

Fred Hugo Strand Husøy | Olav Solheim  
Martinsen

## Skatten som ingen ville ha, men "alle" fikk

En empirisk analyse av eiendomsskattens effekt  
på boligpriser i Norge.

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

Veileder: Jørn Rattsø

September 2020



Fred Hugo Strand Husøy | Olav Solheim Martinsen

# **Skatten som ingen ville ha, men "alle" fikk**

En empirisk analyse av eiendomsskattens effekt på boligpriser i Norge.

Masteroppgave i samfunnsøkonomi  
Veileder: Jørn Rattsø  
September 2020

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for økonomi  
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden



# Forord

Denne masteroppgaven er skrevet ved Norges Teknisk-Naturvitenskapelige Universitet (NTNU) som avslutning av vår mastergrad i samfunnsøkonomi. Arbeidet med oppgaven har tilført oss mye ny kunnskap og gode erfaringer, så vel som utfordringer. Etter et utfordrende halvår iblandet en verdensomspennende pandemi har målet tidvis virket uendelig langt unna, men etter mange lange dager og kvelder kan vi stolt presentere en ferdig masteroppgave. I denne forbindelse er det flere som fortjener en takk:

Først og fremst vil vi takke vår veileder Jørn Rattsø for gode råd og tilbakemeldinger underveis i prosessen, og Eiendomsverdi for at vi ble tilbudt å presentere oppgaven.

Videre vil vi takke medstudenter for gode, faglige diskusjoner, samt det fantastiske studentmiljøet i Trondheim og verden beste mannskor, Trondhjems Studentersangforening, for faglig avkopling.

En stor takk til studieveileder Eli som har en løsning på alle verdens problemer.

Vi vil også takke våre samboere og familie for god hjelp og støtte gjennom studietiden.

Sist, men ikke minst, vil vi takke Ivar Mestad i Norkart for hjelp til å fremskaffe data. Uten han ville vi vært hundrevis av tusen observasjoner fattigere.

Videre håper vi at flere får glede av oppgaven, og at den byr opp til fremtidig diskusjon og interesse for feltet.

Trondheim, 1. september 2020

Fred Hugo Strand Husøy & Olav Solheim Martinsen



# Sammendrag

Innføring av eiendomsskatt er et tilbakevendende tema ved norske kommunevalg. Generelt sett er kommunenes inntekter sentralt bestemt, men beslutning om og utforming av eiendomsskatten gjøres lokalt. Eiendomsskatten skrives ut uavhengig av boligeierens inntekt og nettoformue, noe som har ført til steile fronter og opphetede diskusjoner, både lokalt og nasjonalt.

Oppgavens formål er å belyse eiendomsskattens langsiktige kapitalisering i boligprisen. Tidligere studier har belaget seg på et begrenset tidsrom og finner at eiendomsskatten kapitaliseres i boligprisene. Dermed er det interessant å finne ut av om det samme gjelder på lang sikt. Vi benytter kommunedata fra Statistisk sentralbyrå (SSB), Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD) og Huseiernes landsforbund, samt et transaksjonsdatasett for alle fritt omsatte boliger fra Norkart for å besvare problemstillingen «*påvirker eiendomsskatten boligprisene?*». Den økonomiske analysen er gjennomført ved bruk av statistikkprogramvaren STATA og baserer seg på metodikken kjent som «Pooled Ordinary Least Squares» og modeller med faste effekter på kommune -og regionsnivå. Det kontrolleres direkte og indirekte for relevante variabler som påvirker boligprisene.

Fra analysen fremgår det at eiendomsskatten kapitaliseres i boligprisene og at effekten vedvarer over tid. Funnene samsvarer med øvrig litteratur på feltet og er i tråd med kapitaliseringshypotesen.





# Abstract

In the Norwegian local elections, the property tax is a reoccurring topic of debate. In general, the financing of Norwegian municipalities is quite centralized. However, decisions regarding whether or not to introduce property tax, and the layout of it, is controlled locally. Owners of property may be taxed regardless of their income and net worth. This has led to heated discussions, both locally and nationally.

The purpose of this thesis is to investigate the long term capitalization of property tax in house prices. Earlier, short term studies have shown that the property tax is capitalized into house prices. Therefore, it is interesting to explore the long term effects. We are utilizing aggregated data collected from Statistics Norway (SSB), Norwegian Centre for Research Data (NSD), and The Norwegian Homeowners Association. The real estate transaction dataset is compiled by Norkart. We have used STATA for the econometric analysis which is based upon the method of «Pooled Ordinary Least Squares» and fixed effects modeling. We control for variables directly and implicitly affecting house prices.

In the analysis, we find that the property tax is capitalized into the house prices on a long term basis. The findings are consistent with current literature and theory.



---

## Innhold

---

<b>Sammendrag</b>	<b>i</b>
<b>Abstract</b>	<b>iii</b>
<b>Innholdsoversikt</b>	<b>vii</b>
<b>Tabeller</b>	<b>x</b>
<b>Figurer</b>	<b>xi</b>
<b>1 Innledning</b>	<b>1</b>
1.1 Motivasjon og problemstilling . . . . .	1
1.2 Oppgavens oppbygning . . . . .	2
<b>2 Eiendomsskatt</b>	<b>3</b>
2.1 Eiendomsskattens historie i Norge . . . . .	3
2.2 Eignedomsskattelova . . . . .	4
2.2.1 Beregning av skattet grunnlag . . . . .	6
2.3 Eiendomsskatten i Norge . . . . .	7
<b>3 Teori</b>	<b>11</b>

3.1	Bakgrunn og litteratur . . . . .	11
3.2	Kapitalisering . . . . .	13
3.3	Modell og rammeverk . . . . .	15
<b>4</b>	<b>Data</b>	<b>19</b>
4.1	Transaksjonsdata . . . . .	20
4.1.1	Boligkarakteristika . . . . .	21
4.2	Kommunevariabler . . . . .	22
4.2.1	Kommunekarakteristika . . . . .	22
4.3	Utfordringer med datasett . . . . .	28
4.3.1	Kommunereformen . . . . .	28
4.3.2	Manglende registrering av data . . . . .	30
<b>5</b>	<b>Metode</b>	<b>31</b>
5.1	Pooled OLS (POLS) . . . . .	32
5.2	Faste effekter (FE) . . . . .	33
5.3	Økonometriske utfordringer . . . . .	35
5.3.1	Uobservert heterogenitet og heteroskedastisitet . . . . .	35
5.3.2	Utelatte variabler . . . . .	36
5.3.3	Endogenitet og simultanitet . . . . .	39
5.3.4	Målefeil . . . . .	40
5.3.5	Korrelasjon og multikollinearitet . . . . .	41
<b>6</b>	<b>Resultater</b>	<b>43</b>
6.1	Pooled OLS . . . . .	44
6.1.1	Kontrollvariabler . . . . .	45
6.2	Robusthet . . . . .	48
6.2.1	Utvikling over tid: år-for-år . . . . .	48
6.2.2	Klassifisert på folketall . . . . .	51
6.2.3	Klassifisert på boligtype . . . . .	52
6.3	Faste effekter (FE) . . . . .	53
6.3.1	Kommunefaste effekter . . . . .	54
6.3.2	Kommunefaste effekter - klassifisert på befolkningsstørrelse . . . . .	56

6.3.3	Arbeidsmarkedsregionfaste effekter . . . . .	58
<b>7</b>	<b>Oppsummering og konklusjon</b>	<b>61</b>
	<b>Bibliografi</b>	<b>65</b>
	<b>Vedlegg</b>	<b>77</b>
<b>A</b>	<b>Deskriptiv statistikk for eiendomsskatt, tjenester og karakteristika</b>	<b>77</b>
A.1	Deskriptiv statistikk . . . . .	77
A.2	Variabler for sentralitet sortert på landsdel med og uten eiendomsskatt . . . . .	79
A.3	Boligprisutvikling med hensyn på folkemengde og transaksjoner . . . . .	80
A.4	Korrelasjonsmatrise . . . . .	81
<b>B</b>	<b>Regresjoner</b>	<b>83</b>



---

## Tabeller

---

2.1	Eksempel på beregning av eiendomsskatt basert på formuesgrunnlag. . . . .	6
2.2	En oversikt over eiendomsskatten (SSB, 2019a). . . . .	7
4.1	Rensing av datasett . . . . .	20
4.2	Deskriptiv statistikk for boligkarakteristika . . . . .	22
4.3	Deskriptiv statistikk for eiendomsskattevariabler . . . . .	24
4.4	Deskriptiv statistikk for kommunekarakteristika. . . . .	25
6.1	Pooled OLS . . . . .	46
6.2	Pooled OLS, år-for-år . . . . .	50
6.3	Pooled OLS, klassifisert etter folketall i kommunen . . . . .	51
6.4	Pooled OLS, klassifisert etter boligtype . . . . .	52
6.5	Kommunefaste effekter klassifisert på folkemengde. Det skilles på alle boligtyper og kun enebolig. Det skilles i tillegg på leiligheter i kommuner med folketall større enn 40,000. . . . .	56
6.6	Regionfaste effekter . . . . .	58
A.1	Deskriptiv statistikk for eiendomsskatt, boligkarakteristika og kommunekarakteristika på kommunenivå i perioden 2004-2016 . . . . .	78
A.2	Deskriptivt for mest sentralte kommuner . . . . .	79

A.3	Deskriptivt for nest mest sentrale kommuner . . . . .	79
A.4	Deskriptivt for nest minst sentrale kommuner . . . . .	80
A.5	Deskriptivt for minst sentrale kommuner . . . . .	80
A.6	Boligpriser og utvikling fordelt på folkemengde . . . . .	80
A.7	Korrelasjonsmatrise . . . . .	81
B.1	Pooled OLS - Eiendomsskattesats . . . . .	84
B.2	Pooled OLS - Skatteinntekt fra eiendomsskatt per capita . . . . .	85
B.3	Koeffisienter for boligkarakteristika. . . . .	86
B.4	Koeffisienter for innbyggere, sentralitet og landsdel. . . . .	87
B.5	Koeffisienter for tidsdummyer. . . . .	88
B.6	Pooled OLS, kvadratledd av personinntekt . . . . .	89
B.7	Pooled OLS - Kvadratmeterpris - dummyvariabel . . . . .	90
B.8	Pooled OLS - Kvadratmeterpris - eiendomsskattesats. . . . .	91
B.9	Pooled OLS - Kvadratmeterpris - skattebeløp per capita. . . . .	92



---

## Figurer

---

2.1	Figurene viser utviklingen av eiendomsskatt i Norge (SSB, 2019a) . . . . .	8
2.2	Prisutvikling på omsetningsbeløp av eiendommer med og uten eiendomsskatt i Norge i perioden 2004-2016. <i>Kilde:</i> Egne utregninger basert på datasett innhentet fra Norkart. . . . .	9
4.1	Andel av omsatte boligtyper i datasettet og i boligstatistikken (SSB, 2020b) . .	23
4.2	Kommunale inntekter (Kommunal-og moderniseringsdepartementet, 2014) . .	26

# KAPITTEL 1

---

## Innledning

---

Å kjøpe bolig er den største enkeltinvesteringen de fleste nordmenn foretar seg. I et land der majoriteten eier sin egen bolig er boligprisene noe som angår oss alle (SSB, 2015a). Norges befolkning har stor kjøpekraft og stiller høye krav til bolig. Prisen for et hus kan variere stort - alt fra svært beskjedne beløp til langt mer enn hva man kan forvente å tjene gjennom et helt liv. Boligene er stort sett fritt omsatt og markedsprisen vil dermed gjenspeile boligens svar på de kvalitetene og egenskapene kjøperne verdsetter, herunder det kommunale tjenestetilbudet og kostnadene knyttet til eierskap. Det er derfor interessant å belyse ulike aspekter som kan ha en innvirkning på boligprisene.

### **1.1 Motivasjon og problemstilling**

Eiendomsskatten er en synlig skatt og fremstår ofte som upopulær når den omtales i mediene. I mange kronikker og leserinnlegg fremlegges forfatterens subjektive mening, farget av politisk ståsted og egen oppfatning av hvordan en eventuell eiendomsskatt vil ramme forfatteren personlig. Vi vil ikke ta stilling til om eiendomsskatten er en *god* eller *dårlig* skatt, ei heller om den rammer *rettferdig* eller *urettferdig*. Vår motivasjon er å produsere et empirisk bidrag til

debatten om eiendomsskatt ved å undersøke problemstillingen; *påvirker eiendomsskatten boligprisene?* Problemstillingen er selvvalgt og alt av datamateriale er innhentet og sammenstilt av forfatterne.

