
Figur 38: Grafisk illustrasjon av en enkel lineær regresjon, hvor forutsetningen vedrørende normal fordeling er brutt.....	48

Figur 39: Grafisk illustrasjon av en enkel lineær regresjon, hvor forutsetningen vedrørende normal fordeling er brutt.....	49
Figur 40: Grafisk illustrasjon av hvordan heteroskedastitet kommer til uttrykk i et punktdiagram	50
Figur 41: Grafisk fremstilling av alle manglende data i datasettet.....	55
Figur 42: Oversikt over sammensetningen til det benyttede datasettet	56
Figur 43: Grafisk fremstilling av kvartalsvise gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for eneboliger, småhus og blokkleiligheter.....	59
Figur 44: Grafisk fremstilling av kvartalsvise kvadratmeterpriser i Haugesund sentrum.....	60

Tabelloversikt

Tabell 1: Oversikt over skattesatser på bolig- og fritidseiendommer, bunnfradrag og skattesats på næringseiendommer i kommunene omtalt i denne oppgaven.....	10
Tabell 2: Oversikt over de ulike eiendomsskattesatsene for boliger og fritidsboliger (‰) i perioden 2007-2017.	12
Tabell 3: Oversikt over størrelsen på bunnfradrag i tidsperioden 2010-2017	13
Tabell 4: Oversikt over satser for kommunale avgifter og gebyrer, relatert til vann, avløp, feiing og avfall inkl. mva., i kommunene omtalt i denne oppgaven	20
Tabell 5: Beregnede totalkostnader for kommunale avgifter knyttet til vann, avløp, feiing og avfall	25
Tabell 6: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Haugesund Kommune i perioden 2007-2017	27
Tabell 7: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Karmøy Kommune i perioden 2007-2017	29
Tabell 8: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Tysvær Kommune i perioden 2007-2017	31
Tabell 9: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Etne Kommune i perioden 2007-2017	33
Tabell 10: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Bokn Kommune i perioden 2007-2017	35
Tabell 11: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Sauda Kommune i perioden 2007-2017	36
Tabell 12: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Sveio Kommune i perioden 2007-2017	37
Tabell 13: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Vindafjord Kommune i perioden 2007-2017	38
Tabell 14: ANOVA-tabell for en multippel lineær regresjonsanalyse	47
Tabell 15: Oversikt over dummyvariabler knyttet til radonaktomhet i datasettet.....	57

Tabell 16: Oversikt over tilgjengelighetsvariabler i datasettet	58
Tabell 17: Oversikt over avstandsvariabler i datasettet	58

Analyseoversikt

Analyse 1: Regresjonsanalyse av basemodellen	61
Analyse 2: VIF-verdier for basemodellen.	63
Analyse 3: Breusch-Pagan-test av basemodellen.....	64
Analyse 4: Robuste standardavvik med tilhørende t-verdier for basemodellen ved HC ₁	65
Analyse 5: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert dummyvariabler for boligtype.....	66
Analyse 6: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Bruksareal.	67
Analyse 7: VIF-verdier for basemodellen inkludert Bruksareal.....	67
Analyse 8: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Renovering.	68
Analyse 9: VIF-verdien for basemodellen inkludert Renovering.....	68
Analyse 10: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Anneks og Soverom.....	69
Analyse 11: VIF-verdier for basemodellen inkludert Anneks og Soverom.....	69
Analyse 12: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Solforhold og Sjøfeste.	70
Analyse 13: VIF-verdier for basemodellen inkludert Solforhold og Sjøfeste.	70
Analyse 14: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Eiendomsskattesats.	71
Analyse 15: VIF-verdier for basemodellen inkludert Eiendomsskattesats.	72
Analyse 16: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Eiendomsskattesats ekskludert Avsreg.	73
Analyse 17: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Eiendomsskattesats og Bunnfradrag ekskludert Avsreg.	74
Analyse 18: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Vann.	75
Analyse 19: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Avløp.	76
Analyse 20: VIF-verdier for basemodellen inkludert Avløp.	76
Analyse 21: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Feiing.	77
Analyse 22: VIF-verdier for basemodellen inkludert Feiing.	77
Analyse 23: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Avfall.....	78
Analyse 24: VIF-verdier for basemodellen inkludert Avfall.....	78
Analyse 25: Breusch-Pagan-test av basemodellen inkludert Avfall	78
Analyse 26: Robuste standardavvik med tilhørende t-verdier for basemodellen inkludert Avfall ved HC ₀	79
Analyse 27: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert variabler for kommunale avgifter. .	80
Analyse 28: VIF-verdier for basemodellen inkludert variabler for kommunale avgifter.....	80

Analyse 29: Breusch-Pagan-test av basemodellen inkludert variabler for kommunale avgifter.	81
Analyse 30: Robuste standardavvik med tilhørende t-verdier for basemodellen inkludert variabler for kommunale avgifter ved HC ₀	81
Analyse 31: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert dummyvariabler for radonakt somhet.....	82
Analyse 32: VIF-verdier for basemodellen inkludert dummyvariabler for radonakt somhet.....	82
Analyse 33: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert dummyvariabelen for høy radonakt somhet.....	83

1 Problemstilling

Oppgavens problemstilling er knyttet til å avdekke i hvilken grad forekomster av radon, eiendomsskatt og andre kommunale avgifter relatert til vann, avløp, feiing og avfall spiller inn på boligpriser på Haugalandet, med sikte på å utforme en modell som beskriver de ulike faktorenes innvirkning på den endelige boligprisen. Nivået på kommunale avgifter og eiendomsskatt blir ofte diskutert i det politiske ordskiftet, hvor Eftedal og Haaland (2017) identifiserte en nasjonal differanse på om lag 11 % i perioden 2007-2015 mellom kommuner med og uten eiendomsskatt. På bakgrunn av dette er det av interesse å forsøke å kvantifisere disse faktorenes innvirkning på boligens verdi i en region som Haugalandet. Årsaken til at radon inkluderes som en faktor i forbindelse med denne analysen skyldes strålingens klare negative effekter på helse. Forekomster av radon burde derfor ha en reduserende påvirkning på boligpriser, men det er derimot usikkert hvorvidt virkeligheten samsvarer med denne antagelsen.

Oppgaven tar utgangspunkt i de kommuner som er omtalt i Anglevik og Øvretveit (2018), og tar sikte på å bygge på dette arbeidet for å skape et mer helhetlig bilde av variasjoner i boligpriser generelt. Mens Haugalandet som region omfatter kommunene Haugesund, Karmøy, Tysvær, Bokn, Utsira og Vindafjord velger Anglevik og Øvretveit (2018) å utelukke Utsira, og heller inkludere Hordalandkommunene Sveio og Etne, samt Sauda. Oppgaven poengterer at det foreligger definisjoner av Haugalandet som inkluderer Sveio og Etne, og argumenterer videre for at en inkludering av Sauda er hensiktsmessig i relasjon til arbeidsområdet sentrert rundt Haugesund, i tillegg til at inkluderingen av Sauda øker spredningen i avstandsparameteren. Anglevik og Øvretveit (2018) finner støtte for denne seleksjonen av kommuner i Bhuller (2009).

2 Bakgrunn

2.1 Boligmarkedet

2.1.1 DEN HEDONISTISKE METODE

I økonomisk teori assosieres den hedonistiske metoden med heterogene goder, som kategoriseres ved ulike attributter eller egenskaper som oppfattes å gi nytte. På bakgrunn av dette kan man utlede en vektor som representerer alle attributtene, $Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$, hvor prisen av det heterogene godet kan beregnes som en funksjon av vektoren, $P(Z) = P(z_1, z_2, \dots, z_n)$ (Rosen, 1974). Bolig er et heterogent gode, hvor eksempler på attributter kan være nærhet til skole og dagligvarekjeder, eiendommens areal eller nærhet til aktiviteter (Osland, 2001). Den hedonistiske prisfunksjonen, beskrevet i Rosen (1974), er ifølge Osland (2001) avhengig av etterspørernes budfunksjoner og tilbydernes offerfunksjoner for hver enkel attributt.

For husholdningene på etterspørselssiden vil deres nyttemaksimering avhenge av deres mulighet til å betale et lavest mulig beløp for en bolig med den enkelte husholdnings optimale attributtsammensetning. Budfunksjonen, beskrevet i Osland (2001), gir her et uttrykk for husholdningens maksimale betalingsvillighet

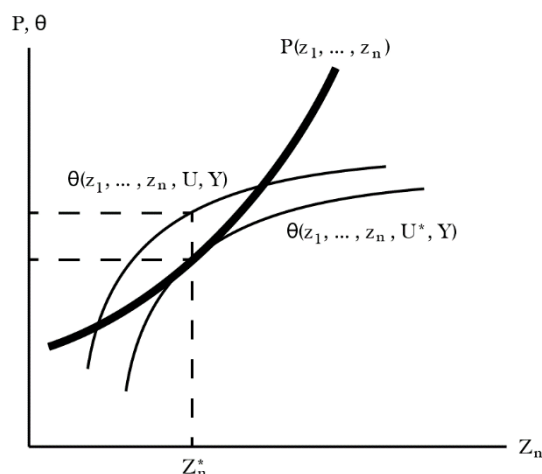
$$\theta_j = \theta(Z, Y_j, U_j, \alpha_j) \quad (1)$$

gitt et konstant nyttenivå, U , og inntekt, Y . α er her en vektor som representerer husholdningens preferanser. Grafisk vil den enkelte husholdningens optimale tilpasning befinne seg ved tangeringspunktet mellom husholdningens θ og $P(Z)$, i et diagram hvor den vertikale akse representerer kroner, og den horisontale akse representerer attributt z_n (figur 1).

Mens husholdningene ønsker å maksimere sin nytte, ønsker bedriftene på tilbudssiden å maksimere profitten. I Osland (2001) er profittfunksjonen uttrykt

$$\pi = M \cdot P(Z) - C(M, Z, \beta) \quad (2)$$

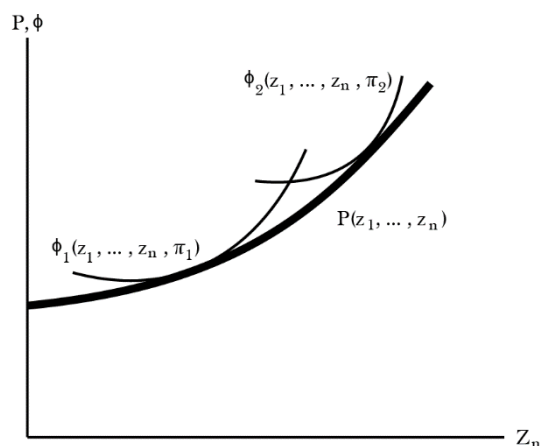
hvor M representerer en bedrifts tilbud av boliger som svarer til en bestemt Z , mens β representerer skiftparametere relatert til f.eks. faktorpriser eller produksjonsteknologi. Den laveste prisen en bedrift er villig til å akseptere er da uttrykt gjennom offerfunksjonen, som i Osland (2001) er presentert



Figur 1: Grafisk illustrasjon av husholdningers optimale tilpasning på bakgrunn av deres maksimale betalingsvillighet, θ , og den hedonistiske prisfunksjonen $P(Z)$, med hensyn på attributt z_n (modifisert fra Osland (2001)).

$$\phi = (Z, \pi, \beta) \quad (3)$$

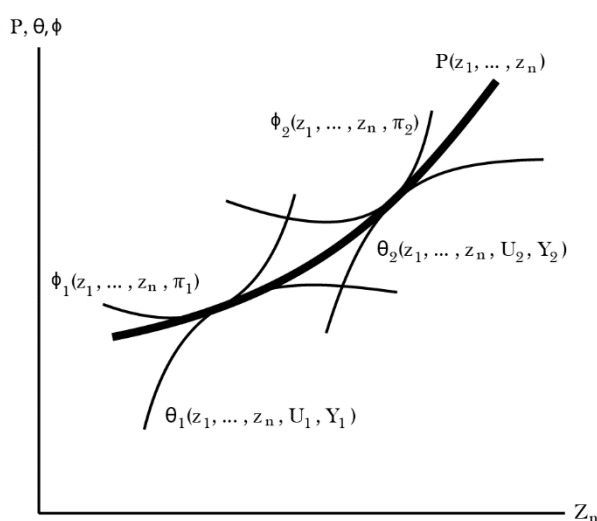
Med gitte verdier for π og det optimale antall boliger, kan da den optimale tilpasningen med hensyn på attributt z_n identifiseres i tangeringspunktet mellom ϕ og $P(Z)$ (figur 2).



Figur 2: Grafisk illustrasjon av bedrifters optimale tilpasning på bakgrunn av den laveste prisen de er villige til å akseptere, ϕ , og den hedonistiske prisfunksjonen $P(Z)$, med hensyn på attributt z_n (modifisert fra Osland (2001)).

Basert på den optimale tilpasning på etterspørsels- og tilbudssiden, som gjennomgått ovenfor, vil derfor likevekten for markedet være posisjonert i de punkt hvor budfunksjonen og offerfunksjonen tangerer (figur 3). Prisfunksjonen, presentert i Rosen (1974), og tolkningene, presentert i Osland (2001), bygger derimot på den antagelse at markedet er i likevekt.

Med dette utgangspunktet kan man formulere en generell funksjon for boligpris, hvor man f.eks. kan dele de ulike attributtene inn i attributter tilknyttet boligens lokalitet og attributter tilknyttet aspekter ved boligen: $P(Z) = P(z_{geografi}, z_{bolig})$. Hvorvidt modellen er i stand til å forklare variasjonen i boligpris i en tilfredsstillende grad avhenger derimot av om man evner å inkludere et tilstrekkelig antall relevante variabler i modellen. Dette er i mange tilfeller én av de største utfordringene knyttet til denne metoden, noe som også understrekes i McMillen (2010).



Figur 3: Grafisk illustrasjon av markedslikevekten i boligmarkedet, gitt ved tangeringspunktene mellom husholdningenes budfunksjoner, θ , og bedriftenes offerfunksjoner, ϕ , med hensyn på attributt z_n . Den hedonistiske prisfunksjonen, $P(Z)$ er her en omhylling av begge disse funksjonene (modifisert fra Osland (2001)).

2.1.2 BUDRENTE-MODELLEN

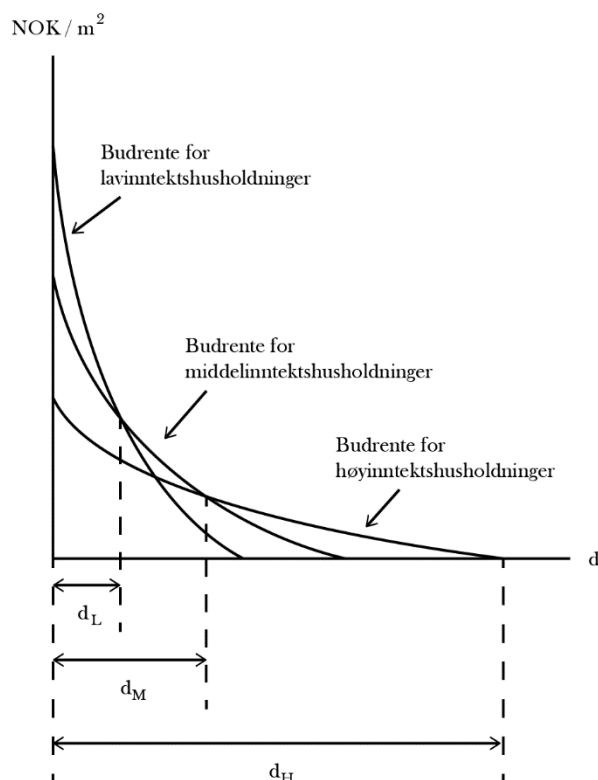
Budrente-modellen bygger på arbeidet presentert i Alonso (1964) og Alonso (1971), og er videre utviklet av bl.a. Mills (1969), Mills (1972), Muth (1969) og Evans (1973) (McCann, 2013, s. 113). Modellen er en videreutvikling av von Thünen-modellen, med den målsetning å gjøre modellen mer anvendelig for et bredere spekter av mikroøkonomiske analyser. Den sentrale forskjellen mellom de to modellene er ifølge McCann (2013, s. 113-114) synet på areal. Mens von Thünen-modellen tar utgangspunkt i at tilbudet på bolig er gitt, fremgår tilbudet på bolig i budrente-modellen som en variabel som er substituerbar med andre variabler. Da husholdninger må gjøre avveien mellom areal og pendlekostnader vil helningen på husholdningenes indifferenskurver være gitt ved $-\frac{t}{S}$, hvor t representerer pendlekostnader per kilometer fra *Central Business District* (CBD), hvor alle arbeidsplasser er lokalisert, og S representerer areal. Antas t å være

konstant, mens S øker ved større avstander fra CBD, vil indifferenskurvene ta form av en konvekst fallende kurve (McCann, 2013, s. 114-115).

Modellen åpner videre for en analyse av en heterogen befolkning, hvor man kan ta høyde for forskjeller i bl.a. inntekt. I McCann (2013, s. 120-126) deles befolkningen inn i gruppene; (i) lavinntektshusholdninger, (ii) middelinntektshusholdninger og (iii) høyninntektshusholdninger. Antar man her at inntekten til lavinntektshusholdningene begrenser deres evne til å bære større pendlekostnader, vil denne gruppens betalingsvillighet kunne bli representert av en bratt kurve da denne gruppen vil ha relativt høy preferanse for å bosette seg nær CBD representert i origo. Antar man videre at høyninntektshusholdningene har en høy preferanse for areal, relativt til deres preferanse for nærhet til CBD, vil man kunne representere denne gruppens betalingsvillighet ved en relativt slak kurve. Fra figur 4 kan man se at lavinntektshusholdningene, til tross for deres relativt lave inntekt, besitter den høyeste betalingsvilligheten i intervallet d_L . Grunnet deres preferanser for areal fremfor nærhet, vil høyninntektshusholdningene bosette seg ved $d > d_M$. Middelinntektshusholdningene vil bosette seg i intervallet $d_L < d < d_H$, hvor deres betalingsvillighet er høyere enn både lav- og høyninntektshusholdningene. Det er her viktig å presisere at andre grupperinger (f.eks. en videre inndeling av høyninntektshusholdninger i unge og eldre), eller omstendigheter som f.eks. høy forurensing i sentrum eller et forfallent lavinntektsområde, vil kunne medføre diagrammer som avviker fra eksempelet presentert i figur 4 (McCann, 2013, s. 124-128).

I denne oppgaven åpnes det ikke for analyser på bakgrunn av forskjellige inntektsgrupper, men modellen kan derimot benyttes for å forklare eventuelle endringer i boligpriser ved varierende avstand fra CBD. På bakgrunn av budrente-modellen vil det derfor antas at boligprisene per kvadratmeter vil avta ved økende avstand fra CBD.

Antagelsen vedrørende en avtagende boligpris ved økende avstand fra CBD finner støtte i studier som bl.a. Osland og Thorsen (2008), som gjennomførte en studie av boligprisene i områdene ved Stavanger gjennom en hedonistisk tilnærming. Av denne fremgår det at boligprisene også avtar ved økende avstand fra CBD når arbeidsmarkedstilgjengeligheten er tatt høyde for. Dette tolker Osland og Thorsen (2008) som en urban attraksjonseffekt, hvor også andre tilbud som er bedre representert i CBD, for utenom arbeidsplasser, spiller inn på husholdningers vurdering knyttet til boliglokalitet. En avtagende boligpris ved økende avstand fra CBD kan også observeres i Wilhelmsson (2002), som gjennomførte en studie med fokus på romlige variabler i Stockholm. Av denne studien kunne det konkluderes med at romlige variabler som avstand til CBD hadde en signifikant påvirkning på boligpriser. I denne forbindelse vil det også være hensiktsmessig å være bevisst på tilgangen av kommunaltransport, da dette kan



Figur 4: Grafisk illustrasjon av lav-, middel- og høyninntektshusholdningers valg av bosetting jf. budrente-modellen.

Husholdningenes avveining mellom pendlekostnader, t , og areal, S , uttrykt som $-\frac{t}{S}$ gir konvekst fallende indifferenskurver, mens de forskjellige husholdningsgruppernes preferanser kommer til uttrykk i forskjellig grad av helning. På bakgrunn av husholdningenes betalingsvillighet bosetter lavinntektshusholdningene seg nærmest bysenteret, d_L , mens middel- og høyninntektshusholdningene bosetter seg ved henholdsvis $d_L < d < d_H$ og $d_M < d$ (modifisert fra McCann (2013, s. 123)).

bidra til å redusere den opplevde avstanden mellom de ulike områdene i regionen. I Hui, Chau, Pun og Law (2007) inkluderes en dummyvariabel, hvor variabelen har verdien 1 om en holdeplass kan nå innenfor en gåavstand på 600 m i Hong Kong, og verdien 0 om dette ikke er tilfellet. Til tross for at Hui et al. (2007) identifiserer både avstand til CBD og relativ nærhet til holdeplasser som signifikante variabler, argumenteres det for at avstand til CBD trolig er et utilstrekkelig mål i en polysentrisk geografi. Dette vil da være i tråd med slutningene som fremgår i Osland og Thorsen (2008).

2.1.3 BOLIGRELATERTE ATTRIBUTTER

Også andre faktorer, for utenom avstand til CBD, er sentrale for å forstå variasjoner i boligpris. Dette fremgår bl.a. i resultatene av regresjonsanalysen presentert i Basu og Thibodeau (1998), hvor boligareal og boligalder identifiseres som de to viktigste variablene for å forklare variasjonen i logaritmen til boligpris. Dette kan også ses av minste kvadraters metode-regresjonen presentert i Wilhelmsson (2002), hvor variabelen for primærrrom («Living area») fremgår som den

variabelen med størst påvirkning på boligpris. Alder inkluderes også i denne regresjonsanalysen ved én variabel som representerer boligens absolutte alder og én dummyvariabel som fanger opp hvorvidt boligen er mer eller mindre enn 60 år. Til tross for at begge disse variablene fremgår som signifikante i analysen, er det primært dummyvariabelen som utgjør en koeffisient av en betydelig størrelse.

Mens variabler relatert til areal og alder kan defineres som strukturelle egenskaper, som i Sirmans, Macpherson og Zietz (2005), kan Basu og Thibodeau (1998) også identifisere en signifikant påvirkning knyttet til forekomsten av garasje, som her er her lagt inn i *square feet*, i syv av åtte av deres ligninger. På samme måte fremgår det i Hui et al. (2007) en marginal, dog fortsatt signifikant, påvirkning på boligpris knyttet til antall etasjer over bakkenivå. Her er også en dummyvariabel knyttet til hvorvidt boligen har utsikt til vannet inkludert, men denne fremgår ikke som signifikant. Dette er derimot ikke tilfellet i Wilhelmsson (2002), hvor dummyvariabelen vedrørende utsikt til vannet både er signifikant og utøver en relativt betydelig påvirkning på boligpris. Det fremgår dermed som om miljøgoder har en potensiell signifikant påvirkning på boligpris, da Osland (2016) også trekker frem eksempler som ren luft, stillhet, nærhet til vakker natur, parker eller friluftsområder som viktige faktorer som vektlegges av boligkjøpere. Dette underbygges av Paterson og Boyle (2002) som gjennom en inkludering av utsikt til flere forskjellige miljøelementer i en autoregressiv modell, konkluderer med at nærhet til miljøgoder påvirker boligpriser på en signifikant måte. Videre konkluderer Paterson og Boyle (2002) med at utsikt er en viktig variabel når man skal vurdere boligpris, og at en ekskludering av dette kan påvirke konklusjoner relatert til andre miljørelaterte variabler.

2.2 Eiendomsskatt

2.2.1 EIENDOMSSKATTELOVEN

2.2.1.1 HISTORISK PERSPEKTIV

I Norge ble eiendomsskatten landsdekkende opprettet i 1665, men det var ikke før 1975, gjennom lov nr. 29 om eiendomsskatt til kommunene, at kommunene selv fikk mulighet til å skrive ut eiendomsskatt. NOU 1996:20 (1996, s. 12) beskriver eiendomsskatten som kommunenes viktigste inntektskilde på midten av 1800-tallet, men hvor den som følge av nye reguleringer i 1882 ble av prosentvis mindre betydning. Om man ser på forskjellen fra 1880 til 1900 gikk eiendomsskatten fra å utgjøre ca. 51 % til 10 % av skatteinntektene i landkommunene, samt fra ca. 29 % til 15 % av skatteinntekter i byene. Etter landsskatteloven § 9 ble nå også verker, gruver, sagbruk, møllebruk, fabrikker, fiskevær, salterier, lenser, losse- og lasteplasser, skipsverft

og andre industrielle anlegg inkludert, mens byskatteloven §§ 4 og 5 nå inkluderte bygninger, ubebygde og bebygde grunn, vannfall, løkker, lastetomter, brygger, verft og tilsvarende i beregningen av eiendomsskatten. Disse faktorene var avgiftsfrie for husholdningene frem til dette punktet, men dette ble tilføyd grunnet eiendomsskatten ble lavere prosentvis, og ble sett på som en kompensasjon for å få inn mer inntekt (NOU 1996:20, 1996, s. 12-13).

2.2.1.2 GJELDENE RETT

Gjeldende lov fremgår av lov av 6. juni 1975 nr. 29 om eiendomsskatt til kommunane og gjelder for både by- og landkommuner. Eiendomsskattelova § 3 lister opp de objekter som omfattes av loven, hvor bokstav b er formulert; «*faste eiendomar i klårt avgrensa område som heilt eller delvis er utbygde på byvis eller der slik utbygging er i gang*». Formuleringen i denne paragrafen vedrørende «*heilt eller delvis er utbygde på byvis*» er ikke tydelig definert i hverken loven eller i lovforarbeid, og man bygger her på rettspraksis jf. bl.a. Rt-1985-1339 («Fanadommen») og Rt-1967-233 (Eiendomsskattelova, 1975; NOU 1996:20, 1996, s. 14-15).

Lovens §§ 4 til 7 utgjør eiendomsskattelovas kapittel 2 vedrørende skattepliktige eiendommer, hvor § 4 gir en mer detaljert definisjon av hva som skal forstås ved «faste eiendommer» og «næringsbygg». I lovens § 5 fremgår de eiendommer som er unntatt eiendomsskatt, som bl.a. statlig eide eiendommer (bokstav a), kirker (bokstav c), kommunalt eide eiendommer (bokstav d) og eiendommer eid av helseforetak (bokstav g), mens lovens § 7 identifiserer de eiendommer kommunestyret kan velge å fritta eiendomsskatt. Dette kan bl.a. være bygninger av historisk verdi (bokstav b) og fritidsboliger (bokstav e) (Eiendomsskattelova, 1975).

Eiendomsskattelova § 8 A-1 første ledd stadfester at eiendommen skattlegges på bakgrunn av en verdisetting i samsvar med lovens §§ 8 A-2 til 8 A-4, som legger rammer for taksering. Av lovens § 8 A-1 tredje ledd fremgår det at de eiendommer som omfattes av § 8 C, som åpner for «*verdisetting av boliger ved bruk av formuesgrunnlag*», ikke skal takseres etter paragrafens første ledd. I forbindelse med bl.a. verdisettingen foreligger det videre en plikt til å gi informasjon og innsyn jf. § 31 (Eiendomsskattelova, 1975).

I følge Eiendomsskattelova § 10 setter kommunestyret reglene og satsen for eiendomsskatten for det påfølgende budsjettåret, hvor lovens § 11 setter rammer for hvilken sats kommunen kan vedta. Eiendomsskattesatsen må da ligge på mellom 1 ‰ og 7 ‰, men hvor den samme paragrafen gir åpning for bruk av bunnfradrag for «*alle sjølvstendige bustaddelar i faste eiendomar som ikkje vert nytta i næringsverksemd*». Kommunen har derimot mulighet til å innføre en differensiert eiendomsskatt for gruppene (a) boliger og fritidseiendommer, (b)

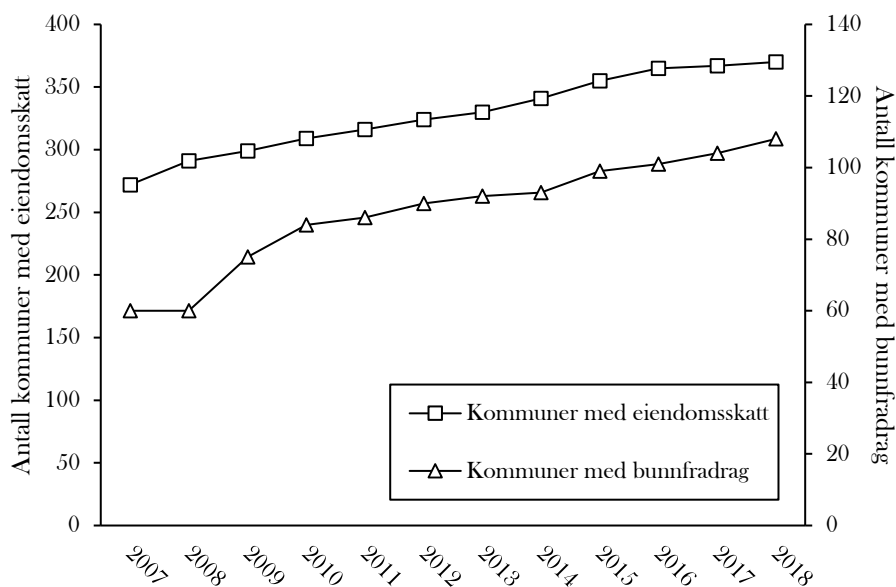
grunneiendommer, (c) bygg og grunn og (d) avgrensede områder som fremgår i lovens § 3 jf. §12. Ved innføring av eiendomsskatt fremgår det i lovens § 13 første punktum at det ikke gir åpning for å sette en sats på mer enn 1 ‰ av eiendommens takserte verdi det første året. Kommunen kan derimot ved senere anledninger øke satsen med maksimalt 1 ‰ for boliger og fritidseiendommer og maksimalt 3 ‰ for husløse grunneiendommer. Innfører kommunen et bunnfradrag gir paragrafens fjerde punktum åpning for å øke satsen med 2 ‰ for eiendommer beskrevet i § 12 første ledd. Satsen kan derimot ikke økes samme år bunnfradraget fjernes jf. femte punktum (Eigedomsskattelova, 1975).

Under spesielle omstendigheter hvor det ifølge lovens formulering vil oppfattes «*særs urimeleg*» å innkreve skatten, gir lovens § 28 formannskapet i kommunen anledning til å unnlate å kreve hele eller deler av den skyldige summen (Eigedomsskattelova, 1975). NOU 1996:20 (1996, s. 21-22) gir eksempler som (i) reduserte inntekter som følge av sykdom og (ii) ødelagt eiendom som følge av f.eks. brann for hva som kan kvalifisere som «*særs urimelege*» årsaker i denne sammenheng.

2.2.2 EIENDOMSSKATT I KOMMUNENE

Som det fremgår av figur 5 har bruken av eiendomsskatt økt gradvis fra 272 kommuner i 2007 til 370 kommuner i 2018, noe som kan sees i sammenheng med lovendring i Eiendomsskatteloven § 3 fra 2006 (Endringslov til eigedomsskattelova, 2006). I samme periode har bruken av bunnfradrag økt fra 60 kommuner i 2007 til 107 kommuner i 2018. Ser man nærmere på kommunene omtalt i denne oppgaven, fremgår det av tabell 1 at skattesatsene for bolig- og fritidseiendom varierer fra Tysvær og Bokn, som ikke har eiendomsskatt, til Saudas eiendomsskattesats på 7 ‰. Bruken av bunnfradrag varierer fra fire kommuner som ikke benytter denne muligheten, til Karmøys bunnfradrag på NOK 1.050.000.

Da det antas at det primært vil være eiendomsskatten for året boligen ble omsatt som eventuelt vil kunne ha påvirkning på kjøpsprisen, var det nødvendig å innhente eiendomsskattesatser for samtlige år hvor boliger har blitt omsatt i datasettet. Differensierte eiendomsskattesatser for boliger og fritidsboliger for samtlige år i perioden 2007-2017 er derfor hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2019d), hvor 29 av 88 nødvendige data fremgikk. Etter samtaler med kontaktperson Else Helena Bredeli (personlig kommunikasjon, 23. april 2019) ble gruppen informert om at man skulle benytte dataene for de generelle eiendomsskattesatsene for årene og kommunene hvor data manglet i det første datasettet. Gruppen så dette deretter opp mot dataene for kommunenes inntekter forbundet med eiendomsskatt på boliger og fritidsboliger for hver av de aktuelle kommunene, for slik å undersøke om tallene vi nå hadde stemte. Det ble her



Figur 5: Antall kommuner med eiendomsskatt, antall kommuner med bunnfradrag, i perioden 2007-2018 (Statistisk Sentralbyrå, 2018a).

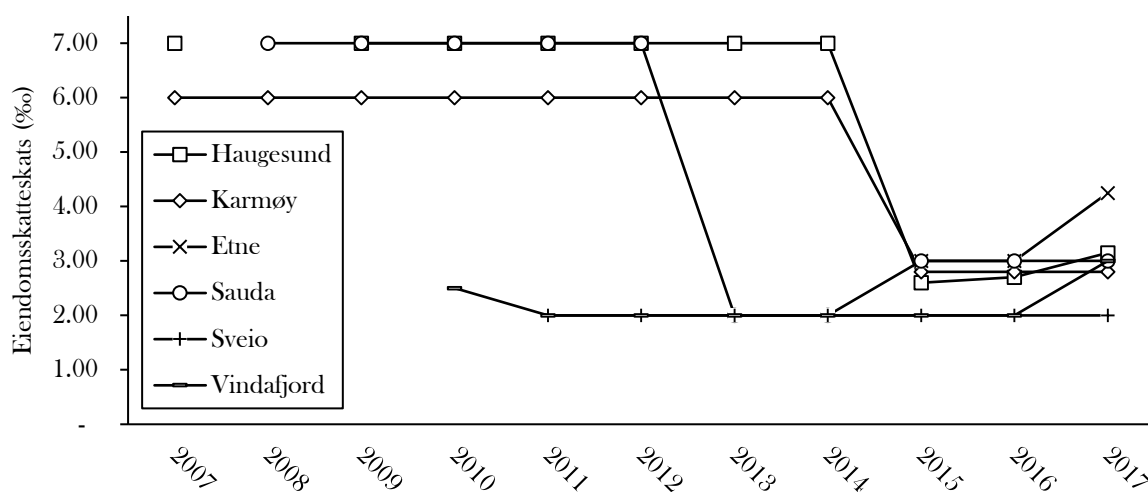
Tabell 1: Oversikt over skattesatser på bolig- og fritidseiendommer, bunnfradrag og skattesats på næringsseiendommer i kommunene omtalt i denne oppgaven (Frafjord, 2019; Karmøy Kommune, 2018a, 2019b; Lien, 2018; Sauda Kommune, 2018b; Saue, 2019; Vindafjord Kommune, 2019, 22. februar).

KOMMUNE	SKATTESATS PÅ BOLIG- OG FRITIDSEIENDOM	BUNNFRADRAG PER BOENHET
Haugesund	3,73 ‰	NOK 550.000
Karmøy	2,80 ‰	NOK 1.050.000
Tysvær	-	-
Etne	4,20 ‰	NOK 100.000
Bokn	-	-
Sauda	7,00 ‰	-
Sveio	2,00 ‰	NOK 900.000
Vindafjord	4,00 ‰	-

avdekket at data for Etne Kommune i 2007 indikerte at kommunen hadde hatt en eiendomsskatteinntekt fra boliger og fritidsboliger på NOK 4.000 til tross for en angivelig eiendomsskattesats på 7 ‰ på dette tidspunktet. Videre ble det også avdekket at dataene indikerte en eiendomsskatteinntekt fra boliger og fritidsboliger for Haugesund Kommune i 2011 på NOK 25.062.000 til tross for en differensiert eiendomsskattesats på boliger og fritidsboliger på 0 ‰. Etter nye samtaler med Else Helena Bredeli (personlig kommunikasjon, 25. april 2019) ble gruppen informert om at disse uregelmessighetene skyldtes skrivefeil, hvor den korrekte differensierte eiendomsskattesatsen for Etne i 2007 var 0 ‰, mens den korrekte eiendomsskattesatsen for Haugesund Kommune i 2011 var 7 ‰.

Av tabell 2 fremgår det at mens Karmøy Kommune innførte en differensiert eiendomsskatt for boliger og fritidsboliger i 2009, ble dette først innført i Haugesund og Sauda i

henholdsvis 2015 og 2013. I Etne og Vindafjord har boliger og fritidsboliger alltid betalt en differensiert eiendomsskatt i den tid disse boligtypene har betalt denne skatten i denne tidsperioden, mens Sveio Kommune utelukkende opererer med en generell eiendomsskatt som i perioden 2011-2017 var satt til 2 ‰. For Haugesund og Sauda, som begge innførte en differensiert eiendomsskatt i løpet av denne tidsperioden, kan det observeres en signifikant forskjell mellom den generelle eiendomsskattesatsen og den innførte differensierte eiendomsskattesatsen for boliger og fritidsboliger, mens man i Karmøy Kommune opererte med en differensiert eiendomsskattesats for boliger og fritidsboliger på nivå med den generelle eiendomsskattesatsen frem til 2015. Nivåene på eiendomsskatt boliger og fritidsboliger i de ulike kommunene måtte betale i denne tidsperioden samler seg derimot mellom 2 ‰ og 3 ‰ etter 2015, hvor det eneste avviket fra dette er den differensierte eiendomsskattesatsen i Etne Kommune som stiger til 4,25 ‰ i 2017 (figur 6). Det kan uansett konkluderes med at trenden som fremgår i figur 5 også kan ses av de kommuner i denne oppgaven, hvor man fra 2007 til 2017 går fra 2 til 6 kommuner som opererer med eiendomsskatt på boliger og fritidsboliger.

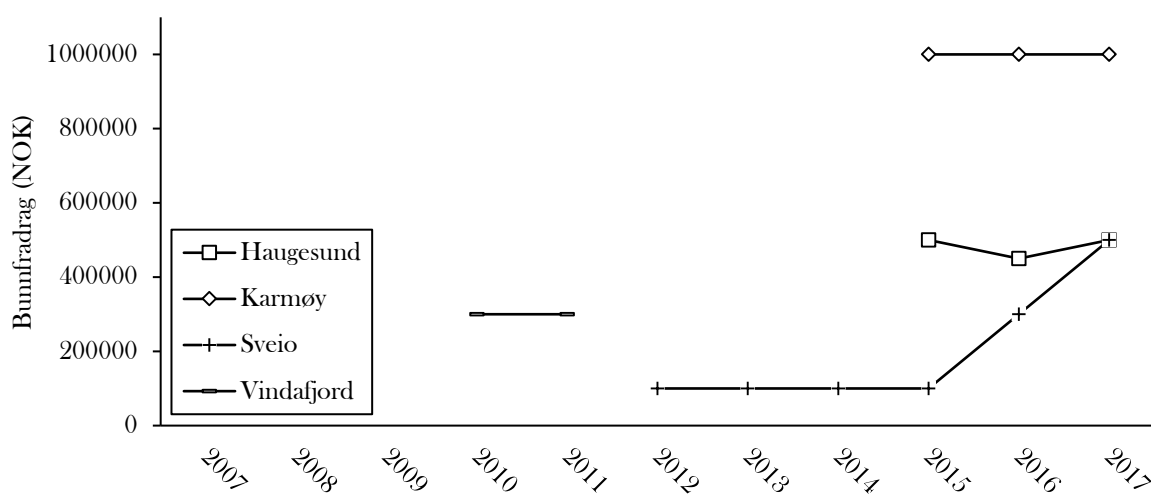


Figur 6: Grafisk fremstilling av de ulike eiendomsskattesatsene for boliger og fritidsboliger i perioden 2007-2017 i de kommunene som inngår i denne oppgaven, og som har eiendomsskatt på boliger og fritidsboliger i denne perioden. I forbindelse med innhenting av disse satsene er det tatt utgangspunkt i de differensierte eiendomsskattesatsene for boliger og fritidsboliger som fremgår i Statistisk Sentralbyrå (2019d), hvor dette datasettet er justert med utgangspunkt i dataene for den generelle eiendomsskattesatsen og kommunenes eiendomsskatteinntekter (Statistisk Sentralbyrå, 2019d) etter samtaler med Else Helena Bredeli (personlig kommunikasjon, 23. og 25. april 2019).