Problemstillingen søker å belyse kapitalisering av eiendomsskatt i Norge, og analysen bygger på teori og empirisk forskning som strekker seg tilbake til 1950-tallet. Kapitaliseringshypotesen er basert på det teoretiske rammeverket fremlagt av Tiebout (1956) og ble først empirisk bevist av Oates (1969). Denne hypotesen sier at det er en negativ relasjon mellom eiendomsskatt og boligprisene, og i nyere tid har flere studier bekreftet denne relasjonen. Det som gjør vår nettopp analyse unik, er at tidsrommet spenner seg over en lengre periode enn hva vi finner i litteraturen forøvrig. I tillegg har det i løpet av vår studerte periode blitt innført en reform som utvidet kommunenes adgang til å skattlegge boliger. Det er derfor svært interessant å finne ut om kapitaliseringseffekten er til stede og om den vedvarer gjennom denne perioden.

## 1.2 Oppgavens oppbygning

Oppgavens oppbygning er utformet for å redegjøre for og sammenstille litteratur og teori med den empiriske analysen. Målet er at leseren vil sitte igjen med en god forståelse for rammeverket analysen er tuftet på. I kapittel 2 vil vi gjennomgå eiendomsskatten i Norge fra et historisk perspektiv, samt legge frem rammeverket og hensikten eiendomsskatten har tjent i nyere tid og frem til i dag. Videre vil vi i kapittel 3 legge frem relevant litteratur og teori tilknyttet problemstillingen.

Vår empiriske analyse bygger på anerkjente økonometriske metoder og et omfattende datamateriale innhentet fra flere kilder. I kapittel 4 vil vi legge frem vårt datamateriale og drøfte valg av variabler. Deretter drøftes metode og rammeverk for empirisk tilnærming i kapittel 5. Resultatene og drøfting av den empiriske analysen legges frem i kapittel 6. Til slutt vil vi i kapittel 7 oppsummere oppgaven. Vi anbefaler å lese kapitlene i den rekkefølge de er lagt frem. Forfatterne står selv ansvarlig for alle eventuelle feil.

## KAPITTEL 2

---

### Eiendomsskatt

---

Eiendomsskatt er en kommunal skatt som utskrives på en eiendoms takstmessige verdianslag med en bestemt sats, uavhengig av inntekts- og formuesforhold. Eiendomsskatt er den eneste inntektskilden som kommunen har selvråderett over – både med tanke på innføring og anvendelse (KS, 2018b).

#### 2.1 Eiendomsskattens historie i Norge

Norge har en lang tradisjon i å utskrive eiendomsskatt, og allerede i middelalderen ble såkalte «jordebøker» opprettet (Gerdrup, 1998). Disse førte oversikt over skattbare gårdsbruk underlagt kirken, kronen eller private godseiere, og kan ses på som datidens matrikler<sup>1</sup>. For å sikre statens tilførsel av midler trengtes en inntektskilde som hadde en rimelig grad av stabilitet og forutsigbarhet, og å utligne skatt på matrikkelen gjorde nettopp dette. Hver eiendom ble tildelt en *matrikkelskyld* som var et mål på eiendommens verdi, og dette dannet utgangspunktet for beregningen av datidens form for eiendomsskatt (Imsen and Winge, 1974). I 1665 ble en landsdekkende skattematrikkel opprettet med oversikt over samtlige jordeiendommer med tilhørende

---

<sup>1</sup>Et offentlig register over grunneiendommer.

skattemessig verdi, og erstattet da jordebøkene (NOU 1996: 20). I starten ble skatten regnet ut fra årlig omkastning på gården, og ble derfor gjerne betalt med gårdens produkter i form av blant annet smør, korn, fisk og skinn. Etter en omorganisering av skattevesenet ble skatten fra og med 1838 regnet i mynt, der skattens størrelse ble fastsatt ut fra en «normalgård» i et herred (kommune) og hver skattbar eiendoms skyld ble regnet ut i fra denne (Imsen and Winge, 2004).

I siste halvdel av 1800-tallet var eiendomsskatten kommunenes viktigste inntektskilde og utgjorde på det meste en tredjedel av kommunenes totale inntekter (NOU 1996: 20, s.12). Dette kommer av at Norge på den tiden var en bytteøkonomi der individene selv produserte det meste av det de trengte. Kun 6 prosent av befolkningen arbeidet på denne tiden innenfor industrien, og under 10 prosent av befolkningen levde i byene<sup>2</sup>.

Frem til 1882 var det ingen regulering i å skattlegge ut fra eiendom og formue, eller inntekt og næring. En ny lov regulerte dette forholdet, samt hva som skulle kreves inn av stat og kommune. Den fastslo at formue og inntekt skulle være hovedutligningsgrunnlaget både for by og land, hvilket gjorde at eiendomsskatten i mindre og mindre grad bidro som inntektskilde, og kun utgjorde en tiendedel av skatteinntektene i landkommunene ved århundreskiftet (NOU 1996: 20, s.12).

I land- og byskatteloven av 18.august 1911 så man en endring i lovteksten mot slik vi kjenner den i dag (NOU 1996: 20). For landkommunener var det nå opp til dem selv å vurdere om de ønsket å kreve inn eiendomsskatt eller ikke. For bykommunene var eiendomsskatten derimot obligatorisk da man her kunne nyte godt av tjenester man typisk ikke så hos landkommuner – for eksempel vann- og kloakksystem. Utover 1900-tallet fortsatte eiendomsskattens betydning for kommunefinansieringen å falle, og på midten av 1900-tallet utgjorde eiendomsskatten omtrent én hundrededel av kommunenes totale inntekter. Inntekts- og formuesskatt var nå blitt dominerende som inntektskilder (NOU 1996: 20, s.14).

## 2.2 Eignedomsskattelova

Gjeldende praksis fremkommer i Eignedomsskattelova av 6. juni 1975 nr. 29 (Eignedomsskattelova, 1975). Eiendomsskatten defineres som en kommunal skatt der den enkelte kommune selv

---

<sup>2</sup>Til sammenligning bodde 82% av befolkningen i tettsteder ved inngangen til 2019 (Haug, 2019).

avgjør hvorvidt den skal innføres, samt utformingen av den. Opprinnelig kunne eiendomsskatten utskrives på bolig, verker og bruk, eller kun sistnevnte. Jfr. § 3 i Egedomsskattelova var det i all hovedsak eiendommer i et klart avgrenset område som helt eller delvis var utbygd på byvis<sup>3</sup> som var omfattet av loven. Etter Endringslov til Egedomsskattelova av 16. juni 2006 nr. 25 (Endringslov til egedomsskattelova, 2006) kunne hver enkelt kommune fra og med skatteåret 2007 velge å skrive ut eiendomsskatt på samtlige privat- og næringsseiendommer i kommunen. Jfr. Egedomsskattelova § 10 skal kommunestyrene selv fastsette skattesatser og utforming i forbindelse med utskriving av eiendomsskatten.

Frem til 2019 stod kommunene fritt til å sette en skattesats på mellom 2 og 7 promille av skattet grunnlaget. Hvis kommunen innførte eiendomsskatt, kunne den ikke være på mer enn 2 promille året den ble vedtatt innført. Økningen skulle i utgangspunktet heller ikke være på mer enn 2 promille det påfølgende året, men kunne likevel økes med 3 promille gitt at kommunen samtidig innførte bunnfradrag (Finansdepartementet, 2006). Bunnfradraget, som ikke har noen øvre grense, fastsettes av kommunestyret for samtlige eiendommer som ikke nyttes i næringsvirksomhet, og gis i form av et fast beløp.

Fra 2019 av kunne skattesatsen ligge mellom 1 og 7 promille, og ved innføring kunne ikke kommunen sette en sats høyere enn 1 promille det første året. Videre kunne ikke økningen være på mer enn 1 promille påfølgende år uten at kommunen samtidig innførte et bunnfradrag. I så tilfelle kunne denne være på 2 promille. Satsen kunne videre ikke økes det samme året som bunnfradraget falt bort (Finansdepartementet, 2018).

Fra 2020 vil maksimal promillesats settes ned fra 7 til 5 promille, og en obligatorisk reduksjonsfaktor på minst 30 prosent av beregnet markedsverdi innføres for all bolig- og fritidseiendom. Denne kommer i tillegg til bunnfradraget og vil bety at kommunen kan redusere skattegrunnlaget ytterligere. Den enkelte kommune kan også vedta en lokal reduksjonsfaktor. Videre så kan man i Finansdepartementet (2018) lese et forslag som omhandler at man på sikt ønsker å gjøre eiendomsskattetakseringen mer enhetlig på tvers av kommunene ved å bruke formuesgrunnlag som en obligatorisk beregningsmetode ved verdsettelse av boligeiendom.

---

<sup>3</sup>Et uklart begrep som var gjenstand for flere søksmål. Se for eksempel ankesaken mot Lunner kommune hvor den saksøkende part mente at eiendomsskatt ble ilagt uten juridisk grunnlag (Bjerkehagen, 2005).

## 2.2.1 Beregning av skattet grunnlag

Kommuner som utskriver eiendomsskatt på bolig skal beregne denne ut fra en andel av estimert markedsverdi. Jfr. Eieendomsskattelova § 8 skal dette skje enten ved å:

- (i) Selv besørge taksering av eiendommen
- (ii) Bruke Skatteetatens estimater for markedsverdi.

Førstnevnte beregningsmetode reguleres av Eieendomsskattelova § 8 A-2 der kommunen ved taksering skal sette verdien «til det beløp som en må gå ut fra at eiendommen etter sin innretning, bruksegenskap og beliggenhet kan bli avhendet for ved et fritt salg på det åpne markedet». En slik taksering skal jfr. § 8 A-3 skje hvert tiende år, hvilket betyr at taksten vil ligge fast uavhengig av svingningene i boligmarkedet forøvrig.

Sistnevnte metode fastsetter beregnet markedsverdi med utgangspunkt i Skatteetatens formuesgrunnlag – også kalt boligverdi (KS, 2018a). Dette utledes fra Statistisk sentralbyrås (SSB) beregningsmodell for boligverdi som baserer seg på 70 prosent av boligomsetningene i fritt salg i perioden 2009-2018 (Takle and Medby, 2019). Formuesverdien, også kalt ligningsverdi, er en gitt prosentandel av boligverdien, og er den verdien som Skatteetaten legger til grunn ved beregning av formuesskatt<sup>4</sup>. Etter å ha trukket bunnfradraget fra andelen av estimert markedsverdi kan eiendomsskatten ut fra denne metoden beregnes som beskrevet i tabell 2.1.<sup>5</sup>

**Tabell 2.1:** Eksempel på beregning av eiendomsskatt basert på formuesgrunnlag.

Boligverdi		kr10,000,000
Eiendomsskattegrunnlaget	70% av boligverdi	kr7,000,000
– Bunnfradrag	Ingen øvre grense	kr1,500,000
Grunnlaget for beregning av eiendomsskatt		5,500,000
Eiendomsskatten (1-7‰)	3‰	16,500

Begge de overnevnte metodene skal gjenspeile eiendommens markedsverdi – tross i avvikende beregningsmetoder. Selv om det kan være betydelige avvik for enkeltboliger, er det – ifølge en rapport utarbeidet av Senter for økonomisk forskning (SØF) og Oslo Economics, godt samsvar mellom de ulike beregningsmetodene med en forskjell på 3% (Oslo Economics and Senter for

<sup>4</sup>Boliger har en formuesverdi som inngår i grunnlaget for formuesskatten i likhet med annen realkapital (Innst. O. nr. 115 (2000-2001), s. 17)

<sup>5</sup>Se Takle and Medby (2019) for en nærmere spesifisering rundt utregning av boligverdien og hvordan denne beregnes med utgangspunkt i areal, boligtype, geografi og alder.

økonomisk forskning (SØF), 2017).

Etter en endring i Eiendomsskattelovens § 8 C-1 åpnet man i 2014 for at kommunene, fremfor å bruke egne eiendomsskattetakster, kunne bruke formuesskattegrunnlaget i eiendomsskatteformål i den hensikt å la eiendomsskattegrunnlaget variere i takt med prisutviklingen i markedet for boliger, samt å redusere kostnadene knyttet til taksering av bolig (Oslo Economics and Senter for økonomisk forskning (SØF), 2017). På denne måten ville en se økte inntekter fra eiendomsskatt hos de kommunene som benyttet denne beregningsmetoden, alt annet likt (Innst. 4 L (2012–2013), s. 17).