Av de kommunene som inngår i denne oppgaven er det kun fire av seks kommuner, av dem som har hatt eiendomsskatt på boliger og fritidsboliger i denne tidsperioden, som også har operert med bunnfradrag (Statistisk Sentralbyrå, 2019d). Av figur 7 kan man se at det

Tabell 2: Oversikt over de ulike eiendomsskattesatsene for boliger og fritidsboliger (%) i perioden 2007-2017 i de kommunene som inngår i denne oppgaven, og som har eiendomsskatt på boliger og fritidsboliger i denne perioden. I forbindelse med innhenting av disse satsene er det tatt utgangspunkt i de differensierte eiendomsskattesatsene for boliger og fritidsboliger som fremgår i Statistisk Sentralbyrå (2019d), hvor dette datasettet er justert med utgangspunkt i dataene for den generelle eiendomsskattesatsen og kommunenes eiendomsskatteinntekter (Statistisk Sentralbyrå, 2019d) etter samtaler med Else Helena Bredeli (personlig kommunikasjon, 23. og 25. april 2019). De satsene hvor den generelle eiendomsskattesatsen også ble benyttet på boliger og fritidsboliger er markert med stjerne.

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Haugesund	*7,00	-	*7,00	*7,00	*7,00	*7,00	*7,00	*7,00	2,60	2,70	3,15
Karmøy	*6,00	*6,00	6,00	6,00	6,00	6,00	6,00	6,00	2,80	2,80	2,80
Etne	-	-	-	-	-	-	-	-	3,00	3,00	4,25
Sauda	-	*7,00	*7,00	*7,00	*7,00	*7,00	2,00	2,00	3,00	3,00	3,00
Sveio	-	-	-	-	*2,00	*2,00	*2,00	*2,00	*2,00	*2,00	*2,00
Vindafjord	-	-	-	2,50	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	3,00



Figur 7: Grafisk fremstilling av størrelsen på bunnfradrag i tidsperioden 2007-2017 for de kommuner i denne oppgaven som opererte med dette (Statistisk Sentralbyrå, 2019d).

forekommer store variasjoner både knyttet til størrelsen på bunnfradraget, samt hvor lenge kommunen har operert med dette. Av disse fire kommunene er Vindafjord Kommune den eneste kommunen som innførte bruken av bunnfradrag i løpet av denne tidsperioden for så å avvikle denne praksisen. Mens Sveio Kommune innførte bruken av bunnfradrag året etter eiendomsskatten ble introdusert, ble bunnfradrag tatt i bruk i Haugesund Kommune samme år som man innførte en differensiert eiendomsskatt for boliger og fritidsboliger. I Karmøy Kommune begynte man med bunnfradrag i 2015, samme år som den differensierte eiendomsskatten for boliger og fritidsboliger ble redusert fra 6 ‰ til 2,8 ‰.

Tabell 3: Oversikt over størrelsen på bunnfradrag i tidsperioden 2010-2017 for de kommuner i denne oppgaven som opererte med dette (Statistisk Sentralbyrå, 2019d). Tallene som er oppgitt i tabellen er presentert i NOK, og årsaken til at tabellen ikke tar for seg perioden 2007-2009 skyldes at ingen kommuner som inngår i denne oppgaven opererte med bunnfradrag på dette tidspunktet.

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Haugesund	-	-	-	-	-	500.000	450.000	500.000
Karmøy	-	-	-	-	-	1.000.000	1.000.000	1.000.000
Sveio	-	-	100.000	100.000	100.000	100.000	300.000	500.000
Vindafjord	300.000	300.000	-	-	-	-	-	-

2.2.3 EIENDOMSSKATT I POLITIKKEN

I Finansdepartementet (2018, s. 11) fremgår det at «for å begrense eiendomsskatten på bolig og fritidseiendom foreslår regjeringen blant annet å redusere den maksimale skattesatsen fra 7 til 5 promille fra 2020». Dette fremgår også av Granavolden-erklæringen (2019, s. 28) som argumenterer for at «eiendomsskatt er en usosial form for skatt som rammer uavhengig av betalingsevne. Regjeringen vil derfor fortsette å redusere eiendomsskattesatsen og skattegrunnlaget».

Politikken rundt eiendomsskatt er et omdiskutert tema, hvor detaljene vedrørende hvordan de ulike partiene ønsker at eiendomsskatten skal være varierer. Mens Fremskrittspartiet (FrP) ønsker å jobbe mot å fjerne skatten, og har en nedtrappingsplan på maks fire år, hvor man skal fjerne 2 ‰ hvert år (Fremskrittspartiet, 2019, 17. januar), mener Høyre (H) at lokalbefolkningen selv skal få bestemme hvorvidt de ønsker å ha skatten, samtidig som partiet jobber for å holde skattetrykket nede (Høyre, 2019, 17. januar). På punktet om lokal bestemmelse finner Høyre støtte fra Kristelig Folkeparti (KrF) som mener det er opp til hver enkelt kommune hvorvidt de ønsker å innføre skatten (Kristelig Folkeparti, 2019, 17. januar).

Blant opposisjonspartiene mener både Arbeiderpartiet (Ap) og Senterpartiet (Sp) at det er kommunene selv som skal avgjøre hvorvidt det er behov for en innføring av eiendomsskatt, og hvordan den i så tilfelle skal tilpasses den enkelte kommune (Arbeiderpartiet, 2019, 17. januar; Senterpartiet, 2019, 17. januar). Sosialistisk Venstreparti (SV) ønsker å redusere inntektsskatten for folk med middels og lav inntekt, samtidig som partiet ønsker også å øke skatten på bolig, da partiet mener dette vil bidra til at de fleste betaler mindre skatt (Sosialistisk Venstreparti, 2019, 17. januar). Rødt (R) vektlegger derimot at eiendomsskatten bør ha en «sosial profil» med høye bunnfradrag, hvor inntektene fra eiendomsskatten skal benyttes fellesskapsløsninger. Partiet poengterer samtidig at det primært ønsker et økt skattenivå på reell samlet formue, da det ikke mener eiendomsskatten er en ideell skattleggingsmåte (Rødt, 2019, 26. februar).

2.2.4 DE TRE SYNENE PÅ EIENDOMSSKATT

2.2.4.1 DET TRADISJONELLE SYNET

Det tradisjonelle synet er beskrevet i NOU 1996:20 (1996, s. 213-218) og bygger på argumentene presentert i Simon (1943). Dette synet tar utgangspunkt i eiendomsmarkedet i en kommune isolert, og anser eiendomsskatten som en indirekte skatt på grunn og bygg. Da spørsmålet vedrørende hvem som bærer skattebyrden avhenger av hvilket av disse to godene man fokuserer på, behandles disse to tilfellene separat.

Ved skatt på grunn forutsettes det at tilgangen på grunn er konstant, da det av forskjellige årsaker ikke kan utvinnes ny grunn. På bakgrunn av denne forutsetningen konkluderer NOU 1996:20 (1996, s. 214) med at tomtens verdi er gitt ved den neddiskonterte inntektsstrømmen (relatert til leieinntekter eller bruksverdi) fratrukket fremtidige skattekostnader:

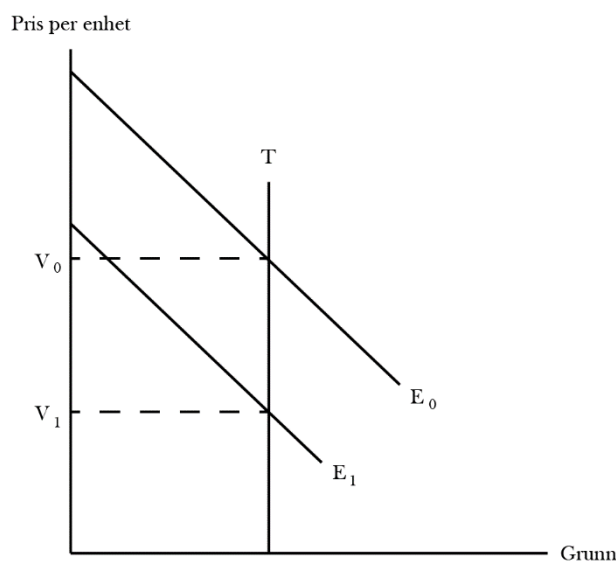
$$V = (R_0 - t_0) + \frac{(R_1 - t_1)}{(1+r)} + \frac{(R_2 - t_2)}{(1+r)^2} + \dots + \frac{(R_T - t_T)}{(1+r)^T} \quad (4)$$

I ligning 4 representerer t den effektive skattesatsen, r representerer diskonteringsrenten, mens T representerer den økonomiske levetiden til tomten (som her anses som tilnærmet uendelig). Som det kan ses fra ligningen tilfaller hele skattebyrden på selger, da kjøper er bevisst på at det foreligger fremtidige skattekostnader. Etersom det antas at innføringen av skatten ikke påvirker den øvrige inntektsstrømmen kan reduksjonen i tomtens verdi som følge av skatten dermed uttrykkes som

$$\Delta V = t_0 + \frac{t_1}{(1+r)} + \frac{t_2}{(1+r)^2} + \dots + \frac{t_T}{(1+r)^T} \quad (5)$$

Grafisk vil tilbudet av grunn være representert ved en vertikal graf, da tilgangen antas å være konstant (figur 8). Den uelastiske tilbudskurven resulterer i at hele skattebyrden legges på selger ettersom det ikke foreligger en mulig tilpasning hvor selger kan unnslippe skatten. Introduksjonen av eiendomsskatten medfører videre at etterspørselskurven forskyves mot venstre fra E_0 til E_1 , da betalingsvilligheten til kjøper forblir uendret. Dette medfører at tomtens verdi reduseres fra V_0 , gitt ved skjæringspunktet mellom T og E_0 , til V_1 , gitt ved skjæringspunktet mellom T og E_1 (NOU 1996:20, 1996, s. 215). Uttrykket for prisen selger mottar blir da

$$V_1 = V_0(1 - t) \quad (6)$$

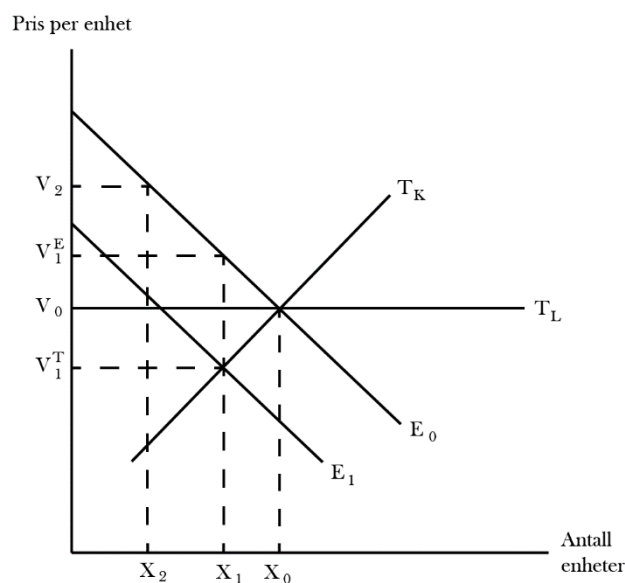


Figur 8: Grafisk illustrasjon av skatt på grunn jf. det tradisjonelle synet. Tilbudet på grunn, T , antas her å være konstant, mens etterspørselen forskyves fra E_0 til E_1 som følge av introduksjonen av en eiendomsskatt. Verdien på grunn synker dermed fra V_0 til V_1 fra det øyeblikket skatten innføres, hvor hele skattebyrden bæres av selger (modifisert fra NOU 1996:20 (1996, s. 215)).

I motsetning til grunn, antas tilbudet av bygg å være variabelt da det foreligger muligheter for både nye utbygginger og påbygg på eksisterende bygningsmasser. NOU 1996:20 (1996, s. 216) påpeker derimot at eventuelle investeringer gjort i relasjon til bygg avhenger av den forventede avkastningen fra denne investeringen relativt til markedsavkastningen. Til tross for at skattebyrden da i utgangspunktet plasseres på selger, veltes denne over på kjøper gjennom (i) utsetting og reduksjon av henholdsvis nyinvesteringer, vedlikehold og renovering. Kjøper vil da betale samme pris for et gode hvor kvaliteten reduseres frem til avkastningen relatert til bygg samsvarer med markedsavkastningen (NOU 1996:20, 1996, s. 217). I tilfeller hvor etterspørselen er høy vil skattebyrden også kunne veltes over på kjøper direkte ved at (ii) prisen økes.

Dette kan også studeres grafisk, hvor tilbudet av bygg på kort sikt representeres ved T_K (figur 9). På samme måte som for grunn forskyves etterspørselskurven også her til venstre fra E_0 til E_1 som følge av en introduksjon av eiendomsskatten (NOU 1996:20, 1996, s. 217). På kort sikt vil da omsatt kvantum av bygg reduseres fra X_0 til X_1 , mens skattebyrden deles likt mellom selger og kjøper. Dette er illustrert ved at prisen selger mottar faller fra V_0 til V_1^T , mens prisen kjøper betaler stiger fra V_0 til V_1^E . Differansen representerer her den introduserte eiendomsskatten. På lang sikt må derimot, som tidligere nevnt, avkastningen relatert til investering i bygg tilsvare markedsavkastningen, og tilbudet er derfor på lang sikt representert ved tilbudskurven T_L . Det omsatte kvantumet vil her reduseres ytterligere til X_2 , mens prisen kjøper

må betale stiger til V_2 ettersom selgers avkastning ikke kan falle under V_0 . For dette tidsperspektivet er da den introduserte eiendomsskatten representert ved differansen mellom V_2 og V_0 (NOU 1996:20, 1996, s. 217).

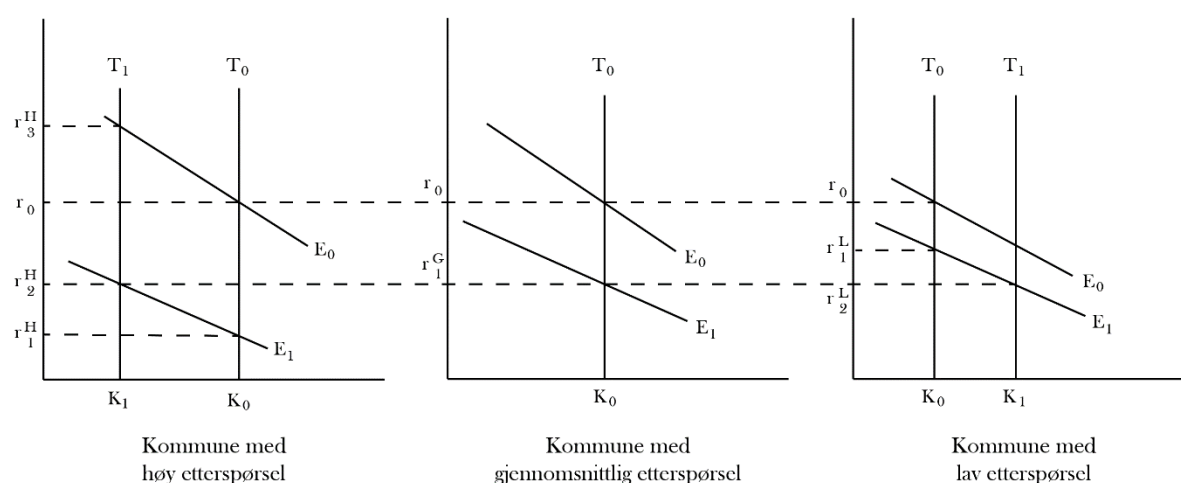


Figur 9: Grafisk illustrasjon av skatt på bygg jf. det tradisjonelle synet. Tilbudet etter bygg antas variabelt, og er på kort sikt representert ved grafen T_K . Etterspørselskurven forskyves fra E_0 til E_1 som følge av introduksjonen av en eiendomsskatt. På kort sikt vil da antall omsatte enheter synke fra X_0 til X_1 , hvor hva selger mottar faller til V_1^T og hva kjøper betaler stiger til V_1^E . Skattebyrden er i denne figuren likt fordelt mellom kjøper og selger. På lang sikt kan derimot ikke selgers avkastning falle under markedsavkastningen ved T_1 , og antall omsatte enheter synker til X_2 , hvor hva kjøper betaler stiger til V_2 . Skatten er her representert ved differansen mellom V_0 og V_2 , hvor skattebyrden i sin helhet faller på kjøper (modifisert fra (NOU 1996:20, 1996, s. 217)).

2.2.4.2 DET NYE SYNET

Det nye synet fremgår i Mieszkowski (1972), Zodrow og Mieszkowski (1986) og Wassmer (1993), og er oversiktlig beskrevet i NOU 1996:20 (1996, s. 218-224). I motsetning til i det tradisjonelle synet anses eiendomsskatten som én del av den totale skattebasen, noe som åpner for en nærmere studie av den potensielle skattekonkurransen som kan forekomme mellom forskjellige kommuner. NOU 1996:20 (1996, s. 219-220) belyser hvordan en innføring av eiendomsskatt vil kunne gi utslag på tvers av kommuner ved å ta for seg tre kommuner med henholdsvis lav, gjennomsnittlig og høy etterspørsel av kommunale goder. Mens tilbud av grunn og kapital forutsettes konstant og likt i alle tre kommuner, antas etterspørselen etter kommunale goder å være 50 % høyere og lavere for henholdsvis kommunen med høy og lav etterspørsel etter kommunale goder. På bakgrunn av denne forutsetningen kan tilbudet representeres grafisk ved en vertikal kurve, T_0 (figur 10). Eksempelet i NOU 1996:20 (1996, s. 219-220) tar utgangspunkt i en initialsituasjon, E_0 , hvor kommunene finansierer sine kommunale goder ved bruk av en

koppskatt (personskatt, hvor hvert skattepliktig individ betaler samme beløp, og hvor det således ikke tas høyde for individets betalingsevne). Ved en overgang til eiendomsskatt vil etterspørselskurven forskyves mot venstre, hvor avkastningen på eiendom i gjennomsnittskommunen synker til r_1^G . Dette fallet betegnes som profittskatteeffekten (Zodrow & Mieszkowski, 1986). Forskjellen i etterspørsel etter kommunale goder mellom de tre kommunene medfører derimot at størrelsen på den introduserte eiendomsskatten vil variere. Avkastningen i kommunen med lav og høy etterspørsel etter kommunale goder vil da falle til henholdsvis r_1^L og r_1^H . Avvikene $r_1^L - r_1^G$ og $r_1^G - r_1^H$ defineres da som vareskatteeffekten (NOU 1996:20, 1996, s. 220).



Figur 10: Grafisk illustrasjon av en innføring av eiendomsskatt med fokus på tre kommuner med henholdsvis høy, gjennomsnittlig og lav etterspørsel etter kommunal tjenesteyting jf. det nye synet. Tilbudet av bolig antas her konstant, og er representert ved T_0 . Ved en overgang fra koppskatt til eiendomsskatt som finansieringsmiddel for kommunal tjenesteyting, faller etterspørselen etter bolig i gjennomsnittskommunen fra E_0 til E_1 . Det medfølgende fallet i avkastningen på eiendom, $r_0 - r_1^G$, kalles profittskatteeffekten. Forskjell i etterspørsel etter kommunal tjenesteyting i de forskjellige kommunene medfører forskjellige størrelser på den innførte eiendomsskatten, hvor avvikene $r_1^L - r_1^G$ og $r_1^G - r_1^H$ kalles vareskatteeffekten. På lang sikt medfører forskjellene i avkastning på eiendom at tilbudet av bolig forskyves til T_1 i kommunene med lav og høy etterspørsel etter kommunal tjenesteyting, frem til $r_2^H = r_1^G = r_2^L$ (modifisert fra NOU 1996:20 (1996, s. 219)).

Forutsettes en lukket økonomi, vil forskjellene i avkastning på eiendom på lang sikt påvirke tilbudet i kommunene med avkastninger som avviker fra gjennomsnittet. Figuren i NOU 1996:20 (1996, s. 219) illustrerer da hvordan tilbudet i kommunen med lav og høy etterspørsel etter kommunale goder forskyves fra T_0 til T_1 , frem til avkastningen på eiendom er $r_2^H = r_1^G = r_2^L$. NOU 1996:20 (1996, s. 220) påpeker derimot at variasjoner i skatlegging av eiendom medfører ulike brukerkostnader for kommunens innbyggere, hvor de høyeste brukerkostnadene påløper i kommunen med høy etterspørsel etter kommunale goder. NOU 1996:20 (1996, s.

220) konkluderer på grunnlag av dette med at skattebyrden relatert til eiendomsskatten bæres av både tilbyderne og etterspørerne.

Forutsettes derimot en åpen økonomi, blir et sentralt spørsmål hvorvidt kapital er mobil internasjonalt, da investorer på lang sikt vil se til utlandet etter investeringer som gir høyere avkastning. NOU 1996:20 (1996, s. 221) trekker her frem bl.a. Feldstein og Horioka (1980) som indikerer at kapital er lite mobil internasjonalt, men understreker samtidig at funnene i disse studiene er omstridt. Jansen og Schulze (1996) gjennomførte derimot en empirisk studie med fokus på Norge, som indikerer en høy internasjonal kapitalmobilitet. Med utgangspunkt i dette konkluderer NOU 1996:20 (1996, s. 221) med at hele skattebyrden vil tilfalle etterspørerne.

2.2.4.3 BRUKERAVGIFTSYNET

Brukeravgiftsynet anser eiendomsskatten som en pris på kommunale tjenester og verdiskaping, og bygger på modellen presentert i Tiebout (1956). Denne modellen argumenterer for at husholdninger velger bosted på bakgrunn av de preferanser den enkelte husstand har for kommunale goder. Dette forutsetter naturligvis at kostnadene tilsvarer det kommunale tilbudet, hvor Fiva og Rattsø (2007) på dette grunnlaget presenterer norske funn som støtter opp om modellen. NOU 1996:20 (1996, s. 225) påpeker at kostnadene per innbygger for kommunal produksjon i modellen er U-formet, da kommunen først vil oppleve stordriftsfordeler, deretter etterfulgt av stordriftsulemper. Dette medfører at en kommune, ifølge Tiebout-modellen, vil ønske innflytting såfremt den marginale økningen i husholdninger ikke medfører stordriftsulemper. NOU 1996:20 (1996, s. 225) setter følgene av denne modellen på spissen med formuleringen «innbyggerne i en kommune vil ha de samme preferansene for kommunal tjenesteyting» da modellen legger opp til en fordeling av husholdninger og bedrifter på bakgrunn av deres betalingsvillighet for kommunal tjenesteyting.

En utfordring ved modellen presentert i Tiebout (1956) er bruken av en koppskatt, som anses som en lite realistisk finansieringsform (NOU 1996:20, 1996, s. 225). NOU 1996:20 (1996, s. 225) påpeker her at en eiendomsskatt vil avvike fra en koppskatt ved å ha en påvirkning på husholdningenes atferd, og dermed være prisvridende. For å kunne gjøre denne korrigeringen må man dermed adressere hva NOU 1996:20 (1996, s. 225) definerer som «gratispassasjerproblemet». Dette problemet kan f.eks. oppstå ved at husholdninger i en kommune bevisst konstruerer bygg mindre enn gjennomsnittet, og dermed betaler mindre for den samme kommunale tjenesteytingen som resten av kommunens husholdninger mottar (NOU 1996:20, 1996, s. 225). En forutsetning som adresserer dette problemet vil da være at tilbudet på bygg er uelastisk, for slik å legge opp til at eiendomsskatten kapitaliseres inn i boligprisene (Hamilton,

1976). Funn presentert i Oates (1969) tilsier videre at en eventuell påvirkning på boligprisene som følge av eiendomsskatten skyldes et avvik mellom eiendomsskatten og nivået på de kommunale tjenestene. Mens en innføring av eiendomsskatt har en negativ påvirkning på boligprisene, har økte kommunale utgifter, som følge av forbedret kommunal tjenesteyting, en positiv effekt på boligprisene. Såfremt det foreligger et samsvar mellom eiendomsskattens størrelse og nivået på kommunal tjenesteyting vil da ikke eiendomsskatten påvirke prisnivået (Oates, 1969). Dette indikerer at det kan være vanskelig å identifisere eiendomsskattens påvirkning på boligprisene, og kan bidra til å forklare et eventuelt ikke-signifikant utslag i de videre analysene.

2.3 Kommunale avgifter

2.3.1 AVGIFTSNIVÅENE FOR 2019

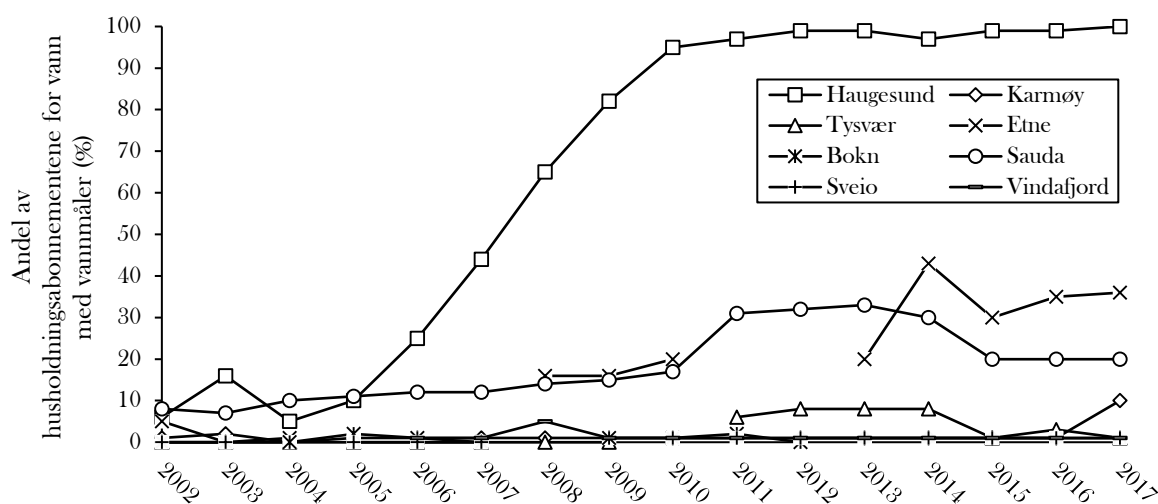
Prisene for kommunale tjenester knyttet til vann, avløp, feiing og avfall for kommunene omtalt i denne oppgaven er hentet inn fra hjemmesidene til de aktuelle kommunene og Haugaland Interkommunale Miljøverk (HIM). Det er i tillegg gjennomført telefonsamtaler med samtlige kommuner og relevante aktører for slik å verifisere prisene, samt avklare spørsmål hvor dette har vært aktuelt. De innhentede satsene er presentert i tabell 4.

For avgiftene tilknyttet vann og avløp er kostnaden for de fleste aktuelle kommuner fordelt på et fastledd og en enhetspris (figur 13 og 14). Mens fastleddet her representerer et fast årlig gebyr er enhetsprisen avhengig av husholdningens forbruk. Dette forbeholder derimot at husholdningen besitter en vannmåler eller leier dette av kommunen. I denne oppgaven er det ikke tatt høyde for leieprisen relatert til vannmåler, hvor analysene derimot bygger på en antagelse om at husholdningene allerede besitter en vannmåler. Dette vil også bidra til å redusere den potensielle feilkilden knyttet til de husholdninger som betaler en stipulert, heller enn en målt, enhetspris. Som man kan se fra figur 11 og 12 vil denne feilkilden være reell for majoriteten av de aktuelle kommunene, da kun Haugesund, Etne og Sauda har en dekningsgrad på 20 % eller mer de siste årene vedrørende vannmåler. I kommuner som Karmøy Kommune, hvor dekningsgraden på det meste lå på 10 % (2017), beregnes enhetsleddet av avgiften ved følgende formell:

$$\text{Enhetskostnad}_{\text{vann/avløp}} = (\text{Bruksareal} \cdot 0,9) \cdot \text{Enhetspris for vann/avløp} \quad (7)$$

Tabell 4: Oversikt over satser for kommunale avgifter og gebyrer, relatert til vann, avløp, feiing og avfall inkl. mva., i kommunene omtalt i denne oppgaven (Aartun, 2018a, b; Bokn Kommune, 2019; Etne Kommune, 2018; Haugaland Interkommunale Miljøverk, 2019, 28. februar; Haugesund Kommune, 2019; Karmøy Kommune, 2018b, 2019a, c; Sauda Kommune, 2018a; Sveio Kommune, 2019; Tysvær Kommune, 2018; Vindafjord Kommune, 2018). Da feiegebyret for 2019 for Haugesund Kommune ikke er publisert på kommunens nettsider, er denne satsen innhentet gjennom personlig kontakt med formann i Haugesund Feiervesen, Harald Hauge (personlig kommunikasjon, 1. mars 2019).

KOMMUNE	VANN		AVLØP		FEIING	AVFALL
	FASTLEDD	ENHETSPRIS	FASTLEDD	ENHETSPRIS		
Haugesund	750,00/år	16,03/m ³	987,50/år	22,15/m ³	¹ 415,00/år	2.575,00/år
Karmøy	1.915,00/år	7,00/m ³	2.671,00/år	13,00/m ³	² 356,00/år	2.838,00/år
Tysvær	1.106,00/år	18,32/m ³	1.464,00/år	24,18/m ³	³ 353,00/år	2.575,00/år
Etne	3.783,00/år	22,46/m ³	1.578,00/år	8,93/m ³	⁴ 620,00/år	2.575,00/år
Bokn	2.408,00/år	19,00/m ³	3.561,00/år	-	⁵ 315,00/år	2.575,00/år
Sauda	1.070,00/år	15,09/m ³	1.262,00/år	8,99/m ³	⁶ 340,00/år	3.510,00/år
Sveio	1.885,00/år	16,00/m ³	1.930,00/år	16,50/m ³	⁶ 700,00/år	2.678,00/år
Vindafjord	1.675,00/år	9,93/m ³	1.794,00/år	12,08/m ³	⁶ 575,00/år	2.575,00/år



Figur 11: Grafisk fremstilling av andelen husholdningsabonnenter for vann med installert vannmåler i de kommunene som er omtalt i denne oppgaven. Majoriteten av kommunene befinner seg her mellom 0 og 10 % gjennom hele perioden (2002-2017), mens Sauda, Etne og Haugesund lå på henholdsvis 20 %, 36 % og 100 % i 2017 (Statistisk Sentralbyrå, 2018c).

¹ Flatt gebyr, med gjennomføring av feiing og tilsyn hvert 4. år.

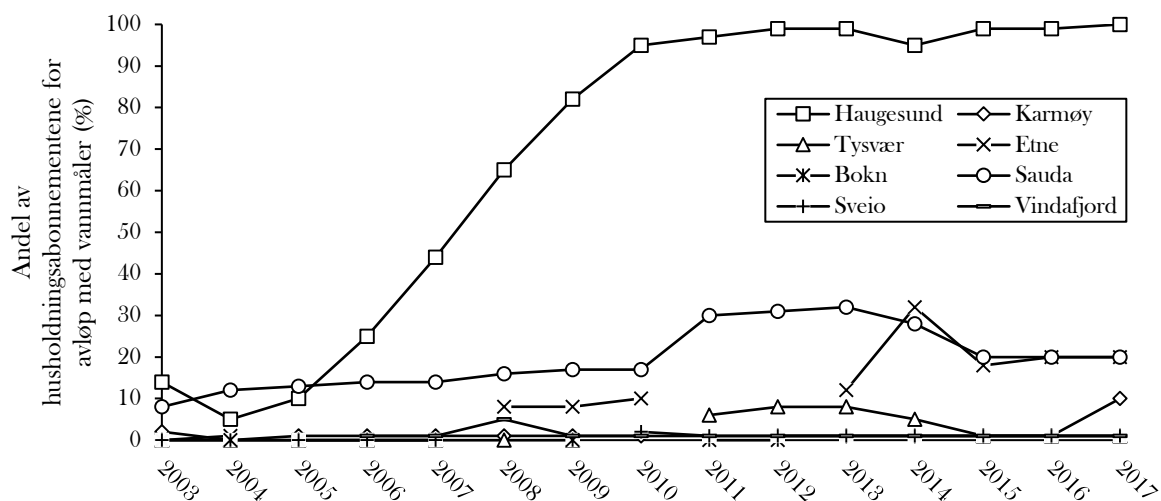
² Alternativer for tilsyn foreligger ikke, og gjennomføres årlig til NOK 270 inkl. mva. Tilpasningen for feiing, som ligger til grunn for beregningen av gebyret i tabellen, er satt til hvert 4. år (NOK 86 inkl. mva.) for å muliggjøre sammenligning.

³ For å muliggjøre sammenligning mellom kommunene er tilpasningen for feiing og tilsyn, som ligger til grunn for beregningen av gebyret i tabellen, satt til hvert 4. år. Gebyret fordeler seg da på NOK 152 inkl. mva. for feiing, og NOK 201 inkl. mva. for tilsyn.

⁴ Flatt gebyr, med gjennomføring av feiing i år 1 og 3, mens tilsynet gjennomføres i år 2.

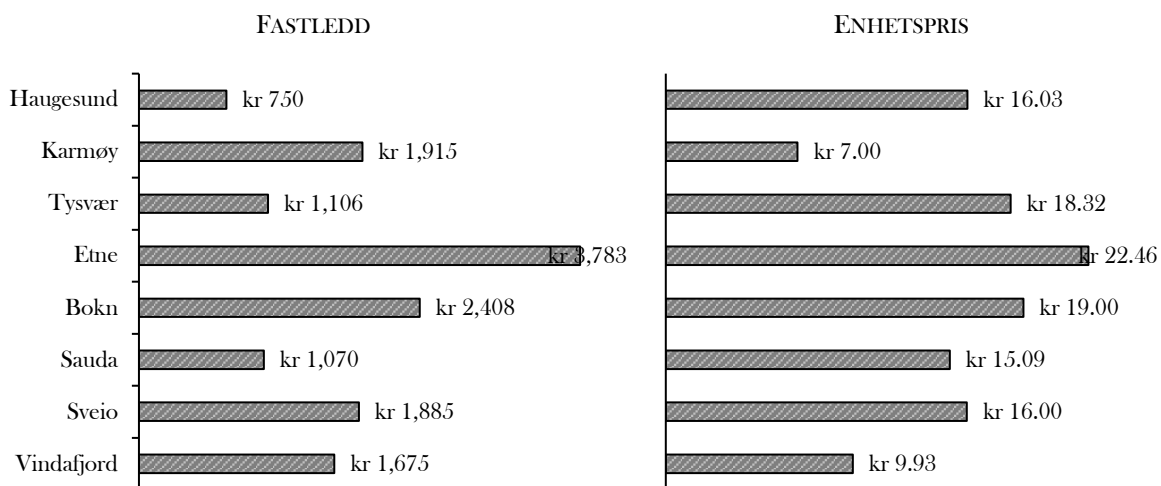
⁵ For å muliggjøre sammenligning mellom kommunene er tilpasningen for feiing og tilsyn, som ligger til grunn for beregningen av gebyret i tabellen, satt til hvert 4. år. Gebyret fordeler seg da på NOK 135 inkl. mva. for feiing, og NOK 180 inkl. mva. for tilsyn.

⁶ Flatt gebyr, hvor det ikke foreligger informasjon vedrørende hyppigheten av feiing og tilsyn.

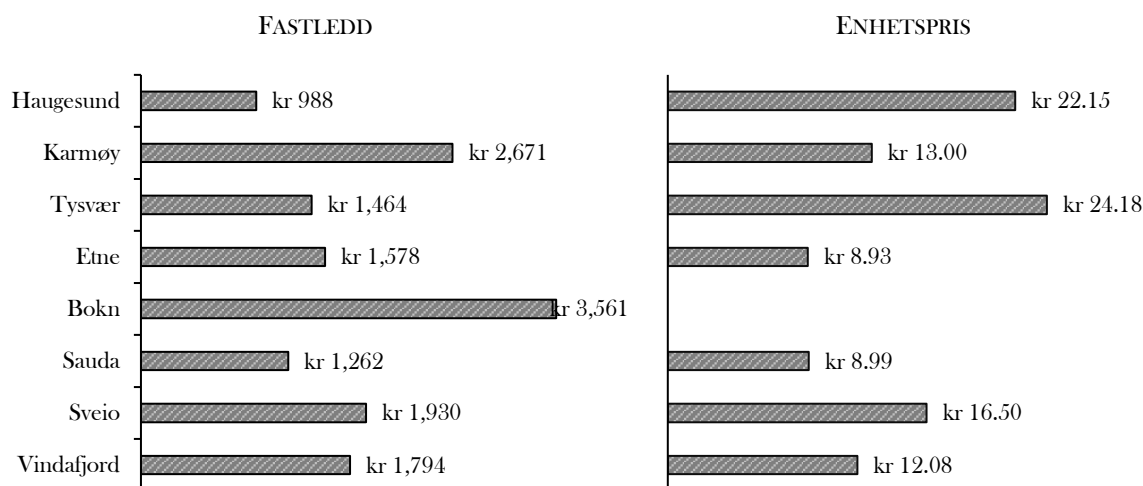


Figur 12: Grafisk fremstilling av andelen husholdningsabonnemene for avløp med installert vannmåler i de kommunene som er omtalt i denne oppgaven. Majoriteten av kommunene befinner seg her mellom 0 og 10 % gjennom hele perioden (2002-2017), mens Sauda, Etne og Haugesund lå på henholdsvis 20 % og 100 % i 2017 (Statistisk Sentralbyrå, 2018c).

Bokn Kommune skiller seg her fra de andre kommunene i oppgaven ved at det ikke praktiseres med en enhetspris for avløp, men hvor årsavgiften for avløp derimot er satt til NOK 3.561 inkl. mva. (figur 14).



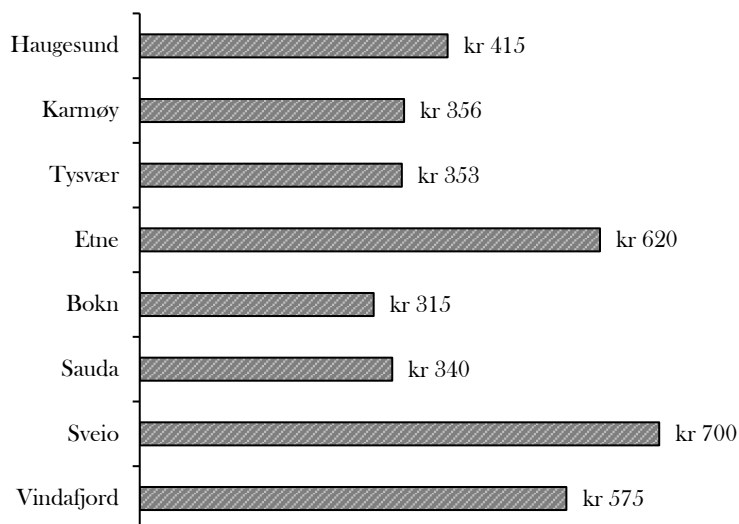
Figur 13: Grafisk fremstilling av fastleddene og enhetsprisene inkl. mva., relatert til gebyret for vann, for kommunene omtalt i denne oppgaven (Aartun, 2018a; Etne Kommune, 2018; Haugesund Kommune, 2019; Karmøy Kommune, 2019c; Sveio Kommune, 2019; Tysvær Kommune, 2018; Vindafjord Kommune, 2018).



Figur 14: Grafisk fremstilling av fastleddene og enhetsprisene inkl. mva., relatert til gebyret for avløp, for kommunene omtalt i denne oppgaven (Aartun, 2018a; Etne Kommune, 2018; Haugesund Kommune, 2019; Karmøy Kommune, 2019c; Sveio Kommune, 2019; Tysvær Kommune, 2018; Vindafjord Kommune, 2018).

Praktiseringen relatert til gebyrene for feiing varierer mellom kommunene omtalt i denne oppgaven, noe som representerer en feilkilde i forbindelse med de analyser som vil presenteres senere i oppgaven. Både Haugesund, Etne, Sauda, Sveio og Vindafjord opererer her med et flatt gebyr på henholdsvis NOK 415 inkl. mva. (Hauge, H., personlig kommunikasjon, 1. mars 2019), NOK 620 inkl. mva. (Etne Kommune, 2018), NOK 340 inkl. mva. (Sauda Kommune, 2018a), NOK 700 inkl. mva. (Sveio Kommune, 2019) og NOK 575 inkl. mva. (Vindafjord Kommune, 2018), hvor det gjennom samtaler med formann i Haugesund Feiervesen, Harald Hauge (personlig kommunikasjon, 1. mars), fremgår at dette inkluderer feiing og tilsyn hvert 4. år for Haugesund Kommune. Vindafjord Kommune opererer derimot med årlig feiing og tilsyn, mens Etne Kommune opererer med en praksis hvor det gjennomføres feiing i år 1 og 3, mens tilsynet gjennomføres i år 2. For Sauda og Sveio foreligger det derimot ikke informasjon vedrørende hvor ofte det gjennomføres feiing og tilsyn. For Tysvær Kommune og Bokn Kommune kan gebyrene tilpasses slik at de samsvarer med praksis for Haugesund Kommune. Gebyrene for disse kommunene vil da ligge på NOK 353 inkl. mva. (Tysvær Kommune, 2018) og NOK 315 inkl. mva. (Bokn Kommune, 2019). Karmøy Kommune åpner ikke for alternativer vedrørende tilsynet, som da gjennomføres årlig, men gjør det mulig å tilpasse feiingen til hvert 4. år slik at det samsvarer med praksis i Haugesund Kommune. Det totale gebyret med en slik tilpasning blir da NOK 356 inkl. mva. (Karmøy Kommune, 2018b).

Som det fremgår innledningsvis er satsene, som fremgår i tabell 4 og figur 15, hentet inn fra hjemmesidene til de aktuelle kommunene. Satsene for Haugesund Kommune for 2019 er derimot ikke publisert på nettsidene, og denne informasjonen er derfor innhentet gjennom

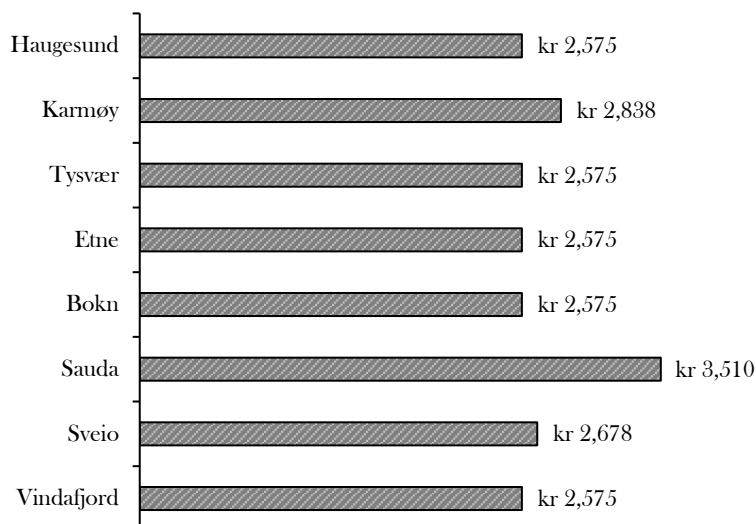


Figur 15: Grafisk fremstilling av satsene relatert til feiegebyrene inkl. mva. for kommunene omtalt i denne oppgaven. Potensielle feilkilder knyttet til disse tallene er omtalt tidligere i dette delkapittelet (Bokn Kommune, 2019; Etne Kommune, 2018; Karmøy Kommune, 2018b; Sauda Kommune, 2018a; Sveio Kommune, 2019; Tysvær Kommune, 2018; Vindafjord Kommune, 2018). Satsen for Haugesund Kommune er ikke publisert, og er derfor innhentet gjennom samtaler med formann i Haugesund Feiervesen, Harald Hauge (personlig kommunikasjon, 1. mars 2019).

direkte kontakt med formann i Haugesund Feiervesen, Harald Hauge (personlig kommunikasjon, 1. mars 2019). Satsene for de øvrige kommunene er verifisert gjennom direkte samtaler med de aktuelle kommunene.

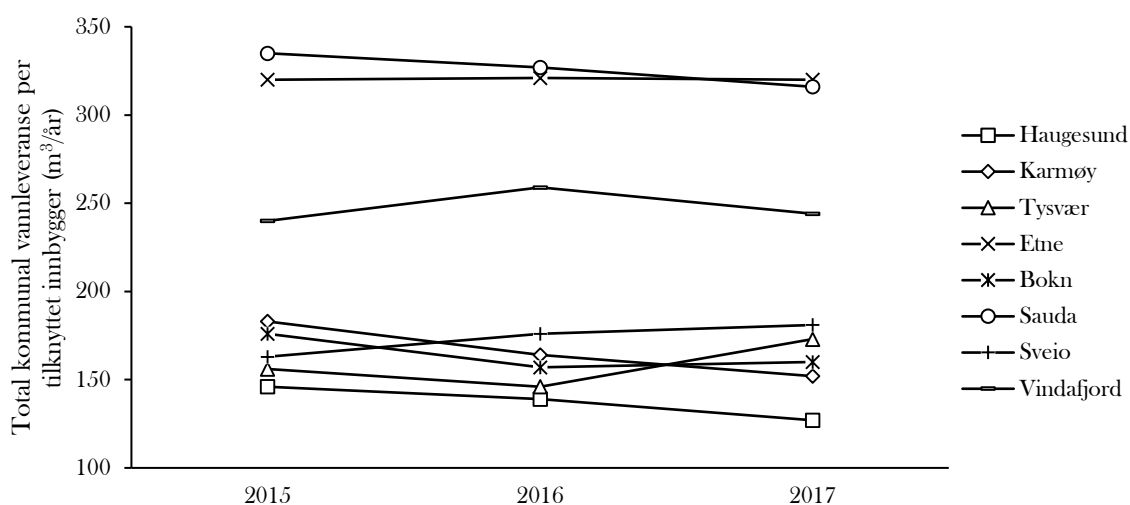
De kommunale avgiftene relatert til avfall tar utgangspunkt i standard abonnement, hvor gebyrene for Haugesund, Tysvær, Etne, Bokn og Vindafjord fremgår på HIMs hjemmesider (Haugaland Interkommunale Miljøverk, 2019, 28. februar). Gebyrene for de øvrige kommunene er innhentet fra kommunenes hjemmesider, hvor det fremgår at Sveio Kommune ikke opererer med et standard abonnement, men hvor gebyret avhenger av valg knyttet til størrelse på beholdere for bioavfall, papir og restavfall (Sveio Kommune, 2019). Etter samtaler med Sveio Kommune antas det at gebyret for en gjennomsnittlig husholdning i denne kommunen vil være sammensatt av abonnementsgebyret (NOK 1.186 inkl. mva.), en biodunk på 140 liter (NOK 438 inkl. mva.), en papirdunk på 140 liter (NOK 219 inkl. mva.) og en restavfallsdunk på 240 liter (NOK 835 inkl. mva.).

Ønsker man å sammenligne det samlede nivået på kommunale avgifter for kommunene som inngår i denne oppgaven må man først velge et mål for gjennomsnittlig forbruk vedrørende vann og avløp, da kostnader knyttet til disse kommunale avgiftene tar utgangspunkt i en enhetspris (med unntak av kommunale avgifter for avløp i Bokn Kommune). På bakgrunn av tall hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2019c) fremgår det at det årlige forbruket for majoriteten av



Figur 16: Grafisk fremstilling av satsene relatert til standard renovasjonsabonnement inkl. mva. for kommunene omtalt i denne oppgaven (Aartun, 2018b; Haugaland Interkommunale Miljøverk, 2019, 28. februar; Karmøy Kommune, 2019a; Sveio Kommune, 2019).

kommunene, med unntak av Etne, Sauda og Vindafjord, ligger mellom 100 og 200 m³ per tilknyttet innbygger per år. For denne sammenligningen er det derfor tatt utgangspunkt i et konservativt årlig forbruk på 150 m³. Det forventes ikke at denne antagelsen vil medføre signifikant store feilkilder da andelen av innbyggerne i de kommuner med årlig forbruk over 200 m³ med installert vannmåler er relativt lav (figur 11 og 12), og kostnadene relatert til kommunale avgifter for vann og avløp vil i disse kommunene dermed primært beregnes på bakgrunn av et stipulert forbruk.

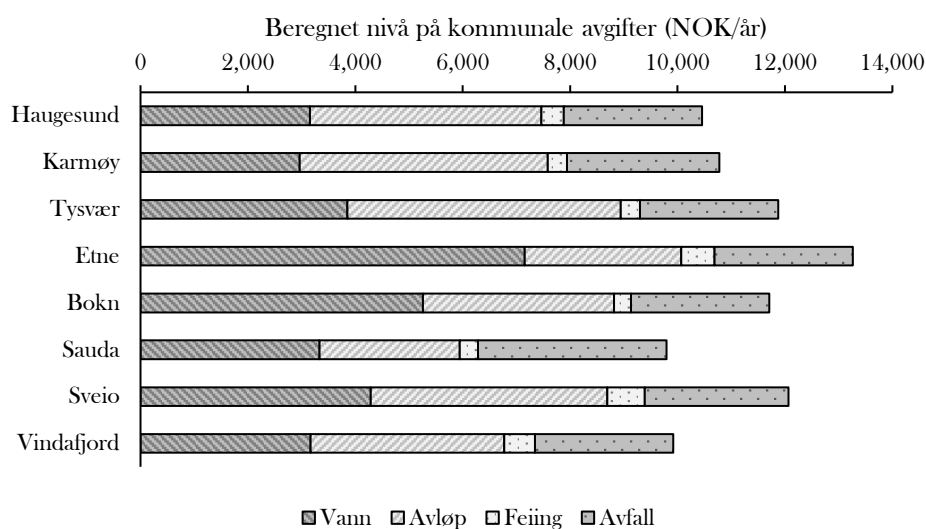


Figur 17: Grafisk fremstilling av den totale kommunale vannleveransen per tilknyttet innbygger i perioden 2015-2017 (Statistisk Sentralbyrå, 2019c).

Av sammenligningen mellom de ulike kommunene fremgår det at Etne Kommune er den kommunen med de høyeste samlede kostnadene, gitt avgiftsnivåene for 2019 (figur 18), mens Sauda og Vindafjord er de eneste kommunene som ligger under NOK 10.000 per år ved et antatt årlig vann- og avløpsforbruk på 150 m³ (tabell 5). Det er derimot viktig å poengtere at kostnadene knyttet til vann og avløp er to av de største utgiftspostene i samtlige kommuner, noe som tilsier at denne sammenligningen i stor grad avhenger av husholdningens forbruk. «Rangeringen» av kommunenes kostnadsnivå vil dermed også kunne endres ved ulikt forbruk, da kostnadene knyttet til disse avgiftene beregnes på bakgrunn av en enhetspris.

Tabell 5: Beregnede total kostnader for kommunale avgifter knyttet til vann, avløp, feiing og avfall. For beregningene vedrørende kommunale avgifter for vann og avløp er det tatt utgangspunkt i et antatt årlig forbruk på 150 m³, med unntak av Bokn Kommune, hvor det utelukkende opereres med et fastledd for kommunale avgifter knyttet til avløp. For kostnadene knyttet til feiing er det benyttet samme utgangspunkt som tidligere i oppgaven.

KOMMUNE	VANN	AVLØP	FEIING	AVFALL	SUM
Haugesund	3.154,50/år	4.310,00/år	415,00/år	2.575,00/år	10.454,50/år
Karmøy	2.965,00/år	4.621,00/år	356,00/år	2.838,00/år	10.780,00/år
Tysvær	3.854,00/år	5.091,00/år	353,00/år	2.575,00/år	11.873,00/år
Etne	7.152,00/år	2.917,50/år	620,00/år	2.575,00/år	13.264,50/år
Bokn	5.258,00/år	3.561,00/år	315,00/år	2.575,00/år	11.709,00/år
Sauda	3.333,50/år	2.610,50/år	340,00/år	3.510,00/år	9.794,00/år
Sveio	4.285,00/år	4.405,00/år	700,00/år	2.678,00/år	12.068,00/år
Vindafjord	3.164,50/år	3.606,00/år	575,00/år	2.575,00/år	9.920,50/år



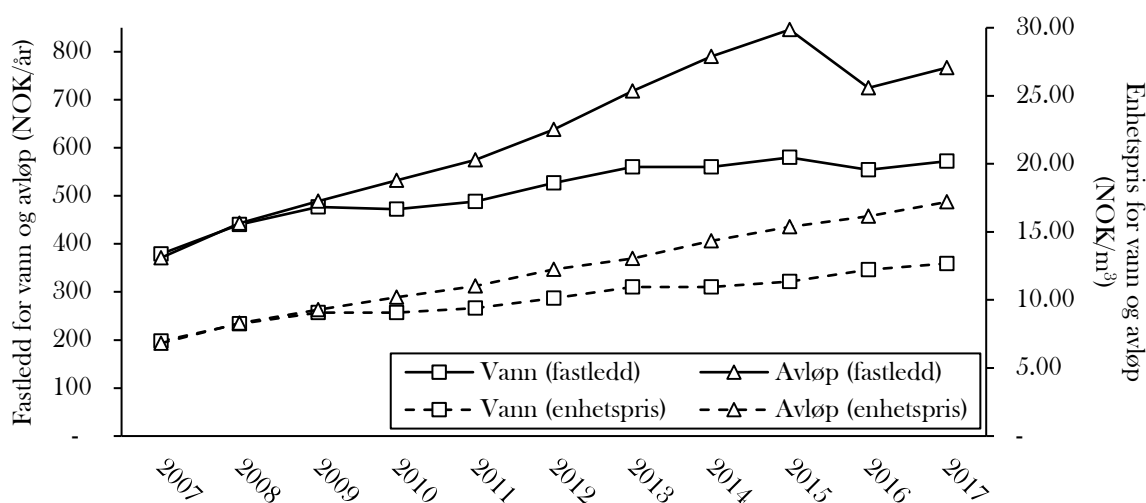
Figur 18: Grafisk fremstilling av de totale kostnadene knyttet til kommunale avgifter.

2.3.2 AVGIFTSNIVÅER I HISTORISK PERSPEKTIV

I forbindelse med dette arbeidet ble det avdekket at avgiftsnivåene for 2019 ikke ville være tilstrekkelige for de analyser som man ønsket å gjennomføre. Dette skyldtes at de ulike

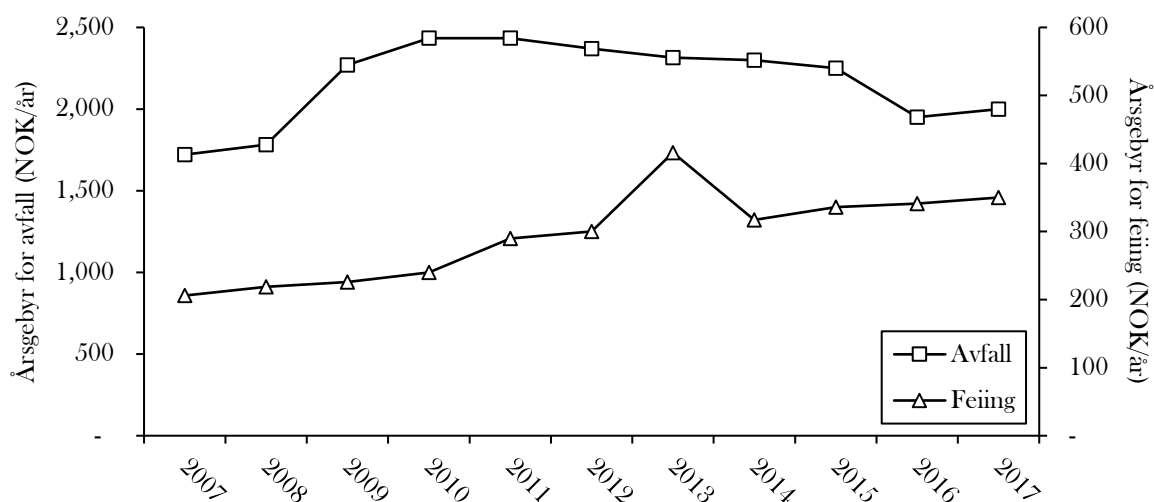
salgsprisene gruppen hadde tilgjengelig var fordelt i tidsperioden 2007-2017. Da én av målsetningene i denne oppgaven var å se hvilken eventuell påvirkning nivået på kommunale avgifter hadde på boligpris, fremgikk det som usannsynlig at hverken kjøper eller selger i denne tidsperioden hadde kunnskap om avgiftsnivået i 2019 for slik å inkludere dette i deres vurdering av verdien på boligen. Gruppen innhentet som følge av dette historiske data fra Statistisk Sentralbyrå (2018b) og førte dette inn for samtlige 601 observasjoner ved å ta utgangspunkt i kommune og salgår. I Statistisk Sentralbyrå (2018b) mangler det derimot 26 data fordelt på fire kommuner, hvor man som følge av dette har tatt kontakt med Karmøy, Tysvær, Etne og Bokn.

For Haugesund Kommune kan man observere en relativt jevn økning i den aktuelle tidsperioden for både fastleddet for kommunale avgifter knyttet til vann, enhetsleddene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp og kommunale avgifter knyttet til feiing (figur 19 og 20). Videre kan man observere en jevn økning vedrørende fastleddet for avløp fra 2007 til 2015, før man kan observere et fall fra 846 NOK/år til 725 NOK/år. For kommunale avgifter knyttet til avfall kunne man observere den største økningen fra 1.782 NOK/år i 2008 til 2.434 NOK/år i 2010, før man kan se en mer avtagende trend (figur 20).



Figur 19: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Haugesund Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

For Karmøy Kommune fremgikk ikke den kommunale avgiften for feiing i 2007, og gruppen tok som følge av dette kontakt med kommunen ved Anne Lene Samuelsen Larsen (personlig kommunikasjon, 23. april 2019). Av dette fremgikk det at Karmøy Kommune ikke innførte pliktig feieravgift før 2008/2009, og kommunen hadde som følge av dette ikke informasjon om kostnadene knyttet til dette for 2007. Gruppen tok derfor videre kontakt med



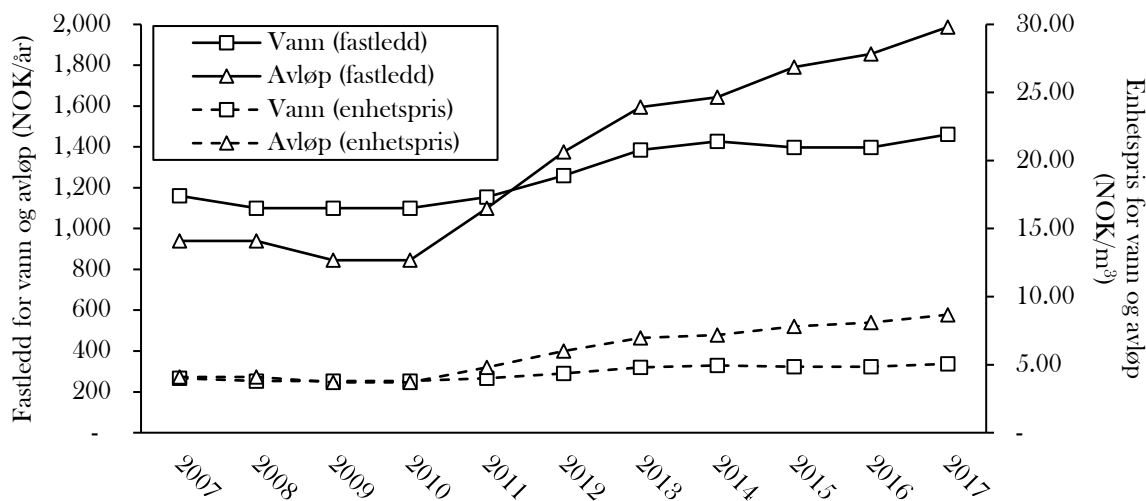
Figur 20: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Haugesund Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

Tabell 6: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Haugesund Kommune i perioden 2007-2017 som er benyttet i denne oppgaven. Tallene er her oppgitt i NOK/år for de kommunale avgiftene for avfall, feiing og fastleddene for vann og avløp, mens enhetsprisene for vann og avløp er oppgitt i NOK/m³. Alle tallene presenteres her ekskludert mva. og er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

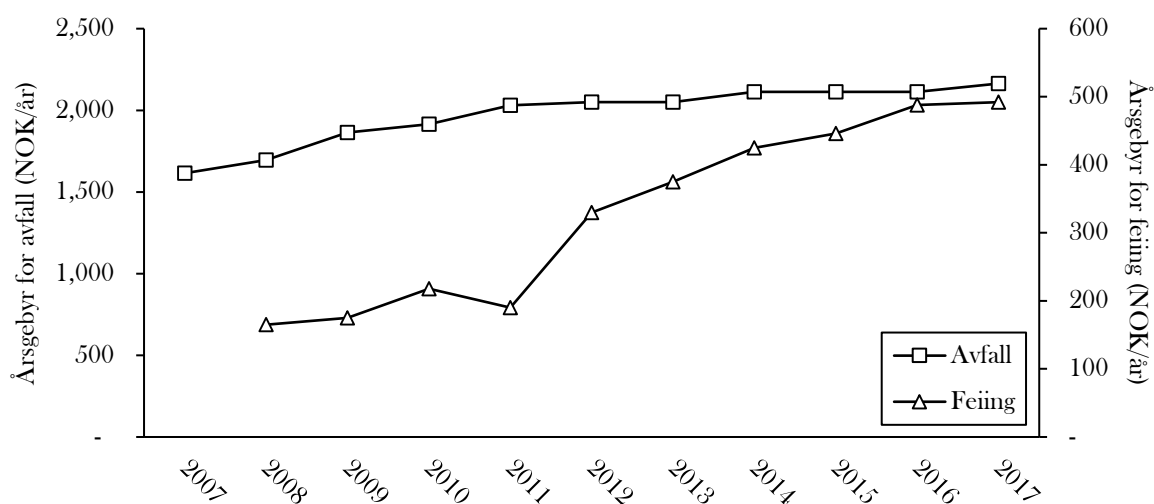
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Vann (fastledd)	379	440	477	472	488	527	560	560	580	554	572
Vann (enhetspris)	6,97	8,24	9,07	9,07	9,39	10,13	10,96	10,96	11,35	12,23	12,68
Avløp (fastledd)	371	443	489	532	575	638	718	790	846	725	767
Avløp (enhetspris)	6,82	8,29	9,29	10,21	11,03	12,24	13,05	14,35	15,38	16,15	17,20
Avfall	1.721	1.782	2.270	2.434	2.434	2.370	2.315	2.300	2.250	1.950	2.000
Feiing	206	219	226	240	290	300	416	317	336	341	350

feiervesenet for å forsøke å avdekke hva en husholdning med skorstein ville ha måttet betale i 2007 for feiing. Etter samtaler med tidligere leder av feiervesenet, Onar Walland (personlig kommunikasjon, 24. april 2019), fremgikk det at kostnader knyttet til feiing for husholdninger i kommunen før innføringen av pliktig feieravgift gikk over kommunebudsjettet, og således ikke påløp som en kostnad for husholdningene.

De kommunale avgiftene knyttet til vann og avløp i denne kommunen forholdt seg relativt stabilt i perioden 2007-2010, før man kan observere en svak økning frem mot 2017 (figur 21). Økningen som kan observeres for fastleddet for kommunale avgifter knyttet til avløp har derimot vært noe større, med en økning fra 845 NOK/år i 2010 til 1.987 NOK/år i 2017. En svak økning kan også observeres for kommunale avgifter knyttet til avfall, hvor den største økningen fant sted fra 2007 til om lag 2011 før nivået på avgiften stabiliserte seg rundt 2.100 NOK/år (figur 22). Som for fastleddet for kommunale avgifter knyttet til avløp kan man observere en større økning



Figur 21: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Karmøy Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).



Figur 22: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Karmøy Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og er, med unntak av den kommunale avgiften knyttet til feiing i 2007, hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c). Den kommunale avgiften knyttet til feiing i 2007 forekom før innføringen av pliktig feieravgift i Karmøy Kommune (Anne Lene Samuelsen Larsen, personlig kommunikasjon, 23. april 2019), og forekommer ikke i figuren da kostnaden falt inn under kommunebudsjettet og dermed ikke påløp som en kostnad for enkelthusholdningene (Onar Walland, personlig kommunikasjon, 24. april 2019).

vedrørende kommunale avgifter knyttet til feiing. Sett bort fra et fall i 2011 kan man observere en relativt stabil økning fra 165 NOK/år i 2008 til 492 NOK/år i 2017.

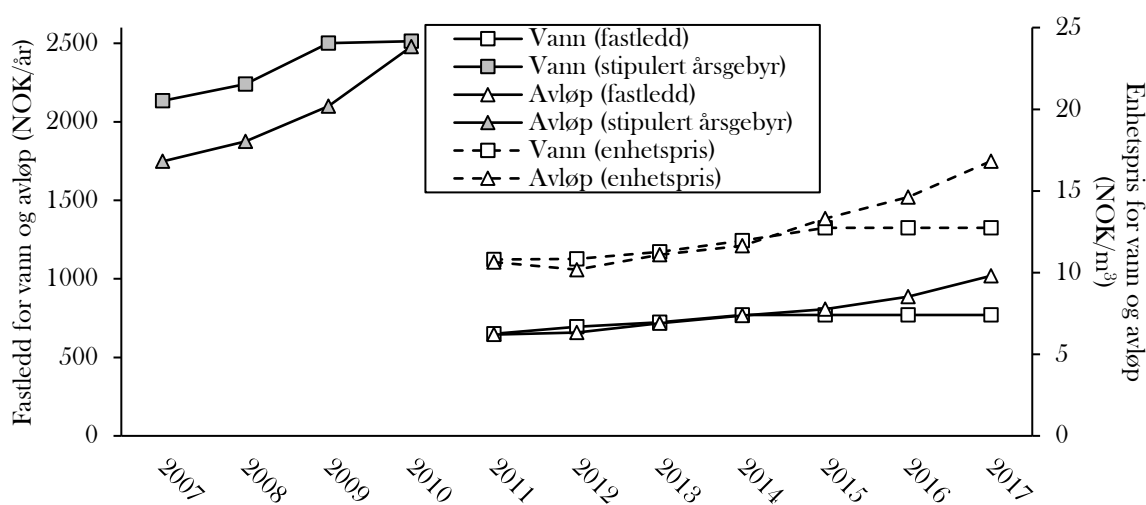
Tabell 7: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Karmøy Kommune i perioden 2007-2017 som er benyttet i denne oppgaven. Tallene er her oppgitt i NOK/år for de kommunale avgiftene for avfall, feiing og fastleddene for vann og avløp, mens enhetsprisene for vann og avløp er oppgitt i NOK/m³. Alle tallene presenteres her ekskludert mva. og er, med unntak av den kommunale avgiften knyttet til feiing i 2007, hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c). Den kommunale avgiften knyttet til feiing i 2007 forekom før innføringen av pliktig feieravgift i Karmøy Kommune (Anne Lene Samuelsen Larsen, personlig kommunikasjon, 23. april 2019), og settes til 0 NOK da kostnaden falt inn under kommunebudsjettet og dermed ikke påløp som en kostnad for enkelthusholdningene (Onar Walland, personlig kommunikasjon, 24. april 2019).

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Vann (fastledd)	1.160	1.100	1.100	1.100	1.155	1.259	1.385	1.427	1.398	1.398	1.461
Vann (enhetspris)	4,00	3,80	3,80	3,80	4,00	4,36	4,80	4,94	4,84	4,84	5,06
Avløp (fastledd)	940	940	845	845	1.100	1.375	1.595	1.643	1.791	1.855	1.987
Avløp (enhetspris)	4,10	4,10	3,70	3,70	4,80	6,00	6,96	7,17	7,82	8,10	8,67
Avfall	1.615	1.695	1.865	1.915	2.030	2.050	2.050	2.113	2.113	2.113	2.164
Feiing	-	165	175	218	190	330	375	425	446	488	492

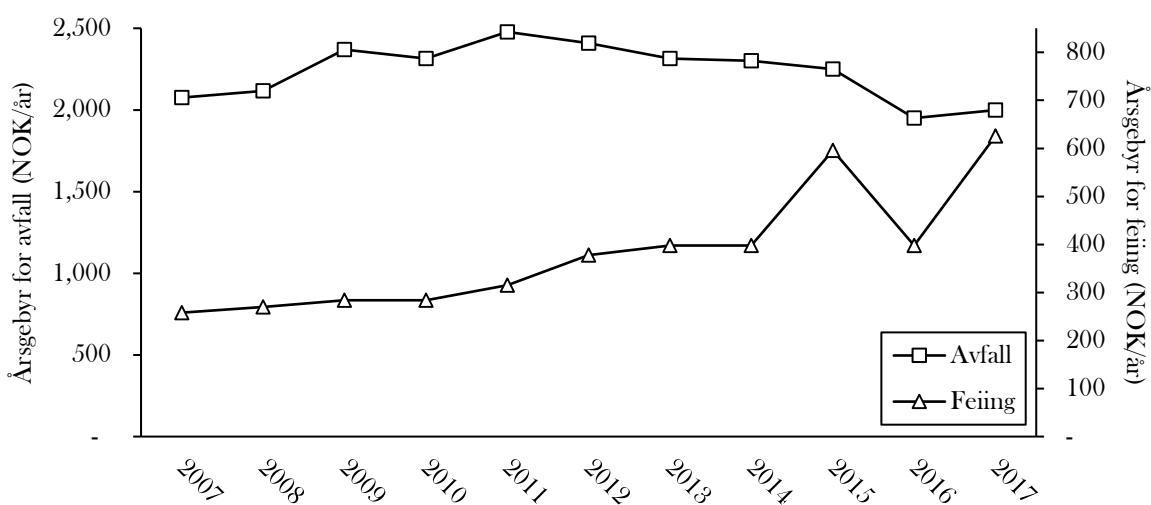
For Tysvær Kommune fremgikk ikke fastleddene for de kommunale avgiftene knyttet til vann og avløp i 2007 og 2008, samt enhetsleddene for de samme avgiftene for 2007, 2008 og 2009. Gruppen tok derfor kontakt med Tysvær Kommune ved Egil Kolstø (personlig kommunikasjon, 23. april 2019) som informerte om at kommunen på dette tidspunktet utlukkende opererte med stipulerte årsgebyr, samt oppga de nødvendige årsgebyrene for årene som manglet. Etter å ha sett de oppgitte årsgebyrene nærmere opp mot det øvrige datasettet fikk gruppen en mistanke om at disse tallene trolig ikke medførte riktighet. Gruppen tok derfor på ny kontakt med Egil Kolstø (personlig kommunikasjon, 24. april 2019), hvor det ble rettet opp i misforståelser, og hvor man fikk på plass de korrekte stipulerte årsgebyrene for de år kommunen ikke opererte med fastledd og enhetspris.

Mens de stipulerte årsgebyrene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i perioden 2007-2010 øker frem mot henholdsvis 2.513 NOK/år og 2.478 NOK/år i 2010, følger fastleddene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp hverandre i fra 2010 til 2014, med en relativt stabil økning til henholdsvis 770 NOK/år og 767 NOK/år i 2014 (figur 23). Mens fastleddet for kommunale avgifter knyttet til vann deretter stabiliserer seg på 770 NOK/år frem mot 2017, fortsetter økningen i fastleddet for avløp til 1.019 NOK/år i 2017. På samme måte følger også enhetsprisene for disse kommunale avgiftene hverandre fra henholdsvis 10,40 NOK/m³ og 10,20 NOK/m³ i 2010 til henholdsvis 11,95 NOK/m³ og 11,65 NOK/m³ i 2014. Enhetsprisen for kommunale avgifter knyttet til vann stabiliserer seg deretter på 12,74 NOK/m³ frem mot 2017, mens enhetsprisen for avløp fortsetter å øke til 16,82 NOK/m³. Årsaken til at nivåene for de kommunale avgiftene knyttet til vann og avløp for 2007 og 2008 ikke inngår i figur XX skyldes at Tysvær Kommune utlukkende opererte med stipulerte årsgebyr for disse avgiftene frem til 2009 (Egil Kolstø, personlig kommunikasjon, 23. april 2019). For kommunale avgifter knyttet til feiing kan det observeres en relativt stabil økning fra 258 NOK/år i 2007 til 398

NOK/år i 2013 (figur 24). Nivået på den kommunale avgiften fremstår deretter langt mindre stabilt, hvor nivået som kan observeres for 2015 (596 NOK/år) og 2017 (626 NOK/år) avviker signifikant fra nivået som kan observeres for 2013, 2014 og 2016 (398 NOK/år). En innledende svak økning kan også observeres for kommunale avgifter knyttet til avfall, hvor nivået på denne kommunale avgiften øker fra 2.075 NOK/år i 2007 til 2.478 NOK/år i 2011. Denne kommunale avgiften går derimot over til å ha en mer avtagende trend, og når sitt laveste nivå i 2016 på 1.950 NOK/år.



Figur 23: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Tysvær Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert nva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c). Verdiene for denne avgiften for årene 2007 og 2008 inngår ikke i denne figuren, da kommunen på dette tidspunktet kun opererte med et stipulert årsgebyr.



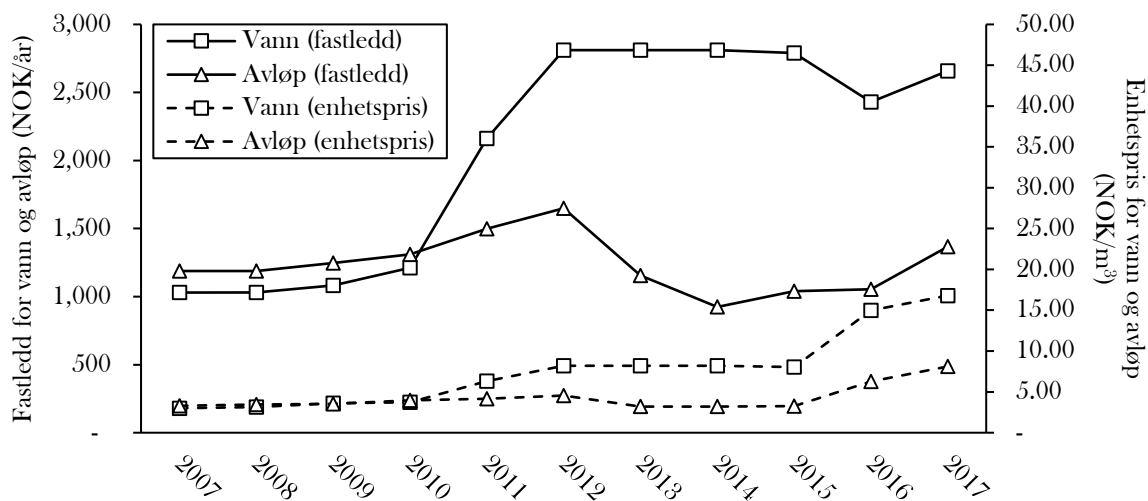
Figur 24: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Tysvær Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert nva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

Tabell 8: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Tysvær Kommune i perioden 2007-2017 som er benyttet i denne oppgaven. Tallene er her oppgitt i NOK/år for de kommunale avgiftene for avfall, feiing og fastleddene og det stipulerte årsgebyret for vann og avløp, mens enhetsprisene for vann og avløp er oppgitt i NOK/m³. Alle tallene presenteres her ekskludert mva. og er, med unntak av de stipulerte årsgebyrene, hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c). Informasjon om de stipulerte årsgebyrene er innhentet fra Tysvær Kommune ved Egil Kolstø (personlig kommunikasjon, 23. april 2019).

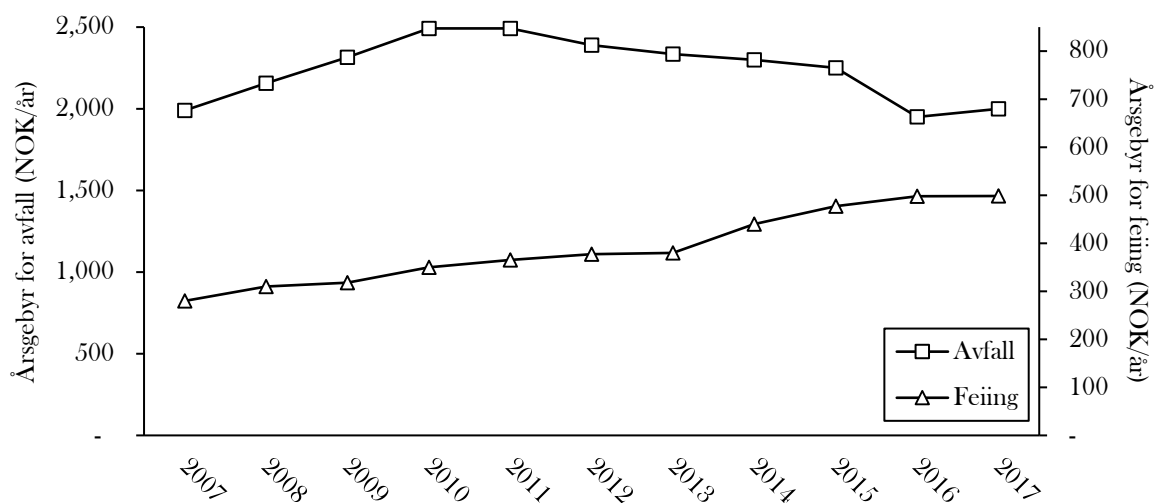
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Vann (fastledd)	-	-	-	-	650	695	723	770	770	770	770
Vann (enhetspris)	-	-	-	-	10,80	10,84	11,27	11,95	12,74	12,74	12,74
Vann (stipulert årsgebyr)	2.134	2.240	2.500	2.513	-	-	-	-	-	-	-
Avløp (fastledd)	-	-	-	-	645	658	717	767	806	886	1,019
Avløp (enhetspris)	-	-	-	-	10,64	10,18	11,09	11,65	13,30	14,62	16,82
Avløp (stipulert årsgebyr)	1.748	1.875	2.100	2.478	-	-	-	-	-	-	-
Avfall	2.075	2.117	2.370	2.315	2.478	2.408	2.315	2.300	2.250	1.950	2.000
Feiing	258	270	284	284	315	378	398	398	596	398	626

For Etne Kommune fremgikk ikke fastleddene vedrørende de kommunale avgiftene knyttet til vann og avløp i perioden 2008-2010, og den kommunale avgiften knyttet til feiing i 2017. Gruppen tok derfor kontakt med Etne Kommune ved Per Rune Kolås (personlig kommunikasjon, 23. april 2019) som bistod med de nødvendige tallene.

Fastleddene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Etne Kommune følger hverandre frem til 2010, hvor det deretter som følge av en kraftig økning i fastleddet for vann oppstår relativt store forskjeller mellom de to fastleddene (figur 25). Mens fastleddet for vann stabiliserer seg rundt 2.811 NOK/år i perioden 2012-2015, kan man for fastleddet for avløp observere et fall fra 1.649 NOK/år i 2012 til 924 NOK/år i 2014. Fastleddet for avløp opplever deretter en svak økning, noe som resulterer i at differansen er redusert fra 1.887 NOK/år til 1.289 NOK/år i 2017. Differansen mellom enhetsprisen for disse kommunale avgiftene er derimot langt mer begrenset, men øker etter hvert som man beveger seg mot 2017. For de kommunale avgiftene knyttet til feiing kan man observere en relativt stabil økning fra 2007 til 2016 (figur 26). Dette kan også sies for de kommunale avgiftene knyttet til avfall frem til 2010, etterfulgt av en avtagende trend fra 2011 frem mot 2017.



Figur 25: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Etne Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c) og Etne Kommune ved Per Rune Kolås (personlig kommunikasjon, 23. april 2019).