## 2.3 Eiendomsskatten i Norge

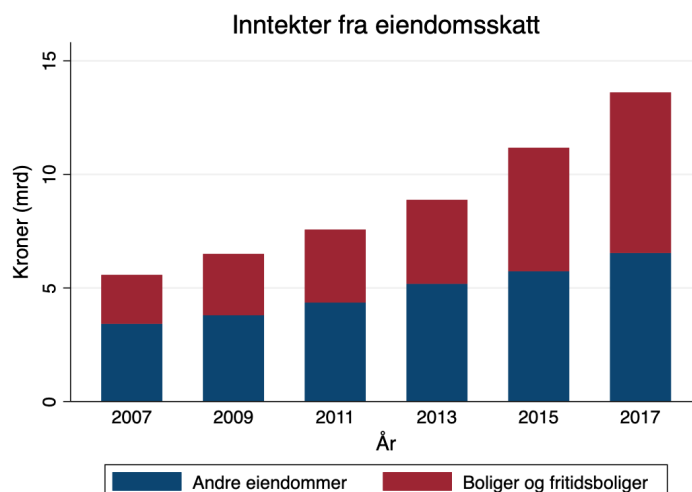
**Tabell 2.2:** En oversikt over eiendomsskatten (SSB, 2019a).

	2007	2013	2019
Kommuner med eiendomsskatt	272	330	371
Har eiendomsskatt bare på kraftanlegg/-nett, vindkraftverk og petroleumsanlegg	137	113	63
Har eiendomsskatt i byområder og på kraftanlegg/-nett, vindkraftverk og petroleumsanlegg	80	14	4
Har eiendomsskatt bare i områder utbygd på byvis	..	1	0
Har eiendomsskatt i hele kommunen	55	177	260
Gjennomsnittlig generell skattesats (promille)	6,1	5,9	5,7
Kommuner med differensiert skattesats	20	75	147
Kommuner med bunnfradrag	60	92	107
Kommuner som benytter formuesgrunnlag ved verdsetting av boliger	..	..	72
Gjennomsnittlig eiendomsskatt på en enebolig på 120 kvadratmeter (kr)	1 668	3 109	4 204
Eiendomsskatt, totalt (1,000,000 kr)	5 575	8 879	..
Eiendomsskatt fra annen eiendom (1,000,000 kr)	3 426	5 186	..
Eiendomsskatt fra boliger og fritidseiendommer (1,000,000 kr)	2 149	3 693	..
Andelen av eiendomsskatt fra annen eiendom (prosent)	61,5	58,4	..
Andelen av eiendomsskatt fra boliger og fritidseiendommer (prosent)	38,5	41,6	..
Eiendomsskatt i prosent av brutto driftsinntekter, konsern	2,2	2,4	..

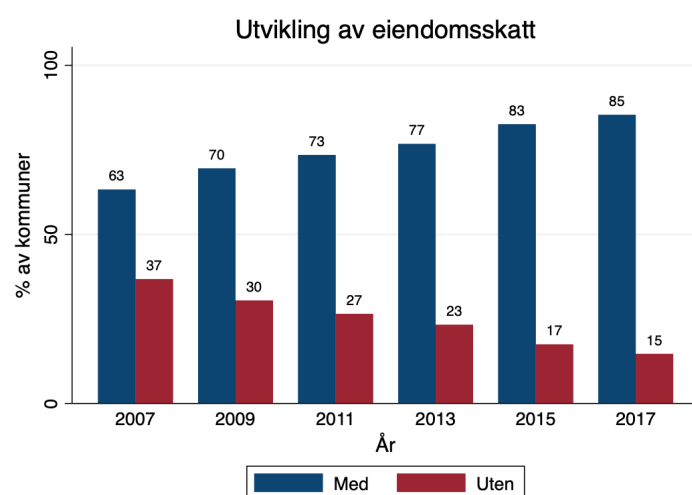
Eiendomsskatten er stadig aktuell og vies mye oppmerksomhet i den offentlige debatten<sup>6</sup>. De som stiller seg negativt til eiendomsskatt mener blant annet at den rammer skjevt da den ved utskrivning ikke tar hensyn til eventuell gjeld som måtte hvile på eiendommen eller eiers betalingssevne. Dette til forskjell fra de som stiller seg positive til eiendomsskatt og mener at man ved hjelp av bunnfradrag kan bidra til at eiendomsskatten i størst grad belaster bemidlede boligeiere og således fungerer som et godt omfordelingsinstrument (Stortinget, 2019). Eiendomsskattens påvirkning av boligprisene kan påvirke hvilke kjøpere som kan realisere boligkjøp og slik sett gi fordelingsmessige effekter, men det er uenigheter rundt dette (Rosen and Gayer, 2009, s.519).

<sup>6</sup>Se for eksempel samlesiden om eiendomsskatt til NRK.no (NRK, 2020).





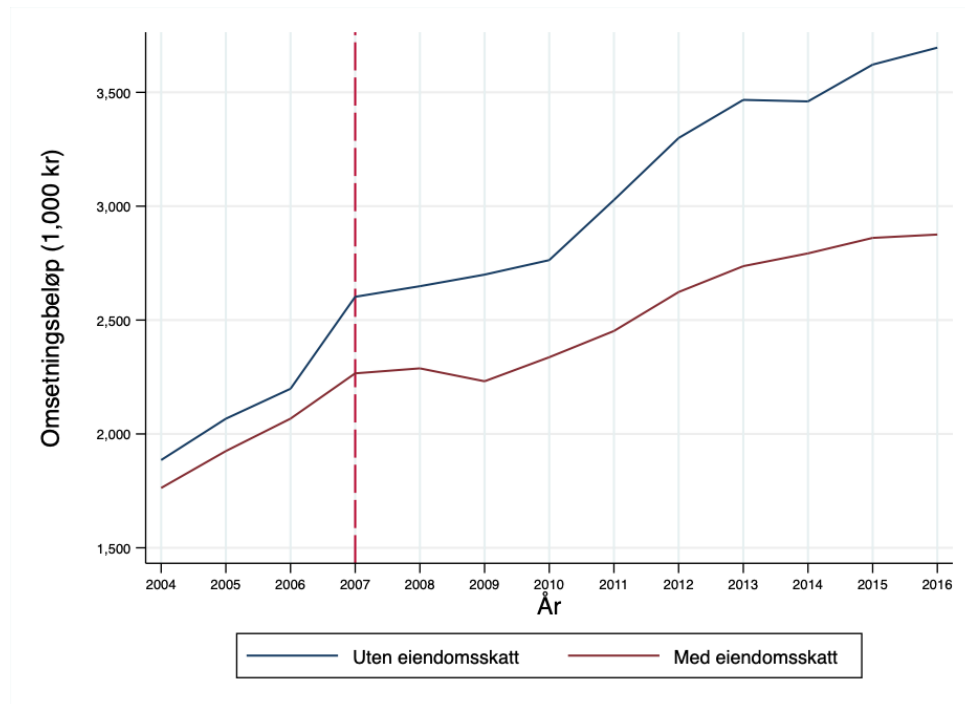
(a) Inntekt fra eiendomsskatt i Norge i perioden 2007 til 2017.



(b) Andel kommuner med og uten eiendomsskatt i perioden 2007-2017.

**Figur 2.1:** Figurene viser utviklingen av eiendomsskatt i Norge (SSB, 2019a)

Fra tabell 2.2 kan vi blant annet lese at ved utgangen av 2019 hadde 371 av 422 kommuner innført eiendomsskatt, noe som tilsvarer nærmere 90 prosent av samtlige kommuner i Norge. 260 kommuner hadde eiendomsskatt i *hele* kommunen (SSB, 2019a). Den gjennomsnittlige generelle eiendomsskattesatsen var 5.7 promille, der 63 kommuner anvendte en skattesats på bolig- og fritidseiendom som lå over 5 promille, mens 101 kommuner anvendte en sats på over 4 promille (Finansdepartementet, 2019). Videre hadde 107 kommuner innført bunnfradrag, med et gjennomsnitt på 332,000 kroner (SSB, 2019b). Kommunen med det laveste bunnfradraget var Røst, med kroner 10,000. Til sammenligning hadde Oslo det høyeste bunnfradraget med kroner 4,600,000.

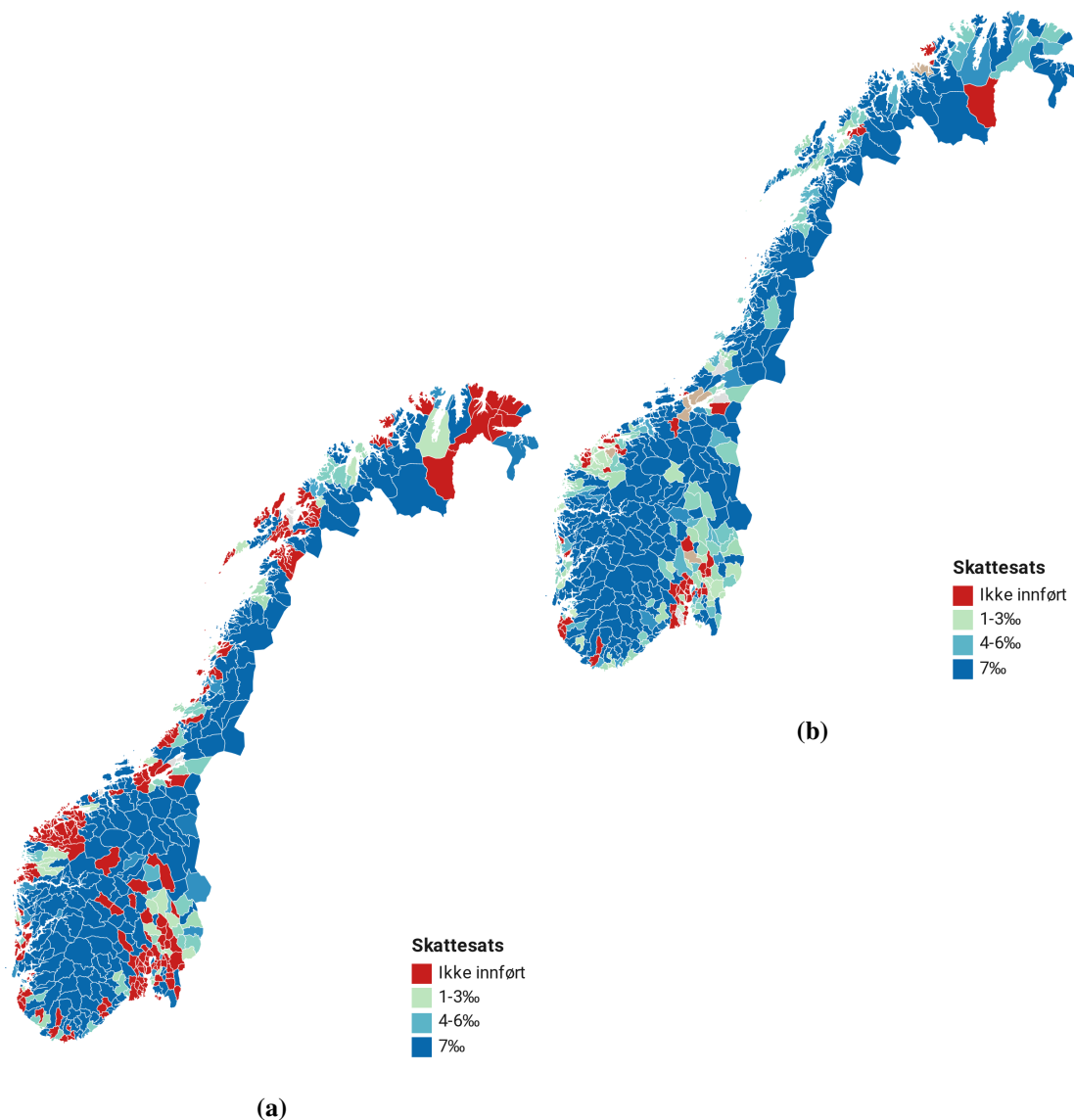


**Figur 2.2:** Prisutvikling på omsetningsbeløp av eiendommer med og uten eiendomsskatt i Norge i perioden 2004-2016. *Kilde:* Egne utregninger basert på datasett innhentet fra Norkart.