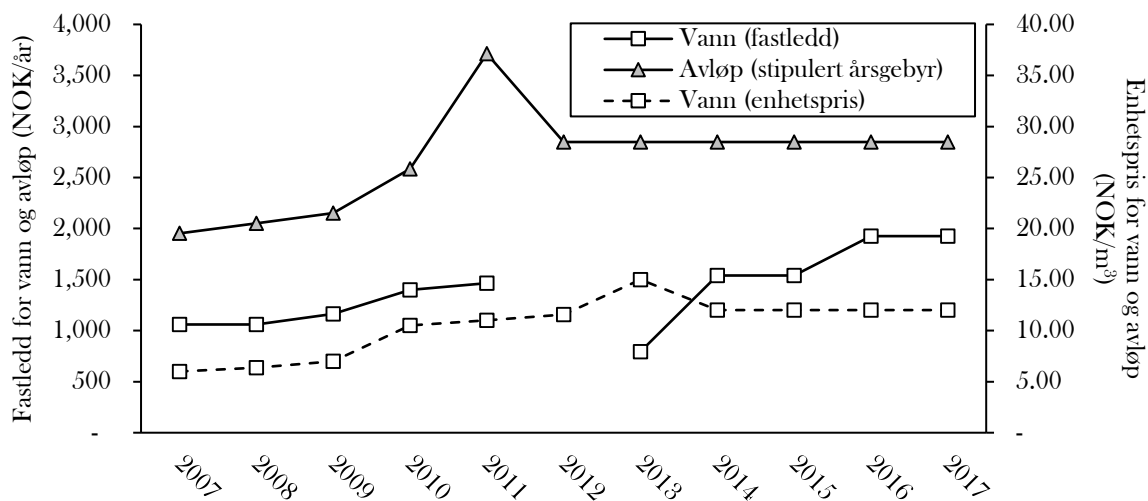
Figur 26: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Etne Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

Tabell 9: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Etne Kommune i perioden 2007-2017 som er benyttet i denne oppgaven. Tallene er her oppgitt i NOK/år for de kommunale avgiftene for avfall, feiing og fastleddene for vann og avløp, mens enhetsprisene for vann og avløp er oppgitt i NOK/m³. Alle tallene presenteres her ekskludert mva. og er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c) og Etne Kommune ved Per Rune Kolås (personlig kommunikasjon, 23. april 2019).

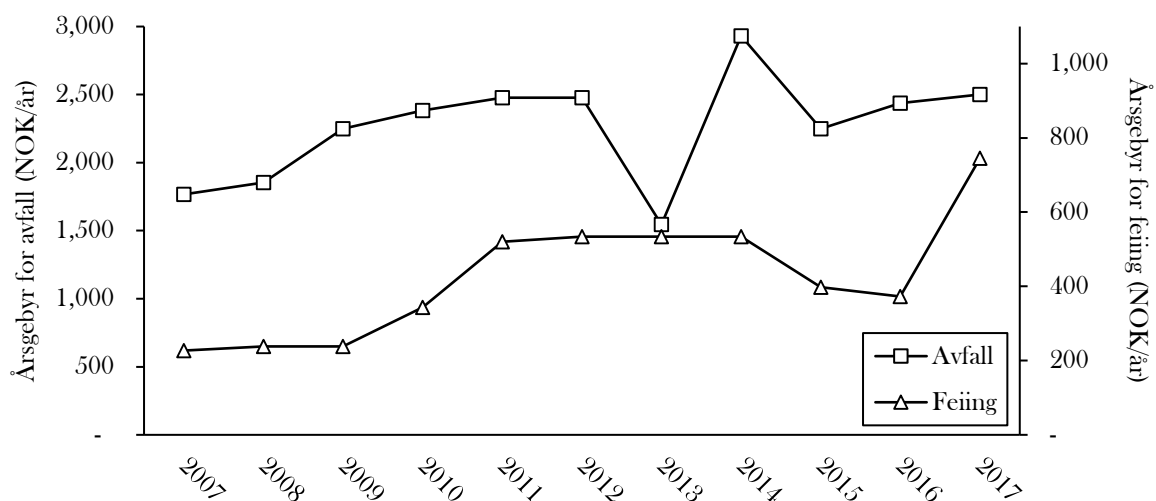
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Vann (fastledd)	1.030	1.030	1.082	1.211	2.162	2.811	2.811	2.811	2.790	2.430	2.657
Vann (enhetspris)	3,00	3,15	3,63	3,71	6,31	8,20	8,20	8,20	8,04	14,98	16,80
Avløp (fastledd)	1.188	1.188	1.247	1.310	1.499	1.649	1.154	924	1.041	1.055	1.368
Avløp (enhetspris)	3,29	3,45	3,53	3,95	4,15	4,57	3,20	3,20	3,26	6,26	8,11
Avfall	1.989	2.156	2.315	2.492	2.492	2.390	2.335	2.300	2.250	1.950	2.000
Feiing	280	310	318	350	365	377	380	440	477	498	498

For Bokn Kommune fremgikk ikke data for hverken fastledd eller enhetspris for kommunale avgifter knyttet til avløp. Da gruppen allerede var klar over at denne kommunen ikke opererte med fastledd og enhetspris for avløp i 2019, som presentert i kapittel 2.3.1, forelå det en mistanke om at dette også var tilfellet for denne tidsperioden. For å undersøke om denne mistanken medførte riktighet ble det tatt kontakt med Bokn Kommune ved Kjell Arne Valentinsen (personlig kommunikasjon, 23. april 2019) som kunne bekrefte dette. For de kommunale avgiftene knyttet til avløp i denne perioden er det derfor benyttet de stipulerte årsgebyrene som er presentert i Statistisk Sentralbyrå (2018b). Datasettet fra SSB kunne heller ikke bidra med fastleddet for vann i 2012. Her har det derimot ikke lyktes å innhente den nødvendige informasjonen, tross en ny korrespondanse med Kjell Arne Valentinsen (personlig kommunikasjon, 24. april 2019).

Av figur 27 kan det observeres en kraftig økning for den kommunale avgiften knyttet til avløp fra 1.953 NOK/år i 2007 til 3.713 NOK/år i 2011, før nivået stabiliserer seg på 2.849 NOK/år i perioden 2012-2017. Fastleddet og enhetsprisen for de kommunale avgiftene knyttet til vann følger den samme svake økningen fra henholdsvis 1.059 NOK/år og 6,00 NOK/m³ i 2007 til 1.464 NOK/år og 11,00 NOK/m³ i 2011, hvor økningen i enhetsprisen fortsetter frem mot 2013 til 15,00 NOK/m³ før den stabiliserer seg på 12,00 NOK/m³ i perioden 2014-2017. For den samme perioden opplever derimot fastleddet for vann en økning fra 795 NOK/år i 2013 til 1.926 NOK/år i 2016. De kommunale avgiftene knyttet til avfall ser en økning fra 1.767 NOK/år i 2007 til 2.478 NOK/år i 2012, og fra 2.250 NOK/år i 2015 til 2.500 NOK/år i 2017 (figur 28). For 2013 og 2014 kan man derimot observere henholdsvis signifikant lave og høye nivåer på 1.545 NOK/år og 2931 NOK/år. For de kommunale avgiftene knyttet til feiing kan det observeres en økning fra 227 NOK/år i 2007 til 520 NOK/år i 2011, før nivået på avgiften stabiliserer seg på 534 NOK/år i perioden 2012-2014. Dette følges av en avtagende trend før man kan observere en signifikant økning fra 373 NOK/år i 2016 til 745 NOK/år i 2017.



Figur 27: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Bokn Kommune i perioden 2007-2017. Da kommunen ikke opererer med fastledd og enhetspris i forbindelse med kommunale avgifter for avløp, benyttes det i denne forbindelse det stipulerte årsgebyret. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

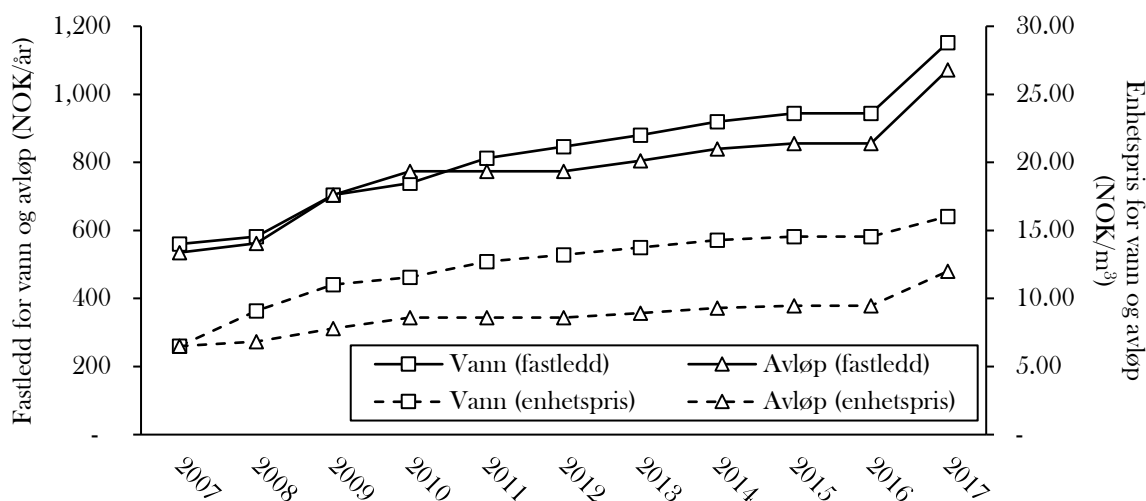


Figur 28: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Bokn Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

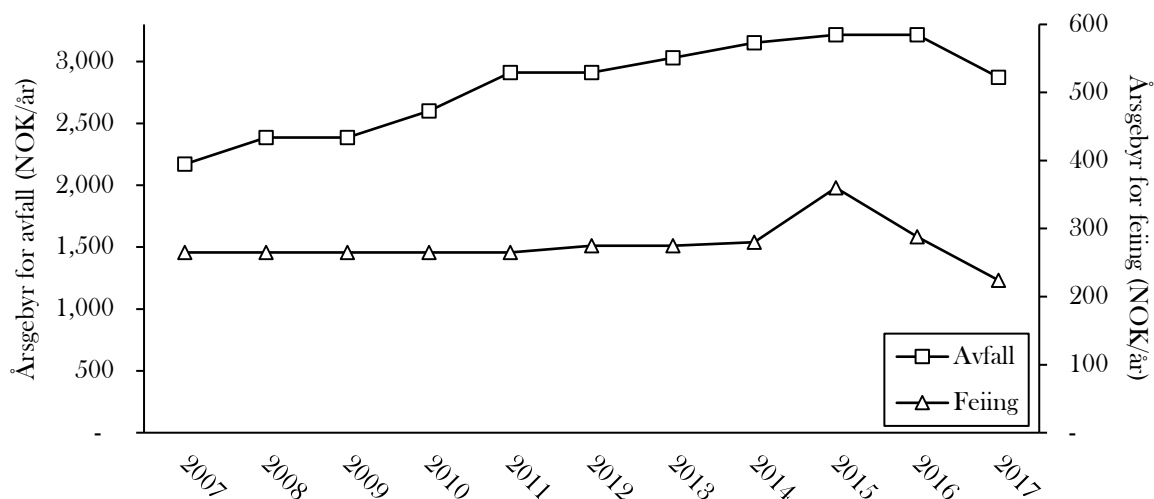
Tabell 10: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Bokn Kommune i perioden 2007-2017 som er benyttet i denne oppgaven. Tallene er her oppgitt i NOK/år for de kommunale avgiftene for avfall, feiing, fastleddet for vann og det stipulerte årsgebyret for avløp, mens enhetsprisen for vann er oppgitt i NOK/m³. Alle tallene presenteres her ekskludert mva. og er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Vann (fastledd)	1.059	1.059	1.165	1.398	1.464		795	1.541	1.541	1.926	1.926
Vann (enhetspris)	6,00	6,37	7,00	10,50	11,00	11,58	15,00	12,00	12,00	12,00	12,00
Avløp (stipulert årsgebyr)	1.953	2.050	2.153	2.584	3.713	2.848	2.849	2.849	2.849	2.849	2.849
Avfall	1.767	1.855	2.250	2.383	2.478	2.478	1.545	2.931	2.250	2.438	2.500
Feiing	227	238	238	343	520	534	534	534	398	373	745

I Sauda Kommune kan det observeres en stigende trend for både fastleddene og enhetsprisene for de kommunale avgiftene knyttet til vann og avløp, hvor differansen mellom spesielt fastleddene til disse to kommunale avgiftene er relativt liten (figur 29). Man kan også observere en stigende trend for de kommunale avgiftene knyttet til avfall frem til 2016, før avgiften reduseres med 343 NOK/år til 2.873 NOK/år i 2017 (figur 30). For de kommunale avgiftene knyttet til feiing kan man derimot observere en langt mer stabil trend i perioden 2007-2014, hvor avgiften var satt til 265 NOK/år mellom 2007 og 2011, 275 NOK/år i 2012 og 2013 og 280 NOK/år i 2014. Men kan deretter observere en økning i 2015, før nivået på avgiften faller til 224 NOK/år i 2017 (figur 30).



Figur 29: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Sauda Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

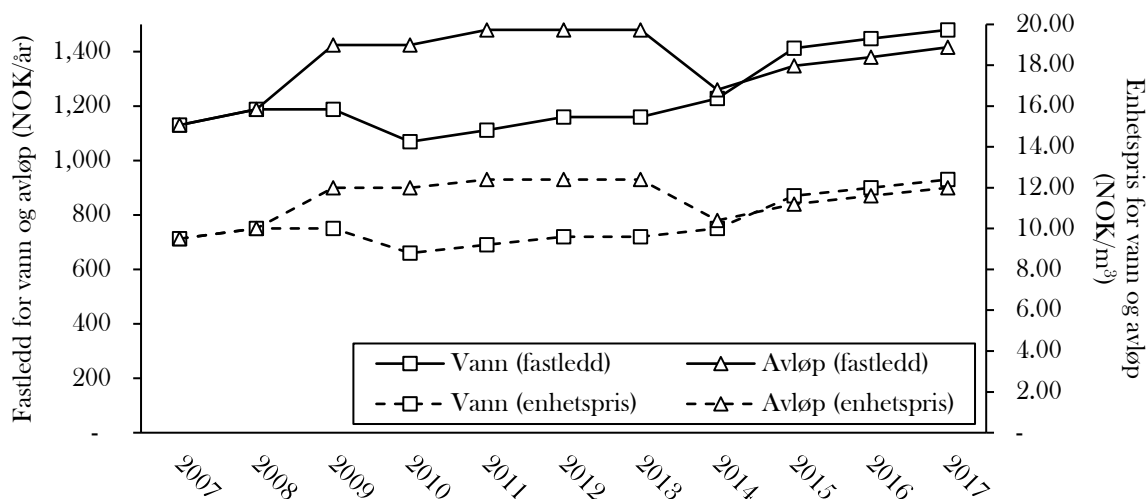


Figur 30: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Sauda Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

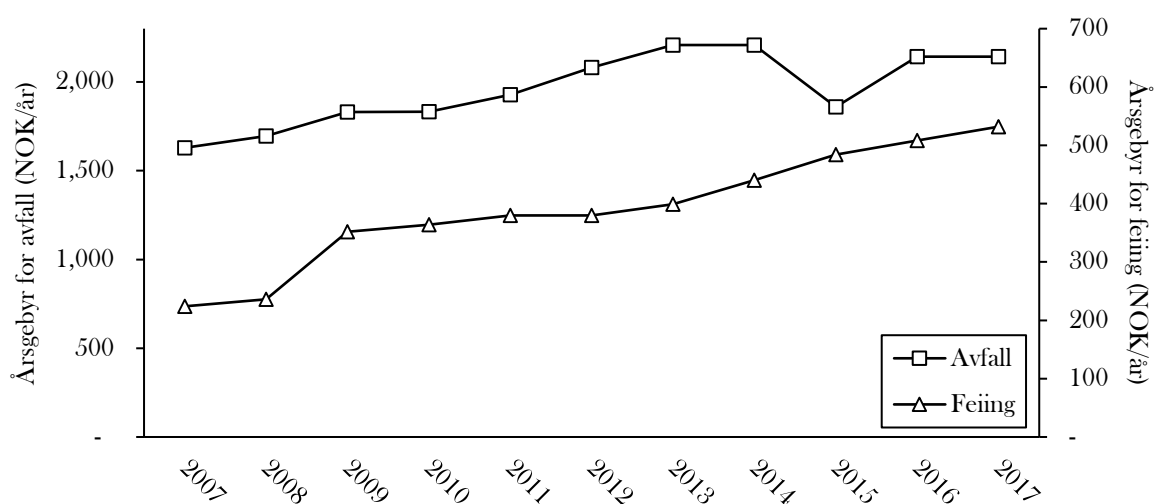
Tabell 11: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Sauda Kommune i perioden 2007-2017 som er benyttet i denne oppgaven. Tallene er her oppgitt i NOK/år for de kommunale avgiftene for avfall, feiing og fastleddene for vann og avløp, mens enhetsprisene for vann og avløp er oppgitt i NOK/m³. Alle tallene presenteres her ekskludert mva. og er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Vann (fastledd)	560	582	704	739	812	846	880	920	944	944	1.152
Vann (enhetspris)	6,50	9,10	11,01	11,56	12,72	13,22	13,75	14,30	14,56	14,56	16,03
Avløp (fastledd)	535	562	704	774	774	774	805	840	856	856	1.072
Avløp (enhetspris)	6,50	6,83	7,81	8,59	8,59	8,59	8,93	9,30	9,46	9,46	12,00
Avfall	2.170	2.387	2.387	2.601	2.912	2.912	3.030	3.152	3.216	3.216	2.873
Feiing	265	265	265	265	265	275	275	280	360	288	224

Det fremgår relativt små differanser mellom både fastleddene og enhetsprisene for de kommunale avgiftene knyttet til vann og avløp i Sveio Kommune, med unntak av et større avvik i perioden 2008-2014 (figur 31). I denne perioden kan det observeres en økning i fastleddet og enhetsprisen for kommunale avgifter knyttet til avløp, mens man samtidig kan observeres et korresponderende fall i både fastleddet og enhetsprisen for kommunale avgifter knyttet til vann. For de kommunale avgiftene knyttet til avfall kan det observeres en relativt stabil økning frem mot 2014, før nivået på avgiften faller til 1.860 NOK/år i 2015. Dette følges derimot av en økning i 2016, hvor avgiften stabiliserer seg på 2.142 NOK/år (figur 32). Det kan på samme måte observeres en økningen gjennom perioden 2007-2017 for kommunale avgifter knyttet til feiing, med den mest markante økningen fra 236 NOK/år i 2008 til 352 NOK/år i 2009.



Figur 31: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Sveio Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert eksklusivert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

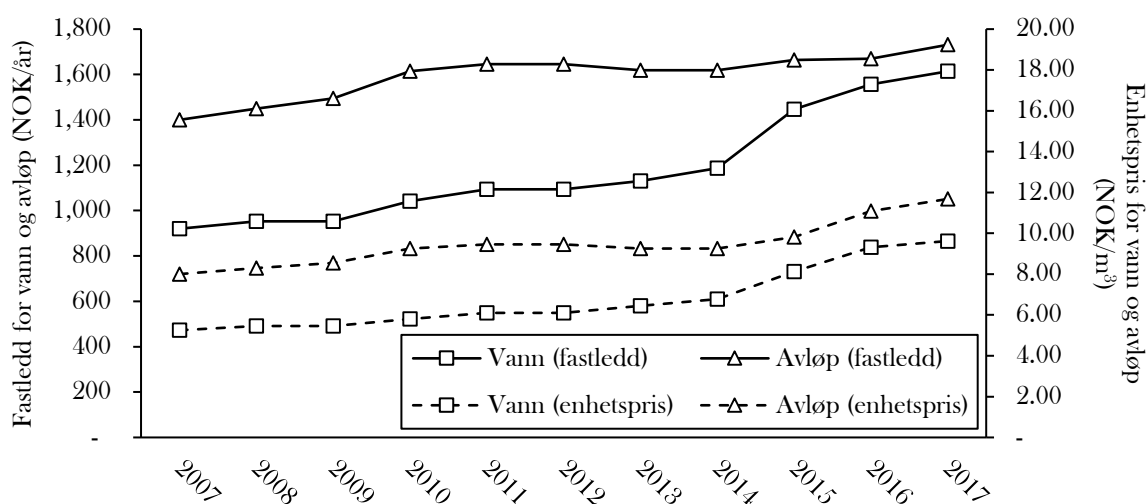


Figur 32: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Sveio Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert eksklusivert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

Tabell 12: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Sveio Kommune i perioden 2007-2017 som er benyttet i denne oppgaven. Tallene er her oppgitt i NOK/år for de kommunale avgiftene for avfall, feiing og fastleddene for vann og avløp, mens enhetsprisene for vann og avløp er oppgitt i NOK/m³. Alle tallene presenteres her eksklusivert mva. og er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Vann (fastledd)	1.130	1.188	1.188	1.069	1.111	1.160	1.160	1.228	1.412	1.448	1.480
Vann (enhetspris)	9,50	10,00	10,00	8,80	9,20	9,60	9,60	10,00	11,60	12,00	12,40
Avløp (fastledd)	1.130	1.188	1.424	1.424	1.480	1.480	1.480	1.260	1.348	1.380	1.416
Avløp (enhetspris)	9,50	10,00	12,00	12,00	12,40	12,40	12,40	10,40	11,20	11,60	12,00
Avfall	1.629	1.696	1.830	1.832	1.928	2.082	2.208	2.208	1.860	2.142	2.142
Feiing	224	236	352	364	380	380	399	440	484	508	532

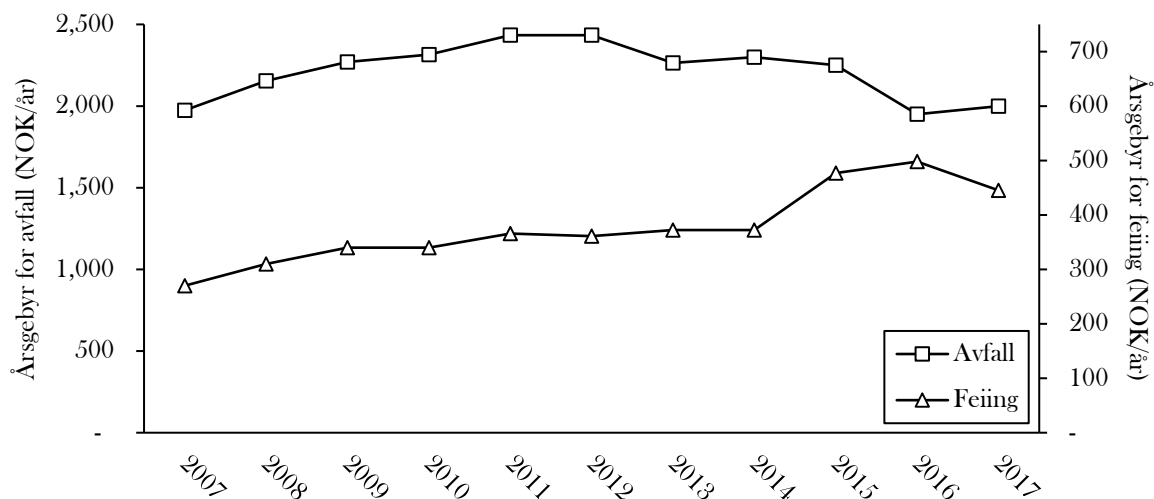
Både fastleddet for vann og enhetsprisene for vann og avløp i Vindafjord Kommune besitter en relativt beskjeden økning i perioden 2007-2014, før det kan observeres en tydeligere økning inn mot 2017 (figur 33). Også fastleddet for avløp besitter en relativt liten økning gjennom perioden, men hvor den tydeligste økningen finner sted i starten av perioden. De kommunale avgiftene knyttet til feiing deler de samme karakteristikene for perioden 2007-2014 som fastleddet for vann og enhetsprisene for vann og avløp, men den mer markante økningen som følger denne perioden etterfølges derimot her av en avtagende trend (figur 34). Økningen i starten av perioden kan også observeres for de kommunale avgiftene knyttet til avfall, men her inntreffer det en avtagende trend fra 2012 som vedvarer til 2017.



Figur 33: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til vann og avløp i Vindafjord Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

Tabell 13: Oversikt over nivåene for de ulike kommunale avgiftene i Vindafjord Kommune i perioden 2007-2017 som er benyttet i denne oppgaven. Tallene er her oppgitt i NOK/år for de kommunale avgiftene for avfall, feiing og fastleddene for vann og avløp, mens enhetsprisene for vann og avløp er oppgitt i NOK/m³. Alle tallene presenteres her ekskludert mva. og er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Vann (fastledd)	920	953	953	1.042	1.094	1.094	1.130	1.187	1.447	1.557	1.614
Vann (enhetspris)	5,25	5,45	5,45	5,80	6,10	6,10	6,45	6,77	8,13	9,31	9,62
Avløp (fastledd)	1.400	1.450	1.494	1.614	1.646	1.646	1.619	1.619	1.664	1.670	1.731
Avløp (enhetspris)	8,00	8,30	8,55	9,25	9,45	9,45	9,25	9,25	9,82	11,09	11,68
Avfall	1.975	2.155	2.270	2.315	2.434	2.434	2.265	2.300	2.250	1.950	2.000
Feiing	270	310	340	340	366	361	372	372	477	498	445



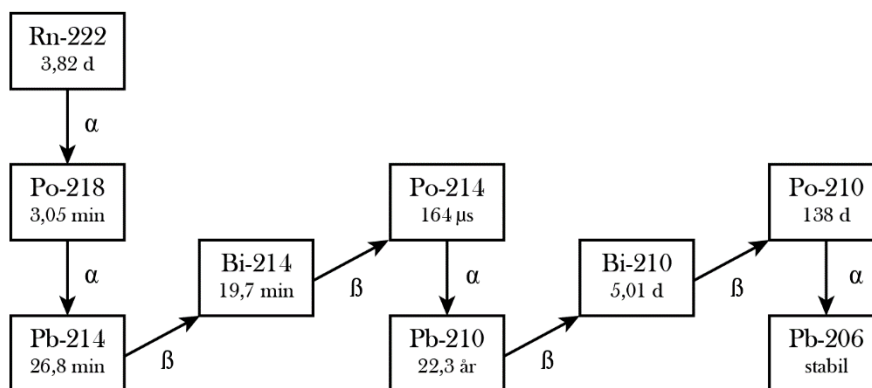
Figur 34: Grafisk fremstilling av den historiske utviklingen av nivåene for kommunale avgifter knyttet til avfall og feiing i Vindafjord Kommune i perioden 2007-2017. Nivåene for de kommunale avgiftene i denne figuren er presentert ekskludert mva. og hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2018c).

2.4 Radon

2.4.1 TEORI

^{222}Rn er en radioaktiv gass med en halveringstid på 3,8 dager, og som ifølge Venvik, Dagestad og Seither (2018) løses lett i vann under normale grunnvannstemperaturer. Dette isotopet inngår i nedbryningskjeden til ^{238}U og forekommer som følge av nedbrytning av ^{226}Ra , som finnes i både mineralkorn og grunnvann (Reynolds, 2019, 30. januar; Venvik et al., 2018). I forbindelse med nedbrytning av ^{222}Rn og dets datterprodukter slippes det ut alfa- og betastråling som anslås å være bidragsytende til 300 dødsfall årlig i Norge (Cohen, 1978; Venvik et al., 2018), da radioaktiv gass eller små radioaktivholdige partikler inhaleres og finner veien til vevet i lungene (Komperød, Rudjord, Skuterud & Dyve, 2015).

Bergartene som oftest er relatert til denne problemstillingen er granitter, lyse gneiser, pegmatitter og alunskifer (Venvik et al., 2018), hvor gassen entrer bygninger gjennom sprekker og utettheter, samt husholdningsvann fra primært private borebrønner i uraninnholdig fjell (Komperød et al., 2015). Komperød et al. (2015) poengterer også at oppvarming i kaldere perioder kan bidra til å øke andelen gass som siver inn i bygningen, da det etableres et undertrykk. Undersøkelser gjennomført av Norges Geologiske Undersøkelse (NGU), Statens strålevern og lokale næringsmiddeltilsyn konkluderer ifølge Venvik et al. (2018) at 13,9 % av borebrønner i fjell har høyere radonkonsentrasjoner i grunnvannet enn den anbefalte tiltaksgrensen på 500 Bq/m^3 (Banks et al., 2000).



Figur 35: Illustrasjon av nedbrytningskjeden til ^{222}Rn , med tilhørende datterisotoper. Halveringstidene er gitt under isotop-navnet, mens den tilhørende strålingen fremgår ved siden av pilene (modifisert fra Cohen (1978), Binesh, Arabshahi og Pourhabib (2011) og Reynolds (2019, 30. januar)).

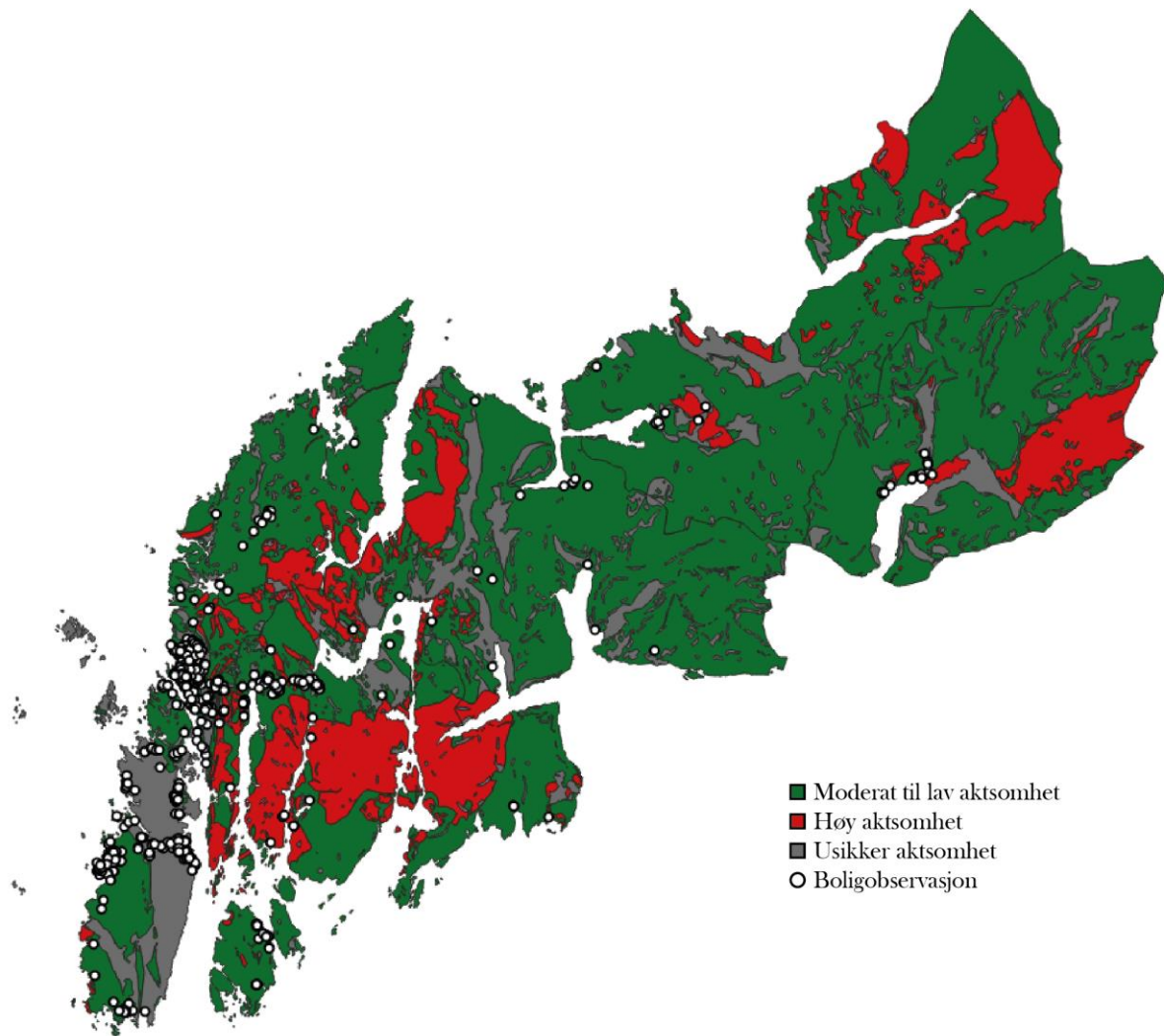
Basert på kartleggingsstudier gjennomført i 2008 ($n = 243$) og 2016 ($n = 799$) kunne Finne (2017) rapportere en 73 % reduksjon i eneboliger med radonkonsentrasjoner over 100 Bq/m^3 , og en 67 % reduksjon i eneboliger med radonkonsentrasjoner over 200 Bq/m^3 . Denne nedgangen er et resultat av en endring i regelverket som fant sted i 2010 (Finne, 2017). Forskrift om tekniske krav til byggverk § 13-5 punkt 1 lyder i dag: «I bygning med rom for varig opphold skal årsmiddelverdi for radonkonsentrasjon ikke overstige 200 Bq/m^3 . Tiltaksgrensen for bygninger med rom for varig opphold er også satt til 100 Bq/m^3 jf. forskrift om tekniske krav til byggverk § 13-5 punkt 2b (Byggteknisk forskrift, 2017). Finne (2017) kunne derimot avdekke at kun 3,5 % kontrollmåler radon i nye boliger.

2.4.2 KARTGRUNNLAG OG ALLMENN BEVISSTHET

I denne oppgaven er det benyttet radonaktsomhetskart bestilt fra Norges Geologiske Undersøkelse (2019), hvor de ulike områdene er kategorisert med «lav til moderat aktsomhet», «høy aktsomhet» og «usikker aktsomhet». Av produktarket for disse kartene fremgår det at «høy aktsomhet» representerer områder hvor 20 % av boligene antas å besitte radonforekomster i boligens første etasje på 200 Bq/m^3 eller mer, mens områder med «usikker aktsomhet» representerer områder hvor radonaktsomheten ikke kan kategoriseres på bakgrunn av (i) utilstrekkelig antall inneluftmålinger eller (ii) manglende sikkerhet i beregningene. Kartene er utformet på bakgrunn av inneluftmålinger og kunnskap om geologiske forhold, og har en oppløsning på opptil 1:50.000. Denne oppløsningen tilsier da at kartene ikke kan benyttes for å si noe sikkert om hverken enkelttomter eller mindre boligfelt.

Tross kartets begrensninger kommer det klart til syne at det forekommer en reell sannsynlighet for at boliger på Haugalandet kan besitte radonforekomster høyere enn den tillatte grensen på 200 Bq/m³. Som man kan se av figur 36 er dette spesielt aktuelt i Tysvær Kommune, hvor store deler av kommunen kategoriseres med høy aktsomhet. Dette er også noe kommunen tilsynelatende er seg bevisst, da kommunen har inngått et samarbeid med Radonor, hvor kommunens innbyggere kan bestille sporfilmer på kommunens hjemmeside (Tysvær Kommune, 2019, 7. april). Gruppen var derimot nysgjerrige på hvorvidt dette har medført en kraftig økning av radonmålinger i Tysvær Kommune, relativt til resten av landet, og tok derfor kontakt med Tysvær Kommune ved Ole Johnny Espevold (personlig kommunikasjon, 15. april 2019). Espevold kunne derimot informere om at kun 230 husstander har bestilt sporfilmer siden 2015, hvor kun om lag 200 har målt to målinger på hver lokasjon. Av disse målte 75 husstander radonverdier over tiltaksgrensen. Grunnet bl.a. Personvernforordningen (GDPR) kunne man ikke gå ut om hvor disse målingene var gjennomført, men gruppen ble informert om at majoriteten av målingene i kommunen var gjennomført i områdene rundt Frakkagjerd, Aksdal, Førland og Nedstrand. Ser man antall målinger siden 2015 opp mot kommunens totale boligmasse fremgår det at Tysvær Kommunes utsatte situasjon ikke har medført en signifikant økning i antall målinger, relativt til landsgjennomsnittet som ble presentert i Finne (2017). Basert på tall fra Statistisk Sentralbyrå (2019a) utgjør antall målinger ikke mer enn 5,78 % av kommunens 3.983 eneboliger, og 4,73 % av den totale boligmassen når man også inkluderer tomannsboliger, rekkehus, kjedehus, andre småhus, boligblokker og bygninger for bofelleskap.

For utenom boligkjøperes betalingsvillighet spiller også meglers vurdering av boligens verdi inn på boligprisen. I samtaler med Eiendomsmegler Haugesund ved Geir Hetland (personlig kommunikasjon, 3. april) ble gruppen informert om at radonforekomster ikke spiller inn i deres vurderinger, hvor Eiendomsmegler Vest og Eiendomsmegler1 ved henholdsvis Reidar Vik (personlig kommunikasjon, 3. april) og Håkon André Nilsen (personlig kommunikasjon, 25. april) utdyper at høye radonforekomster kan spille inn i deres vurdering om denne informasjonen foreligger gjennom at tidligere eier har målt radonforekomsten i boligen. Dette samsvarer med den informasjonen som fremgår i samtaler med Eiendomsmegler A og Meglerhuset Rele ved henholdsvis Lars Frøyland (personlig kommunikasjon, 8. april) og Olav Jentoft (personlig kommunikasjon, 8. april), hvor Jentoft understreker at man også vil oppfordre boligeier til å foreta en radonmåling om det foreligger en høy sannsynlighet for at boligen besitter høye radonverdier.



Figur 36: Radonaktomsjekningskart for kommunene som inngår i denne oppgaven. Områdene som her kategoriseres ved høy aktsomhet indikerer områder hvor det antas at 20 % av boligene besitter radonverdier høyere enn 200 Bq/m³. For områdene kategorisert ved usikker aktsomhet kan man derimot ikke konkludere noe endelig grunnet (i) utilstrekkelig antall inneluftmålinger eller (ii) manglende sikkerhet i beregningene (Norges Geologiske Undersøkelse, 2019).

3 Metode

3.1 Regresjonsanalyse

3.1.1 ENKEL LINEÆR REGRESJONSANALYSE

Regresjonsanalyse tar utgangspunkt i antagelsen om at det foreligger en lineær samvariasjon mellom en uavhengig variabel, x , og en avhengig variabel, Y , som kan uttrykkes

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x \quad (8)$$

Er dette lineære forholdet perfekt, slik at enhver verdi for x gir en eksakt verdi for Y , anses forholdet å være deterministisk. Dette er derimot sjeldent tilfellet, og det benyttes derfor en residual, ε , for å ta høyde for denne muligheten (Fugleberg & Kristianslund, 1995, s. 33; Walpole, Myers, Myers & Ye, 2012, s. 389-391). Uttrykket for regresjonen justeres derfor til

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon \quad (9)$$

Residualen, ε , antas å være gitt ved $E(\varepsilon) = 0$ som medfører at $E(Y|X) = \beta_0 + \beta_1 x$ jf. Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 33-34).

Da variablene for den «sanne» regresjonslinjen ikke kan observeres benyttes en estimert regresjonslinje, hvor b_0 benyttes som estimat av β_0 og b_1 benyttes som et estimat av β_1 (Walpole et al., 2012, s. 392). Uttrykket for den estimerte regresjonslinjen blir da

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x \quad (10)$$

hvor det antas at nøyaktigheten relatert til \hat{y} øker ved større antall observasjoner, n . Residualen for de forskjellige observasjonene, i , i modellen kan da defineres som

$$e_i = y_i - \hat{y}_i \quad (11)$$

Den minste kvadraters metode tilsier her at den best tilpassede estimerte regresjonslinjen er den linjen som minimierer summen av den kvadrerte avstanden mellom observasjonene og den estimerte regresjonslinjen (Fugleberg & Kristianslund, 1995, s. 39; Walpole et al., 2012, s. 394-395). Metoden for å beregne denne er presentert i Walpole et al. (2012, s. 395-397), hvor man

tar utgangspunkt i ligning 11. Summen av de kvadrerte verdier av e_i , «*error sum of squares*» (SSE), representerer her den uforklarte variasjonen, og skrives om til uttrykket

$$SSE = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1 x_i)^2 \quad (12)$$

For å kunne finne minimumsverdien differensieres uttrykket deretter med hensyn på b_0 og b_1 , hvor man da får uttrykkene

$$\frac{\partial SSE}{\partial b_0} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1 x_i) \quad (13)$$

og

$$\frac{\partial SSE}{\partial b_1} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1 x_i) x_i \quad (14)$$

Settes disse deretter lik null, kan man benytte resultatet for å utlede uttrykk for b_0 og b_1 som vil minimere SSE :

$$b_0 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i - b_1 \sum_{i=1}^n x_i}{n} = \bar{y} - b_1 \bar{x} \quad (15)$$

$$b_1 = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - (\sum_{i=1}^n x_i)(\sum_{i=1}^n y_i)}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (16)$$

Ved bruk av prosedyren for dekomponering av total variasjon (ANOVA), kan man ifølge Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 44) dele den totale variasjonen, «*total corrected sum of squares*» (SST), inn i en forklart variasjon, «*regression sum of squares*» (SSR), og SSE (Walpole et al., 2012, s. 395-416) på følgende måte:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (17)$$

Total variasjon
Forklart variasjon
Uforklart variasjon

SST
SSR
SSE

Dette gir oss et verktøy for å beregne styrken i det antatte lineære forholdet mellom den avhengige variabelen, Y , og den uavhengige variabelen, x . Da *SSR* representerer den variasjonen som er beskrevet i modellen, fremgår det av Walpole et al. (2012, s. 407) at andelen av den totale variasjonen som forklares ved regresjonsmodellen kan uttrykkes ved determinasjonskoeffisienten, R^2 .

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (18)$$

3.1.2 MULTIPPEL LINEÆR REGRESJONSANALYSE

I en enkel lineær regresjon avhenger variasjoner i Y kun av én uavhengig variabel, x . Dette medfører ofte ikke riktighet, hvor det heller er kombinasjonen av flere uavhengige variabler (f.eks. areal, avstand til bysentret, parkeringsmuligheter og utsikt) som legger grunnlaget for variasjonene som kan observeres for Y (f.eks. boligpris). Dette løses ved bruk av en multipel lineær regresjon (Fugleberg & Kristianslund, 1995, s. 66-88; Walpole et al., 2012, s. 443-506), hvor uttrykket ved k variabler kan skrives som

$$\mu_{Y|x_1, x_2, \dots, x_k} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k \quad (19)$$

Da alle observasjonene nå vil inneholde variablene, x_1, x_2, \dots, x_k , vil uttrykket for Y for observasjon, i , ifølge Walpole et al. (2012, s. 443-447) kunne skrives som

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (20)$$

Justerer man dette uttrykket, da den «samme» regresjonslinjen ikke kan observeres, får man som for den enkle lineære regresjonen følgende uttrykk

$$y_i = b_0 + b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + \dots + b_k x_{ki} + e_i \quad (21)$$

Den multiple lineære regresjonsanalysen åpner også for å analysere variabler bestående av gjensidig utelukkende verdier, som enten kan rangeres på en logisk måte eller ikke (henholdsvis ordinalnivå og nominalnivå (Johannessen, Christoffersen & Tufte, 2011, s. 271-273)). Disse verdiene legges inn i analysen som dummyvariabler, hvor dummyvariabelen har verdien 1 dersom denne verdien samsvarer med observasjonen, og 0 dersom observasjonen besitter en annen verdi for den aktuelle variabelen (Johannessen et al., 2011, s. 351).

Ettersom SSE , som for enkel lineær regresjon, er uttrykt som

$$SSE = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1x_{1i} - b_2x_{2i} - \dots - b_kx_{ki})^2 \quad (22)$$

kan man gjennom differensiering med hensyn på de forskjellige minste kvadraters metode-estimatene, $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$, beregne $k + 1$ differensierte uttrykk som, når satt lik null, kan benyttes til å utlede verdier for minste kvadraters metode-estimatene som minimerer den kvadrerte forskjellen mellom observasjonene og regresjonslinjen (Walpole et al., 2012, s. 444-445).

Determinasjonskoeffisienten, R^2 , beregnes for en multippel lineær regresjon som for en enkel lineær regresjon, og er beskrevet ved ligning 18. Ønsker man derimot å undersøke hvorvidt regresjonen er signifikant, kan man ifølge Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 73-74) og Walpole et al. (2012, s. 455) ta utgangspunkt i nullhypotesen

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

og teste denne gjennom en såkalt «*upper-tailed*» F-test, som presentert i tabell 14. Forkastes H_0 som følge av denne testen vil dette indikere at minst én av variablene i regresjonsligningen ikke er av betydning for variasjoner i Y .

Man kan ifølge Johannessen et al. (2011, s. 405) også teste signifikansen av spesifikke regresjonskoeffisienter, ved å ta utgangspunkt i nullhypotesen

$$H_0: \beta_1 = 0$$

Tabell 14: ANOVA-tabell for en multippel lineær regresjonsanalyse, hvor oppsettet for en «upper-tailed» F-test for vurdering av regresjonens signifikans fremgår (basert på Walpole et al. (2012, s. 455) og Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 72)).

KILDE	KVADRATSUM	FRIHETSGRADER	GJENNOMSNIITTLIGE KVADRATSUMMER	F
Regresjon	SSR	k	$MSR = \frac{SSR}{k}$	$f = \frac{MSR}{MSE}$
Residual	SSE	$n - (k + 1)$	$MSE = \frac{SSE}{n - (k + 1)}$	
Total	SST	$n - 1$		

Man beregner her t-verdien ved å dividere den estimerte regresjonskoeffisienten på dens standardfeil, hvor denne verdien definerer hvor mange standardfeil regresjonskoeffisienten avviker fra 0. Benyttes det et 5 % signifikansnivå forkastes da H_0 for de t-verdier som overstiger absoluttverdien 1,96. Dette innebærer at man i 5 % av tilfellene vil begå en feil av type I, som tilsier at man forkaster en sann H_0 . Sannsynligheten for å begå denne feilen kan også ses av signifikanssannsynligheten, p , som ved et signifikansnivå på 5 % ikke bør overstige 0,05 (Johannessen et al., 2011, s. 405).

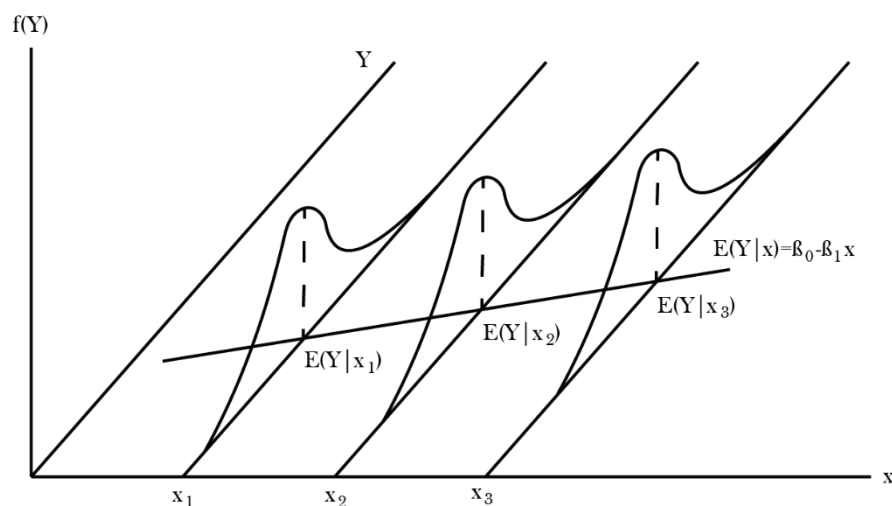
3.1.3 FEILKILDER OG FORUTSETNINGER

Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 33-34) lister fem forutsetninger som ligger til grunn for den lineære regresjonsmodellen:

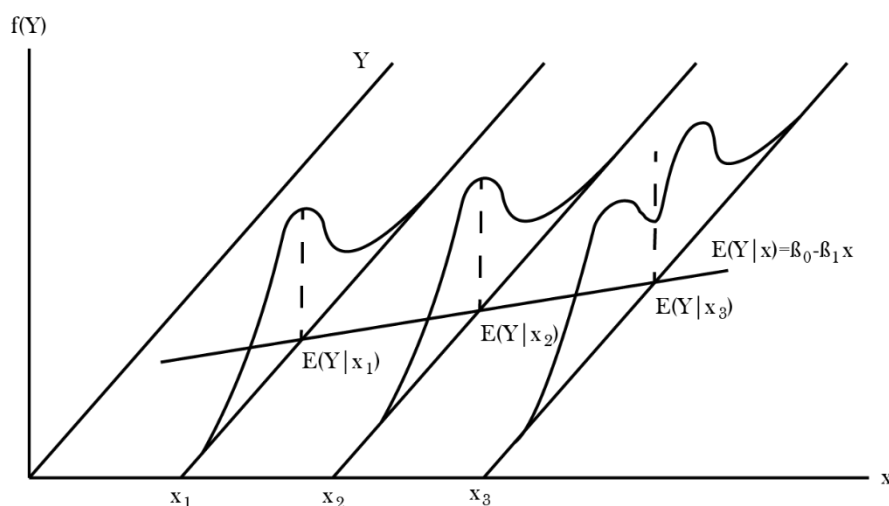
- 1) Eksistens: Forventningene til verdier for Y avhenger av verdier for x , slik at $E(Y|x)$.
- 2) Linearitet: Forventningsverdien for Y er en lineær funksjon av x .
- 3) Uavhengighet: Verdier av ε er statistisk uavhengige fra hverandre og alle verdier av x .
- 4) Homoskedastitet: Variansen til ε er konstant for alle verdier av x .
- 5) Normal fordeling: ε har en normal fordeling for alle eksakte verdier av x .

Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 34) påpeker at mens antagelse 1-4 må foreligge for at minste kvadraters metode skal være hensiktsmessig, vil konklusjonene fra modellen fortsatt ha tilnærmet gyldighet ved moderate avvik fra forutsetning 5. Illustreres regresjonsmodellen grafisk vil man kunne konstruere grafen som vist i figur 37, mens figur 38 illustrerer et diagram hvor det foreligger et brudd på forutsetning 5.

Ved et brudd på forutsetning 3 snakker man om forekomsten av multikollinearitet. Ifølge Newbold, Carlson og Thorne (2009, s. 610-613) kan dette beskrives ved at en for stor



Figur 37: Grafisk illustrasjon av en enkel lineær regresjon, hvor alle forutsetninger relatert til (1) eksistens, (2) lineærhet, (3) uavhengighet, (4) homoskedastisitet og (5) normal fordeling foreligger (modifisert fra Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 35)).

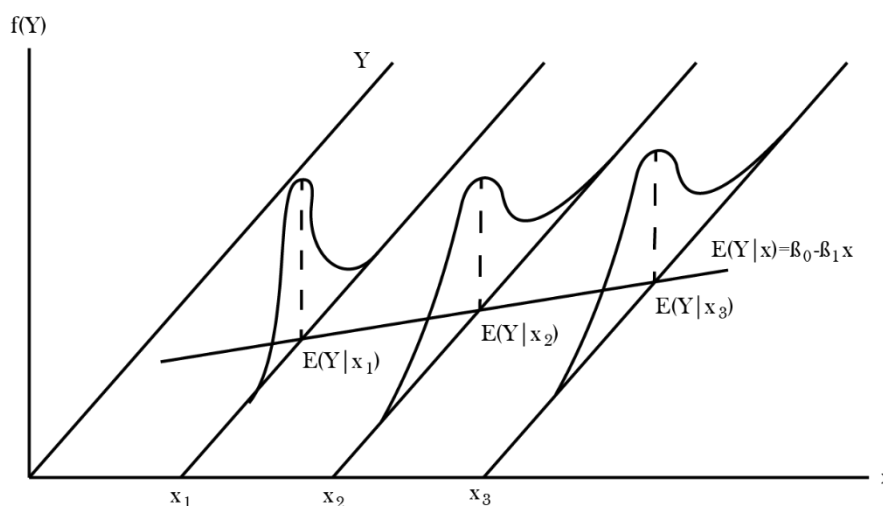


Figur 38: Grafisk illustrasjon av en enkel lineær regresjon, hvor forutsetningen vedrørende normal fordeling er brutt (modifisert fra Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 36)).

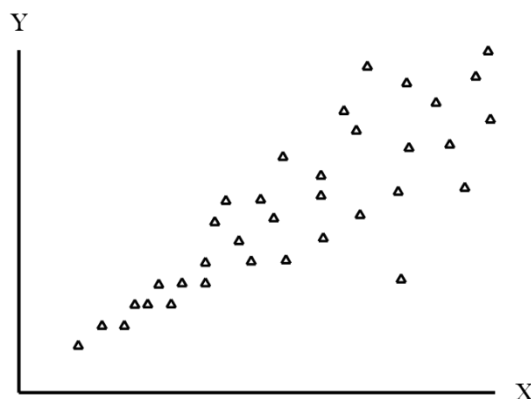
samvariasjon mellom to eller flere av de uavhengige variablene vanskeliggjør beregningene hvor man ønsker å identifisere hver enkelt variabels påvirkning på den avhengige variabelen. Ved beregninger av disse uavhengige variablenes regresjonskoeffisienter ved minste kvadraters metode, vil disse besitte en relativt høy variasjon, og følgelig være ustabile. Der hvor dette medfører beregninger av misvisende regresjonskoeffisienter, hvor mulige signifikante variabler fremgår som ikke signifikante, vil det foreligge et problem knyttet til multikollinearitet. For å undersøke i hvilken grad datasettet er utsatt for mulig multikollinearitet foreslår Newbold et al. (2009, s. 610-613) at man utarbeider en korrelasjonsmatrise, da man her vil få en oversikt over hvilke variabler som korrelerer, og i hvilken grad. Dette vil da sette en i stand til å fjerne

overflødige variabler, da disse, som tidligere nevnt, vil bidra til å øke regresjonskoeffisientenes varians.

Et brudd på forutsetning 4 (figur 39) kan forekomme i de tilfeller hvor variasjonsbredden for x er relativt stor, og hvor variansen til ε øker ved forskjellige verdier for x . Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 36) trekker her frem eksempelet hvor man ønsker å studere husholdningers variasjon i konsum som følge av variasjon i inntekt, hvor den absolutte variasjonen i konsum kan her være større for høyinntektshusholdninger enn for lavinntektshusholdninger. I et slikt tilfelle vil den økende variasjonen ved høyere verdier for x medføre en økende variasjon i ε fra det lineære forholdet ved høyinntektshusholdningene sammenlignet med resten av datasettet. Mens Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 35-38) illustrerer dette eksempelet ved bruk av et diagram hvor husholdningsinntekten representerer x-aksen og konsumet representerer y-aksen, som vist i figur 40, mener Newbold et al. (2009, s. 613-618) at dette kan gjøres mer effektivt ved hjelp av et diagram hvor den avhengige variabelen representerer x-aksen og ε representerer y-aksen. Av Newbold et al. (2009, s. 613-618) fremgår det videre at graden av feilvariasjonen i ε bl.a. kan ha en direkte tilknytning til noen av de uavhengige variablene i regresjonen eller den kan øke med verdien for den avhengige variabelen. I Laureti (2008) påpekes det at heteroskedastisitet kan forekomme i de tilfeller hvor populasjonen datasettet bygger på inneholder grupperinger eller underpopulasjoner. Da denne oppgaven opererer med et datasett bestående av åtte ulike kommuner må dette være noe man er seg bevisst.



Figur 39: Grafisk illustrasjon av en enkel lineær regresjon, hvor forutsetningen vedrørende normal fordeling er brutt (modifisert fra Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 35)).



Figur 40: Grafisk illustrasjon av hvordan heteroskedastisitet kommer til uttrykk i et punktdiagram (modifisert fra Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 38))

I forbindelse med analysen foreligger det også problemstillinger knyttet til utelatte og bakenforliggende variabler. Boligpriser er svært sammensatte verdier, hvor det forekommer en reell sannsynlighet for at variabler som har påvirkning på den endelige boligprisen utelates. Dette er viktig å være seg bevisst da det vil medføre at forklarende faktorer ikke er inkludert i modellen, noe som både vil redusere modellens forklarende og predikative egenskaper. Bakenforliggende variabler er aktuelle når en variabel, som ikke inngår i modellen, er utslagsgivende på flere variabler i modellen. Et enkelt eksempel på dette presenteres i Sharpe, De Veaux og Velleman (2014, s. 144), hvor en sterk korrelasjon mellom et barns høyde og leseevner kan lede til slutningen om at høye barn leser best. Den bakenforliggende variabelen vil her være barnets alder, som har innvirkning på begge de to variablene man i utgangspunktet studerte. I en multippel regresjonsanalyse, som de gjennomført i forbindelse med denne oppgaven, er ikke nødvendigvis forekomsten av bakenforliggende og utelatte variabler like lette å identifisere som i eksempelet i Sharpe et al. (2014, s. 144). Ifølge Johannessen et al. (2011, s. 354) vil slike variabler kunne komme til uttrykk i modellen gjennom spuriøse effekter, da utelatelse av viktige variabler medfører et brudd på forutsetning 3.

3.2 Dataprogrammer

3.2.1 QGIS

I forbindelse med analysene i denne oppgaven ble det benyttet QGIS 3.6.1 «Noosa» som ble utgitt 22.03.19. Programmet er en gratis applikasjon, hvor man enkelt kan behandle geografiske data, og var ideelt i gruppens arbeid med å sammenfatte data hentet fra Norges Geologiske Undersøkelse (2019), vedrørende radonaktivitet, med de tilgjengelige boligobservasjoner.

Gjennom NGUs nettsider ble det bestilt radonaktsomhetskart for kommunene som inngår i oppgaven, med leveranseformatet ESRI Shape og koordinatsystemet UTM Sone 33 (Euref89). For å kunne plassere boligobservasjonene på kartene var det nødvendig å identifisere koordinatene for samtlige av de 601 tilgjengelige boligobservasjonene. Det ble i denne forbindelse benyttet Google Maps, hvor boligobservasjonene ble søkt opp én og én. Ved opplasting av disse boligobservasjonene til QGIS ble det avdekket at den projeksjonen som i størst grad overensstemte med de identifiserte koordinater var EPSG:4326 - WGS 84. Attributtene for hver lokalitet i de to datatypene ble deretter sammenfattet for å generere en fil av typen Comma Separated Values (CSV), hvor nivåene for radonaktsomhet kunne ses opp mot de øvrige data for hver boligobservasjon.

3.2.2 MICROSOFT EXCEL

Microsoft Excel er del av Microsoft Office-pakken og er et svært brukervennlig regnearkprogram. Det er primært dette programmet som er blitt benyttet i utarbeidelsen av det datasettet som benyttes i det videre arbeidet, hvor programmet muliggjør en enkel strukturering av store datamengder. Den opprinnelige planen var i utgangspunktet å gjennomføre alle analyser i dette programmet, da gruppen har god kjennskap til de funksjoner dette programmet tilbyr. Microsoft Excels grense på 16 variabler vedrørende hvor mange uavhengige variabler som kan inngå i en regresjonsanalyse gjør derimot dette lite gjennomførbart, da basemodellen (som vil omtales nærmere i kapittel 4) alene inkluderer 18 variabler.

Microsoft Excel er fortsatt benyttet til enklere beregninger og grafiske konstruksjoner, da gruppens kjennskap til dette programmet medfører at disse prosessene kan gjennomføres langt mer effektivt enn om man skulle måtte utarbeide også dette i et nytt, ukjent program.

3.2.3 RSTUDIO

Da Microsoft Excel har en grense for antall variabler benyttet i en regresjonsanalyse på 16, ble det ansett som nødvendig å benytte et annet program for gjennomføring av analysene. Valget falt her på RStudio, som er en kodebasert statistikkapplikasjon for R.

Etter det utarbeidede datasettet i Microsoft Excel var lastet opp i RStudio, ble følgende pakker installert og aktivert for å kunne gjennomføre de nødvendige analysene, testene og beregningene som ble ansett som nødvendige i forbindelse med denne oppgavens målsetning

```
> library(tidyverse)
> library(car)
> library(mctest)
> library(GGally)
> library(ppcor)
> library(lmtest)
> library(caret)
> library(sandwich)
```

De ulike regresjonsanalysene ble gjennomført ved bruk av koden som er presentert under. I dette eksempelet er koden tilpasset oppgavens basemodell, hvor `lm0` definerer navnet denne regresjonsanalysen lagres som i RStudio. Den nederste av de to kodene som presenteres nedenfor er koden som benyttes for å generere presentasjonen av regresjonsanalysen som fremgår i kapittel 4.

```
> lm0 <- lm(Salgspris ~ Avsreg + Prosarb60 + Avskom + Primaerrom + Garasje + X2008 + X2009 + X2010 + X2011 + X2012 + X2013 + X2014 + X2015 + X2016 + X2017 + Naust + Boligalder + Utsikt, data = Boligdata)
> Summary(lm0)
```

For å undersøke eventuelle problemstillinger knyttet til multikollinearitet ble den følgende koden benyttet for å beregne Variance Inflation Factor-verdiene (VIF-verdiene) for hver av de ulike uavhengige variablene som inngår i den aktuelle regresjonsanalysen. Levine, Ramsey og Smidt (2001, s. 654-655) påpeker her at det foreligger ulike syn på hvilken grense man bør operere etter, hvor den generelle grensen ofte settes til 10. I forbindelse med denne beregningen tas det ikke utgangspunkt i de lagrede regresjonsanalyser, men beregnes heller med utgangspunkt i den aktuelle regresjonsanalysen som inkorporeres i koden.

```
> vif(lm(Salgspris ~ Avsreg + Prosarb60 + Avskom + Primaerrom + Garasje + X2008 + X2009 + X2010 + X2011 + X2012 + X2013 + X2014 + X2015 + X2016 + X2017 + Naust + Boligalder + Utsikt, data = Boligdata))
```

Forekomster av heteroskedastisitet ble testet ved hjelp av en Breusch-Pagan-test, som kan kjøres i RStudio ved hjelp av den første av de to kodene som presenteres under. Ifølge Pedace (2019, 7. april) tar denne testen utgangspunkt i en antagelse om at heteroskedastisiteten kan beskrives som en lineær funksjon av alle de uavhengige variablene.

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \delta_0 + \delta_1 \hat{Y}_i \quad (23)$$

På bakgrunn av den kvadrerte R -verdien fra regresjonen i likning (22) gjennomføres det deretter en F -test hvor man tar utgangspunkt i nullhypotesen om at modellen er homoskedastisk. En P -verdi lavere enn signifikansnivået på 0,05 vil da indikere heteroskedastisitet.

```
> Bptest(lm0)
> coeftest(lm0, vcov. = vcovHC(lm0, type = "HC0"))
```

Foreligger det heteroskedastisitet benyttes den andre av de to kodene som presenteres under for slik å beregne robuste standardavvik (såkalt Huber-White standardavvik) med tilhørende t -verdier. Disse standardavvikene beregnes ifølge Zaiontz (2019, 7. april) ved kvadratroten av verdiene som befinner seg i diagonalen til kovariansmatrisen til koeffisienten. Fra denne kan man beregne fire typer mål fra HC_0 til HC_4 , hvor det gjennomføres stadig «strengere» korrigeringer etter hvert som man beveger seg fra HC_0 til HC_4 .

$$HC_0: e_i^2 \quad (24)$$

$$HC_1: \frac{n}{n-k-1} e_i^2 \quad (25)$$

$$HC_2: \frac{e_i^2}{1-h_i} \quad (26)$$

$$HC_3: \frac{e_i^2}{(1-h_i)^2} \quad (27)$$

$$HC_4: \frac{e_i^2}{(1-h_i)^\delta} \quad \text{hvor} \quad \delta = \min \left\{ 4, \frac{nh_i}{k+1} \right\} \quad (28)$$

3.3 Datagrunnlag for analysen

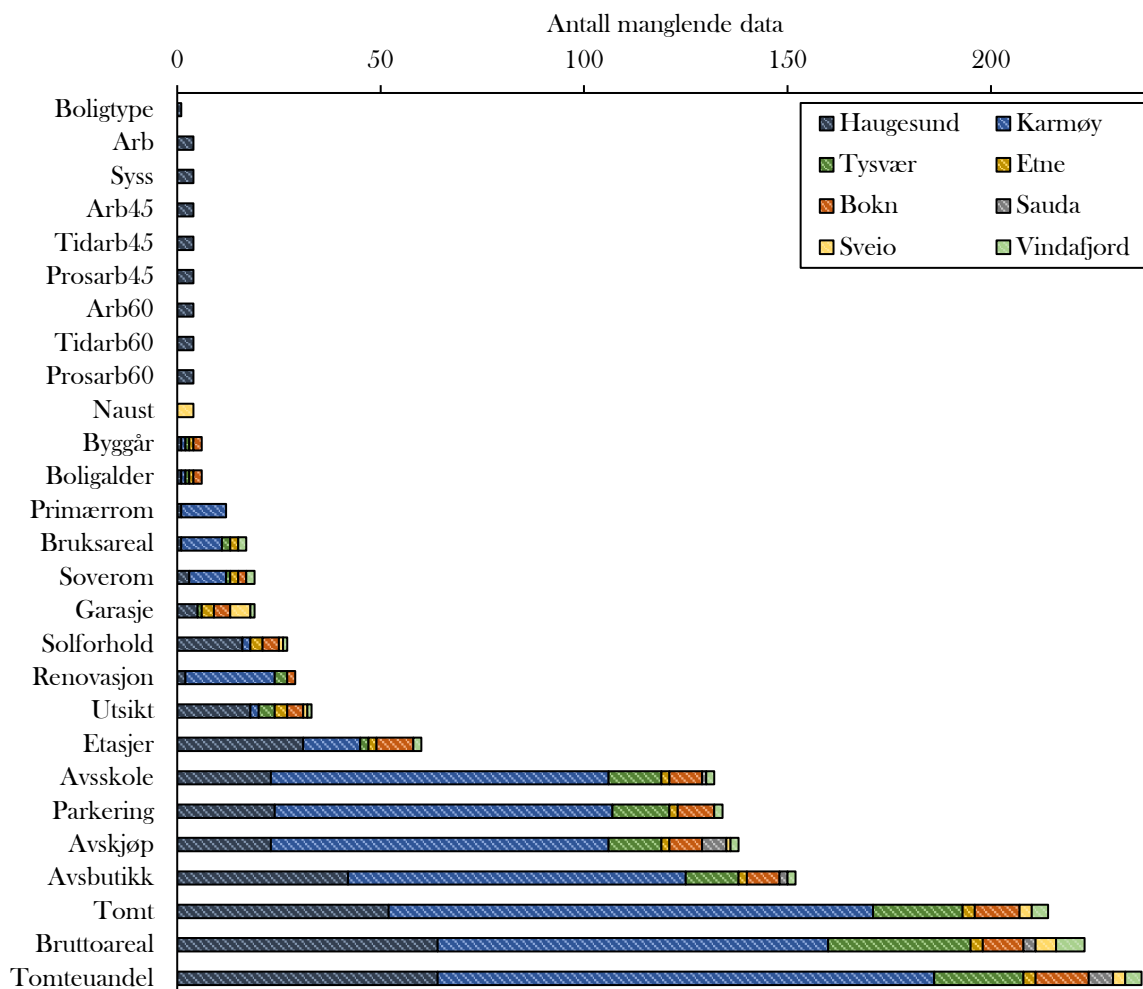
3.3.1 DATASETT

Datasettet gruppen overtok fra Anglevik og Øvretveit (2018) inkluderte 601 boligobservasjoner med totalt 79 selvstendige variabler. Av disse ble 25 variabler fjernet i en innledende rensing av datasettet, da det ble gjort en vurdering om at disse variablene besatt for få data til at de kunne bidra i analysen uten å medføre signifikant store feilkilder. Av de gjenværende 54 variablene, ble 35 variabler flyttet over i et arbeidsdokument, da disse ble ansett å sannsynligvis kunne ha innvirkning på boligprisene. Man måtte derimot fortsatt ta høyde for ufullstendige datasett for de

fleste variabler, hvor bl.a. de samme fire observasjonene fra Haugesund Kommune manglet data for både *Arb*, *Syss*, *Arb45*, *Tidarb45*, *Prosarb45*, *Arb60*, *Tidarb60* og *Prosarb60* (figur 41). Videre er det verdt å merke seg at alle boligobservasjoner hvor det ikke fremgår data vedrørende *Bruksareal* også mangler data vedrørende *Bruttoareal*, med unntak av én boligobservasjon fra Karmøy Kommune. *Bruttoareal* mangler derimot signifikant flere data enn hva som er tilfellet for *Bruksareal*. Den samme tendensen ser man for boligobservasjonene som mangler data vedrørende *Tomt*, som på samme måte heller ikke besitter data vedrørende *Tomteuandel*. For disse to variablene forekommer det derimot store mangler for begge. Variablene *Avsbutikk*, *Avkjøp*, *Parkering* og *Avsskole* skiller seg, sammen med *Tomteuandel*, *Tomt* og *Bruttoareal*, ut i negativ forstand, og mangler alle data for over 20 % av boligobservasjonene. Det kan derimot påpekes her at det primært er de samme boligobservasjonene som mangler samtlige av disse.

Som tidligere nevnt er det innhentet data vedrørende eiendomsskattesats og bunnfradrag, samt kommunale avgifter knyttet til feiing og avfall for samtlige 601 boligobservasjoner, hvor disse data er justert til det aktuelle omsetningsåret og den aktuelle kommune boligobservasjonen befinner seg i. Videre er det også innhentet 562 og 547 års- og kommunespesifikke fastledd og enhetspriser, samt 36 og 54 års- og kommunespesifikke årsgebyr, knyttet til kommunale avgifter for henholdsvis vann og avløp. For at disse skal kunne inngå i samme regresjonsmodell er det tatt utgangspunkt i det samme konservative anslaget, som nevnt i kapittel 2.3.1, vedrørende et vann- og avløpsforbruk på 150 m³ per år, for slik å kalkulere en samlet kostnad knyttet til hver av disse kommunale avgiftene. Radonaktsomheten er den eneste av variablene hentet inn i forbindelse med denne oppgaven som er presentert i regresjonsanalysen som en dummyvariabel. Kategorien moderat til lav aktsomhet benyttes her som referanseverdien, mens kategoriene usikker og høy aktsomhet er introdusert i datasettet som hver sin dummyvariabel. GPS-koordinater er også samlet inn for samtlige boligobservasjoner, men disse dataene benyttes hovedsakelig for å knytte radonaktsomhetskartet opp mot boligobservasjonene for slik å avdekke radonaktsomhetskategorien for hver boligobservasjon, heller enn å tilby noe i forbindelse med regresjonsanalysen.

Boligobservasjonene fordeler seg primært på Haugesund, Karmøy og Tysvær, som samlet utgjør om lag 87 % av det totale datasettet (figur 42). Denne skjeve fordelingen, hvor hver av de andre kommunene utgjør i gjennomsnitt om lag 2,6 % av datasettet, er et aspekt man må være seg bevisst i den grad man ønsker å se denne oppgavens konklusjoner i sammenheng med en av disse kommunene.



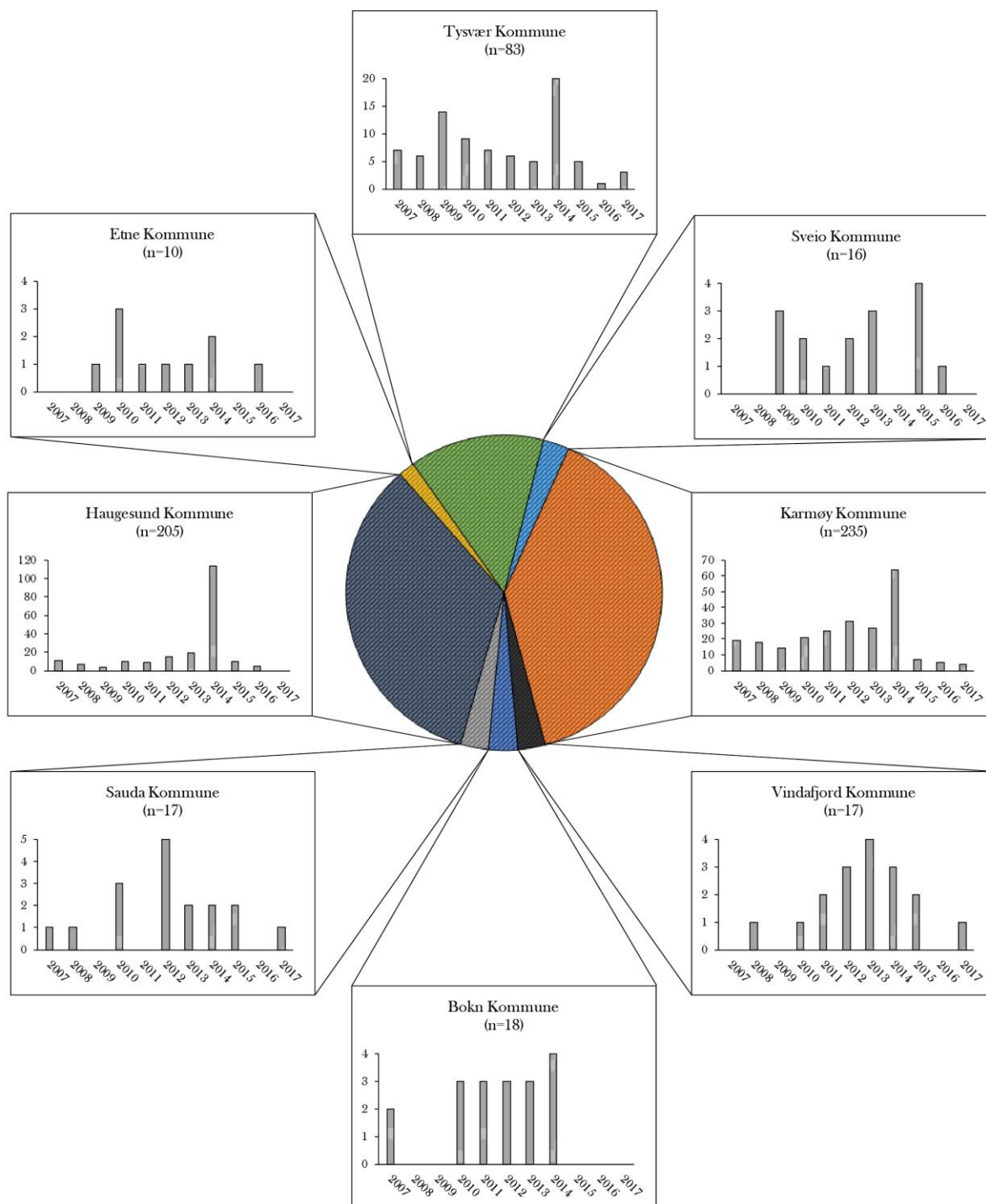
Figur 41: Grafisk fremstilling av alle manglende data i datasettet, inndelt etter de aktuelle boligobservasjonenes kommunemessige tilhørighet.

Fordelingen vedørende salgsår innad i hver kommune utviser store variasjoner. Mens boligobservasjonene er relativt jevnt fordelt i Bokn Kommune i perioden 2010-2014, tar boligobservasjonene i Vindafjord Kommune mer form av en normalfordeling med en topp i 2013. Kommunen med den mest ekstreme fordelingen er Haugesund Kommune, hvor om lag 56 % av kommunes boligobservasjoner ble omsatt i 2014.

3.3.1 BENYTTETE VARIABLER

3.3.1.1 VARIABLER KNYTTET TIL KOMMUNALE SKATTER OG AVGIFTER

Variablene knyttet til kommunale skatter og avgifter fokuserer på de skatte og avgifter som settes av den enkelte kommune, og som dermed kan variere i et datasett som dette, hvor man inkluderer åtte kommuner. Ettersom salgsårene for boligobservasjonene i datasettet er fordelt over tidsperioden 2007-2017 vil disse variablene også kunne variere avhengig av salgsåret for



Figur 42: Oversikt over sammensetningen til det benyttede datasettet. Den relative fordelingen mellom kommunene kan her ses fra sektordiagrammet, mens det eksakte antallet observasjoner fra hver kommune fremgår over de enkelte søylediagrammene som utgår fra sektordiagrammet. De enkelte søylediagrammene presenterer her fordelingen av salgsår innad i hver kommune.

boligen. Som tidligere nevnt er dataene hentet inn fra Statistisk Sentralbyrå (2019d) og Statistisk Sentralbyrå (2018b), men hvor det videre har vært nødvendig å både verifisere og utfylle denne informasjonen.

I forbindelse med eiendomsskatt er det tatt utgangspunkt i både *Eiendomsskattesats* og *Bunnfradrag*. Mens *Eiendomsskattesats* er lagt inn i datasettet i promilleverdier, er *Bunnfradrag* inkludert i NOK. For de kommunale avgiftene er årsgebyrene for både *Feiing* og *Avfall* lagt inn direkte, mens man for de kommunale avgiftene knyttet til vann og avløp har beregnet en antatt årlig kostnad. Dette er gjort da det foreligger store variasjoner knyttet til hvorvidt kommunene opererte med fastledd og enhetspris eller årsgebyr, og det var derfor nødvendig å kalkulere sammenlignbare tall for alle kommunene gjennom hele den aktuelle tidsperioden. Måten den antatte årlige kostnaden er beregnet er ved å ta utgangspunkt i et antatt årlig forbruk på 150 m^3 , som deretter ble multiplisert med enhetsprisen, hvor/når dette ble benyttet, og lagt til fastleddet.

3.3.1.2 VARIABLER KNYTTET TIL LOKALITET

Blant variablene knyttet til lokalitet er radonaktsomhet den nye variabelen, relativt til analysene gjennomført i Anglevik og Øvretveit (2018). Som nevnt tidligere i oppgaven ble disse dataene hentet inn fra Norges Geologiske Undersøkelse (2019), og koblet til boligobservasjonene ved hjelp av innhentede GPS-koordinater og QGIS. Da de tre verdiene for denne variabelen er moderat til lav aktsomhet, usikker aktsomhet og høy aktsomhet, ble de to sistnevnte verdiene kodet som dummyvariabler, mens moderat til lav aktsomhet ble benyttet som referanse (tabell 15). Bruken av dummyvariabler i forbindelse med studier som ser radon opp mot boligpris er i tråd med Söderqvist (1995), men hvor denne studien derimot benyttet en grense på 400 Bq/m^3 heller enn kategorien for høy aktsomhet, som er tilfellet i denne oppgaven.

Tabell 15: Oversikt over dummyvariabler knyttet til radonaktsomhet i datasettet.

DUMMYVARIABEL	FORKLARING
X_0	Usikker radonaktsomhet
X_2	Høy aktsomhet

Den neste gruppen av variabler som fremgår i det benyttede datasettet er variabler som fokuserer på tilgjengeligheten til arbeidsmarkedet (tabell 16). Disse variablene har sitt opphav i forbindelse med et arbeidskrav i emnet by- og regionaløkonomi i 2015, og ble utarbeidet ved bruk av data for 2006 fra SSB. Variablene *Arbx*, *Tidarbx* og *Prosarbx* inkluderte i utgangspunktet også verdier for $x = 90$, men da Anglevik og Øvretveit (2018) informerer om at NOU 2011:3 (2011) definerer et arbeidsmarked som «*det samlede tilbud av, og etterspørsel etter, arbeidskraft innen 60 minutter med bil*» og at «*den gjennomsnittlige arbeidsreisen i 2009 var i overkant av 21 minutter*», ble ikke disse verdiene ansett som hensiktsmessige. I forbindelse med denne oppgaven er det kommet frem til samme vurdering som Anglevik og Øvretveit (2018)

vedrørende preferansen for *Prosarbx*. Dette skyldes primært muligheten for å kunne sammenligne verdiene for forskjellige postnumre, og vil dermed bidra til et mer korrekt bilde av de faktiske forhold. I en polysentrisk geografi som Haugalandet anses inkluderingen av denne variabelen som viktig, da bl.a. Osland og Thorsen (2008) konkluderer med at en ren avstandsvariabel som avstand til CBD vil være utilstrekkelig ettersom arbeidsplassene i større grad er fordelt utover regionen.

Tabell 16: Oversikt over tilgjengelighetsvariabler i datasettet som presentert i Anglevik og Øvretveit (2018).

VARIABEL	FORKLARING
<i>Arb</i>	Antall arbeidsplasser registrert i postnummeret.
<i>Syss</i>	Antall sysselsatte med registrert bosted i postnummeret.
<i>Arb/Syss</i>	Antall arbeidsplasser sysselsatt i postnummeret.
<i>Arbx</i>	Antall arbeidsplasser innenfor x antall minutter med bil (x = 45 og x = 60).
<i>Tidarbx</i>	Vektet gjennomsnittlig reisetid til arbeidsplasser som kan nås innenfor x antall minutter med bil (x = 45 og x = 60).
<i>Prosarbx</i>	Prosentandelen av arbeidsplasser i regionen som kan nås innenfor x antall minutter med bil (x = 45 og x = 60).

I det opprinnelige datasettet fremgikk det totalt seks avstandsvariabler. Av disse ble variablene *Avssjo*, *Avsskole*, *Avskjøpe* og *Avsbutikk* fjernet i henholdsvis første og andre utvelgeselsrunde, da disse variablene ble ansett som for ufullstendige til å være hensiktsmessige (figur 41). De gjenværende avstandsvariablene tar sikte på å fange opp den urbane attraksjonseffekten, hvor tilbud knyttet til kultur, shopping og uteliv antas større i regionsenteret (tabell 17). Som det er blitt påpekt tidligere er ikke Haugalandet en monosentrisk geografi, og en oppfatning om at alle tilbud er samlet i regionsenteret vil dermed ikke gi et realistisk bilde av regionen. Som følge av dette inkluderes også *Avskom* i dette datasettet for slik å gi en mer nyansert modell.