I figur 2.1 kan vi se utviklingen i kommunens inntekter fra eiendomsskatt samt utviklingen i andelen kommuner som har implementert denne i perioden 2007 til 2017. Som nevnt i kapittel 2.2 kunne hver enkelt kommune fra og med skatteåret 2007 velge å skrive ut eiendomsskatt på samtlige privat- og næringsseiendommer i kommunen<sup>7</sup>. Dette har ført til at man fra 2007 har sett en gradvis økning i kommuner med eiendomsskatt i Norge, som vist i figur 2.1. I figur 2.1a fremkommer det at de samlede eiendomsskatteinntektene til kommunene i perioden 2007-2017 har mer enn doblet seg i størrelse, med økningen i bolig- og fritidseiendom som hovedbidragsyter. Dette må ses i sammenheng med at stadig flere kommuner innfører eiendomsskatt, samt at kommuner som før bare utskrev eiendomsskatt på verk og bruk har utvidet skatteområdet til å gjelde andre typer eiendommer (Oslo Economics and Senter for økonomisk forskning (SØF), 2017). I tillegg kan man av figur 2.2 se at det mellom 2006 og 2007 skjedde et hopp i omsetningsbeløp av eiendommer i kommuner uten eiendomsskatt. Dette førte til at forskjellen i omsetningsbeløpet mellom kommuner med og uten eiendomsskatt ble merkbart større, og at dette er trend som man kan se at har fortsatt.

I figur 2.3 vises to kart over Norge som illustrerer hvordan eiendomsskatten har utviklet seg fra

<sup>7</sup>Jfr. Endringslov til Eieendomsskattelova av 16. juni 2006 nr. 25 (Endringslov til eieendomsskattelova, 2006)



**Figur 2.3:** (a) Eiendomsskattesats i 2007. (b) Eiendomsskattesats i 2019.  
*Kilde:* (SSB, 2019a)

2007 til 2019. Kommuner i rødt viser de som ikke har innført eiendomsskatt, og man kan se at denne andelen har falt over de siste 12 årene. Samtidig så kan man observere en markant økning blant andelen kommuner som har endret eiendomsskattesatsen til høyere nivåer.

## KAPITTEL 3

---

### Teori

---

I løpet av livet eier 98 % av alle nordmenn sin egen bolig, og i et internasjonalt perspektiv er eiendomsskatt den vanligste formen for lokal skattlegging (Lundesgaard, 2018; Borge, 2004b). Å studere eiendomsskattens effekt på en boligs verdi er derfor av stor interesse. I dette kapitlet belyses tidligere forskning og sentral litteratur om eiendomsskattens betydning for boligprisene.<sup>1</sup>

### 3.1 Bakgrunn og litteratur

Tiebout (1956) danner i sin modell et teoretisk rammeverk for tilpasning av lokale skatter og kollektive goder som i korte trekk danner utgangspunktet til den teoretiske begrunnelsen for at eiendomsskatten slår ut i boligprisene. Tiebout tar utgangspunkt i Musgrave-Samuelsons analyse som viser at det ikke finnes en ren markedsløsning for finansiering av kollektive goder og tjenester (Musgrave, 1939; Samuelson, 1954). Dette vil si at det ikke eksisterer en mekanisme som gjør at individene avslører sine «faktiske» preferanser for kollektive goder, og at det

---

<sup>1</sup>Se for eksempel fremstillingen til Guttorm Schjelderup i NOU 1996: 20, Guilfoyle (2000) eller Rosen and Gayer (2009) for ulike syn på eiendomsskattens insidens og effektivitet.

dermed finnes insentiv for individene til å oppgi en lavere betalingsvillighet for disse – hvilket gjør dem til «gratispassasjerer». En optimal tjenesteproduksjon kan derfor ikke sikres (Hilber, 2017, s.303).

Tiebout anerkjenner at dette kan stemme for kollektive goder, men at ulike nivåer på skatt og *lokale kollektive goder* blant kommunene likevel kan føre til at konsumentene bosetter seg der hvor deres preferanser blir best ivaretatt og hvor tjenesteproduksjonen er effektiv (Zodrow, 1983). Det er dette vi kjenner som «Tiebout-hypotesen» (Hilber, 2017). Kommunene konkurrerer om å tilby et vidt utvalg av ulike tjeneste- og utgiftsnivåer, der individene avslører sine preferanser for lokale kollektive goder og skattenivå gjennom valg av bosted, kjent som «foot-voting»-mekanismen<sup>2</sup>. Dette oppstår som følge av at individene er perfekt mobile og kostnadsfritt kan flytte mellom kommunene ut fra deres betalingsvilje og preferanse rundt kommunens tjenester, og resulterer dermed i en effektiv ressursallokering – uten at sentrale myndigheter bestemmer et felles utgiftsnivå<sup>3</sup> (Fiva, 2007). Ifølge Stiglitz (1983) kan man her betrakte konkurransen mellom kommunene på samme måte som bedrifter som konkurrerer om kunder. Av samme grunn som at konkurranse mellom bedrifter er sunt, kan også konkurranse mellom kommuner betraktes som et sentralt argument for å ha nettopp kommuner – hvis mål er å drive i befolkningens beste interesse gjennom valgte kommunestyrerepresentanter (Rattsø, 2003). Sistnevnte åpner opp for å diskutere insentiveffekter, men dette vil ikke bli videre diskutert her<sup>4</sup>. Altså, på samme måte som man sammenligner bensinpriser, vil også tjenestetilbud og avgifter sammenlignes på tvers av kommunegrensene (Rattsø, 2003, p.25).

Fra det overnevnte ser vi at individene kan påvirke det kommunale tjenestetilbudet ved flytting. Preferansene til kommunens innbyggere blir mer homogene, mens kommunene *seg i mellom* blir mer heterogene. Like innbyggere medfører blant annet at problemer knyttet til kollektive beslutninger reduseres (Zodrow, 1983), mens ulike innbyggere byr på problemer grunnet ulike ønsker om tjenestetilbud og skattenivå. Resonnementene forutsetter riktignok at det foreligger et sett med strenge antagelser som må oppfylles for at migrasjonslikevekten ved en perfekt «Tiebout-sortering» kan realiseres. Disse strenge antakelsene har modellen blitt kritisert for

---

<sup>2</sup>Tiebout betraktet dette som løsningen på problemet til Musgrave (1939); Samuelson (1954)

<sup>3</sup>Samuelson (1954) insisterte derimot på at en slik løsning var nødvendig grunnet nyttemaksimerende agenter.

<sup>4</sup>Se Buchanan (1965) om det offentlige som opptrer som en «Leviathan» og ikke en velmenende samfunnsplanlegger, «homevoter»-hypotesen presentert i Fischel (2001) om å utøve press på beslutningstakere, samt Oates (2005, 2001) som argumenterer for at eiendomsskatten fremstår som synlig og dermed skaper bevissthet rundt kostnadsnivåer.

(Rubinfeld, 1987).

Oates (1969) kritiserer særlig Tiebout-hypotesens antakelse om full mobilitet for å være urealistisk, da innbyggerne av ulike grunner er mindre mobile enn modellen antar. I teorien vil det faktisk at individene er mobile skape en sortering av individer i homogene kommuner, som nevnt ovenfor, men i praksis er det lettere å se for seg at dette skjer i bydeler rundt en storby (Rattsø, 2003, s.24). Dette fordi urbanisering har bidratt til å skape boligområder i omegn av sentrale arbeidsplasser – hvilket gjør modellen mer realistisk (Oates, 1969).

Tiebout-hypotesen tar ikke for seg eiendomsskatt og kapitalisering, men forutsetter at kommunal tjenesteproduksjon er finansiert gjennom en koppskatt<sup>5</sup> – altså må hypotesen videreutvikles for å bli relevant i den sammenhengen. Finansiering av det kommunale tjenestetilbudet ved hjelp av en slik skatt vil fortone seg som urettferdig og kontroversiell med tanke på fordeling. Siden vi i Norge har et progressivt skattesystem kan vi si at koppskatt ikke er en realistisk kilde til finansiering – hvilket eiendomsskatten er (Kommunal og arbeidsdepartementet, 1997).

Avslutningsvis kan man som et eksempel tenke seg at dersom husholdninger verdsetter god barnehagedekning vil de velge kommuner med nettopp dette. Dermed kan høy barnehagedekning føre til økte boligpriser i kommunene det gjelder, alt annet likt.

## 3.2 Kapitalisering

I litteraturen er eiendomsskatten kjent for å kapitaliseres i boligprisene, alt annet likt – se blant andre Oates (1969) og Borge and Rattsø (2014). Dette betyr at en høyere eiendomsskatt, eller innføring av denne, medfører en reduksjon i verdien på boligen.

I teorien om kapitalisering, fremstilles dette på bakgrunn av prinsippet om at boligprisen er lik nåverdien av leieinntektene minus nåverdien av fremtidige eiendomsskatteinnbetalinger tilknyttet boligen<sup>6</sup> (NOU 1996: 20). For eksempel vil «full kapitalisering» bety at boligprisen er 1 krone lavere i tilfeller hvor nåverdien av eiendomsskattebetalingene er 1 krone høyere (Fischel et al., 1988). Kapitaliseringsgraden er da 100%, og den fulle skattebyrden ligger hos boligeier.

<sup>5</sup>«Hodeskatt» - En form for personskatt hvor alle betaler samme sum.

<sup>6</sup>I henhold til Brueckner (1982) vil det ikke spille en rolle hvorvidt man ser på selveid eller leid bolig, da man i likevekt uansett må være indifferent mellom å eie eller leie. Et krav er at nåverdien av de diskonterte leieinntektene er lik markedsprisen pluss nåverdien av de diskonterte eiendomsskatteinnbetalingene.

I tilfeller hvor nåverdien er lavere vil vi ifølge Borge and Rattsø (2014) ha «delvis kapitalisering», der skattebyrden også deles med fremtidige kjøpere.

La oss først se på et eksempel basert på Fischel et al. (1988). Anta at Ola og Kari begge bor i den samme kommunen, og ellers er identiske på alle nivåer bortsett fra at den ene betaler 1,000kr mer i eiendomsskatt (se kapittel 2 for mulige forklaringer). Med en antatt diskonteringsrate på 5%<sup>7</sup> vil differansen i nåverdien av fremtidig utskrevet skatt mellom de to være 20,000kr. Dersom markedsverdien på vedkommendes bolig reduseres med tilsvarende beløp har vi et tilfelle av «full kapitalisering».

Det er naturlig å tro at boligkjøpere ønsker informasjon om framtidige skatteforpliktelser. Antagelsen om full tilgang på informasjon er noe Tiebout-hypotesen kritiseres for, blant annet av Ingram and Hong (2007), men som Oates (1969) viser at boligkjøpere faktisk har (Fischel, 2001). Bickers and Stein (1998) finner blant annet at kjøpere ikke nødvendigvis baserer seg på offentlig tilgjengelig data, men heller har en heuristisk tilnærming der man simpelthen spør seg frem.

Diskonteringsrenten,  $i$ , er avkastningskravet<sup>8</sup> justert for risiko, og muliggjør økonomiske vurderinger på kontantstrømmer ved ulike tidspunkt – for eksempel konsum nå mot konsum senere. Nåverdien av en fremtidig kontantstrøm er det beløpet et individ vil betale i dag i bytte mot å motta den fremtidige kontantstrømmen. For eksempel vil nåverdien av å unngå 1 krone i eiendomsskatteutbetaling om to år være  $1/(1+i)^2$ . Hvis vi følger Brueckner (1982), og unngår å inkorporere effekten av å differensiere på boligens livsløp, kan vi anta at den har uendelig levetid. Dermed vil nåverdien av å unngå 1 krone i eiendomsskatteinnbetaling være gitt ved  $1/i$ . I løpet av boligens livsløp vil man derimot få

$$\sum_{n=1}^N \frac{1}{(1+i)^n} \quad (3.1)$$

I valget mellom to boliger antar vi at rasjonelle individer velger boligen med lavest nåverdi på eiendomsskatteinnbetalingene, alt annet likt, men boligens markedsverdi påvirkes av flere faktorer enn eiendomsskatt alene. Videre vil vi se at kapitalisering av det kommunale tjenestetilbudet, så vel som egenskaper ved boligen og markedet forøvrig vil være med å påvirke boligpri-

---

<sup>7</sup>Lik den anvendt av Oates (1969).

<sup>8</sup>Laveste avkastning for lønnsom investering, gjerne sammenlignet med lignende investeringer.

sene. Eiendomsskatten kapitaliseres i boligprisen, alt annet likt, fordi en rasjonell husholdning vil betale mer for en bolig med lav eiendomsskatt, og mer for et godt utbygd kommunalt tjenestetilbud (Fischel et al., 1988, s.52). På denne måten kan man ikke nødvendigvis forvente at tilbudet av kommunale goder vil utligne effekten av eiendomsskatten (Fischel et al., 1988).

### 3.3 Modell og rammeverk

Vi skal her betrakte en standard modell som i hovedsak er basert på Fischel et al. (1988), men betrakter også Yinger (1982), Ross and Yinger (1999), Zodrow (1983), Brueckner (1982) og Borge and Rattsø (2014)<sup>9</sup>.

Wallace E. Oates var i sin studie fra 1969 den første til å gjennomføre en empirisk undersøkelse om kapitalisering av eiendomsskatt og lokale kollektive goder. Han fremla økonometrisk bevis for at boligkjøpere er klar over forskjeller i kommuners skatte- og tjenestenivå ved å benytte tversnittdata fra forsteder i New Jersey (Oates, 1969). I studien fremkom det at en økning i utgifter til tjenesteproduksjon medførte en økning i boligprisene. Økte utgifter knyttet til eiendomsskatt medførte derimot en reduksjon i boligprisene. Altså behøver ikke nødvendigvis eiendomsskatten å påvirke boligprisene negativt, så lenge den fullt ut går med til å bedre tjenestetilbudet. Oates (1969) fant et signifikant negativt forhold mellom den effektive eiendomsskattesatsen og boligprisen, samt et signifikant positivt forhold mellom lokale kollektive goder<sup>10</sup> og boligprisen. Resultatene er konsistente med Tiebout (1956) der rasjonelle individer veier nytten av lokale kollektive goder opp mot kostnaden knyttet til eiendomsskatt i sitt valg av lokasjon. Under antagelsen om å holde alt annet likt, varierte boligprisene positivt med kvaliteten på det kommunale tjenestetilbudet (Pollakowski, 1973). Det fremkommer videre av Oates analyse at hvis en kommune økte eiendomsskattesatsen og samtidig benyttet denne ekstra skatteinntangen til å forbedre kvaliteten på skolene, ville nytten fra den økte kostnaden enten oppveie eller mer enn oppveie for de økte satsene.

Vi betrakter en ligning for kapitalisering av eiendomsskatt gitt ved

$$V = \frac{R}{r} - \frac{T}{r} \quad (3.2)$$

<sup>9</sup>For en oppsummering av tidligere studier bes leseren henvende seg til Fischel et al. (1988).

<sup>10</sup>Oates (1969) benyttet utgifter per skoleelev som indikator på kvalitet på lokale kollektive goder.



der  $V$  representerer boligprisen eller markedsverdien på objektet,  $R$  representerer det som i litteraturen omtales som «rent for housing», altså «leieinntektene» – hva husholdningen er villig å betale per år for boligen før skatt,  $T$  er eiendomsskattebetalingen og  $r$  er diskonteringsraten. Dette er en forenklet versjon av den benyttet av Borge and Rattsø (2014). Man har her at markedsverdien er lik nåverdien av leieinntektene minus nåverdien av eiendomsskattebetalingene. Ligningen skal snart utvides til å gjelde flere av boligens egenskaper. Videre har man den effektive skattesatsen definert ved  $t = T/V$ , der eiendomsskattebetalingen er gitt ved  $T = tV$ . Vi setter inn for  $T$  i ligning 3.2 og får at

$$V = \frac{R}{r} - \frac{tV}{r} \Rightarrow V = \frac{R}{(r + t)} \quad (3.3)$$

I litteraturen benyttes ofte variasjoner av sistnevnte ligning, der  $R$  kan være en funksjon av egenskaper ved boligen, det kommunale tjenestetilbudet eller karakteristika ved kommunen forøvrig (Fischel et al., 1988). Mens Fischel et al. (1988) antar at  $R$  kan betraktes som en multiplikativ funksjon av karakteristika ved boligen,  $R_1$  til  $R_m$ , følger Borge and Rattsø (2014) rammeverket til Brueckner (1982), og lar  $R$  representere leie for boligen. Dermed kan man benytte rammeverket utviklet av Bruckner, hvor husholdningens «bid-rent» er gitt ved

$R = R(H, Q, A, Y)$ . Her er  $H$  definert som kvaliteter ved boligen,  $Q$  ved kommunale tjenester,  $A$  som eksogene karakteristika ved kommunen og  $Y$  som inntekt. Hensikten med dette er å estimere boligprisen som funksjon av blant annet kommunale karakteristika og eiendomsskattenivået, der kapitaliseringshypotesen forstås ut i fra boligmarkedet og individenes mobilitet. Rammeverket fordrer at husholdningene er antatt å ha identiske preferanser, men ulik inntekt. Videre er tilbudet av boliger gitt, slik at verdien på boligene er drevet av etterspørselen.

Husholdningene ønsker å maksimere sin nytte, gitt ved  $U(H, Q, A, X)$ . Dette betyr at man får en budsjettskranke gitt ved privat konsum  $X$ , der  $X = Y - R - T$ .  $T$  er skattekostnader og  $R$  representerer leie for boligen, altså husholdningens «bid-rent» som en funksjon av de ulike egenskapene nevnt ovenfor. Maksimal nytte er begrenset av inntekten  $Y$ . Dette gir oss likevektsbetingelsen der individene fordeler seg mellom kommunene slik at  $U(Y) = U(H, Q, A, X)$  er den samme i alle kommuner. Attributtene i  $R$  tilpasser seg slik at boligmarkedet havner i likevekt. Innsatt for  $X$ , samt ved å se bort fra livsløpet til boligen, kan vi dividere uttrykket på diskonteringsfaktoren  $r$  og få den diskonterte nåverdien. Siden vi allerede fra ligning 3.3 har en

relasjon mellom eiendomsskattebeløp, skattesats og eiendomsverdi, følger det at

$$V = \frac{R(H, Q, A, Y)}{r + t} \quad (3.4)$$

Her er eiendomsskatten definert som effektiv skattesats, altså det som betales for gitt markedsverdi på bolig. Med konstant rente får vi boligprisligningen på redusert form gitt ved

$$V = V(H, Q, A, Y, t) \quad (3.5)$$

Fra ligning 3.5 kan vi se at en endring i eiendomsskatten, om man holder alt annet likt, fører til en endring i boligens verdi. Dersom to boliger er identiske, men har ulik eiendomsskatt, vil husholdningen foretrekke den uten eiendomsskatt for å maksimere egen nytte. Boligen med eiendomsskatt må med andre ord prises lavere for at husholdningen skal opprettholde likt nyttenivå. Ved full kapitalisering vil verdireduksjonen tilsvare nåverdien av forventet utskrevet eiendomsskatt.



## KAPITTEL 4

---

### Data

---

I dette kapittelet presenteres datamaterialet og variablene som danner utgangspunktet for den empiriske analysen.

Det har i arbeidet med denne oppgaven blitt samlet inn transaksjonsdata på kommunenivå av samtlige boligtransaksjoner i Norge i perioden 1. januar 2003 til 31. desember 2019. Opplysningene som er benyttet, bygger på Kartverkets sentrale matrikkel<sup>1</sup> og grunnbok, og er utlevert og produsert av Norkart AS – en norsk leverandør av geografiske informasjonssystemer. Norkart har vurdert at utlevering kan skje med hjemmel i §3 fra Forskrift om opplysninger fra grunnbok og matrikkel (2013). Kommunespesifikke data er innhentet fra tjenestene til Statistisk sentralbyrå (SSB) og Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD). Oppgaven er skrevet i sin helhet i L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X, og rådata er bearbeidet i Excel og STATA der regresjonsanalysen er foretatt i sistnevnte. Datamateriale er innhentet og samordnet av forfatterne, som også står ansvarlige for analysen og eventuelle feil som har forekommet.

---

<sup>1</sup>Matrikkelen er landets offisielle eiendomsregister og inneholder en oversikt over samtlige eiendommer, eiendomsgrenser, adresser og bygninger.

## 4.1 Transaksjonsdata

Datamaterialet benyttet i analysen består av transaksjonsdata for 413 kommuner i perioden 2004-2016, og inneholder informasjon om omsetningsbeløp, bruksareal og boligtype. Tidsperioden er valgt med hensyn på tilgjengelig data. Som det fremkommer av tabell 4.1 består utvalget av 27% av det opprinnelige datasettet som utgjør matrikkelen. Dette er et register over eiendommer, der en eiendom kan være en grunneiendom – typisk en villa med tomt, men også en seksjon – ofte en selveierleilighet. Matrikkelen inneholder *alle* eiendommer som er omstatt, uten unntak.

**Tabell 4.1:** Rensing av datasett

	Transaksjoner	
	Originalt datasett	2,282,234 100%
Begrenser utvalget til årene 2004-2016		1,718,674
Bruksareal mellom 20-300 kvadratmeter		1,051,946
Omsetningsbeløp mellom kr100,000-kr15,000,000		1,019,019
Utvalget består av småhus (rekkehus og tomannsbolig), enebolig og leilighet		799,710
Anvendelsesgrunn er bolig		770,064
Fjerner Oslo og sammenslåtte kommuner i perioden 2004-2016		615,296
Ytterligere rensing		614,908
	Transaksjoner i datasett	614,908 27%

<sup>1</sup> *Merk:* I denne tabellen fremkommer det hvilke observasjoner som ekskluderes fra det originale datasettet som er basert på matrikkelen i perioden 2003-2016.

<sup>2</sup> *Kilde:* Basert på egne utregninger fra datasett.

I tabell 4.1 ser vi prosessen for rensing av datasettet før analysen starter. Først begrenses utvalget til å gjelde valgt periode. Deretter fjernes alle boliger med bruksareal under 20 og over 300 kvadratmeter. Dette er både for å fjerne statistiske uteliggere, boliger uten rapportert størrelse og for å homogenisere utvalget. Små boliger har ofte svært høye kvadratmeterpriser, mens store boliger har lave (Takle, 2012). Begge boligtypene appellerer til svært smale kjøpergrupper, hvilket gjør at markedet for disse boligene kan opptre ulikt det generelle markedet. Av samme grunn fjernes boliger med svært lavt og svært høyt omsetningsbeløp. Deretter tas observasjoner som ikke går under definisjonene av småhus, eneboliger eller leiligheter ut. Til sist fjernes boliger omsatt i Oslo og sammenslåtte kommuner. Grunnen til at Oslo tas ut er at boligmarkedet i hovedstaden opptre ulikt landet forøvrig (Bjørnstad, 2016). Ved ytterligere rensing repeteres prosessen for å forsikre oss om at alle observasjoner som skal fjernes har blitt fjernet.

I perioden utvalgt for denne studien, ble det i følge Statistikkbanken til SSB foretatt 1,040,507

omsetninger av boligeiendommer med bygning i fritt salg<sup>2</sup> (SSB, 2020a). Ved å subtrahere antall borettslag fra utvalget, står vi igjen med 568,331 transaksjoner av bygninger i fritt salg – omtrent 55% av omsetningene i perioden. Det må nevnes at det var først i 2006 at borettslag ble registrert i grunnboken<sup>3</sup> og at det derfor ikke finnes data fra før dette (Forskrift om registreringsgebyr for BRL-andel, 2006)

### 4.1.1 Boligkarakteristika

Det overnevnte datasettet inneholder informasjon om en rekke boligtransaksjoner med tilhørende opplysninger om det omsatte objektet. Deskriptiv statistikk for disse variablene er presentert i tabell 4.2. I tabellen kan man sammenligne gjennomsnittverdier på omsetningsbeløp, kvadratmeterpris og bruksareal for kommuner med og uten eiendomsskatt, samt standardavviket som sier noe om verdienes gjennomsnittlige avvik fra gjennomsnittet. Da denne studien ønsker å undersøke sammenhengen mellom eiendomsskatt og boligverdi vil omsetningsbeløp være den avhengige variabel som benyttes i hovedanalysen. For robusthet er også kvadratmeterpris og skatteinntekt per innbygger, heretter kalt per capita, benyttet. Av ovennevnte tabell, ser man at det er en signifikant størrelsesforskjell på gjennomsnittlig omsetningsbeløp på en enebolig i en kommune med eiendomsskatt sammenlignet med en kommune uten. Selv om tabell 4.2 ikke forteller oss annet enn at det er *tendenser* til forskjeller, hvilket betyr at man på ingen måte kan trekke noen konklusjon på basis av denne alene uten å anvende et økonometrisk rammeverk, kan det likevel sies å være i tråd med empiriske funn gjort av blant andre Ross and Yinger (1999); Borge and Rattsø (2014). Bruksareal er arealet av alle rom som er måleverdige<sup>4</sup>. Det forventes at bruksarealet har en positiv sammenheng med boligpris. Når man kun skiller utvalget på eiendomsskatt er det ingen nevneverdig forskjell i bruksareal. Om man derimot skiller på sentralitet og landsdel er forskjellen til tider betydelig. Dette kan studeres nærmere i vedlegg A.2.