Tabell 17: Oversikt over avstandsvariabler i datasettet.

VARIABEL	FORKLARING
<i>Avsreg</i>	Avstand til regionsenteret.
<i>Avskom</i>	Avstand til kommunesenteret.

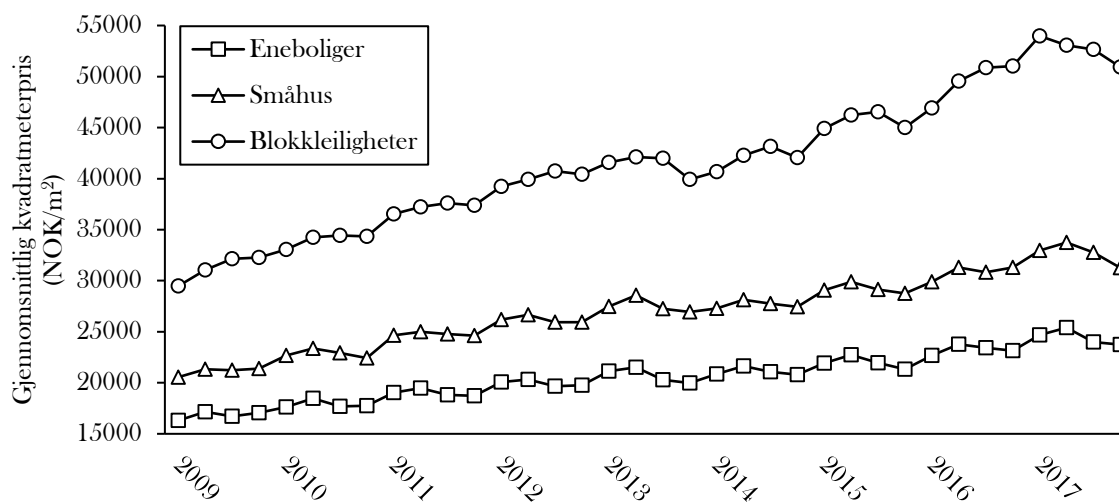
3.3.1.3 VARIABLER KNYTTET TIL BOLIGEN

I forbindelse med variabler knyttet til boligen ble variablene *Bruttoareal*, *Etasje*, *Parkering*, *Tomteandel* og *Tomt* utlatt fra den videre analysen da antallet manglende data antas å ville ha representert en relativt stor feilkilde (figur 41). Ekskluderingen av *Bruttoareal*, *Tomteandel* og *Tomt* er derimot ikke heldig med visshet om indikasjonene fra studier som bl.a. Basu og Thibodeau (1998), vedrørende areals potensielt sentrale påvirkning på boligpris. Denne

oppgaven inkluderer derimot både variablene *Bruksareal* og *Primaerrom*, hvor det håpes at disse variablene kan fange opp de arealrelaterte påvirkningene på boligpris, tilsvarende hva som kan ses i Wilhelmsson (2002). Ekskluderingen av *Parkering* kan også innebære at man utelater en relevant variabel, da Basu og Thibodeau (1998) identifiserte den nærliggende variabelen, *Garasje*, som en signifikant variabel. Til gjengjeld inkluderes *Garasje* i det analyserte datasettet i denne oppgaven.

Som nevnt i bl.a. Paterson og Boyle (2002), Wilhelmsson (2002) og Osland (2016) utgjør miljøgoder, og utsikten til disse, en viktig faktor i studier knyttet til boligpris. På grunnlag av dette inkluderes variabler som *Solforhold*, *Sjøfeste* og *Utsikt* i det analyserte datasettet. Også *Naust* inkluderes, som er en variabel som har potensiale til å fange opp påvirkninger fra også andre variabler med tilknytning til sjøfeste/sjørett og utsikt til vannet.

Boligtype er også inkludert i datasettet, og er kodet som dummyvariablene *Leilighet*, *Rekkehus* og *Tomannsbolig* med enebolig som referanse. Årsaken til inkluderingen av denne variabelen skyldes antagelsen om at forskjellige typer boliger vil operere i forskjellige prisklasser. Målsetningen med denne variabelen er dermed å korrigere for eventuelle prisforskjeller mellom de ulike boligtypene (figur 43).



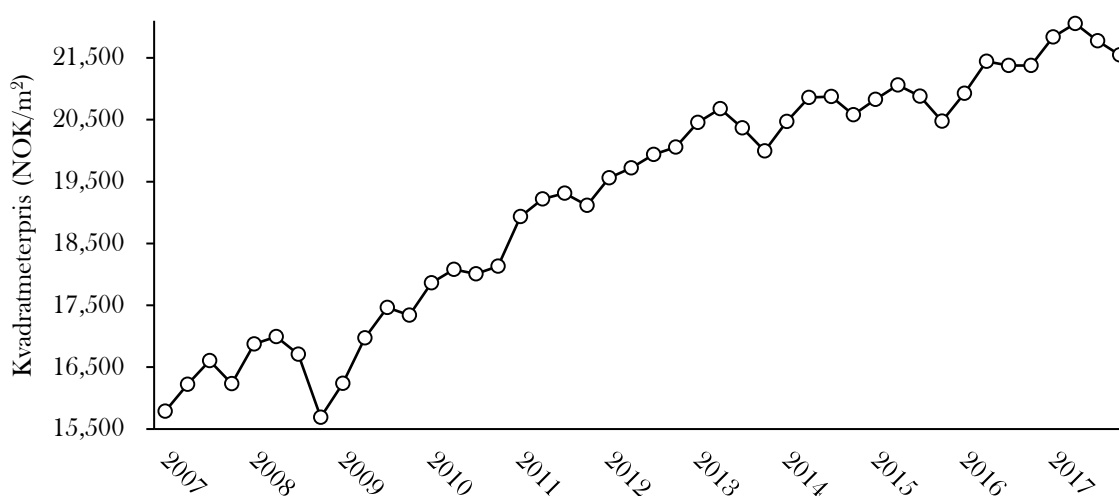
Figur 43: Grafisk fremstilling av kvartalsvise gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for eneboliger, småhus og blokkleiligheter (Statistisk Sentralbyrå, 2019b).

De siste variablene som inkluderes i det analyserte datasettet er *Renovering*, *Anneks* og *Soverom*. Den førstnevnte av disse variablene vil kunne spille inn på variablene som presenteres i neste delkapittel, da hvorvidt boligen er renoveret potensielt vil kunne redusere mange av de negative aspektene som vanligvis assosieres med en bolig av høy alder. En svakhet med denne

variabelen, slik den fremgår i dette datasettet, er at den inkluderes som en dummyvariabel. På denne måten vil man dermed kun avdekke den eventuelle effekten av hvorvidt boligen er renoverert eller ikke, og ikke i hvilken grad boligen er renoverert. Det foreligger dermed en mulighet for store variasjoner blant de boliger som registreres som renoverert. Av Anglevik og Øvretveit (2018) fremgår det at årsaken til at denne variabelen inngår i datasettet i denne formen skyldes manglende og svært varierende registreringer, hvor praksis blant de studentene som har innhentet mye av denne informasjonen ikke gir grunnlag for en mer nyansert koding.

3.3.1.4 VARIABLER KNYTTET TIL OMSETNINGEN

Av omsetningsvariabler inkluderes *Boligalder* og *Salgsår*. Inkluderingen av *Boligalder* støttes i bl.a. Basu og Thibodeau (1998) som definerer boligalder som én av de viktigste variablene knyttet til boligpris, og i analysen som er presentert i Wilhelmsson (2002), hvor boligens alder fremgår som signifikant. *Salgsår* er inkludert i datasettet for å korrigere for eventuelle svingninger i boligmarkedet som følge av bl.a. konjunktursvingninger (Statistisk Sentralbyrå, 2018d) og indirekte ved endringer i styringsrenten gjennom markedsrentene (Norges Bank, 2019, 2. mai).



Figur 44: Grafisk fremstilling av kvartalsvise kvadratmeterpriser i Haugesund sentrum (postnummer 5525) i perioden 2007-2017 (modifisert fra Krogsveen (2019, 22. april)).

4 Resultat

I forbindelse med denne oppgaven ble det utarbeidet tre modeller, hvor man tok utgangspunkt i den endelige modellen fra Anglevik og Øvretveit (2018). Modellen fra Anglevik og Øvretveit (2018) utgjør på denne måten den fjerde modellen presentert i denne oppgaven. De tre modellene som er utarbeidet for denne oppgaven er inndelt i variabler tilknyttet eiendomsskatt, kommunale avgifter og radon, hvor det i forbindelse med hver modell er gjennomført ytterligere analyser for å avdekke hvorvidt hver variabel har en signifikant påvirkning på boligpris.

4.1 Modell 1 - Basemodell

Modell 1 defineres her som basemodellen, og er utformet med utgangspunkt i de variabler som inngår i den endelige modellen til Anglevik og Øvretveit (2018). Som det fremgår i analyse 1 inkluderer denne modellen variablene *Avsreg*, *Prosarb60*, *Avskom*, *Primaerrom*, *Garasje*, omsetningsår (kodet som dummyvariabler med 2007 som referanse), *Naust*, *Boligalder* og *Utsikt*.

Analyse 1: Regresjonsanalyse av basemodellen, hvor variabelutvalget tar utgangspunkt i den endelige modellen til Anglevik og Øvretveit (2018).

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	619134.93	308406.01	2.008	0.045210	*
Avsreg	-9683.34	2729.84	-3.547	0.000425	***
Prosarb60	60.09	3971.72	0.015	0.987934	
Avskom	-5262.91	4247.08	-1.239	0.215836	
Primaerrom	7746.61	509.62	15.201	< 2e-16	***
Garasje	290558.30	55718.87	5.215	2.66e-07	***
X2008	166370.85	140787.47	1.182	0.237858	
X2009	202172.14	146138.77	1.383	0.167128	
X2010	391340.42	129843.75	3.014	0.002705	**
X2011	493852.65	132550.24	3.726	0.000216	***
X2012	618824.35	124230.34	4.981	8.61e-07	***
X2013	581877.57	122901.94	4.734	2.84e-06	***
X2014	819861.53	108116.29	7.583	1.56e-13	***
X2015	766622.00	149579.11	5.125	4.20e-07	***
X2016	604937.21	192838.51	3.137	0.001803	**
X2017	402527.35	276023.87	1.458	0.145360	
Naust	1360611.39	264882.80	5.137	3.96e-07	***
Boligalder	-10973.97	838.23	-13.092	< 2e-16	***
Utsikt	620799.67	135050.49	4.597	5.39e-06	***

Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.'	0.1 ' ' 1
Residual standard error:	567200	on 520 degrees of freedom			
	(62 observations deleted due to missingness)				
Multiple R-squared:	0.6194,	Adjusted R-squared:	0.6062		
F-statistic:	47.02	on 18 and 520 DF,	p-value:	< 2.2e-16	

På bakgrunn av den informasjonen som fremgår av denne analysen mistenkes det at disse variablene har gjennomgått bearbeiding i tiden fra Anglevik og Øvretveit (2018) fullførte sitt arbeid til vi mottok datasettet. Denne mistanken skyldes hovedsakelig avviket mellom antall

komplette boligobservasjoner i denne oppgaven og i Anglevik og Øvretveit (2018), hvor antall boligobservasjoner etter ufullstendige boligobservasjoner er fjernet er henholdsvis $n = 539$ og $n = 548$. Dette gir seg også utslag i analysens justerte determinasjonskoeffisient, hvor modellens forklaringskraft reduseres fra 61,3 % i Anglevik og Øvretveit (2018) til 60,6 %. Videre kan det bemerkes at dummyvariabelen for 2010 gis en lavere signifikanskode enn i Anglevik og Øvretveit (2018). Ser man derimot nærmere på dummyvariabelens t-verdi og P-verdi på henholdsvis 3,014 og 0,003 kan man derimot konkludere med at variabelens t-verdi ligger lenger enn 1,96 standardavvik fra 0, samt at det foreligger langt mindre enn 0,05 sannsynlighet for å begå en type I feil. Det fremstår derfor som klart at denne dummyvariabelen også er signifikant i denne analysen. 2017 er et annet år hvor resultatet av analysen avviker fra Anglevik og Øvretveit (2018). Mens resultatene i Anglevik og Øvretveit (2018) indikerer at denne dummyvariabelen er signifikant, tilsier en t-verdi og P-verdi i denne oppgavens analyser på henholdsvis 1,458 og 0,145 at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at regresjonskoeffisienten for denne dummyvariabelen er lik 0.

Ser man på regresjonskoeffisientene som fremgår i modellen kan det oppfattes som om nærhet til arbeidsplasser, representert ved *Prosarb60*, er av liten økonomisk verdi. Dette indikeres ved en regresjonskoeffisient på 60,09, som tilsier at boligprisene kun vil øke med NOK 60,09 for hver prosentpoengs økning for denne variabelen utover variabelens gjennomsnittsverdi. Modellen indikerer derimot at de implisitte prisene relatert til avstand til regionsenteret og kommunesenteret utøver en langt større påvirkning på boligpris, da regresjonskoeffisientene indikerer at boligprisen reduseres med henholdsvis NOK 9.683,34 og NOK 5.262,91 for hver kilometers økning boligen er lokalisert fra disse sentrene. Her må man derimot være bevisst på at mens verdiene som legges inn for variabelen *Prosarb60* er i prosent er verdiene som legges inn for *Avsreg* og *Avskom* oppgitt i kilometer. De implisitte prisene som kan leses ut fra modellen er dermed ikke helt sammenlignbare, men størrelsen på avviket mellom regresjonskoeffisienten til *Prosarb60* og *Avsreg* og *Avskom* medfører uansett at det antas en signifikant forskjell i hvordan disse avstandsvariablene vektlegges i vurderingen av boligpris. Også areal knyttet til *Primaerrom* anses å besitte en relativt høy implisitt pris, hvor man på bakgrunn av modellen vil anta at boligprisen øker med NOK 7.746,61 om arealet knyttet til primærrom øker med én kvadratmeter. I likhet med regresjonskoeffisienten for *Primaerrom* er også regresjonskoeffisienten for *Boligalder* i tråd med hva som var forventet i forkant av analysen. Modellen indikerer her en reduksjon i boligpris på NOK 10.973,97 for hvert år boligens alder øker fra gjennomsnittsverdien. Noen av de største regresjonskoeffisientene i modellen kan derimot identifiseres for de variabler som antas å fange opp miljøgoder. Mens det for *Utsikt* kan

beregnes en implisitt pris på NOK 620.799,67 for hver stegvis økning i den benyttede indeksen, indikerer modellen en NOK 1.360.611,39 økning om boligen besitter et *Naust*. Til tross for at man her bør være bevisst om at kodingen av disse variablene kan legge opp til relativt høye regresjonskoeffisienter, da variablene henholdsvis kodes ved en indeks som strekker seg fra 0,0 til 1,0 og som en dummyvariabel hvor variablene enten er 0 eller 1, kan det derimot ikke betviles at miljøgoder vektlegges i vurderingen av boligpris. Fenomenet hvor variabler med svært lave verdier (≥ 1) besitter relativt høye regresjonskoeffisienter kan også observeres for variabelen *Garasje*. Da kodingen av denne variabelen er den samme som for *Naust* ville disse regresjonskoeffisientene i utgangspunktet være relativt direkte sammenlignbare. Til tross for at modellen indikerer en implisitt pris for *Naust* som er NOK 1.070.053,09 høyere enn for *Garasje*, antas det derimot at én årsak til det store avviket skyldes at *Naust* fanger opp også andre miljøgoder som påvirker boligpris.

Problemet knyttet til de romlige variablene *Avsreg*, *Prosarb60* og *Avskom*, som også er diskutert i Anglevik og Øvretveit (2018), fremgår også i denne regresjonsanalysen. Dette problemet er knyttet til den høye korrelasjonen mellom spesielt *Avsreg* og *Prosarb60* som medfører ustabile regresjonskoeffisienter som følge av multikollinearitet. Dette kommer også til syne i de beregnede VIF-verdier som er presentert i analyse 2.

Analyse 2: VIF-verdier for basemodellen.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje
5.239998	5.144649	1.076409	1.297808	1.293495
X2008	X2009	X2010	X2011	X2012
1.908600	1.821468	2.248161	2.114896	2.520409
X2013	X2014	X2015	X2016	X2017
2.576024	4.469754	1.783602	1.356131	1.173078
Naust	Boligalder	Utsikt		
1.080292	1.117300	1.129299		

Her må man derimot gjøre en avveining for hvilken grense man anser som akseptabel. Mens noen forskere argumenterer for en grense på 10, argumenterer mer konservative forskere for en grense på 2,5. Dette vil ha en betydelig påvirkning på tolkningen av denne regresjonsanalysen, da verdien for grensen vil være avgjørende for hvordan bl.a. *Avsreg* og *Prosarb60* skal tolkes. Anglevik og Øvretveit (2018) trekker her frem to argumenter for hvorfor begge disse variablene bør inngå i modellen, tross problemstillingen knyttet til multikollinearitet. Det første argumentet poengterer at Haugalandet ikke er en monosentrisk geografi, da arbeidsplassene ikke er samlet i regionsenteret slik budrente-modellen legger til grunn. Den prosentvise andelen av kommunens arbeidsplasser som kan nås på 60 minutter med bil vil da være en variabel som antas å ha en innvirkning på boligprisene. Dette påvises også i modell 2 i Anglevik og Øvretveit

(2018), hvor *Avsreg* utelukkes og *Prosarb60* fremgår som signifikant da det ikke lenger foreligger et problem knyttet til multikollinearitet. Anglevik og Øvretveit (2018) påpeker derimot at regionsenteret allikevel ofte besitter et større utvalg av varer, tjenester og kulturtilbud, hvor en nærhet til dette vil kunne ha en positiv påvirkning på boligprisene som ikke dekkes ved å inkludere *Prosarb60*. På bakgrunn av disse argumentene er gruppen enig i at både *Avsreg* og *Prosarb60* bør inkluderes i modellen til tross for graden av multikollinearitet. Et korrigerende tiltak for å redusere dette problemet kunne vært å innhente et større utvalg, men av logistikkmessige årsaker er ikke dette funnet gjennomførbart.

Gruppen fant det hensiktsmessig å undersøke denne regresjonsanalysen for mulig heteroskedastisitet, da forekomsten av dette bryter med en av forutsetningene som er listet i Fugleberg og Kristianslund (1995, s. 33-34). For dette formålet ble det derfor gjennomført en Breusch-Pagan-test for heteroskedastisitet (analyse 3).

Analyse 3: Breusch-Pagan-test av basemodellen.

BP = 89.311, df = 18, p-value = 1.919e-11

Da Breusch-Pagan-testen tar utgangspunkt i nullhypotesen om at det ikke foreligger heteroskedastisitet, må P-verdien fra testen ses opp mot signifikansnivået. Etersom P-verdien fra Breusch-Pagan-testen gir en P-verdi lavere enn signifikansnivået på 0,05 må man forkaste nullhypotesen, noe som indikerer at det foreligger heteroskedastisitet i denne modellen. For å korrigere for dette ble det beregnet robuste standardavvik med tilhørende t-verdier, for slik å avdekke hvorvidt forekomsten av heteroskedastisitet endrer hovedkonklusjonene for modellen. Den korrigerte modellen ved estimatoren HC_1 er presentert under, hvor alle signifikante variabler fra den opprinnelige modellen, med unntak av *Naust*, fortsatt er signifikante.

Som det kan ses av sammendraget fremstår det som tydelig at *Naust* ikke lenger er signifikant om man korrigerer for heteroskedastisitet, da variabelens t-verdi og P-verdi beregnes til henholdsvis 1,114 og 0,270 (analyse 4). Benyttes estimatoren HC_0 beregnes variabelens t-verdi og P-verdi til henholdsvis 1,911 og 0,056, noe som tilsier at denne variabelen heller ikke forblir signifikant ved en mindre streng korreksjon. Da *Naust* antas å også fange opp utelatte variabler knyttet til bl.a. strandlinje og båt plass (Anglevik & Øvretveit, 2018), vil en ekskludering av denne variabelen trolig medføre ytterligere problemer i modellen da antallet utelatte relevante variabler vil øke. Videre kan det påpekes at korreksjonen ved estimatoren HC_1 reduserer signifikansen til *Avsreg*, men med en t-verdi og P-verdi på henholdsvis -2,425 og 0,016 er variabelen fortsatt klart signifikant i den korrigerte modellen.

Analyse 4: Robuste standardavvik med tilhørende t-verdier for basemodellen ved HC.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	619134.931	455875.589	1.3581	0.175014
Avsreg	-9683.338	3992.923	-2.4251	0.015643 *
Prosarb60	60.093	6714.311	0.0089	0.992862
Avskom	-5262.911	3999.940	-1.3157	0.188839
Primaerrom	7746.612	618.118	12.5326	< 2.2e-16 ***
Garasje	290558.296	57956.865	5.0134	7.348e-07 ***
X2008	166370.850	119787.986	1.3889	0.165465
X2009	202172.136	115669.083	1.7478	0.081080 .
X2010	391340.417	133321.306	2.9353	0.003479 **
X2011	493852.654	107654.836	4.5874	5.631e-06 ***
X2012	618824.350	123451.420	5.0127	7.372e-07 ***
X2013	581877.570	112472.268	5.1735	3.285e-07 ***
X2014	819861.532	102222.302	8.0204	7.028e-15 ***
X2015	766622.004	146267.584	5.2412	2.323e-07 ***
X2016	604937.211	280026.318	2.1603	0.031207 *
X2017	402527.351	209408.485	1.9222	0.055125 .
Naust	1360611.388	1221710.716	1.1137	0.265925
Boligalder	-10973.966	1085.439	-10.1102	< 2.2e-16 ***
Utsikt	620799.674	148467.615	4.1814	3.400e-05 ***

Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Får å sikre at den benyttede basemodellen gav det beste grunnlaget når man videre skulle bygge på de øvrige variablene knyttet til eiendomsskatt, kommunale avgifter og radon, ble det gjennomført ytterligere regresjonsanalyser for å undersøke om man kunne avdekke flere signifikante variabler som kunne bidra til en høyere determinasjonskoeffisient. I denne forbindelse ble det først lagt inn boligtype, hvor variabelen ble kodet om til dummyvariablene *Leilighet*, *Rekkehus* og *Tomannsbolig* med *Enebolig* som referanse (analyse 5). Som det kan ses under medførte denne inkluderingen at modellens justerte determinasjonskoeffisient ble redusert fra 60,6 % til 60,4 %. Til tross for at dette er en marginal reduksjon er ikke denne reduksjonen ønskelig, spesielt når man videre kan konkludere med at ingen av dummyvariablene er signifikante på bakgrunn av dummyvariablenes t-verdier og P-verdier. Denne manglende signifikansen kunne vært forklart ved en mulig forekomst av multikollinearitet, men da den høyeste VIF-verdien for disse dummyvariablene er for *Leilighet* på om lag 2,09 befinner dette seg under selv den konservative grensen på 2,5. Om man allikevel ser på regresjonskoeffisientene som fremgår i modellen foreligger det en indikasjon om at boligprisen for en tomannsbolig vil ha en implisitt pris NOK 9.287,4 lavere enn en enebolig. Dette er derimot den eneste boligtypen med en lavere implisitt pris enn enebolig, som her benyttes som referanse, da både *Leilighet* og *Rekkehus* besitter positive regresjonskoeffisienter. Basert på regresjonskoeffisientene vil da *Rekkehus* være den boligtypen med høyest implisitt pris, da boligprisen for denne boligtypen beregnes som NOK 54.392,3 i modellen.

Analyse 5: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert dummyvariabler for boligtype.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	596837.2	336370.9	1.774	0.076596	.
Avsreg	-9637.3	2775.1	-3.473	0.000558	***
Prosarb60	158.7	4008.8	0.040	0.968431	
Avskom	-5131.4	4313.5	-1.190	0.234743	
Primaerrom	7776.2	626.1	12.421	< 2e-16	***
Garasje	289074.6	55982.8	5.164	3.46e-07	***
X2008	165965.5	141382.5	1.174	0.240986	
X2009	204712.5	146632.1	1.396	0.163286	
X2010	393691.6	130605.5	3.014	0.002702	**
X2011	492601.5	133041.1	3.703	0.000236	***
X2012	618930.4	124805.5	4.959	9.62e-07	***
X2013	580278.4	123345.0	4.705	3.27e-06	***
X2014	822703.1	108573.8	7.577	1.65e-13	***
X2015	766148.8	150150.2	5.103	4.72e-07	***
X2016	608863.4	194234.1	3.135	0.001818	**
X2017	405212.6	277645.4	1.459	0.145047	
Naust	1355629.9	266981.1	5.078	5.35e-07	***
Boligalder	-10907.3	927.5	-11.760	< 2e-16	***
Utsikt	628333.3	137020.9	4.586	5.69e-06	***
Leilighet	5634.2	81077.5	0.069	0.944625	
Rekkehus	54392.3	107003.2	0.508	0.611444	
Tomannsbolig	-9287.4	94529.6	-0.098	0.921773	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					
Residual standard error: 568800 on 516 degrees of freedom (63 observations deleted due to missingness)					
Multiple R-squared: 0.6198, Adjusted R-squared: 0.6044					
F-statistic: 40.06 on 21 and 516 DF, p-value: < 2.2e-16					

Når den boligspesifikke variabelen *Bruksareal* inkluderes i den foreslåtte basemodellen kan det observeres en reduksjon av den justerte determinasjonskoeffisienten på 0,02 prosentpoeng (analyse 6). Denne forsvinnende reduksjonen i seg selv er ikke et godt nok grunnlag til å utelukke denne variabelen fra modellen, men på bakgrunn av denne variabelens t-verdi og P-verdi på henholdsvis 0,600 og 0,549 fremgår ikke variabelen som signifikant. Av variabelens regresjonskoeffisient på 626,3 foreligger det også en indikasjon om at denne variabelen har begrenset økonomisk verdi, da en marginal økning vil gjenspeiles i en økning i boligpris på NOK 626,3. Det kan derimot poengteres at inkluderingen av *Bruksareal* medfører en redusert regresjonskoeffisient for *Prosarb60* til -810,7. Da gruppen både er bevisst på at denne variabelen ikke fremgår som signifikant, og at det foreligger en mulig multikollinearitet mellom denne og *Avsreg*, antas denne reduksjonen å være en følge av at regresjonskoeffisienten for denne variabelen er ustabil.

Analyse 6: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Bruksareal.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	691977.5	318742.9	2.171	0.030389 *
Avsreg	-10395.0	2843.7	-3.655	0.000283 ***
Prosarb60	-810.7	4084.5	-0.198	0.842754
Avskom	-6052.0	4346.6	-1.392	0.164410
Primaerrom	7058.2	1275.9	5.532	5.03e-08 ***
Garasje	289534.5	55899.3	5.180	3.19e-07 ***
X2008	168839.5	141090.9	1.197	0.231983
X2009	211625.7	146978.5	1.440	0.150518
X2010	393601.6	130131.3	3.025	0.002613 **
X2011	500560.0	133108.8	3.761	0.000189 ***
X2012	624173.9	124653.6	5.007	7.59e-07 ***
X2013	585686.3	123223.9	4.753	2.60e-06 ***
X2014	820364.5	108409.7	7.567	1.76e-13 ***
X2015	756884.0	151043.6	5.011	7.45e-07 ***
X2016	600788.6	193621.5	3.103	0.002021 **
X2017	413831.1	276826.7	1.495	0.135548
Naust	1376739.7	266118.9	5.173	3.29e-07 ***
Boligalder	-11154.6	881.7	-12.652	< 2e-16 ***
Utsikt	622511.9	135678.7	4.588	5.62e-06 ***
Bruksareal	626.3	1044.5	0.600	0.548984

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 568300 on 517 degrees of freedom
(64 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared: 0.62, Adjusted R-squared: 0.606
F-statistic: 44.39 on 19 and 517 DF, p-value: < 2.2e-16

Ettersom en boligs bruksareal forventes å ha innvirkning på boligprisen, forelå det en mistanke om at variabelens manglende signifikans kunne forklares ved en mulig multikollinearitet. Denne mistanken underbygges av de beregnede VIF-verdier som er presentert i analyse 7, hvor inkluderingen av *Bruksareal* medfører VIF-verdier over 8 for både *Bruksareal* og *Primaerrom*. Dette antas derfor at årsaken til at denne variabelen ikke fremgår som signifikant skyldes at variabelens påvirkning på boligpris fanges opp av en variabel som allerede inngår i modellen.

Analyse 7: VIF-verdier for basemodellen inkludert Bruksareal.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010
5.652453	5.412216	1.083605	8.098339	1.291923	1.908863	1.834856	2.248486
X2011	X2012	X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust
2.123735	2.526516	2.578148	4.456665	1.747556	1.361696	1.175250	1.086089
Boligalder	Utsikt	Bruksareal					
1.228801	1.130766	8.333757					

Gruppen ønsket videre å gjennomføre en grundigere vurdering av hvorvidt *Renovering* kunne inkluderes i modellen, da man i utgangspunktet forventer at et renovert bygg vil kunne medføre en høyere implisitt pris enn et bygg som ikke er renovert. Inkluderingen av denne variabelen medførte en reduksjon i den justerte determinasjonskoeffisienten på 0,11 prosentpoeng, og indikerer samtidig at den inkluderte variabelen ikke er signifikant (analyse 8). På bakgrunn av beregnede VIF-verdier for modellen kan det heller ikke argumenteres for at

manglende signifikans skyldes multikollinearitet, da VIF-verdien for *Renovering* på om lag 1,12 ligger under selv den konservative grensen på 2,5 (analyse 9). Én mulig forklaring på denne variabelens manglende innflytelse på denne modellen kan da være at variabelen er kodet som en dummyvariabel. Dette er derimot en mulighet gruppen ikke har tilstrekkelig informasjon til å teste for, og man har derfor ikke grunnlag til å inkludere *Renovering* i basemodellen. En annen årsak til at det ikke vil være hensiktsmessig å inkludere *Renovering* i oppgavens basemodell grunnes i at det foreligger en sterk mistanke om at variabelen påvirkes av utelatte variabler. Årsaken til dette er den sterkt negative regresjonskoeffisienten, som indikerer at en renovert bolig vil ha en pris NOK 76.763,8 lavere relativt til en urenovert bolig. Mens størrelsen på regresjonskoeffisienten dels kan forklares ved at variabelen er kodet som en dummyvariabel, vil det fortsatt settes spørsmålsteget ved hovedkonklusjonen fra denne regresjonskoeffisienten.

Analyse 8: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Renovering.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	688960.7	321126.6	2.145	0.032404	*
Avsreg	-10561.0	2811.5	-3.756	0.000193	***
Prosarb60	-1169.1	4099.7	-0.285	0.775634	
Avskom	-6174.6	4388.1	-1.407	0.160023	
Primaerrom	8050.9	531.0	15.161	< 2e-16	***
Garasje	289252.0	58020.1	4.985	8.57e-07	***
X2008	158756.8	149658.8	1.061	0.289303	
X2009	232201.4	160109.3	1.450	0.147618	
X2010	415494.8	140075.0	2.966	0.003161	**
X2011	497941.8	141318.3	3.524	0.000465	***
X2012	618148.0	133244.8	4.639	4.49e-06	***
X2013	574962.3	132084.0	4.353	1.63e-05	***
X2014	799169.8	117388.0	6.808	2.88e-11	***
X2015	776117.9	157749.9	4.920	1.18e-06	***
X2016	603942.2	199839.9	3.022	0.002640	**
X2017	415378.2	282379.4	1.471	0.141930	
Naust	1036626.5	299294.8	3.464	0.000579	***
Boligalder	-11264.7	901.9	-12.490	< 2e-16	***
Utsikt	643441.4	139780.3	4.603	5.30e-06	***
Renovering	-76763.8	96505.7	-0.795	0.426744	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					
Residual standard error: 573500 on 494 degrees of freedom (87 observations deleted due to missingness)					
Multiple R-squared: 0.6197, Adjusted R-squared: 0.6051					
F-statistic: 42.38 on 19 and 494 DF, p-value: < 2.2e-16					

Analyse 9: VIF-verdien for basemodellen inkludert Renovering.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010
5.360522	5.285811	1.090373	1.325226	1.310086	2.043450	1.853723	2.400127
X2011	X2012	X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust
2.290891	2.735610	2.811060	4.937291	1.935501	1.423023	1.200373	1.080913
Boligalder	Utsikt	Renovering					
1.163556	1.143719	1.115726					

Det ble også undersøkt om en inkludering av de strukturelle boligegenskapene, representert ved variablene *Anneks* og *Soverom*, kunne bidra til en økt

determinasjonskoeffisient. Til tross for at inkluderingen av de nye variablene medfører en økt determinasjonskoeffisient fra 60,62 % til 61,15 %, kan ingen av de nye variablene anses som signifikante (analyse 10). t-verdien og P-verdien for *Soverom* på henholdsvis -1,910 og 0,057 medførte derimot at det var ønskelig å undersøke hvorvidt det forelå problemer knyttet til multikollinearitet. Med en VIF-verdi på 2,96 ligger *Soverom* fortsatt godt under den generelle grensen på 10, men over den mer konservative grensen på 2,5 (analyse 11). Da gruppen finner det sannsynlig at multikollineariteten mellom *Soverom* og *Primaerrom* kan medføre ustabile regresjonskoeffisienter, og da inkluderingen av *Soverom* kun øker determinasjonskoeffisienten med kun 0,53 prosentpoeng, ble det ikke funnet hensiktsmessig å gå videre med denne variabelen. Antagelsen vedrørende ustabile regresjonskoeffisienter antas også å kunne ses i denne regresjonsanalysen, da modellen indikerer at forekomsten av et anneks eller en økning i antall soverom vil ha en negativ påvirkning på boligprisen.

Analyse 10: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Anneks og Soverom.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	657410.1	312218.6	2.106	0.035723 *
Avsreg	-9084.7	2776.6	-3.272	0.001140 **
Prosarb60	751.1	4027.6	0.186	0.852131
Avskom	-5664.6	4312.8	-1.313	0.189622
Primaerrom	9053.6	793.8	11.406	< 2e-16 ***
Garasje	278458.8	55726.1	4.997	8.00e-07 ***
X2008	108555.7	141353.5	0.768	0.442856
X2009	166394.9	146498.4	1.136	0.256564
X2010	348879.3	130308.6	2.677	0.007658 **
X2011	449214.3	132997.4	3.378	0.000787 ***
X2012	584577.5	125456.8	4.660	4.04e-06 ***
X2013	533449.8	123485.1	4.320	1.87e-05 ***
X2014	768420.3	109528.0	7.016	7.25e-12 ***
X2015	698925.5	150835.9	4.634	4.56e-06 ***
X2016	558920.6	192711.3	2.900	0.003888 **
X2017	379025.1	275447.1	1.376	0.169410
Naust	1303884.0	266200.3	4.898	1.30e-06 ***
Boligalder	-11024.5	836.4	-13.181	< 2e-16 ***
Utsikt	635728.2	134703.6	4.719	3.05e-06 ***
Anneks	-34294.3	148724.0	-0.231	0.817725
Soverom	-67436.5	35314.0	-1.910	0.056738 .

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 564300 on 514 degrees of freedom
 (66 observations deleted due to missingness)
 Multiple R-squared: 0.6261, Adjusted R-squared: 0.6115
 F-statistic: 43.03 on 20 and 514 DF, p-value: < 2.2e-16

Analyse 11: VIF-verdier for basemodellen inkludert Anneks og Soverom.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010
5.448501	5.325597	1.081800	3.155638	1.296639	1.942868	1.848531	2.286000
X2011	X2012	X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust
2.149785	2.555921	2.624788	4.604693	1.767310	1.368075	1.180143	1.102238
Boligalder	Utsikt	Anneks	Soverom				
1.120817	1.127816	1.078107	2.961160				

Ved inkluderingen av miljøgodene *Solforhold* og *Sjøfeste* kan det observeres en determinasjonskoeffisient lik den som fremgår i opprinnelige basemodellen, og man kan dermed trekke slutningen om at disse to variablene ikke bidrar til å øke modellens forklaringssevne (analyse 12). Man kunne i utgangspunktet anta at årsaken til disse variablenes manglende signifikans var grunnet i en nær korrelasjon med eksisterende variabler som f.eks. *Naust* og *Utsikt*, men dette kan avkrefte av de relativt lave VIF-verdiene som fremgår i analyse 13.

Analyse 12: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Solforhold og Sjøfeste.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	531226.7	318201.9	1.669	0.095630 .
Avsreg	-9127.3	2760.3	-3.307	0.001010 **
Prosarb60	472.4	3984.4	0.119	0.905676
Avskom	-5530.1	4254.5	-1.300	0.194242
Primaerrom	7658.9	524.2	14.612	< 2e-16 ***
Garasje	289469.9	55728.2	5.194	2.96e-07 ***
X2008	149600.6	141643.1	1.056	0.291378
X2009	191865.2	146394.0	1.311	0.190571
X2010	382203.2	130155.2	2.937	0.003467 **
X2011	491727.0	132594.5	3.709	0.000231 ***
X2012	617211.7	124573.8	4.955	9.83e-07 ***
X2013	576102.8	123056.0	4.682	3.64e-06 ***
X2014	816280.0	108176.0	7.546	2.04e-13 ***
X2015	777625.8	149992.7	5.184	3.11e-07 ***
X2016	610710.7	194212.1	3.145	0.001759 **
X2017	423950.7	276866.1	1.531	0.126318
Naust	1195319.8	316741.3	3.774	0.000179 ***
Boligalder	-10956.0	838.5	-13.066	< 2e-16 ***
Utsikt	535972.8	153248.4	3.497	0.000510 ***
Solforhold	180778.5	186440.9	0.970	0.332684
Sjøfeste	166835.9	178814.8	0.933	0.351250

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Residual standard error: 567200 on 518 degrees of freedom (62 observations deleted due to missingness)				
Multiple R-squared: 0.6208, Adjusted R-squared: 0.6062				
F-statistic: 42.41 on 20 and 518 DF, p-value: < 2.2e-16				

Analyse 13: VIF-verdier for basemodellen inkludert Solforhold og Sjøfeste.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010
5.356750	5.176832	1.080045	1.372732	1.293764	1.931621	1.827602	2.258669
X2011	X2012	X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust
2.116038	2.534041	2.582157	4.474122	1.793249	1.375344	1.180097	1.544499
Boligalder	Utsikt	Solforhold	Sjøfeste				
1.117965	1.453961	1.548249	1.542750				

Da det ikke har lyktes å øke den opprinnelige basemodellens determinasjonskoeffisient ved inkludering av flere variabler i datasettet, legges basemodellen slik den er presentert i analyse 1 til grunn for analysene i modell 2-4.

4.2 Modell 2 - Eiendomsskatt

I modell 2 fokuseres det på hvilken eventuell påvirkning eiendomsskatt, i form av *Eiendomsskattesats* og *Bunnfradrag*, har på boligpris. I denne forbindelse er det tatt utgangspunkt i basemodellen fra modell 1, hvor man har forsøkt å benytte variablene knyttet til eiendomsskatt til å øke modellens forklaringssevne ytterligere.

Gruppen startet med å inkludere *Eiendomsskattesats*, hvor dette resulterte i en marginal økning i den justerte determinasjonskoeffisienten med 0,01 prosentpoeng (analyse 14). I denne regresjonsanalysen tilsa derimot variabelens t-verdi og P-verdi på henholdsvis 1,053 og 0,293 at *Eiendomsskattesats* ikke hadde en signifikant påvirkning på boligpris. En mulig årsak til dette kan bl.a. skyldes relativt få kommuner med innført eiendomsskatt på boliger og fritidsboliger tidlig i perioden 2007-2017, og liten variasjon i eiendomsskattesats mellom kommunene etter 2015, hvor kommunene med eiendomsskatt samler seg mellom 2,00 ‰ og 4,25 ‰.

Til tross for at *Eiendomsskattesats* legges inn i modellen i promilleverdier, kan det ikke observeres den samme høye regresjonskoeffisienten som for de andre variablene som er kodet med verdier i denne størrelsesorden. Regresjonskoeffisienten for denne variabelen er fortsatt høyere enn for bl.a. *Avsreg*, *Avskom* og *Primaerrom*, men sett i sammenheng med hvordan variabelen er kodet antas det fortsatt at størrelsen på denne regresjonskoeffisienten illustrerer at *Eiendomsskattesats* har relativt liten, om noen, påvirkning på boligpris.