Enebolig omfatter her en frittliggende enhet, for eksempel en villa. Småhus er valgt å defineres som rekkehus, tomannsbolig og andre småhus. Leilighet omfatter blokkleilighet – både andels- og selveierleilighet. I følge Levekårsundersøkelsen fra 2018 ligger andelen av norske hushold-

<sup>2</sup>Eierformer som andelsbolig og aksjebolig er ikke å regne som fast eiendom og er dermed ikke medregnet (SSB, 2020d)

<sup>3</sup>(Borettslagslova – brl, 2003, §6-1)

<sup>4</sup>Bruksareal er definert som alle målbare plan inne i bygningen, inkludert åpne arealer med overbygg (Byggeteknisk forskrift (TEK10), 2010, § 5-4)

ninger<sup>5</sup> som bor i frittliggende enebolig på 49%. For boligblokk eller bygård var andelen 25%, mens det for småhus var 20% (SSB, 2019c). Videre så var 65% av husholdningene bosatt i selveierenheter, mens 12% var bosatt i andels- eller aksjeeierenheter (SSB, 2015a). Fordelingen av omsatte boligtyper i datasettet kan ses i figur 4.1, hvor vi ser at det etter rensing er god overensstemmelse med fordelingen av transaksjoner i datasettet mot det som er registrert omsatt hos SSB.

Andre eierformer utover selveier, andel og de overnevnte boligtypene er utelatt fra analysen da disse går utenfor oppgavens analyseformål. Dette betyr blant annet at fritidsboliger, næringsseidommer og lignende *ikke* er medregnet.

**Tabell 4.2:** Deskriptiv statistikk for boligkarakteristika

	Med eiendomsskatt			Uten eiendomsskatt		
	Enebolig	Leilighet	Småhus	Enebolig	Leilighet	Småhus
Omsetningsbeløp (kr)	2,438,067 (1,450,798)	2,329,643 (1,211,391)	2,472,273 (1,082,235)	2,965,989 (1,843,116)	2,548,115 (1,382,533)	2,817,207 (1,409,457)
Pris per kvm (kr)	15,339 (11,926)	31,349 (13,727)	21,239 (9,673)	18,678 (13,904)	32,462 (12,867)	23,732 (10,054)
Bruksareal (kvm)	173 (55)	78 (30)	123 (43)	173 (57)	80 (29)	122 (40)
Obs.	168,930	158,930	68,441	79,293	92,150	47,164

*Merk:* Verdiene presentert her utgjør utvalget, og er beregnet som gjennomsnitt for årene 2004-2016. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100).

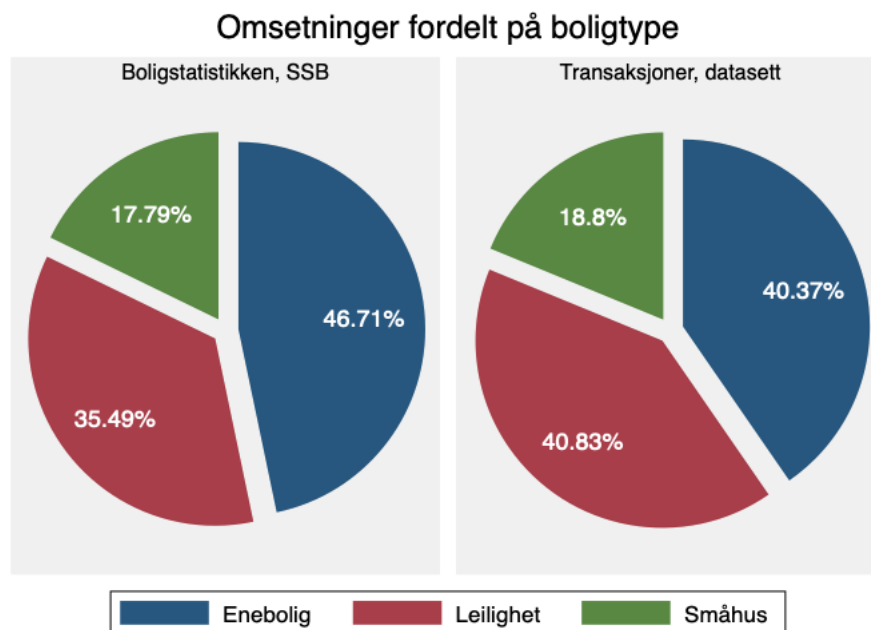
*Kilde:* Basert på egne utregninger fra datasett.

## 4.2 Kommunevariabler

### 4.2.1 Kommunekarakteristika

Variabler som er benyttet som karakteristika for kommunen er i hovedsak innhentet fra tjenestene til SSB og NSD. Vi skal her ta for oss variablene benyttet i analysen steg-for-steg; først ved å se på interessevariabelen eiendomsskatt, deretter øvrige faktorer.

<sup>5</sup>Omfatter alle personer som er fast bosatt i samme bolig med felles matbudsjett.



**Figur 4.1:** Andel av omsatte boligtyper i datasettet og i boligstatistikken (SSB, 2020b)

## Eiendomsskatt

Informasjonen om eiendomsskatt er hentet fra SSB og deres KOSTRA-database<sup>6</sup>. Grunnet mangelfull rapportering om eiendomsskattesats og hvorvidt den var utskrevet på bolig eller ikke før 2007, har vi supplert med rapporter fra Huseiernes Landsforbund<sup>7</sup> (Refling, 2007, 2013). Dessverre er disse rapportene kun utarbeidet for oddetallsår, altså har vi måttet gjort antagelser som at eiendomsskatt i 2003 og 2005 også betyr eiendomsskatt i 2004. Vi har ikke lyktes med å innhente informasjon om eiendomsskattesats før 2007 og har for de årene som manglet data etter 2007, regnet snitt av året før og etter. Siden eiendomsskattelovgivningen er et omfattende regelverk, og det er utallige unntak fra dette, har vi holdt oss til disse enkle antagelsene.

De innsamlede verdiene rapporteres i tabell 4.3. Vi klassifiserer hvorvidt en kommune har eiendomsskatt eller ikke basert på om den utskrives på enebolig eller ikke. Dette representeres med en «dummyvariabel» som tar verdien 1 for kommuner med eiendomsskatt og 0 ellers – akkurat som det fremkommer i sistnevnte tabell. I analysen vil hvorvidt en kommune har innført eiendomsskatt eller ikke benyttes som mål på eiendomsskatt. Som robusthet har vi også valgt

<sup>6</sup>KOSTRA (Kommune-Stat-Rapportering) er et informasjonssystem som gir styringsinformasjon om kommunale forhold. Rapporteringen omfatter alle funksjoner og ansvarsområder og rapporteres elektronisk av kommunene.

<sup>7</sup>Huseierne er en landsomfattende forbrukerorganisasjon for alle som eier sin egen bolig, sameier, borettslag og gårdeiere.



**Tabell 4.3:** Deskriptiv statistikk for eiendomsskattevariabler

	Alle		Med eiendomsskatt		Uten eiendomsskatt	
	<i>(n=614,908)</i>		<i>(n=396,301)</i>		<i>(n=218,607)</i>	
Eiendomsskatt dummy	0.644	(0.479)	1	(0)	0	(0)
Eiendomsskattesats	0.005	(0.002)	0.005	(0.002)		
Skatteinntekt per capita (kr)	1,629	(2,725)	2,440	(2,977)	159	(1,212)

*Merk:* Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). Standardavvik i parentes.

*Kilde:* Basert på egne utregninger fra datasett.

å se på alternative mål, disse er eiendomsskattesats og eiendomsskatteinntekt per capita. For kommunene med eiendomsskatt er generell eiendomsskattesats kun rapportert for årene etter 2007. Som diskutert i kapittel 2.2 kan denne variere mellom 2 og 7 promille. Eiendomsskatteinntekt per capita er basert på total skatteinnngang fra eiendomsskatt. Det skilles ikke mellom hvilket skatteobjekt den kommer fra i rapporteringen fra kommunene, hvilket forklarer hvorfor verdien rapportert i kolonnen «Uten eiendomsskatt» ikke står tom, da dette vil utgjøre de som har eiendomsskatt *bare* på verk og bruk. Kommuner som bare har skatt på verk og bruk har ikke på bolig, altså er dummyvariabelen for eiendomsskatt 0 frem til de innfører den. Det bør nevnes at skattlegging av immobile næringer som kraftstasjoner og primærindustri ikke har nevneverdig innvirkning på de fleste innbyggere og vil derfor ikke være gjenstand for nærmere analyse (Rønning and Fiva, 2004).

### Øvrige kommunevariabler

Vi har i kapittel 3 vist at litteraturen beskriver en sammenheng mellom boligverdi og eiendomsskatt. Videre har vi fra den deskriptive delen sett at det er en forskjell i boligverdi i kommuner med og uten eiendomsskatt. Hvorvidt denne forskjellen kan sies å være systematisk eller ikke fordrer at vi kontrollerer for andre faktorer som kan tenkes å påvirke omsetningsverdien på boliger. Siden kommunene ikke er identiske, men heterogene med hensyn til en rekke forhold som blant annet folkemengde, sentralitet, befolkningssammensetning og næringsgrunnlag vil dette bidra til ulike preferanser blant innbyggerne og således ulik tjenesteproduksjon (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2017b). Utfordringen er derfor å spesifisere relevante forklaringsvariabler. Vi har benyttet et omfattende sett av variabler for karakteristika ved kommunen i analysen. Disse kan ses i tabell 4.4.

**Tabell 4.4:** Deskriptiv statistikk for kommunekarakteristika.

	Alle		Med eiendomsskatt		Uten eiendomsskatt	
	<i>(n=614,908)</i>		<i>(n=396,301)</i>		<i>(n=218,607)</i>	
Personinntekt, median (kr)	251,648	(52,527)	246,460	(50,410)	261,051	(54,926)
Sum av lokale skatter og rammetilskudd per capita (kr)	41,254	(8,324)	41,986	(8,057)	39,922	(8,630)
Innbyggere i en kommune	55,198	(65,500)	63,610	(76,033)	39,948	(35,026)
Spredtbygdhet (%)	0.176	(0.179)	0.185	(0.186)	0.159	(0.163)
Arbeidsledighetsrate (%)	0.024	(0.009)	0.025	(0.008)	0.023	(0.009)
0-5år (%)	0.074	(0.009)	0.072	(0.008)	0.078	(0.010)
6-15år (%)	0.130	(0.013)	0.126	(0.012)	0.137	(0.012)
67år og over (%)	0.133	(0.025)	0.136	(0.025)	0.126	(0.023)
Institusjon, dekningsgrad (%)	0.133	(0.033)	0.138	(0.033)	0.125	(0.033)
Hjemmetjenester, dekningsgrad (%)	0.158	(0.032)	0.159	(0.030)	0.154	(0.034)
Barnehage, dekningsgrad (%)	0.878	(0.077)	0.888	(0.069)	0.861	(0.086)

*Merk:* Verdiene viser karakteristika for kommunene, og er beregnet som gjennomsnitt for årene 2004-2016. Alderssegmentet mellom 15 og 67 år er ikke inkludert. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). Standardavvik i parentes.

*Kilde:* Basert på egne utregninger fra datasett.

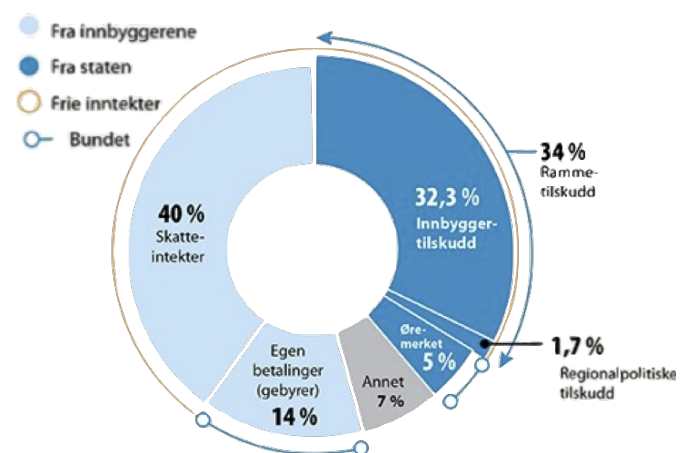
Personinntekt omfatter mellom annet lønn for utført arbeid (yrkesinntekt) for bosatte personer i kommunen i alderen 17 år og eldre. Denne utgjør den viktigste inntektskomponenten frem til pensjonsalder og utgjorde i 2003 omtrent 70 prosent av husholdningsinntekten (Arbeids- og sosialdepartementet, 2019; Epland and Lunde, 2005). Vi har valg å se på medianinntekt fremfor gjennomsnittsinntekt da vi forventer at endringer i medianinntekten er mer representativt for flertallet av husholdningene – og dermed transaksjonene. Forklaringen ligger i at gjennomsnittsinntekten vil trekkes opp av høye inntekter, og dermed gi et mindre representativt bilde av husholdningene (Grindaker, 2017). Når inntekten øker blant innbyggerne i kommunen forventer vi at dette vil trekke i retning av økt boligverdi ved at husholdningene får høyere disponibel inntekt, og dermed har mer tilgjengelig kapital for boligkjøp. Altså kan man se både en inntektseffekt, men også en etterspørselseffekt ved at det åpner opp for at flere kan by på bolig. I tillegg vil inntekt kunne fungere som en «proxy» for andre karakteristika ved en husholdning som påvirker preferanser – eksempelvis utdanning (Borge et al., 2014, s.158).

Variabler som skal kontrollere for den økonomiske situasjonen til kommunen og det kommunale tjenestetilbudet har vist seg vanskelig å inkludere siden disse inngår i en simultan modell der de besluttes sammen med eiendomsskatt. utfordringer knyttet til dette diskuteres nærmere i kapittel 5.3. Siden statlige overføringer og inntektsskatt utgjør en stor del av kommuneinntektene, er en stor del av den som eksogent å regne, og vi tenkte opprinnelig at denne måtte inkluderes

i modellen. Finansieringen av norske kommuner er svært sentralisert hvor hoveddelen av inntektene kommer fra rammetilskudd og inntekts- og formuesskatt som vist med den gule stripen i figur 4.2 (Borge and Rattsø, 2008). Kommunenes tjenesteproduksjon finansieres i stor grad av rammeoverføringer fra staten, samt regulerte inntekter fra formues- og inntektsskatt. Figur 4.2 tegner et bilde av kommunens inntekter, der vi ser at disse utgjør i overkant av 70%<sup>8</sup>. Valget falt likevel på personinntekt alene som inntektsvariabel siden kommunalinntekten kan representere tjenestetilbudet som kapitaliseres – akkurat som dekningsgraden for barnehage som vi skal se senere.

Videre følger en oversikt over kontrollvariabler for strukturelle karakteristika ved kommunen. Spredtbygdhet forteller oss hvor stor andel av befolkningen i de enkelte kommunene som *ikke* er bosatt i tettbygde strøk. Et tettsted er mellom annet definert som et geografisk område bestående av en hussamling med minst 200 personer. Tettbygde strøk er de områdene som omfattes av definisjonen ovenfor, mens spredtbygde strøk er alle områder utenfor (SSB, 2015b). Denne variabelen vil sammen med folkemengde og sentralitet bidra til å kunne skille mellom transaksjoner som har funnet sted i sentrumsdominerte og spredtbygde kommuner. Som Takle (2012) forventer også vi at en høy grad av spredtbygdehet vil ha en negativ effekt på boligverdiene, og at transaksjoner som har funnet sted i områder med et presset boligmarked er omsatt med en premium. Ved en økning av antall innbyggere forventer vi å se en positiv effekt på boligprisen, ved at en folkerik kommune typisk vil bestå av store sentrumsområder som igjen vil bidra til en økt etterspørsel og dermed presse opp omsetningsbeløpet. Med andre ord vil urbanisering legge press på boligprisene.

Perioder med høykonjunktur samsvarer med lav arbeidsledighet, igangsetting og omsetting av boliger (Omre, 2003). Et slikt tilfelle fordrer også mange arbeidsplasser og derfor attraktivitet



**Figur 4.2:** Kommunale inntekter (Kommunal-og moderniseringsdepartementet, 2014)

<sup>8</sup>Inkludert momskompensasjonen utgjør det nærmere 80 prosent av samlede inntekter (Kommunal-og moderniseringsdepartementet, 2014).

for det aktuelle boligområdet. I dette tilfellet vil flere ønske å kjøpe bolig og flere potensielle boligkjøpere vil være kredittverdige ved at den disponible inntekten øker. I motsatt tilfelle vil en økning i arbeidsledighet øke usikkerheten om fremtidig inntekt og påvirke betjeningsevnen til husholdningen negativt (Jacobsen and Naug, 2004). Det forventes altså at høy ledighet har en negativ effekt på boligprisene. Angående disponibel inntekt vil husholdninger med to lønnsinntekter gi økt betalingsmulighet for bolig. En slik husholdning vil trolig finne seg i nærheten av større byer siden jobbtilbudet her vil være større, og vil også trolig bestå av barn hvis foreldre etterspør et godt barnehage- og skoletilbud (Larsen and Sommervoll, 2004). Dette leder oss over til aldersgruppene som vi forventer å ha en ulik innvirkning på boligprisene. Forklaringsvariabler som fanger opp befolkningstrukturen er av demografisk karakter, og søker å dekke behovs- og preferanseforskjeller i og mellom kommunene. Ifølge Borge et al. (2013) vil alderssammensetningene 1-5 år, 6-15 år og 67 år og eldre, presist beskrive behovene for velferdsstatens kjernegoder som barnehager, grunnskole og eldreomsorg. Sistnevnte i form av andel på institusjoner og andel som benytter hjemmetjenester. Det er viktig å merke seg at dekningsgrad er mål på produksjon og ikke noe om kvaliteten på kommunalt tjenestetilbud.

Vi ønsker å se på kommunens tjenestetilbud, der dekningsgraden til disse er sammenfallende med alderssammensetningene nevnt ovenfor. Dette fordi vi søker å unngå simultanitetsproblemet som oppstår når man inkluderer kostnadsvariabler som kommunen bestemmer i budsjettet, da dette fattes sammen med valget om innføring av eiendomsskatt. Kontrollene for kommunalt tjenestetilbud er altså representert med bakenforliggende etterspørselsvariabler som aldersgruppene vist i tabell 4.4, samt inntektsnivå. En stor andel av disse tre aldersgruppene vil presse kommuneøkonomien da kommunenes tjenestetilbud særlig angår dem. Med bakgrunn i diskusjonen fra kapittel 3 forventer vi at tilbudet av kommunale goder representert med de ulike dekningsgradene for *institusjon*, *hjemmetjenester* og *barnehage* vil ha positive koeffisienter, der økt omfang av kommunalt tjenestetilbud øker etterspørselen og dermed boligprisen – altså at kommunale goder kapitaliseres.

I tillegg inkluderer vi dummyvariabler for sentralitet, landsdel og arbeidsmarkedsregion for å kontrollere for geografiske effekter. For landsdel og arbeidsmarkedsregion har vi tatt utgangspunkt i et alternativ til den inndelingen som foreslås i Standard for økonomiske regioner<sup>9</sup> (Bhul-

<sup>9</sup>Økonomiske regioner er en regional inndeling på nivået mellom fylke og kommune definert av Statistisk Sentralbyrå (SSB).

ler, 2009). En svakhet med den tidligere inndelingen er at regionene her ikke kan krysse fylkesgrensene. Den alternative inndelingen i bo- og arbeidsmarkedsregioner er i hovedsak basert på pendlingsstatistikk, og er uavhengig av fylkesgrenser. Dette er viktig for å kunne løse heterogenitetsproblemet ved at eiendomsskatt ikke har samme effekt i alle kommuner. I tillegg er det viktig med en regional inndeling på nivået mellom fylke og kommune, altså arbeidsmarkedsregion, da mange omegnskommuner av byer og regionsentra har et felles boligmarked. For å løse dette vil vi se på regionfaste effekter. Hva sentralitet angår så er dette en indeks som gir et mål på kommunens sentralitet. Indeksen har fire nivåer fra 0 (minst sentralt) til 3 (mest sentralt) (SSB, 2008). I 2018 ble det innført en ny sentralitetsindeks (Høydahl, 2017), men siden utvalget vi ser på er fra perioden før den nye indeksen ble utarbeidet har vi valgt å gå for den. En deskriptiv beskrivelse av alle variablene som er introdusert ovenfor finnes i tabell A.1 i vedlegg A.

### 4.3 utfordringer med datasett

#### 4.3.1 Kommunereformen

I forbindelse med kommunereformen og sammenslåing av fylker ble det fastsatt nye kommunenummer fra 1. januar 2020. Hovedregelen er at alle de nye kommunene får nye kommunenummer<sup>10</sup>. Det samme gjelder for alle kommuner i nye fylker. I løpet av kommunereformen har 119 kommuner blitt til 47 nye. Altså har vi fra 1. januar 2020 totalt 356 kommuner i Norge (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2017a).

Siden flere kommunesammenslåinger fant sted fra 1. januar 2017 er datasettet begrenset til å gjelde over 13 år – nemlig fra 2004 til 2016. Alle kommuner som gjennomgikk sammenslåinger i denne perioden er fjernet fra utvalget.

Datasettet vi mottok fra Norkart inneholdt *nye* kommunenummer selv om transaksjonen fant sted *før* de nye numrene trådte i kraft. For å kunne følge utviklingen i den enkelte kommune over tid ble det av den grunn nødvendig å regne seg tilbake til *gamle* kommunenummer. Dette ble et mer omfattende arbeid en først antatt, men postnummer viste seg å være en grei identifikator i arbeidet.

---

<sup>10</sup>Kommunenummeret fungerer som en unik identifikator for en kommune.

Vi innhentet en oversikt over postnummer fra ulike aktører – både private og offentlige. Postnummerdata er hentet fra nettsida til Erik Bolstad<sup>11</sup>, sjefredaktør i Store norske leksikon (SNL.no), Pål Hellesnes<sup>12</sup>, analysearkitekt hos Amesto Firstpointg, samt Bring<sup>13</sup> som har en oversikt over nye, endrede og opphørte postnummer<sup>14</sup>. Gjennom de forannevnte aktørene har vi fått tilgang til geografisk data (blant annet koordinater for alle norske postnummer) som vi anser nødvendig for å redusere feilkilder.

Dataene ble i første omgang matchet med datasettet fra Norkart. På den måten kunne vi finne gamle kommunenummer basert på postnummer, men det viste seg vanskelig å oppdrive en fullstendig oversikt over dette. Tatt i betraktning at områdeinndelingen til postnummer også endrer seg med årene møtte vi problemer med å lokalisere hvor matrikkelenheten ligger *nå* sammenlignet med omsetningstidspunktet. Videre har noen kommuner blitt splittet, mens andre har blitt slått sammen. Et tredje problem som måtte løses var at grenser har blitt justert mellom kommunene, slik at matrikkelenheter har byttet kommune *utenfor* den store reformen. Dette skapte mest trolig en endring i postnummerområdeinndelingen på enten tidspunktet justeringen fant sted eller i ettertid, og har dermed ytterligere forvansket tilbakekonverteringen.

Et annet problem var at ikke alle matrikkelenheter eksisterer et gitt år, altså kan de ikke uten videre plasseres inn i gammel kommune. For eksempel vil en bolig bygd i 2019 i Trondheim (hvor nytt kommunenummer er 5001) ikke nødvendigvis kunne plasseres tilbake i den gamle kommunen (hvor gammelt kommunenummer var 1601 frem til 2018) fordi boligen *egentlig* kan være oppført i Klæbu (hvor gammelt kommunenummer var 1662 frem til 2018, men deretter endret til 5030 frem til det ble innlemmet i det samme kommunenummeret som Trondheim i 2020 – som er det nummeret transaksjonen er registrert med i datasettet fra Norkart).

Kort forklart kan problemet beskrives ved at en tilbakekonvertering ikke er én-til-én. Vi har etter beste evne forsøkt å minimere de overnevnte problemene med de nevnte metodene og med det vi har av tilgjengelige data og ressurser, men vi kan ikke garantere for at det ikke fremkommer enkelte feil i datasettet vi har benyttet i analysen. Det kan altså være en sannsynlighet for at boligtransaksjoner som har funnet sted i en kommune *egentlig* er tilhørende i en nabokommune.

---

<sup>11</sup><http://www.erikbolstad.no/postnummer/>

<sup>12</sup><http://www.bedreinsikt.no/datasett-postnummer.html>

<sup>13</sup>Bring er en del av Post-konsernet hvis hovedbeskjeftigelse er bedriftskunder.