Analyse 14: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert *Eiendomsskattesats*.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	349827.2	400697.8	0.873	0.383042	
Avsreg	-7672.8	3331.5	-2.303	0.021669	*
Prosarb60	2747.2	4721.1	0.582	0.560885	
Avskom	-6099.2	4320.3	-1.412	0.158622	
Primaerrom	7799.8	512.1	15.232	< 2e-16	***
Garasje	289780.9	55718.0	5.201	2.86e-07	***
X2008	176842.3	141124.0	1.253	0.210734	
X2009	217326.8	146831.2	1.480	0.139450	
X2010	392262.9	129833.2	3.021	0.002641	**
X2011	493404.7	132537.2	3.723	0.000219	***
X2012	613031.6	124339.3	4.930	1.11e-06	***
X2013	577407.9	122962.5	4.696	3.40e-06	***
X2014	808637.6	108629.7	7.444	4.09e-13	***
X2015	799399.0	152771.0	5.233	2.43e-07	***
X2016	641507.5	195923.8	3.274	0.001130	**
X2017	419964.8	276492.0	1.519	0.129396	
Naust	1411458.1	269224.8	5.243	2.31e-07	***
Boligalder	-11148.9	854.5	-13.048	< 2e-16	***
Utsikt	636627.0	135871.1	4.686	3.57e-06	***
Eiendomsskattesats	13587.9	12909.4	1.053	0.293033	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					
Residual standard error: 567200 on 519 degrees of freedom (62 observations deleted due to missingness)					
Multiple R-squared: 0.6202, Adjusted R-squared: 0.6063					
F-statistic: 44.61 on 19 and 519 DF, p-value: < 2.2e-16					

Gruppen gjennomførte allikevel en beregning av modellens VIF-verdier for å belyse hvorvidt effektene av eiendomsskatten eventuelt ble plukket opp av en annen variabel i modellen (analyse 15). Her ble det avdekket at til tross for at *Eiendomsskattesats* ikke besatt en signifikant VIF-verdi, medførte inkluderingen av denne variabelen en økning i VIF-verdiene til både *Avsreg* og *Prosarb60*. Det forekom dermed en mulighet for at deler av eiendomsskattens påvirkning på boligpris ble fanget opp av én av disse variablene.

Analyse 15: VIF-verdier for basemodellen inkludert Eiendomsskattesats.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje
7.806102	7.270687	1.114091	1.310570	1.293723
X2008	X2009	X2010	X2011	X2012
1.918132	1.839152	2.248264	2.114918	2.525356
X2013	X2014	X2015	X2016	X2017
2.579100	4.513244	1.860922	1.400163	1.177305
Naust	Boligalder	Utsikt	Eiendomsskattesats	
1.116230	1.161239	1.143302	1.997869	

For å undersøke denne muligheten ble det gjennomført en ny regresjonsanalyse, hvor *Avsreg* ble utelatt fra modellen (analyse 16). Årsaken til at *Avsreg* ble valgt av de to variablene hvor VIF-verdien opplevde en økning, skyldes den relativt større korrelasjonen *Avsreg* har med *Eiendomsskattesats* enn *Prosarb60*. Mens *Avsreg* har en korrelasjon på om lag $-0,27$ med *Eiendomsskattesats*, forekommer det tilnærmet ingen korrelasjon mellom *Prosarb60* og *Eiendomsskattesats*. $-0,27$ er i utgangspunktet ikke en grad av korrelasjon som skulle tilsi at multikollinearitet skal være et problem, men da det her ønskes å undersøke hvorvidt deler av eiendomsskattens påvirkning på boligpris fanges opp av enten *Avsreg* eller *Prosarb60*, er *Avsreg* den mest sannsynlige kandidaten.

Av den følgende modellen kan man av t-verdien og P-verdien til *Eiendomsskattesats* på henholdsvis 2,884 og 0,004 konkludere med at denne variabelen, i fravær av *Avsreg*, er signifikant. Det er derimot viktig å merke seg reduksjonen i modellens justerte determinasjonskoeffisient, som for denne modellen reduseres fra basemodellens 60,6 % til 60,3 %. Modellen mister dermed noe av sin forklaringsevne, og dette vil derfor ikke være en ideell løsning. Funnene indikerer derimot at elementer av multikollinearitet kan spille inn i forklaringen på hvorfor *Eiendomsskattesats* ikke er signifikant når analysen gjennomføres med *Avsreg* inkludert. Det ville her være av interesse å undersøke hvorvidt en eventuell signifikans vedrørende *Eiendomsskattesats* ville kommet til syne i et større utvalg, men dette er dessverre ikke noe som har vært mulig å gjennomføre i forbindelse med denne oppgaven. Hva man derimot bør merke seg er at ved ekskluderingen av *Avsreg* fremgår *Prosarb60* som en signifikant

Analyse 16: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Eiendomsskattesats ekskludert Avsreg.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-463622.2	190013.1	-2.440	0.015022 *
Prosarb60	12778.4	1829.1	6.986	8.68e-12 ***
Avskom	-7524.4	4293.4	-1.753	0.080271 .
Primaerrom	7742.7	513.6	15.076	< 2e-16 ***
Garasje	282403.1	55855.6	5.056	5.94e-07 ***
X2008	174591.9	141703.4	1.232	0.218471
X2009	214226.0	147431.5	1.453	0.146812
X2010	380392.8	130266.7	2.920	0.003651 **
X2011	486138.1	133046.9	3.654	0.000285 ***
X2012	583843.4	124202.6	4.701	3.32e-06 ***
X2013	557290.7	123158.5	4.525	7.49e-06 ***
X2014	792172.1	108841.9	7.278	1.26e-12 ***
X2015	812199.6	153300.4	5.298	1.73e-07 ***
X2016	685688.3	195787.7	3.502	0.000501 ***
X2017	393905.6	277401.4	1.420	0.156212
Naust	1431530.5	270195.0	5.298	1.73e-07 ***
Boligalder	-11247.9	856.9	-13.126	< 2e-16 ***
Utsikt	656695.5	136151.4	4.823	1.86e-06 ***
Eiendomsskattesats	30634.4	10620.5	2.884	0.004083 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Residual standard error: 569500 on 520 degrees of freedom (62 observations deleted due to missingness)				
Multiple R-squared: 0.6164, Adjusted R-squared: 0.6031				
F-statistic: 46.41 on 18 and 520 DF, p-value: < 2.2e-16				

variabel. Dette skyldes trolig at man nå har fjernet den mulige multikollineariteten mellom *Avreg* og *Prosarb60*.

Da *Bunnfradrag* er nært knyttet til *Eiendomsskattesats* ble det ansett som mest hensiktsmessig å ta utgangspunkt i modellen hvor *Eiendomsskattesats* fremgår som signifikant, for slik å undersøke hvorvidt *Bunnfradrag* kan bygge på denne modellen (analyse 17). Av resultatet til denne regresjonsanalysen, som er presentert under, kan man av t-verdien og P-verdien på henholdsvis 0,753 og 0,452 konkludere med at *Bunnfradrag* ikke er signifikant. Variabelens manglende påvirkning på boligpris kan også ses av variabelens regresjonskoeffisient, hvor modellen beregner en implisitt pris ved en marginal økning av bunnfradrag på mindre enn én krone. I tillegg kan man av den justerte determinasjonskoeffisienten se at inkluderingen av denne variabelen tilsynelatende reduserer modellens forklaringsevne med om lag 0,04 prosentpoeng. Årsaken til *Bunnfradrag* sin manglende signifikans kan skyldes at relativt få kommuner som inngår i denne oppgaven opererer med dette. I tillegg opereres det ikke med bunnfradrag i mer enn 2-3 år i perioden i tre av de fire kommunene som opererer med bunnfradrag i den aktuelle tidsperioden. Den eneste kommunen i denne oppgaven som avviker fra dette er Sveio Kommune som opererer med et bunnfradrag på NOK 100.000 fra 2012 til 2017.

Analyse 17: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Eiendomsskattesats og Bunnfradrag ekskludert Avsreg.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-4.570e+05	1.903e+05	-2.401	0.016686 *
Prosarb60	1.270e+04	1.833e+03	6.932	1.23e-11 ***
Avskom	-7.863e+03	4.319e+03	-1.821	0.069228 .
Primaerrom	7.756e+03	5.141e+02	15.086	< 2e-16 ***
Garasje	2.822e+05	5.588e+04	5.051	6.10e-07 ***
X2008	1.755e+05	1.418e+05	1.238	0.216258
X2009	2.149e+05	1.475e+05	1.457	0.145693
X2010	3.762e+05	1.304e+05	2.884	0.004088 **
X2011	4.850e+05	1.331e+05	3.643	0.000296 ***
X2012	5.835e+05	1.243e+05	4.696	3.40e-06 ***
X2013	5.549e+05	1.233e+05	4.502	8.31e-06 ***
X2014	7.921e+05	1.089e+05	7.275	1.29e-12 ***
X2015	7.615e+05	1.675e+05	4.547	6.79e-06 ***
X2016	6.040e+05	2.239e+05	2.698	0.007212 **
X2017	3.401e+05	2.866e+05	1.187	0.235883
Naust	1.435e+06	2.703e+05	5.307	1.66e-07 ***
Boligalder	-1.127e+04	8.576e+02	-13.137	< 2e-16 ***
Utsikt	6.550e+05	1.362e+05	4.808	2.00e-06 ***
Eiendomsskattesats	3.072e+04	1.063e+04	2.891	0.003998 **
Bunnfradrag	1.416e-01	1.882e-01	0.753	0.452011

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Residual standard error: 569700 on 519 degrees of freedom (62 observations deleted due to missingness)				
Multiple R-squared: 0.6168, Adjusted R-squared: 0.6027				
F-statistic: 43.96 on 19 and 519 DF, p-value: < 2.2e-16				

4.3 Modell 3 - Kommunale avgifter

I forbindelse med modell 3 er det tatt sikte på å undersøke muligheten for å benytte informasjonen vedrørende kommunale avgifter for å bygge på basemodellen. Gruppen har her først inkludert hver kommunal avgift enkeltvis for å avdekke hvorvidt den enkelte kommunale avgift kan bidra til å øke modellens forklaringssevne, før samtlige kommunale avgifter inkluderes i slutten av dette kapittelet for slik å se om det helhetlige kommunale avgiftsnivået har en signifikant påvirkning på boligpris.

Den første kommunale avgiften som inkluderes i basemodellen er den kommunale avgiften knyttet til vann (analyse 18). Som nevnt tidligere er det her tatt utgangspunkt i en beregnet totalkostnad, hvor man har antatt et konservativt gjennomsnittlig forbruk på 150 m³. Av variabelens t-verdi kan man se at t-verdien ligger relativt langt under 1,96 standardavvik fra 0, hvor P-verdien også indikerer at det foreligger en sannsynlighet høyere enn 0,05 for å begå en type I feil. På bakgrunn av dette kan man derfor ikke forkaste nullhypotesen om at regresjonskoeffisienten er lik 0, og man må konkludere med at *Vann* ikke er signifikant. Ser man allikevel på variabelens regresjonskoeffisient fremgår det også at en marginal økning i kostnader knyttet til kommunale avgifter knyttet til vann har en tilsynelatende lav implisitt pris.

Analyse 18: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Vann.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	617242.19	312385.57	1.976	0.048699 *
Avsreg	-10204.80	3188.50	-3.201	0.001456 **
Prosarb60	-370.92	4262.20	-0.087	0.930686
Avskom	-4472.09	4477.82	-0.999	0.318399
Primaerrom	7646.64	518.84	14.738	< 2e-16 ***
Garasje	302071.08	56321.72	5.363	1.24e-07 ***
X2008	162947.78	141130.14	1.155	0.248792
X2009	191421.81	150055.41	1.276	0.202645
X2010	385446.60	131781.25	2.925	0.003597 **
X2011	487531.71	134368.03	3.628	0.000314 ***
X2012	592900.12	130136.29	4.556	6.51e-06 ***
X2013	567172.44	132099.67	4.294	2.10e-05 ***
X2014	804345.48	120025.11	6.701	5.42e-11 ***
X2015	742180.33	167979.67	4.418	1.21e-05 ***
X2016	577471.98	212127.95	2.722	0.006703 **
X2017	381490.21	285557.37	1.336	0.182155
Naust	1360809.83	265875.98	5.118	4.36e-07 ***
Boligalder	-10825.43	846.29	-12.792	< 2e-16 ***
Utsikt	608739.68	136169.92	4.470	9.60e-06 ***
Vann	24.53	94.54	0.259	0.795378

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Residual standard error: 568000 on 516 degrees of freedom (65 observations deleted due to missingness)				
Multiple R-squared: 0.6186, Adjusted R-squared: 0.6045				
F-statistic: 44.04 on 19 and 516 DF, p-value: < 2.2e-16				

Som tidligere nevnt inkluderes de kommunale avgiftene knyttet til avløp i regresjonsanalysen på samme måte som de kommunale avgiftene knyttet til vann, hvor det antas et konservativt gjennomsnittlig forbruk på 150 m³ (analyse 19). I motsetning til regresjonsanalysen hvor man inkluderte kommunale avgifter knyttet til vann, kan man for denne analysen se en svak økning i modellens forklaringssevne representert ved en justert determinasjonskoeffisient på 60,68 %. Av variabelens t-verdi og P-verdi må det derimot konkluderes med at *Avløp* ikke er signifikant, da disse verdiene er henholdsvis 1,336 og 0,182. Som for *Vann* indikerer også modellen hvor *Avløp* er inkludert en lav implisitt pris knyttet til en marginal økning i kostnader forbundet med kommunale avgifter knyttet til avløp. På bakgrunn av dette ble det gjennomført en beregning av VIF-verdiene denne modellen for slik å kunne avdekke eventuelle problemstillinger knyttet til multikollinearitet (analyse 20). Av disse beregningene kan man se en VIF-verdi for avløp på om lag 4,11, som gitt den generelle grensen på 10 ikke indikerer problemer knyttet til multikollinearitet. Det er derimot verdt å merke seg at denne VIF-verdien ligger over den mer konservative grensen på 2,5, noe som indikerer at dette er en potensiell mulighet man må være klar over.

Et annet spørsmål knyttet til regresjonskoeffisienten for *Avløp* er forbundet med dens positive regresjonskoeffisient som tilsier at en høyere kommunal avgift knyttet til avløp medfører høyere boligpriser. Med hvilken tyngde man skal vektlegge regresjonskoeffisienten til denne variabelen da t-verdien og P-verdien konstaterer at denne variabelen ikke er signifikant er

selvfølgelig noe man skal være seg bevisst, men forekomsten av en positiv regresjonskoeffisient indikerer uansett at man for dette datasettet bør være klar over at det foreligger en sannsynlighet for at en utelatt variabel medfører en misvisende regresjonskoeffisient for *Avløp*.

Analyse 19: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Avløp.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	583431.68	309329.42	1.886	0.059837 .
Avsreg	-10696.87	2831.27	-3.778	0.000176 ***
Prosarb60	-2134.61	4295.15	-0.497	0.619413
Avskom	-5189.25	4244.23	-1.223	0.222013
Primaerrom	7714.75	509.79	15.133	< 2e-16 ***
Garasje	291168.90	55678.71	5.229	2.47e-07 ***
X2008	156234.42	140885.61	1.109	0.267967
X2009	177710.21	147171.49	1.208	0.227788
X2010	345077.22	134285.58	2.570	0.010456 *
X2011	430007.18	140804.59	3.054	0.002375 **
X2012	519370.07	144738.95	3.588	0.000364 ***
X2013	453257.25	156035.22	2.905	0.003831 **
X2014	675301.46	152889.02	4.417	1.22e-05 ***
X2015	604935.13	192304.84	3.146	0.001752 **
X2016	433483.83	231503.24	1.872	0.061703 .
X2017	204143.64	313233.68	0.652	0.514864
Naust	1370076.89	264777.72	5.174	3.27e-07 ***
Boligalder	-10977.14	837.60	-13.105	< 2e-16 ***
Utsikt	621516.08	134949.66	4.606	5.18e-06 ***
Avløp	119.39	89.35	1.336	0.182051

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 566800 on 519 degrees of freedom
 (62 observations deleted due to missingness)
 Multiple R-squared: 0.6207, Adjusted R-squared: 0.6068
 F-statistic: 44.71 on 19 and 519 DF, p-value: < 2.2e-16

Analyse 20: VIF-verdier for basemodellen inkludert Avløp.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010
5.645140	6.025749	1.076590	1.300654	1.293582	1.914149	1.850093	2.408240
X2011	X2012	X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust
2.390107	3.426431	4.158467	8.951784	2.952515	1.957420	1.512955	1.081066
Boligalder	Utsikt	Avløp					
1.117309	1.129317	4.107928					

Ved inkluderingen av kommunale avgifter knyttet til feiing kan det observeres en økning i modellens determinasjonskoeffisient fra 60,62 % til 60,74 % (analyse 21). Det kan derimot heller ikke for denne kommunale avgiften avdekkes en signifikans, da t-verdien og P-verdien for variabelen beregnes til henholdsvis -1,574 og 0,116. Den manglende signifikansen kan derimot skyldes forekomsten av multikollinearitet, da den beregnede VIF-verdien for denne variabelen er beregnet til om lag 3,00 (analyse 22). Den konservative grensen på 2,5 indikerer da at det foreligger en mulighet for at modellen preges av multikollinearitet, som ofte kan forebygges ved et økt antall observasjoner. Sannsynligheten for en utelatt variabel, som ble diskutert i forbindelse med modellen hvor *Avløp* var inkludert, er derimot ikke like fremtredende her. Det negative fortegnet for regresjonskoeffisienten til *Feiing* tilsier at forholdet som beskrives reduserer

boligprisene og de kommunale avgiftene knyttet til feiing stiger. Som for regresjonsanalysene med *Vann* og *Avløp* kan det derimot fortsatt identifiseres en relativt lav regresjonskoeffisient for den kommunale avgiften. Dette indikerer at for hver krone avgiften økes reduseres boligprisen med NOK 609,2.

Analyse 21: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Feiing.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	566045.5	309811.3	1.827	0.068264 .
Avsreg	-8569.4	2816.4	-3.043	0.002463 **
Prosarb60	1585.2	4082.8	0.388	0.697983
Avskom	-5623.1	4247.2	-1.324	0.186105
Primaerrom	7800.5	510.0	15.294	< 2e-16 ***
Garasje	288867.7	55650.3	5.191	3.01e-07 ***
X2008	218061.7	144374.2	1.510	0.131552
X2009	275692.3	153227.5	1.799	0.072562 .
X2010	476744.0	140559.1	3.392	0.000747 ***
X2011	579259.2	143056.7	4.049	5.92e-05 ***
X2012	755282.5	151355.6	4.990	8.25e-07 ***
X2013	752255.6	163657.5	4.597	5.40e-06 ***
X2014	975566.4	146443.4	6.662	6.92e-11 ***
X2015	969953.6	197496.9	4.911	1.21e-06 ***
X2016	804498.8	230570.0	3.489	0.000526 ***
X2017	620233.0	308401.8	2.011	0.044829 *
Naust	1390266.7	265178.0	5.243	2.31e-07 ***
Boligalder	-11019.4	837.5	-13.157	< 2e-16 ***
Utsikt	631095.1	135017.8	4.674	3.77e-06 ***
Feiing	-609.2	387.1	-1.574	0.116169

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Residual standard error: 566400 on 519 degrees of freedom (62 observations deleted due to missingness)				
Multiple R-squared: 0.6212, Adjusted R-squared: 0.6074				
F-statistic: 44.8 on 19 and 519 DF, p-value: < 2.2e-16				

Analyse 22: VIF-verdier for basemodellen inkludert Feiing.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010
5.593305	5.451819	1.079543	1.303674	1.293978	2.012785	2.008148	2.642012
X2011	X2012	X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust
2.470449	3.751835	4.580742	8.223802	3.118229	1.944246	1.468584	1.085775
Boligalder	Utsikt	Feiing					
1.118630	1.131957	3.001955					

Ved inkluderingen av de kommunale avgiftene knyttet til avfall kan man identifisere den første kommunale avgiften som kan anses som signifikant. Det fremgår av regresjonsanalysen, som er presentert i analyse 23, at variabelens t-verdi ligger 2,913 standardavvik fra 0, mens P-verdien konstaterer at det foreligger en sannsynlighet på 0,004 for å begå en type I feil. Det bør derimot bemerkes at man på bakgrunn av denne regresjonsanalysens resultat bør anta at boligprisene øker med NOK 395,3 om husholdningene i den aktuelle kommunen må betale én krone mer for avfallshåndteringen. Inkluderingen av *Avfall* bidrar uansett til å øke den justerte determinasjonskoeffisienten til 61,18 %.

Analyse 23: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert Avfall.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	146814.2	346492.7	0.424	0.671949	
Avsreg	-13034.2	2944.4	-4.427	1.17e-05	***
Prosarb60	-2813.4	4065.0	-0.692	0.489179	
Avskom	-586.6	4512.1	-0.130	0.896620	
Primaerrom	7785.9	506.2	15.382	< 2e-16	***
Garasje	302277.1	55468.2	5.450	7.82e-08	***
X2008	129998.4	140341.7	0.926	0.354721	
X2009	35602.3	155960.0	0.228	0.819520	
X2010	220334.3	141657.0	1.555	0.120459	
X2011	299421.7	147565.9	2.029	0.042961	*
X2012	422440.2	140568.8	3.005	0.002782	**
X2013	405745.9	136186.6	2.979	0.003024	**
X2014	614552.9	128417.9	4.786	2.23e-06	***
X2015	567276.6	163523.5	3.469	0.000566	***
X2016	462470.2	197613.7	2.340	0.019648	*
X2017	251956.8	278890.8	0.903	0.366720	
Naust	1290834.1	264085.5	4.888	1.36e-06	***
Boligalder	-11063.1	832.8	-13.284	< 2e-16	***
Utsikt	583128.4	134711.1	4.329	1.80e-05	***
Avfall	395.2	135.7	2.913	0.003736	**

Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.'	0.1 ' ' 1
Residual standard error:	563200 on 519 degrees of freedom (62 observations deleted due to missingness)				
Multiple R-squared:	0.6255, Adjusted R-squared: 0.6118				
F-statistic:	45.63 on 19 and 519 DF, p-value: < 2.2e-16				

Som for de andre variablene ble det også her gjennomført beregninger av modellens VIF-verdier (analyse 24). Det foreligger derimot ikke en VIF-verdi for *Avfall* som skulle tilsi at det forekommer noen eventuelle problemer for denne variabelen knyttet til multikollinearitet. Videre ble det også gjennomført en Breusch-Pagan-test for å avdekke hvorvidt denne modellen var homoskedastisk (analyse 25). Da P-verdien for denne testen er langt lavere enn signifikansnivået på 0,05 må man dermed forkaste nullhypotesen, og man må konkludere med at modellen er heteroskedastisk.

Analyse 24: VIF-verdier for basemodellen inkludert Avfall.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010	X2011	X2012
6.183923	5.466593	1.232427	1.298731	1.300336	1.923830	2.104378	2.714363	2.658927	3.273406
X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust	Boligalder	Utsikt	Avfall	
3.208542	6.396751	2.162336	1.444624	1.214811	1.089254	1.118811	1.139804	2.149599	

Analyse 25: Breusch-Pagan-test av basemodellen inkludert Avfall

BP = 91.663, df = 19, p-value = 1.681e-11

For å kunne korrigere for modellens heteroskedastisitet ble det beregnet robuste standardavvik med tilhørende t-verdier (analyse 26). Det ble her tidlig avdekket at *Naust* ikke lenger er signifikant allerede ved estimatoren HC₀. Ved denne estimatoren er derimot *Avfall*

fortsatt signifikant, men hvor regresjonskoeffisientens fortegn fortsatt medfører at det foreligger en mistanke om en utelatt variabel.

Analyse 26: Robuste standardavvik med tilhørende t-verdier for basemodellen inkludert Avfall ved HC.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	146814.21	333037.37	0.4408	0.6595167	
Avsreg	-13034.21	3572.07	-3.6489	0.0002900 ***	
Prosarb60	-2813.39	5251.54	-0.5357	0.5923774	
Avskom	-586.55	3950.59	-0.1485	0.8820275	
Primaerrom	7785.91	567.73	13.7141	< 2.2e-16 ***	
Garasje	302277.14	50914.65	5.9369	5.318e-09 ***	
X2008	129998.39	117381.38	1.1075	0.2685963	
X2009	35602.30	121878.60	0.2921	0.7703171	
X2010	220334.32	126397.80	1.7432	0.0818941 .	
X2011	299421.74	122767.14	2.4389	0.0150645 *	
X2012	422440.18	137862.58	3.0642	0.0022959 **	
X2013	405745.86	131276.88	3.0908	0.0021036 **	
X2014	614552.88	118078.46	5.2046	2.805e-07 ***	
X2015	567276.61	149989.46	3.7821	0.0001736 ***	
X2016	462470.22	249155.44	1.8562	0.0639985 .	
X2017	251956.82	166731.86	1.5111	0.1313589	
Naust	1290834.14	718640.58	1.7962	0.0730415 .	
Boligalder	-11063.12	934.74	-11.8356	< 2.2e-16 ***	
Utsikt	583128.39	141058.16	4.1340	4.157e-05 ***	
Avfall	395.23	135.09	2.9256	0.0035882 **	

Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.'	0.1 ' ' 1

Når man inkluderer samtlige kommunale avgifter i basemodellen kan det observeres at signifikansen til *Avfall* reduseres, men med en t-verdi og P-verdi på henholdsvis 2,496 og 0,013 er derimot denne variabelen fortsatt klart signifikant (analyse 27). Hva som muligens er minst like interessant er at t-verdien og P-verdien for *Feiing* endres til -1,893 og 0,059. Til tross for at disse verdiene fortsatt tilsier at *Feiing* ikke er signifikant, er denne informasjonen av interesse spesielt i lys av at denne variabelens manglende signifikans kan skyldes multikollinearitet. Ser man videre på regresjonsmodellens justerte determinasjonskoeffisient kan man se en økning fra basemodellens 60,62 % til 61,18 %. Dette er derimot ikke en økning utover hva man kunne observere når kun *Avfall* ble inkludert.

Endringen som kan observeres for t-verdien og P-verdien til *Feiing* i forbindelse med denne modellen gjør det aktuelt å undersøke for eventuelle problemer knyttet til multikollinearitet. Av de beregnede VIF-verdier som er presentert nedenfor besitter både *Vann*, *Avløp* og *Feiing* VIF-verdier over den konservative grensen, mens *Avfall* besitter en VIF-verdi marginalt under grensen (analyse 28). Tolkningen av denne modellen vil dermed avhenge av hvorvidt man ønsker å operere etter den generelle eller konservative grensen for når multikollinearitet fremgår som et problem. De relativt høye verdiene som fremgår av denne beregningen indikerer uansett at dette er noe man bør være bevisst på.

Analyse 27: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert variabler for kommunale avgifter.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	107110.24	348263.17	0.308	0.758545	
Avsreg	-11936.05	3259.66	-3.662	0.000276	***
Prosarb60	-2159.94	4461.12	-0.484	0.628472	
Avskom	-1098.43	4639.62	-0.237	0.812946	
Primaerrom	7749.52	515.51	15.033	< 2e-16	***
Garasje	312106.89	55942.48	5.579	3.92e-08	***
X2008	190965.84	144297.42	1.323	0.186286	
X2009	128645.30	163007.15	0.789	0.430359	
X2010	310384.94	152462.21	2.036	0.042282	*
X2011	375650.88	159230.00	2.359	0.018690	*
X2012	518025.14	169232.18	3.061	0.002321	**
X2013	542518.50	184173.49	2.946	0.003369	**
X2014	722264.59	177485.91	4.069	5.46e-05	***
X2015	725126.61	223682.61	3.242	0.001265	**
X2016	605476.29	254873.99	2.376	0.017887	*
X2017	395671.04	330468.01	1.197	0.231741	
Naust	1352824.75	265527.84	5.095	4.91e-07	***
Boligalder	-10989.31	839.95	-13.083	< 2e-16	***
Utsikt	586065.54	135711.60	4.318	1.89e-05	***
Vann	-22.60	102.24	-0.221	0.825173	
Avløp	99.57	95.34	1.044	0.296826	
Feiing	-793.90	419.35	-1.893	0.058896	.
Avfall	366.04	146.63	2.496	0.012861	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					
Residual standard error: 562700 on 513 degrees of freedom (65 observations deleted due to missingness)					
Multiple R-squared: 0.6278, Adjusted R-squared: 0.6118					
F-statistic: 39.33 on 22 and 513 DF, p-value: < 2.2e-16					

Analyse 28: VIF-verdier for basemodellen inkludert variabler for kommunale avgifter.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010
7.541731	6.578839	1.296760	1.339442	1.316909	2.036232	2.301693	3.147454
X2011	X2012	X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust
3.099233	4.535481	5.872898	12.200725	4.051111	2.406533	1.708251	1.102841
Boligalder	Utsikt	Vann	Avløp	Feiing	Avfall		
1.131660	1.146362	2.705791	4.730747	3.493867	2.494968		

For utenom multikollinearitet var det også ønskelig å teste for hvorvidt modellen var heteroskedastisk. Som for tidligere analyser ble det også her gjennomført en Breusch-Pagan-test, hvor man kan observere en P-verdi langt lavere enn signifikansnivået på 0,05 (analyse 29). Det ble derfor beregnet robuste standardavvik med tilhørende t-verdier for å korrigere for dette. Ved estimatoren HC_0 opprettholder man fortsatt signifikansen til tilnærmet alle variabler med unntak av tidsvariablene (analyse 30). *Naust* er her den eneste variabelen som ikke lenger vil være signifikant, da t-verdien og P-verdien er henholdsvis like under og over standardavviket på 1,96 og signifikansnivået på 0,05. *Feiing* fremgår derimot som signifikant ved denne estimatoren, hvor denne variabelens t-verdi og P-verdi nå ligger på henholdsvis -1,980 og 0,050. Man skal derimot utvise forsiktighet i forbindelse med å trekke for mange slutninger fra dette, da dette potensielt kan skyldes at *Feiing* fanger opp påvirkninger som ikke utgår av denne variabelen.

Analyse 29: Breusch-Pagan-test av basemodellen inkludert variabler for kommunale avgifter.

BP = 98.564, df = 22, p-value = 1.148e-11

Analyse 30: Robuste standardavvik med tilhørende t-verdier for basemodellen inkludert variabler for kommunale avgifter ved HC.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	107110.242	352088.571	0.3042	0.761088	
Avsreg	-11936.046	3895.589	-3.0640	0.002299 **	
Prosarb60	-2159.941	6045.907	-0.3573	0.721046	
Avskom	-1098.427	3919.533	-0.2802	0.779403	
Primaerrom	7749.522	582.698	13.2994	< 2.2e-16 ***	
Garasje	312106.887	50911.654	6.1304	1.750e-09 ***	
X2008	190965.839	128428.945	1.4869	0.137646	
X2009	128645.304	133470.848	0.9638	0.335577	
X2010	310384.938	140682.026	2.2063	0.027806 *	
X2011	375650.880	143340.060	2.6207	0.009035 **	
X2012	518025.142	181655.927	2.8517	0.004524 **	
X2013	542518.499	181910.742	2.9823	0.002997 **	
X2014	722264.594	179865.030	4.0156	6.816e-05 ***	
X2015	725126.611	220435.346	3.2895	0.001073 **	
X2016	605476.286	293117.182	2.0656	0.039364 *	
X2017	395671.039	240051.819	1.6483	0.099909 .	
Naust	1352824.749	724642.471	1.8669	0.062488 .	
Boligalder	-10989.306	946.300	-11.6129	< 2.2e-16 ***	
Utsikt	586065.538	141275.236	4.1484	3.919e-05 ***	
Vann	-22.596	110.986	-0.2036	0.838752	
Avløp	99.570	95.351	1.0442	0.296865	
Feiing	-793.905	400.985	-1.9799	0.048250 *	
Avfall	366.043	153.402	2.3862	0.017387 *	

Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.'	0.1 ' ' 1

4.4 Modell 4 - Radon

I forbindelse med modell 4 er det blitt fokusert på hvordan radonaktomsnivåene kan bidra til å forsterke basemodellens forklaringssevne. Som tidligere nevnt er variabelen for radonaktomsomhet kodet som dummyvariablene $X0$ (usikker aktsomhet) og $X2$ (høy aktsomhet), mens kategorien moderat til lav aktsomhet benyttes som referanse.

Til tross for at inkluderingen av disse to dummyvariablene øker modellens justerte determinasjonskoeffisient til 60,83 %, fremgår ingen av de to dummyvariablene som signifikante (analyse 31). Da dette tidligere er kunnet blitt forklart ved multikollinearitet ble det beregnet VIF-verdier for modellen. Av denne beregningen ble det avdekket verdiene 1,158 og 1,085 for henholdsvis $X0$ og $X2$. Da dette også ligger under den konservative grensen på 2,5 er det ikke grunnlag for å mistenke multikollinearitet. Alternative forklaringer på dummyvariablenes manglende signifikans kan også være (i) et relativt høyt antall boligobservasjoner med usikker aktsomhet i Karmøy Kommune, samt (ii) et signifikant lavt antall boligobservasjoner med høy aktsomhet.

Analyse 31: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert dummyvariabler for radonaktomhet.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	673927.2	316188.9	2.131	0.033526 *
Avsreg	-10152.2	2774.9	-3.659	0.000280 ***
Prosarb60	-422.6	4049.3	-0.104	0.916930
Avskom	-6573.5	4284.6	-1.534	0.125589
Primaerrom	7759.7	509.2	15.240	< 2e-16 ***
Garasje	294649.2	55638.2	5.296	1.75e-07 ***
X2008	185486.2	140874.3	1.317	0.188529
X2009	209007.5	145969.2	1.432	0.152787
X2010	404754.4	130178.3	3.109	0.001979 **
X2011	480872.0	132598.8	3.627	0.000316 ***
X2012	611073.8	124135.5	4.923	1.15e-06 ***
X2013	574498.0	122964.8	4.672	3.81e-06 ***
X2014	828989.2	108434.5	7.645	1.02e-13 ***
X2015	775025.8	149246.4	5.193	2.98e-07 ***
X2016	620350.2	193533.4	3.205	0.001432 **
X2017	377095.3	276157.5	1.366	0.172686
Naust	1341924.1	265233.8	5.059	5.85e-07 ***
Boligalder	-10841.3	838.4	-12.931	< 2e-16 ***
Utsikt	619608.0	134707.9	4.600	5.33e-06 ***
X0	-63025.1	53827.5	-1.171	0.242188
X2	180997.3	114403.4	1.582	0.114238

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 565800 on 518 degrees of freedom
(62 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared: 0.6228, Adjusted R-squared: 0.6083
F-statistic: 42.77 on 20 and 518 DF, p-value: < 2.2e-16

Analyse 32: VIF-verdier for basemodellen inkludert dummyvariabler for radonaktomhet.

Avsreg	Prosarb60	Avskom	Primaerrom	Garasje	X2008	X2009	X2010	X2011	X2012
5.442254	5.375050	1.101146	1.302115	1.296392	1.920790	1.826597	2.271391	2.127338	2.529514
X2013	X2014	X2015	X2016	X2017	Naust	Boligalder	Utsikt	X0	X2
2.591932	4.519248	1.784814	1.372952	1.180257	1.088731	1.123479	1.129359	1.158298	1.085447

Et annet aspekt av regresjonsanalysen som er av interesse er fortegnene til regresjonskoeffisientene til $X0$ og $X2$. Mens man kan argumentere for at manglende informasjon vedrørende forekomster av en helseskadelig gass kan medføre en redusert boligpris, fremgår det som langt mer usannsynlig at boligkjøpere er villige til å betale mer for å bo i et område hvor man vet man er spesielt utsatt. På bakgrunn av dette fremstår det som svært sannsynlig at disse dummyvariablene påvirkes av en utelatt variabel, som medfører disse noe mistenkelige slutningene.

Det ble videre forsøkt å gjennomføre en regresjonsanalyse hvor kun $X2$ ble inkludert (analyse 33). Dette medførte derimot en videre reduksjon i modellens determinasjonskoeffisient til 58,42 %, hvor $X2$ fortsatt ikke fremgår som signifikant, da variabelens t-verdi og P-verdi ble beregnet til henholdsvis 1,366 og 0,172. Til tross for at den implisitte prisen for en høy radonaktomhet reduseres fra NOK 180.997,3 til NOK 158.558,6, vurderes fortsatt slutningen om at boligprisen øker ved en høyere sannsynlighet for forekomster av en helsefarlig som lite troverdig.

Analyse 33: Regresjonsanalyse av basemodellen inkludert dummyvariabelen for høy radonaktisitet.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	972396.7	321787.6	3.022	0.002636	**
Avsreg	-12732.2	2874.8	-4.429	1.16e-05	***
Prosarb60	-2696.9	4167.7	-0.647	0.517848	.
Avskom	-8367.1	4450.5	-1.880	0.060664	.
Bruksareal	5890.1	429.4	13.718	< 2e-16	***
Garasje	330462.1	56784.0	5.820	1.03e-08	***
X2008	145439.4	144617.4	1.006	0.315036	.
X2009	261368.3	150407.0	1.738	0.082850	.
X2010	398646.9	133433.1	2.988	0.002945	**
X2011	512557.3	136780.7	3.747	0.000199	***
X2012	629816.2	127090.1	4.956	9.77e-07	***
X2013	577456.9	126614.6	4.561	6.37e-06	***
X2014	820327.5	111172.0	7.379	6.37e-13	***
X2015	754918.5	154887.8	4.874	1.46e-06	***
X2016	499767.5	197838.0	2.526	0.011828	*
X2017	377719.9	284630.0	1.327	0.185074	.
Naust	1529413.8	271571.2	5.632	2.93e-08	***
Boligalder	-12145.6	881.6	-13.777	< 2e-16	***
Utsikt	692194.7	138506.0	4.998	7.95e-07	***
X2	158558.6	116033.2	1.366	0.172376	.

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 582700 on 519 degrees of freedom
(62 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared: 0.5989, Adjusted R-squared: 0.5842
F-statistic: 40.79 on 19 and 519 DF, p-value: < 2.2e-16

5 Diskusjon

På bakgrunn av tallene fra Statistisk Sentralbyrå (2019b), hvor det tydelig fremgår at det kan identifiseres en forskjell i pris for de ulike boligtypene, er resultatene fra analyse 5 overraskende. Det foreligger derimot mange mulige årsaker til hvorfor regresjonsanalysen i denne oppgaven ikke klarer å identifisere de samme trekkene som i tallene fra Statistisk Sentralbyrå (2019b). Til tross for at den mest nærliggende forklaringen knytter seg til størrelsen på datasettet, hvor utvalget i denne oppgaven muligens ikke er tilstrekkelig for å kunne identifisere boligtypens signifikans på boligpris, foreligger det derimot også en mulighet for at boligobservasjonene er for skjevt fordelt mellom de ulike boligtypene som er representert. Boligobservasjonene består her av 327 eneboliger, 166 leiligheter, 46 rekkehus og 61 tomannsboliger, som tilsier at eneboliger utgjør 54,5 % av boligobservasjonene. Dette medfører at for over halvparten av boligobservasjonene i analysen vil verdien for samtlige av de inkluderte dummyvariablene være lik 0. Det kan tenkes at det i fremtidige studier vil være hensiktsmessig å gjennomføre isolerte studier, hvor man utelukkende inkluderer data for én boligtype, for slik å unngå eventuelle problemstillinger knyttet til forskjeller i «prisklasser». Dette var derimot ikke aktuelt å gjennomføre for denne studien, da størrelsen på det benyttede datasettet ville halvert utvalget til en størrelse som trolig ikke ville være representativt for regionen.

Da Basu og Thibodeau (1998) identifiserer boligareal som en av de viktigste påvirkningene på boligpris, ble det vurdert som en mulighet at *Bruksareal* ville kunne bidra til å øke basemodellens forklaringsevne. Gruppen var derimot bevisste på at det forelå en fare for at korrelasjonen mellom denne variabelen og *Primaerrom* kunne medføre forekomsten av multikollinearitet, men da Wilhelmsson (2002) gjennomførte en analyse hvor både «*Living area*», «*Other area*» og «*Lot size*» ble inkludert, var det ønskelig å se resultatene av en regresjonsanalyse hvor både *Primaerrom* og *Bruksareal* var inkludert. Som det fremgår av analyse 7 kan man derimot identifisere en reell mulighet for multikollinearitet i regresjonsanalysen i denne oppgaven. Årsaken til at multikollinearitet foreligger som et problem i denne analysen, og ikke i Wilhelmsson (2002), kan med stor grad av sikkerhet ilegges korrelasjonen på om lag 0,93 mellom de to variablene i dette datasettet, mens den høyeste korrelasjonen mellom variablene i Wilhelmsson (2002) er mellom «*Living area*» og «*Lot size*» på 0,30. Da det ikke anses som hensiktsmessig å inkludere både *Primaerrom* og *Bruksareal* i modellen, ettersom dette ville medført ustabile regresjonskoeffisienter uten at modellens forklaringsevne ble økt, ble det besluttet å utelate *Bruksareal*. For utenom at en basemodell hvor kun *Bruksareal* var inkludert reduserte modellens regresjonskoeffisient til 58,36 %, vil man også med dette gå for variabelen

som i Wilhelmsson (2002) medfører en økning i boligpris på om lag 0,513 % ved en økning i variablene på 1 %.

Ettersom Basu og Thibodeau (1998) påpeker at boligens alder, sammen med boligareal, er viktige påvirkninger knyttet til boligpris, var gruppen relativt optimistiske vedrørende å finne en signifikans i forbindelse med *Boligalder*. Variabelens signifikans, som fremgår i analyse 1, er dermed i tråd med denne forventningen, mens variabelens negative regresjonskoeffisient samsvarer godt med resultatene i analysen i Wilhelmsson (2002). Som tidligere nevnt var det ønsket å undersøke hvorvidt variabelen *Renovering* kunne supplere *Boligalder*, da negative aspekter ved en aldrende bolig ville kunne bli redusert. Til tross for at denne variabelen ikke fremgår som signifikant i analysene gjennomført i denne oppgaven, foreligger det en mulighet for at man kan komme frem til andre resultater om variabelen legges inn på en annen måte. Ved at denne variabelen kun er lagt inn som en dummyvariabel i dette datasettet, åpnes det for store variasjoner i de renoverte boligene, og viktige sammenhenger kan gå usett. I fremtidig forskning vil det da trolig være hensiktsmessig å benytte mer detaljerte data i forbindelse med denne variabelen, hvor man bl.a. tar høyde for kvaliteten på renoveringen, samt når den ble gjennomført.

Funnene i studier som Basu og Thibodeau (1998), hvor størrelsen på garasje beregnes som signifikant, og Hui et al. (2007), hvor antall etasjer over bakkenivå beregnes som signifikant, medførte at det ble ansett som ønskelig å undersøke hvorvidt konstruksjonsmessige aspekter ved boligen kan bidra til å forbedre basemodellen. Som i Basu og Thibodeau (1998) fremgår *Garasje* som signifikant også i regresjonsanalysen i denne oppgaven, mens *Etasjer* er utlatt fra det analyserte datasettet da 60 boligobservasjoner mangler data for denne variabelen. Som det fremgår av analyse 10 utgjør hverken *Anneks* eller *Soverom* signifikante variabler i modellen. Det er her nærliggende å anta at mye av årsaken til at *Anneks* ikke fremgår som en signifikant variabel i modellen skyldes en lite nyansert koding av variabelen og en svært skjev fordeling av datasettet, hvor antall boligobservasjoner med anneks kun utgjør om lag 2,99 % av datasettet. Den manglende signifikansen vedrørende *Soverom* skyldes trolig multikollinearitet, slik det blir antydnet i analyse 11, da den høye korrelasjonen mellom *Soverom* og *Primaerrom* (0,79) utgjør et problem. Den negative regresjonskoeffisienten for denne variabelen er derfor ikke uventet, men blir allikevel bemerket i lys av andre studier som bl.a. Paterson og Boyle (2002), hvor den implisitte prisen for hvert ytterligere soverom reflekteres i en økning i boligpris på om lag 4 %.

Som nevnt tidligere er den oppfattede verdien av utsikt godt representert i tidligere studier som f.eks. Rodriguez og Sirmans (1994), Wilhelmsson (2002) og Hui et al. (2007), noe som også er tilfellet for *Utsikt* i denne modellens regresjonsanalyse (analyse 1). Benson, Hansen, Schwartz

og Smersh (1998) finner videre i sin studie at besittelse av en utsikt mot vannet fra en bolig med sjøfeste kan øke en boligs verdi signifikant, da denne kombinasjonen både medfører utsikt, samt muligheter for rekreasjon. Det faktum at utvalget i studien er fra 1993 og gjennomført i Bellingham, Washington, medfører derimot at det foreligger naturlige årsaker for hvorfor disse resultatene ikke nødvendigvis kan forventes på Haugalandet for boligomsetninger i tidsperioden denne oppgaven fokuserer på, noe som også kan ses av *Sjøfeste* sin manglende signifikans i analyse 12. Mens denne manglende signifikansen potensielt skyldes store skjevheter i dataene, hvor kun 17 boligobservasjoner har sjøfeste, oppfattes den manglende signifikansen vedrørende *Solforhold* noe mer sammensatt. Det kan selvfølgelig her poengteres at denne variabelen er kodet etter en subjektiv indeks, hvor det kan forekomme åpenbare feilkilder som kan gjøre tolkningen mer utfordrende. Problemet vil her være at *Utsikt*, som fremgår som en signifikant variabel, er kodet på samme måte. Sammenligner man derimot den deskriptive analysen for disse to variablene kan man finne at *Solforhold* både besitter en lavere varians og høyere skjevhet enn *Utsikt*, hvor om lag 48 % av boligobservasjonene er kodet med verdien 0,5 eller 0,7. Denne usikkerheten som følger av en subjektiv indeks, utformet av flere forskjellige personer i flere runder, er også noe Anglevik og Øvretveit (2018) er klar over. I deres oppgave, når man diskuterer potensielle feilkilder knyttet til både *Utsikt* og *Solforhold* under ett, fremgår det at de ikke forventer at denne feilkilden vil være problematisk stor da de oppfatter det som «*lite sannsynlig at en student bedømmer utsikten til å være på 0,9, mens en annen student bedømmer samme utsikt til å være på 0,3*». Det fremgår derimot i Anglevik og Øvretveit (2018) at det kan forekomme at én og samme bolig både kan bedømmes til en verdi på 0,5 og 0,7 avhengig av studenten. I et datasett hvor om lag 48 % av boligobservasjonene besitter disse to verdiene foreligger det derfor en mulighet for at den manglende signifikansen vedrørende *Solforhold* kan skyldes en for inkonsekvent indeksering.

Da det ikke lykkes å identifisere andre variabler i dette datasettet som kan bidra til å øke forklaringsvekten til basemodellen, er det denne som ble lagt til grunn for de videre analyser i modell 2-4. Gruppen har etter gjennomførte analyser i analyse 2 og 3, vedrørende undersøkelser for multikollinearitet og heteroskedastisitet, stor tiltro til denne modellen. Som det er blitt diskutert tidligere i oppgaven foreligger det problemstillinger knyttet til den mulige multikollineariteten mellom *Avsreg* og *Prosarb60*, og den manglende signifikansen for *Naust* når det justeres for heteroskedastisitet, og mulige tiltak for å redusere effektene av disse bør derfor vurderes i fremtidig forskning.

I forbindelse med regresjonsanalysene forbundet med eiendomsskatt, er det av interesse å se resultatene i analyse 14 og 16 opp mot tilgjengelig teori. Mens den manglende signifikansen

for *Eiendomsskattesats* er godt diskutert i kapittel 4.2, vil det her ses nærmere på variabelens regresjonskoeffisient. Det kan her observeres en positiv regresjonskoeffisient i både analyse 14 og 16, men hvor den implisitte prisen knyttet til én promilles økning i eiendomsskattesats om lag doubles når *Avsreg* utelates. Denne positive regresjonskoeffisienten er i tråd med teorien knyttet til det tradisjonelle synet på eiendomsskatt, hvor kommuner observeres isolert og eiendomsskatten anses som en indirekte skatt på grunn og bygg (NOU 1996:20, 1996, s. 213-218). Om man her ser på denne teoriens syn vedrørende skatt på bygg vil man ved implementeringen av en eiendomsskatt forvente å se en økning i prisen kjøper må betale, samt en reduksjon i hva selger mottar. På lang sikt må man derimot ta høyde for at avkastningen relatert til investeringer i bygg må tilsvare markedsrenten, og NOU 1996:20 (1996, s. 213-218) informerer da om at hele skattebyrden vil falle på kjøper. Om man legger til grunn at Haugalandet er en åpen økonomi, med høy internasjonal kapitalmobilitet (Jansen & Schulze, 1996), vil man også ifølge det nye synet på eiendomsskatt forvente å se skattebyrden bli lagt på kjøper, da avkastningen relatert til investeringer i bygg på Haugalandet må tilsvare den alternative avkastningen (NOU 1996:20, 1996, s. 221). Eftedal og Haaland (2017) finner i sin studie at kommuner som ikke opererer med eiendomsskatt kan observere 11 % lavere boligpriser enn kommuner hvor eiendomsskatt er implementert. Til tross for at analysene i denne oppgaven ikke åpner for en sammenligning mellom de enkelte kommunene som inngår i datasettet, samsvarer konklusjonen i Eftedal og Haaland (2017) dårlig med resultatet fra analyse 14. Årsaken til en tilsynelatende positiv sammenheng mellom *Eiendomsskattesats* og *Salgspris* i denne oppgaven kan også skyldes den relativt høye eiendomsskattesatsen i Haugesund Kommune gjennom majoriteten av den aktuelle tidsperioden. Da Haugesund Kommune, som regionsenter, også besitter den høyeste gjennomsnittlige kvadratmeterprisen (målt i forhold til bruksareal) og alene utgjør om lag 34 % av alle boligobservasjonene i datasettet vil dette kunne virke inn på forholdet mellom de to variablene. Det er derimot vanskelig å trekke noen slutninger, spesielt relatert til sammenligninger mellom enkeltkommuner, på bakgrunn av de analyser som er gjennomført i denne oppgaven.

I tolkningen av resultatene fra analyse 18, 19, 21, 23 og 27 vedrørende kommunale avgifters påvirkning på boligpris, gjøres det et forsøk på å benytte teorien knyttet til brukeravgiftsynet som bygger på modellen presentert i Tiebout (1956). Gruppen er her bevisst på at denne modellen i utgangspunktet er relatert til eiendomsskatt, men da modellen anser eiendomsskatten som en pris på bl.a. kommunale tjenester er det interessant å se om denne er anvendelig også når det ses på kommunale avgifter. Som nevnt tidligere er en utfordring knyttet til modellen i Tiebout (1956) bruken av en koppskatt, da dette åpner for «gratispassasjer-

problemet», hvor noen husholdninger betaler mindre for de samme kommunale tjenesteytingene som resten av kommunen. Dette vil i mindre grad være et problem om man benytter denne modellen i relasjon til kommunale avgifter, da disse er utformet slik at husholdningene betaler for en spesifikk tjenesteyting til faste satser. Oates (1969) argumenterer her for at en innføring av eiendomsskatt ikke vil ha en påvirkning på boligprisene såfremt nivået på de kommunale tjenestene oppfattes å samsvare med kostnadene knyttet til denne skatten. Dette begrunnes i at mens en innføring av eiendomsskatt vil kunne ha en negativ effekt på boligprisene, vil gode kommunale tjenesteytinger ha en positiv effekt på boligprisene. I den anvendelse gruppen benytter her tilsier dette at boligprisene ikke vil være påvirket av den enkelte kommunale avgift forutsatt at husholdningene oppfatter at nivået på den aktuelle kommunale tjenesten samsvarer med den påløpte kostnaden. I forbindelse med analyse 18 og 19, hvor henholdsvis variablene *Vann* og *Avløp* inkluderes i basemodellen, kan det ikke identifiseres en signifikant påvirkning vedrørende disse variablene i tillegg til at variablenes regresjonskoeffisienter er relativt små sammenlignet med de øvrige modellene. Baserer man seg da på denne oppgavens anvendelse av brukeravgiftsynet, vil man på grunnlag av Oates (1969) kunne anta at husholdningene oppfatter avgiftsnivået for disse kommunale avgiftene som akseptabelt, gitt nivået på de tilhørende kommunale tjenestene. Det bør derimot poengteres at det for disse variablene er beregnet en antatt årlig kostnad på bakgrunn av fastledd, enhetspris og årsgebyr, noe som introduserer en mulig feilkilde knyttet til disse analysene, samt den påfølgende tolkningen. *Feiing* er den eneste variabelen forbundet med kommunale avgifter hvor det fremgår en negativ regresjonskoeffisient, sett bort fra regresjonskoeffisienten til *Vann* i analyse 27 på -22,60. På bakgrunn av denne oppgavens anvendelse av Oates (1969) vil det da antas at husholdningene ikke oppfatter at nivået på den kommunale tjenesteytingen knyttet til feiing samsvarer i tilstrekkelig grad med hva de må betale. Etersom den kommunale avgiften knyttet til feiing er den eneste av de fire kommunale avgiftene inkludert i denne oppgaven hvor kun deler av kommunen har behov for denne kommunale tjenesten, og følgelig betaler den, medfører dette en potensiell feilkilde. Da gruppen ikke har informasjon om hvorvidt boligen har en skorstein eller ikke, er denne kommunale avgiften satt på alle boliger i datasettet. Det antas derfor at man ikke kan trekke noen slutninger hvorvidt husholdningene er fornøyd med nivået på denne kommunale tjenesten på bakgrunn av regresjonsanalysene som fremgår i denne oppgaven. I forbindelse med variabelen for *Avfall* foreligger det derimot relativt få feilkilder, og gruppen har på grunnlag av dette relativt stor tillit til resultatene som fremgår i analyse 23 og 27. I begge disse analysene antas *Avfall* å ha en signifikant påvirkning på boligpris, noe som også opprettholdes når man beregner robuste standardavvik ved bruk av estimatoren HC₀ (analyse 26). Da *Avfall*

besitter en positiv regresjonskoeffisient i begge analysene indikeres det, på bakgrunn av denne oppgavens anvendelse av Oates (1969), at den positive effekten på boligpris knyttet til nivået på den kommunale tjenesten overstiger de negative effektene knyttet til kostnadene vedrørende den kommunale avgiften. Spørsmålet er da hvorvidt husholdningene på Haugalandet er fornøyd med den kommunale tjenesten knyttet til avfall. I Haugaland Interkommunale Miljøverk (2012) informeres det om at HIM oppnår en total tilfredsstillelse på 76 poeng i en brukerundersøkelse gjennomført av Markedsføringshuset AS, samt at dette er en økning på 6 poeng fra undersøkelsen i 2010. Det er dermed ikke usannsynlig at slutningen knyttet til den positive regresjonskoeffisienten for *Avfall* er korrekt, men ytterligere studier antas å være nødvendige for å kunne konkludere noe endelig. Om man derimot velger å ha tillit til denne tolkningen, vil man kunne ta utgangspunkt i den følgende modellen. Her vil man derimot også møte på problemer knyttet til den negative regresjonskoeffisienten for *Prosarb60*, som trolig følger av multikollinearitet med *Avsreg*, noe som tilsier at denne modellen uansett krever ytterligere arbeid.

$$P = \beta_0 + \beta_1 \cdot Avsreg + \beta_2 \cdot Prosarb60 + \beta_3 \cdot Avskom + \beta_4 \cdot Primaerrom + \beta_5 \cdot Garasje + \beta_6 \cdot Omsetningsår + \beta_7 \cdot Naust + \beta_8 \cdot Boligalder + \beta_9 \cdot Utsikt + \beta_{10} \cdot Avfall + \varepsilon \quad (29)$$

$$P = 146.814,21 - 13.034,21 \cdot Avsreg - 2.813,39 \cdot Prosarb60 - 586,55 \cdot Avskom + 7.785,91 \cdot Primaerrom + 302.277,14 \cdot Garasje + x \cdot Omsetningsår + 1.290.834,14 \cdot Naust - 11.063,12 \cdot Boligalder + 583.128,39 \cdot Utsikt + 395,23 \cdot Avfall + \varepsilon \quad (30)$$

I Söderqvist (1995) identifiseres det en betalingsvillighet på SEK 21.300 for å redusere radonverdiene i boligen fra 400 Bq/m³ eller mer til under dette nivået. Til tross for at forfatteren i denne studien benytter et radonnivå som i utgangspunktet ligger langt over hva som benyttes i denne oppgaven, ble det antatt at en relativt høy sannsynlighet for radonverdier over 200 Bq/m³ fortsatt ville kunne ha en negativ påvirkning på boligpriser på Haugalandet. Som det fremgår i analyse 31 og 33 er dette derimot ikke tilfellet, og analysene indikerer en implisitt pris for en høy radonaktomhet på henholdsvis NOK 180.977,3 og NOK 158.558,6. Som nevnt i kapittel 4.4 oppfattes dette som fullstendig urealistisk, og kapittelet fremlegger også potensielle årsaker til at disse resultatene fremgår i analysen. Basert på den informasjonen som presenteres i kapittel 2.4 er det derimot heller ikke forventet at en signifikans vil kunne identifiseres i forbindelse med et større datasett, hvor boligobservasjoner i områder med høy aktsomhet er bedre representert. Årsaken til dette skyldes det grunnleggende prinsippet om at man må være bevisst på verdien av et gode for at det skal kunne reflekteres i f.eks. boligpris. Da Finne (2017) kunne avdekke at bare

3,5 % kontrollmåler radon i nye boliger, og da gruppen kunne kalkulere en dekning på om lag 4,73 - 5,78 % i en utsatt kommune som Tysvær, antas det at bevisstheten i samfunnet rundt de negative virkningene på helse knyttet til radon er lav. Potensielt høye radonverdier forventes heller ikke å inngå i vurderingen til eiendomsmeglerne da gruppen også, gjennom samtaler med ulike eiendomsmeglere som arbeider i Haugesund og Tysvær, ble informert om at radonverdier i utgangspunktet ikke ble hensyntatt i forbindelse med boligsalg. Gruppen ble derimot informert av samtlige eiendomsmeglere at det ved merknad til forskrift om strålevern og bruk av stråling § 6 sjette ledd, om at det skal gjennomføres radonreduserende tiltak ved radonverdier over 100 Bq/m³, fremgår at *«bestemmelsen gjelder også for boliger hvor eier selv ikke bor, dvs. utleieboliger. Dette omfatter både offentlig eide og privateide utleieboliger, inkludert større leiegårder og privates utleie av hybel eller leilighet i tilknytning til egen bolig»* (Strålevernforskriften, 2016). Det foreligger derimot ingen klare krav i forbindelse med salg av bolig vedrørende radon. Det kan dermed synes som om man må gå gjennom enten informasjonskampanjer eller lovverk i den grad den helsemessige risikoen vedrørende høye radonverdier oppfattes som et samfunnsproblem.

6 Konklusjon

Gjennom utførte Breusch-Pagan-tester ble det påvist forekomst av heteroskedastisitet i den endelige modellen fra Anglevik og Øvretveit (2018), som i denne modellen benyttes som basemodell. Av beregnede robuste standardavvik med tilhørende t-verdier for denne modellen fremgår det derimot at samtlige variabler, med unntak av *Naust*, fortsatt er signifikante etter denne justeringen. Disse beregningene medførte at basemodellen ble ilagt stor tillit i det videre arbeidet, hvor eiendomsskatt, kommunale avgifter og radonaktsomhet ble benyttet til å bygge på denne modellen.

Ettersom det ikke kan identifiseres en signifikant påvirkning på boligpris fra *Eiendomsskattesats* med mindre *Avsreg* utelates fra regresjonsanalysen, foreligger det ikke grunnlag for å påstå at denne variabelen kan bidra til å øke modellens forklaringssevne. Variabelens positive regresjonskoeffisient i både analyse 16 og 17 vurderes derimot i tråd med både det tradisjonelle og nye synet vedrørende eiendomsskatt, hvor skattebyrden faller på boligkjøper da avkastningen forbundet med investeringer i bygg ikke kan falle under markedsrenten og/eller alternative investeringer i utlandet. Gruppen konkluderer derimot med at det foreligger et behov for ytterligere undersøkelser rundt dette, da oppgavens resultat ikke oppfattes å samsvare med Eftedal og Haaland (2017).

I forbindelse med analysene knyttet til kommunale avgifter er gruppen optimistiske til denne oppgavens anvendelse av Oates (1969) argument, hvor denne oppgaven antar at boligpriser ikke påvirkes av en kommunal avgift forutsatt at husholdningene opplever at nivået på den aktuelle kommunale tjenesten samsvarer med avgiftsnivået. På bakgrunn av dette antas det at én av årsakene til den manglende signifikansen til *Vann* og *Avløp* skyldes at husholdningene opplever nivået på disse kommunale tjenestene i tråd med det vedtatte avgiftsnivået, mens det for *Avfall* antas at de positive effektene av en god kommunal tjeneste overveier de negative effektene forbundet med avgiften i seg selv. Gruppen er derimot bevisst på at det foreligger store usikkerheter i denne anvendelsen av Oates (1969), noe som også er årsaken til tilbakeholdenheten for å konkludere noe endelig i denne sammenheng.

Regresjonsanalysene i denne oppgaven kan ikke påvise en signifikant påvirkning fra høy radonaktsomhet på boligpris, hverken når den kombineres med *X0* (analyse 31) eller som eneste inkludering i basemodellen (analyse 33). På bakgrunn av forutsetningen om at det må foreligge en bevissthet om et gode for at dette skal kunne reflekteres i bl.a. boligpris, forventes det heller ikke at en slik signifikans kan påvises i andre studier. Denne manglende forventningen grunnes i samtaler med ulike eiendomsmeglere som informerer om at radonforekomster i

utgangspunktet ikke inngår i deres vurderinger av boligpris, samt kunnskap om at kun om lag 3,5 % kontrollmåler nye boliger (Finne, 2017) og kun om lag 4,73 - 5,78 % har målt radonverdiene i boligene sine siden 2015 i en relativt utsatt kommune som Tysvær.

7 Litteraturliste

- Aartun, M. S. (2018a). Gebyrer - Vann og avløp. Hentet 28.02 2019 fra <https://www.sauda.kommune.no/tjenester/bygg-og-bo/vann-og-avlop/gebyrer/>
- Aartun, M. S. (2018b). Gebyrer/priser - Renovasjon og avfall. Hentet 28.02 2019 fra <https://www.sauda.kommune.no/tjenester/bygg-og-bo/renovasjon-og-avfall/gebyrer-priser/>
- Alonso, W. (1964). Location and land use. Toward a general theory of land rent. *Location and land use. Toward a general theory of land rent.*
- Alonso, W. (1971). The economics of urban size. *Papers in Regional Science*, 26(1), 66-83.
- Anglevik, R. & Øvretveit, T. (2018). *Romlige boligmarkedsvirkninger av T-forbindelsen* (Bachelorgrad). Høgskolen på Vestlandet, Haugesund.
- Arbeiderpartiet. (2019, 17. januar). Eiendomsskatt. Hentet fra <https://www.arbeiderpartiet.no/politikken/eiendomsskatt/?fbclid=IwAR2GsL2OV93a9fnpOhGlo2BmOQTJJ3r7hOLhhVMS1BHZSibfIoQxaJ6tVzE>
- Banks, D., Frengstad, B., Skrede, A. K., Krog, J. R., Strand, T., Siewers, U. & Lind, B. (2000). Grunnvann - ikke bare vann. *Gråsteinen*, 6.
- Basu, S. & Thibodeau, T. G. (1998). Analysis of spatial autocorrelation in house prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 61-85.
- Benson, E. D., Hansen, J. L., Schwartz, A. L. & Smersh, G. T. (1998). Pricing residential amenities: the value of a view. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 16(1), 55-73.
- Bhuller, M. S. (2009). *Inndeling av Norge i arbeidsmarkedsregioner*. Oslo: Statistisk Sentralbyrå. Hentet fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200924/notat_200924.pdf
- Binesh, A., Arabshahi, H. & Pourhabib, Z. (2011). Radioactivity and dose assessment of heavy radioactive pollution, radon and radium from water sources of 3 northern regions in Iran. *International Journal of Physical Sciences*, 6(35), 7969-7977.
- Bokn Kommune. (2019). *Forslag til betalingssatsar og gebyr 2019*. Hentet fra <https://www.bokn.kommune.no/f/p1/ic4c514ed-215d-417b-ba07-df16fea37ec8/gebyrregulativ-2019.pdf>
- Byggteknisk forskrift. (2017). *Forskrift om tekniske krav til byggverk (FOR-2017-06-19-840)*. Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2017-06-19-840?q=radon>
- Cohen, B. L. (1978). Radon: Characteristics, natural occurrence, technological enhancement, and health effects. *Progress in Nuclear Energy*, 4, 1-24.

- Eftedal, H. & Haaland, K. B. (2017). *Den norske eiendomsskatten: En empirisk analyse av eiendomsskattens langsiktige påvirkning på boligpriser i norske kommuner* (Mastergrad). Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Eigedomsskattelova. (1975). *Lov om eigedomsskatt til kommunane (LOV-1975-06-06-29)*. Hentet fra https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1975-06-06-29#KAPITTEL_2
- Endringslov til eigedomsskattelova. (2006). *Lov om endringer i lov 6. juni 1975 nr. 29 om eigedomsskatt til kommunane (LOV-2006-06-16-25)*. Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/LTI/lov/2006-06-16-25>
- Etne Kommune. (2018). *Taksthefte 2019*. Hentet fra <https://www.etne.kommune.no/betalingssatsar.370436.nn.html>
- Evans, A. W. (1973). *The economics of residential location*. London: Macmillan.
- Feldstein, M. S. & Horioka, C. Y. (1980). Domestic savings and international capital flows. *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Finansdepartementet. (2018). *Nasjonalbudsjettet 2019* (Meld. St. 1 2018-2019). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/b09f08d81c134eea92830aba435850db/no/pdfs/stm201820190001000dddpdfs.pdf>
- Finne, I. E. (2017). *Radon i nye boliger: Kartlegging i 2008 og 2016* (StrålevernRapport). Østerås: Statens strålevern. Hentet fra <https://www.dsa.no/publikasjon/straalevernrapport-2017-3-radon-i-nye-boliger-kartlegging-2008-og-2016.pdf>
- Fiva, J. H. & Rattsø, J. (2007). Local choice of property taxation: Evidence from Norway. *Public Choice*, 132(3-4), 457-470.
- Frafjord, S. (2019). Eigedomsskatt. Hentet 22.02 2019 fra <https://www.etne.kommune.no/eigedomsskatt-2019.6181128-130335.html>
- Fremskrittspartiet. (2019, 17. januar). Eiendomsskatt. Hentet fra https://www.frp.no/tema/skatter-og-avgifter/eiendomsskatt?fbclid=IwAR1WYzVHnTkvXKnLyPn_8fe9StqJnuUiGDYARRNCiQk4TUGIavw4f-OWq5A
- Fugleberg, O. & Kristianslund, I. (1995). *Innføring i regresjonsanalyse og multivariate metoder*. Oslo: Bedriftsøkonomenes Forlag.
- Granavolden-erklæringen. (2019). *Politisk plattform for en regjering utgått av Høyre, Fremskrittspartiet, Venstre og Kristelig Folkeparti*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/7b0b7f0fcf0f4d93bb6705838248749b/plattform.pdf>

- Hamilton, B. W. (1976). Capitalization of intrajurisdictional differences in local tax prices. *The American Economic Review*, 743-753.
- Haugaland Interkommunale Miljøverk. (2012). HIM-nytt (Vol. 2). Hentet fra <https://him.as/wp-content/uploads/2014/10/HIM-nytt-nr-2-2012.pdf>
- Haugaland Interkommunale Miljøverk. (2019, 28. februar). Renovasjonsgebyr. Hentet fra <https://him.as/om-him/renovasjonsgebyr/>
- Haugesund Kommune. (2019). *Gebyrregulativ 2019*. Hentet fra <https://haugesund.kommune.no/om-kommunen/beredskap/beredskapsplan/internett/servicesenter-grafisk-profil-og-kommunikasjon/selvbetjening/betalingssetter/1405-gebyrregulativ-teknisk-enhet>
- Høyre. (2019, 17. januar). Skatter og avgifter. Hentet fra <https://hoyre.no/politikk/temaer/finans/skatter-og-avgifter/?fbclid=IwAR3b64wZIIPu9BtOD-pzECZnTGACzY-ZLSi80h3UVGa14PEBqYAbnXg1nDg>
- Hui, E. C. M., Chau, C. K., Pun, L. & Law, M. Y. (2007). Measuring the neighboring and environmental effects on residential property value: Using spatial weighting matrix. *Building and environment*, 42(6), 2333-2343.
- Jansen, W. J. & Schulze, G. G. (1996). Theory-based Measurement of the Saving-Investment Correlation with an Application to Norway. *Economic inquiry*, 34(1), 116-132.
- Johannessen, A., Christoffersen, L. & Tufte, P. A. (2011). *Forskningsmetode for økonomisk-administrative fag* (3. utg.). Oslo: Abstrakt forlag AS.
- Karmøy Kommune. (2018a). Ofte stilte spørsmål om eiendomsskatt. Hentet 24.02 2019 fra <https://www.karmoy.kommune.no/bolig-og-eiendom/eiendomsskatt/ofte-stilte-sporsmal-om-eiendomsskatt/>
- Karmøy Kommune. (2018b). Priser for feiing og tilsyn av fyringsanlegg. Hentet 28.02 2019 fra <https://www.karmoy.kommune.no/egenbetaling/priser-feiing-og-tilsyn-av-fyringsanlegg/>
- Karmøy Kommune. (2019a). Renovasjonspriser. Hentet 28.02 2019 fra <https://www.karmoy.kommune.no/egenbetaling/renovasjonsavgifter/>
- Karmøy Kommune. (2019b). Utrekning av eiendomsskatt. Hentet 24.02 2019 fra <https://www.karmoy.kommune.no/bolig-og-eiendom/eiendomsskatt/mer-informasjon-om-eiendomsskatt/utregning-av-eiendomsskatt/>
- Karmøy Kommune. (2019c). Vann- og avløpsgebyr. Hentet 28.02 2019 fra <https://www.karmoy.kommune.no/egenbetaling/vann-og-avlopsgebyr/>

- Komperød, M., Rudjord, A. L., Skuterud, L. & Dyve, J. E. (2015). *Stråledoser fra miljøet: Beregninger av befolkningens eksponering for stråling fra omgivelsene i Norge* (StrålevernRapport). Østerås: Statens strålevern. Hentet fra <https://www.dsa.no/publikasjon/straalevernrapport-2015-11-straaledoser-fra-miljoet.pdf>
- Kristelig Folkeparti. (2019, 17. januar). Eiendomsskatt. Hentet fra <https://krf.no/politikk/politikk-a-til-a/okonomi-og-naring/eiendomsskatt/?fbclid=IwAR2RqiRDmn2cIO37Qy2oLWggr4w4NOFeWUFo2aJXSBcmhFBuIrXnl2cxVjQ>
- Krogsveen. (2019, 22. april). Prisutvikling for Haugesund og Karmøy. Hentet fra <https://www.krogsveen.no/prisstatistikk?zipCode=5525>
- Laureti, T. (2008). Modelling exogenous variables in human capital formation through a heteroscedastic stochastic frontier. *International Advances in Economic Research*, 14(1), 76-89.
- Levine, D. M., Ramsey, P. P. & Smidt, R. K. (2001). *Applied statistics for engineers and scientists: using Microsoft Excel and Minitab*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Lien, V. R. (2018). Årsbudsjett 2019 til offentlig ettersyn. Hentet 24.02 2019 fra <https://www.sveio.kommune.no/nyhende/arsbudsjett-2019-til-offentleg-ettersyn.8159.aspx>
- McCann, P. (2013). *Modern urban and regional economics*. Oxford: Oxford University Press.
- McMillen, D. P. (2010). Issues in spatial data analysis. *Journal of Regional Science*, 50(1), 119-141.
- Mieszkowski, P. (1972). The property tax: An excise tax or a profits tax? *Journal of Public Economics*, 1(1), 73-96.
- Mills, E. S. (1969). The value of urban land. I H. Perloff (Red.), *The quality of the urban environment*. Washington, D.C.: Resources for the future.
- Mills, E. S. (1972). *Urban Economics*. Glenview, IL: Scott, Foresman and Co.
- Muth, R. (1969). *Cities and housing: The spatial pattern of urban residential land use*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Newbold, P., Carlson, W. L. & Thorne, B. (2009). *Statistics for Business and Economics*. Boston, Mass: Pearson.
- Norges Bank. (2019, 2. mai). Om styringsrenten. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Styringsrenten/>
- Norges Geologiske Undersøkelse. (2019). Datasett og nedlasting. Hentet 11.03 2019 fra <https://www.ngu.no/emne/datasett-og-nedlasting>

- NOU 1996:20. (1996). *Ny lov om eiendomsskatt*. Hentet fra: <https://www.regjeringen.no/contentassets/cb328b9b660b46d5a300a62d8251f6d3/no/pd/fa/nou199619960020000dddpdfa.pdf>.
- NOU 2011:3. (2011). *Kompetansearbeidsplasser - drivkraft for vekst i hele landet*. Hentet fra: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2011-3/id635173/>.
- Oates, W. E. (1969). The effects of property taxes and local public spending on property values: An empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis. *Journal of political economy*, 77(6), 957-971.
- Osland, L. (2001). Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser. *Norsk økonomisk tidsskrift*, 115(1).
- Osland, L. (2016). *Investeringsprosjekter og miljøkonsekvenser* (8293253517).
- Osland, L. & Thorsen, I. (2008). Effects on housing prices of urban attraction and labor-market accessibility. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 40(10), 2490-2509.
- Paterson, R. W. & Boyle, K. J. (2002). Out of sight, out of mind? Using GIS to incorporate visibility in hedonic property value models. *Land economics*, 78(3), 417-425.
- Pedace, R. (2019, 7. april). The role of the Breusch-Pagan test in econometrics. Hentet fra <https://www.dummies.com/education/economics/econometrics/the-role-of-the-breusch-pagan-test-in-econometrics/>
- Reynolds, C. (2019, 30. januar). Decay chain of isotope U-238. Hentet fra <http://metadata.berkeley.edu/nuclear-forensics/Decay%20Chains.html>
- Rodriguez, M. & Sirmans, C. F. (1994). Quantifying the value of a view in single-family housing markets. *Appraisal Journal*, 62, 600-600.
- Rødt. (2019, 26. februar). Eiendomsskatt. Hentet fra <https://rødt.no/eiendomsskatt>
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of political economy*, 82(1), 34-55.
- Sauda Kommune. (2018a). *Avgiftsregulativ for brann- og feiervesenet* Hentet fra https://www.sauda.kommune.no/_f/i4747c226-a7fe-49fa-a1bb-f2b7cf10ac69/avgiftsregulativ-for-brann-og-feiervesen-selvkost.pdf
- Sauda Kommune. (2018b). *Budsjett 2019, Økonomiplan 2019-2022*. Hentet fra https://www.sauda.kommune.no/_f/p14/ifc4ef60b-ccd4-479d-b9b6-4c876c824331/okonomiplan-sauda-kommune-2019-2022_kommunestyrets-vedtak.pdf
- Saue, I. (2019). Eiendomsskatt. Hentet 22.02 2019 fra <https://haugesund.kommune.no/eskatt>

- Senterpartiet. (2019, 17. januar). Eiendomsskatt. Hentet fra <https://www.senterpartiet.no/politikk/politisk-sak/eiendomsskatt?fbclid=IwAR3kRy-kcP8u2oYfLOfkTrwm2Xxel3AiMrv50DDfmG5A069kiTnFISgkETQ>
- Sharpe, N. R., De Veaux, R. D. & Velleman, P. F. (2014). *Business Statistics: A first course*. Boston, Mass: Pearson.
- Simon, H. A. (1943). The incidence of a tax on urban real property. *The Quarterly Journal of Economics*, 57(3), 398-420.
- Sirmans, S., Macpherson, D. & Zietz, E. (2005). The composition of hedonic pricing models. *Journal of real estate literature*, 13(1), 1-44.
- Söderqvist, T. (1995). Property values and health risks: The willingness to pay for reducing residential radon radiation. *Scandinavian Housing and Planning Research*, 12(3), 141-153.
- Sosialistisk Venstreparti. (2019, 17. januar). Eiendomsskatt og skatt på bolig. Hentet fra <https://www.sv.no/sv-fra-a-til-a/eiendomsskatt-og-skatt-pa-bolig/?fbclid=IwAR1AkYO5bmGUwDCBQtfjv6uwKTMYbOHbKTTEfm9tkoqWJGJrRCLUN7IQQBA>
- Statistisk Sentralbyrå. (2018a). 06980: Eiendomsskatt. Omfang, bruk og inntekter 2007-2018: Datasett. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/06980/>
- Statistisk Sentralbyrå. (2018b). 08122: Gebyrer for renovasjon, vann og avløp. Satser for en standard bolig på 120 m², ekskl. mva. (kr) (K) 2002-2017: Datasett. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/08122>
- Statistisk Sentralbyrå. (2018c). 08122: Gebyrer for renovasjon, vann og avløp. Satser for en standard bolig på 120 m², ekskl. mva. (kr) (K) 2002-2017: Datasett. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/08122/>
- Statistisk Sentralbyrå. (2018d). *Konjunkturtendensene 2018/3* (Tall som forteller). Hentet fra https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/_attachment/360688?_ts=165ad8d8268
- Statistisk Sentralbyrå. (2019a). 06265: Boliger, etter region, bygningstype, statistikkvariabel og år: Datasett. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/06265/>
- Statistisk Sentralbyrå. (2019b). 07240: Selveierboliger. Gjennomsnittlig kvadratmeterpris og antall omsetninger 2009K1 - 2019K1: Datasett. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/07240>
- Statistisk Sentralbyrå. (2019c). 11787: Vannforsyning og beredskap. Kommunalt drikkevann. (K) 2015 - 2018: Datasett. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/11787>

- Statistisk Sentralbyrå. (2019d). 12503: Eiendomsskatt (K) 2007 - 2019: Datasett.
- Strålevernforskriften. (2016). *Forskrift om strålevern og bruk av stråling (FOR-2016-12-16-1659)*. Hentet fra https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2016-12-16-1659/KAPITTEL_10#KAPITTEL_10
- Sveio Kommune. (2019). *Kommunale gebyr 2019*. Hentet fra <https://www.sveio.kommune.no/Handlers/fh.ashx?MIId=199&FilId=771>
- Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of political economy*, 64(5), 416-424.
- Tysvær Kommune. (2018). *Kommunale avgifter, gebyrer, priser og betalingssatser pr. januar 2019*. Hentet fra <https://www.tysver.kommune.no/okonomi/77-gebyr-avgifter-2017/file>
- Tysvær Kommune. (2019, 7. april). Radon. Hentet fra <https://www.tysver.kommune.no/miljo/radon/radon>
- Venvik, G., Dagestad, A. & Seither, A. (2018). Radon. Hentet 30.01.19 2019 fra <https://www.ngu.no/grunnvanninorge/alt-om-grunnvann/grunnvannskvalitet/radon>
- Vindafjord Kommune. (2018). *Taksthefte for kommunale varer og tenester 2019*. Hentet fra <https://www.vindafjord.kommune.no/f/p11/id7521d8f-b885-48b9-9e30-1cb2ba1b99fd/vedtatt-taksthefte-2019-versj-070119.pdf>
- Vindafjord Kommune. (2019, 22. februar). Eigedomsskatt. Hentet fra <https://www.vindafjord.kommune.no/siste-nytt/eigedomsskatt.473458.aspx>
- Walpole, R. E., Myers, R. H., Myers, S. L. & Ye, K. (2012). *Probability & statistics for engineers and scientists*. Boston, MA: Pearson Education, Inc.
- Wassmer, R. W. (1993). Property Taxation, Property Base, and Property Value: An Empirical Test of the "New View". *National Tax Journal*, 135-159.
- Wilhelmsson, M. (2002). Spatial models in real estate economics. *Housing, theory and society*, 19(2), 92-101.
- Zaiontz, C. (2019, 7. april). Robust Standard Errors. Hentet fra <http://www.real-statistics.com/multiple-regression/robust-standard-errors/>
- Zodrow, G. R. & Mieszkowski, P. M. (1986). The new view of the property tax A reformulation. *Regional Science and Urban Economics*, 16(3), 309-327.