<sup>14</sup><https://www.bring.no/radgivning/send-noe/adresstjenester/postnummer/>

### **4.3.2 Manglende registrering av data**

Hele 36% av datasettet manglet registrering av omsetningsbeløp og/eller bruksareal. Dette kan derfor utgjøre en svakhet ved at en hel del boliger er utelatt fra analysen. Likevel kan det argumenteres for at resultatene vil fremstå som tilfredstillende. Styrken til denne studien er det rike utvalget av boligtransaksjoner over en lang tidshorisont. Dette gjør det å fange effekten av å innføre eiendomsskatt mer troverdig sammenlignet med å benytte aggregerte data på kommunenivå, som hadde medført at man hadde mistet mye variasjon i datamaterialet (ved at analysen vil være basert på gjennomsnittsverdier) og vanskeliggjort det å finne sammenhenger på transaksjonsnivå (Federici and Wendelborg, 2013).

## KAPITTEL 5

---

### Metode

---

Oppgaven undersøker sammenhengen mellom eiendomsskatt og boligpris. Modellen baseres på teorien drøftet i kapittel 3. Aller først tar vi utgangspunkt i en «Pooled OLS-modell»<sup>1</sup> (POLS). Modellen har svakheter som vi vil redegjøre for i kapittel 5.3. Videre tar vi utgangspunkt i vår beste modellspesifikasjon og deler opp datamaterialet i ulike klasser. Ved å dele opp datamaterialet på denne måten kan vi kontrollere for en dimensjon av tverrsnittsvariasjonen og tilføre informasjon om hvordan eiendomsskatten påvirker ulike markedssegmenter. Den siste tilnærmingen er en transformert utgave der vi introduserer faste effekter (FE) for å fjerne uobservert, tidsuavhengig variasjon som påvirker den avhengige variabelen (Wooldridge, 2016, s. 412). Ved å benytte FE kan vi nyttegjøre oss av eiendomsskattereformen der muligheten til å innføre eiendomsskatt på bolig ble utvidet. Alle modeller estimeres innenfor rammeverket til minste kvadraters metode<sup>2</sup>. Målet med analysen er å identifisere eiendomsskattens effekt på boligprisene under ulike forutsetninger.

---

<sup>1</sup>På norsk: Sammenkoblet minste kvadraters metode

<sup>2</sup>Ordinary Least Squares, (OLS)



## 5.1 Pooled OLS (POLS)

For å undersøke om eiendomsskatten har en effekt på boligprisene tar vi utgangspunkt i følgende relasjon:

$$\log(Y_{ikt}) = \beta_0 + \beta_1 \text{ES}_{kt} + \mathbf{X}_{ikt} \beta_x + \delta_t + u_{ikt} \quad (5.1)$$

Vår avhengige variabel er her gitt ved omsetningsbeløpet til boligtransaksjon  $i = 1, 2, \dots, N$  i kommune  $k$  på tidspunkt  $t = 1, 2, \dots, T$ . Hvorvidt en kommune  $k$  har eiendomsskatt på tidspunkt  $t$  eller ikke, uttrykkes ved dummyen  $\text{ES}_{kt} = \{0, 1\}$ .  $\beta_1$  er den estimerte koeffisienten for vår interessevariabel og tolkes som det prosentvise avviket i forventet verdi på en bolig i en kommune med og uten eiendomsskatt. Jmfør diskusjonen i kapittel 3 forventer vi at  $\beta_1$  er negativ.  $\mathbf{X}_{ikt}$  er en vektor bestående av: (i) Observerbare karakteristika ved den enkelte kommune: folketall, spredtbygdhet, arbeidsledighet, personinntekt, dekningsgrad for institusjoner, hjemmetjeneste og barnehage, samt dummyer for sentralitet og landsdel. (ii) Observerbare karakteristika ved den enkelte bolig: boligtype og størrelse.  $\beta_x$  består av tilhørende koeffisienter, mens  $\delta_t$  er tidsdummyer for  $(t - 1)$  år.  $\delta_t$  fanger opp all variasjon i tidsdimensjonen som er felles for kommunene, slik at sjokk som påvirker alle samtidig kontrolleres for. Et typisk eksempel vil være makrovariabler. I følge Wooldridge (2009) er det vanlig å la dette leddet falle inn under vektoren  $\mathbf{X}_{ikt}$ , men vi har valgt å ta det med siden vi inkluderer koeffisientene i vedlegg B.5.  $u_{ikt}$  er et stokastisk restledd som fanger opp alle uobserverte effekter – for eksempel utelatte variabler.

Ved å foreta en POLS-regresjon vil all variasjon i datasettet utnyttes – både i tids- og tverssnittsdimensjonen (Wooldridge, 2016). Dette betyr at alle transaksjonene i hver periode og kommune blir sammenlignet med hverandre. En svakhet er at det ikke tas hensyn til permanente forskjeller mellom kommunene, altså vil alle variabler som er faste for en kommune eller en bolig ikke kontrolleres for. Dette skal vi senere løse ved å benytte FE-estimatoren hvor all variasjon *innad* i enheten utnyttes.

Metodens formål er å minimere summen av de kvadrerte residualene. For at både POLS og FE-estimatoren skal produsere forventningsrette og konsistente estimater ( $\text{plim} \hat{\beta}_1 = \beta_1$ ), må vilkårene til Gauss-Markov-teoremet være tilfredsstillt. Disse er lineæritet, tilfeldig utvalg og

ingen perfekt kolinearitet mellom uavhengige variabler. Videre må restleddet ha forventningsverdi lik null – hvilket innebærer at det ikke kan eksistere korrelasjon mellom feilledet og forklaringsvariabelen. Det må også ha lik varians gitt enhver verdi av forklaringsvariablene (homoskedastisitet), samt at det ikke er korrelert med restleddet i en annen periode (seriekorrelasjon) (Wooldridge, 2016). OLS vil da være den beste lineære forventningsrette estimatoren. Forventningsskjevne estimater kan blant annet komme av målefeil, utelatte variabler og simultanitet<sup>3</sup>, se kapittel 5.3.

Foreløpig har vi inkludert et sett med uavhengige variabler som skal kontrollere for de permanente forskjellene mellom kommunene, men det er sannsynlig at det likevel eksisterer uobserverte effekter som det ikke er tatt hensyn til – både tilknyttet boliger og kommuner. I neste avsnitt skal vi forsøke å løse utfordringene med uobservert heterogenitet ved å benytte faste effekter – både på kommune og arbeidsmarkedsregionnivå.

## 5.2 Faste effekter (FE)

For å ytterligere belyse problemene fra forrige avsnitt med uobserverte effekter vil vi dekomponere restleddet,  $u_{ikt}$ , til  $u_{ikt} = \eta_k + \theta_{ikt}$ .  $\eta_k$  representerer det kommunespesifikke restleddet (kommuneeffekten), mens  $\theta_{ikt}$  er det øvrige restleddet. Hvis det ikke fremkommer korrelasjon mellom  $\eta_k$  og de uavhengige variablene som inngår i  $\mathbf{X}_{ikt}$ , vil POLS-estimatoren gi forventningsrette estimater. Som antydnet tidligere vil det være naivt å anta at kontrollvariablene kontrollerer for alt. Dermed vil antagelsen om at det ikke skal forekomme uobservert heterogenitet fremstå som noe urealistisk, siden det trolig vil være utelatte kommunespesifikke variabler som inngår i  $\eta_k$ . Eksempler på dette kan være tilbud av natur og værforhold; Borge and Rattsø (2014) kontrollerer blant annet for temperatur. I så tilfelle vil OLS-estimatoren gi forventningsskjevne estimater, og vi må benytte FE-estimatoren. Denne vil være forventningsrett, selv om  $\eta_k$  er korrelert med en eller flere av de uavhengige variablene som inngår i  $\mathbf{X}_{ikt}$ .

Metodens formål er å kontrollere for kommunespesifikke effekter, og nettopp derfor luker vi ut alt som ikke varierer over tid. Bruken av eiendomsskatt øker i perioden grunnet reformen i 2007, jfr. kapittel 2. Vi foretar en «Least Squares Dummy Variable»-estimering (LSDV) der hver dummy absorberer effekten for den respektive enhet. Metoden er også kjent som en «within»-

<sup>3</sup>Disse er ofte omtalt som endogenitet (Wooldridge, 2009).

estimator (Nymoen et al., 2019, s.8).

For å *vise* estimeringsmetoden følger vi Wooldridge (2009, 2016), og foretar en «within»-transformasjon der et gjennomsnitt over tid beregnes<sup>4</sup>.

Vi setter først inn for  $u_{ikt}$  i (5.1):

$$\log(Y_{ikt}) = \beta_0 + \beta_1 ES_{kt} + \mathbf{X}_{ikt}\beta_x + \delta_t + \eta_k + \theta_{ikt} \quad (5.2)$$

Videre tas differansen mellom de utregnede snittene og ligning (5.2).  $\eta_k$  vil inngå i begge ligningene, men siden leddet er fast over tid transformeres det bort. Dette gir oss<sup>56</sup>:

$$\log(\ddot{Y}_{ikt}) = \beta_1 \ddot{E}S_{kt} + \ddot{\mathbf{X}}_{ikt}\beta_x + \delta_t + \ddot{\theta}_{ikt} \quad (5.3)$$

Vi har således fjernet heterogenitetsproblemet mellom tverrsnittsenhetene. Vi får da  $\beta^{\text{FE}}$  ved å estimere (5.3) med OLS. Vi ser her den avhengige variabelen, samt de uavhengige, målt som avvik fra deres respektive gjennomsnittsverdier. Dette medfører at vi nå får en nærmere avklaring rundt effekten av å innføre eiendomsskatt på boligprisene i den enkelte kommune.

Vi har nå et utgangspunkt representert ved et panel for perioden 2004-2016 med logaritmen av omsetningsverdien som venstresidevariabel, og høyresidevariabelen representert ved dummy for eiendomsskatt, en vektor av kontrollvariabler, tidsdummyer, samt restledd i alle kommuner. Ved kommunefaste effekter vil estimatene være basert på de som skifter fra  $ES_{kt} = 0 \rightarrow 1$  (samt noen få som skifter andre veien), og effekten året de innfører. Det er derfor dette kan tolkes som en enkel reformanalyse – siden vi ser effekten av de som mottar behandling relativt til de som ikke mottar den. Vi har bygget ut denne tilnærmingen videre ved å bruke ulike kontrollgrupper ved å analysere for ulike klassifiseringer av kommuner med både kommunefaste og regionfaste effekter.

I neste avsnitt skal vi betrakte de utfordringene som er typisk for vårt tilfelle og som kan være med på å skape utfordringer i å estimere den sanne effekten.

---

<sup>4</sup>For utledning, se (Wooldridge, 2016, s.435)

<sup>5</sup>Alternativ fremstilling:  $\log(Y_{ikt}) - \log(\bar{Y}_{ik}) = \beta_1 (ES_{kt} - \bar{ES}_k) + \beta_x (X_{ikt} - \bar{X}_{ik}) + (\theta_{ikt} - \bar{\theta}_{ik})$

<sup>6</sup> $\log(\ddot{Y}_{ikt}) = \log(Y_{ikt}) - \log(\bar{Y}_{ik})$ ,  $\ddot{\mathbf{X}}_{ikt} = \mathbf{X}_{ikt} - \bar{\mathbf{X}}_{ik}$ ,  $\ddot{\theta}_{ikt} = \theta_{ikt} - \bar{\theta}_{ik}$

## 5.3 Økonometriske utfordringer

Å prissette bolig er en kompleks oppgave, dermed blir det å designe en analyse som presist måler eiendomsskattens effekt på boligprisene utfordrende. I dette kapittelet vil vi redegjøre for disse utfordringene, samt hvordan vi har forsøkt å løse dem. Vi har stått ovenfor problemstillinger knyttet til endogenitet, utelatt variabelskjevhet og målefeil. Dette er utfordringer som preger studier der kapitalisering av eiendomsskatt undersøkes (Fischel et al., 1988).

### 5.3.1 Uobservert heterogenitet og heteroskedastisitet

Uobservert heterogenitet kan føre til forventningsskjeve estimater ved at en forklaringsvariabel er korrelert med restleddet. I praksis oppstår dette når en tidskonstant variabel er utelatt (Wooldridge, 2016, s. 413). Heteroskedastisitet betyr at variansen mellom restleddet og forklaringsvariablene *ikke* er konstant (Wooldridge, 2016, s. 45), hvilket er et brudd på Gauss-Markov-teoremet<sup>7</sup>.

Dersom vi har uobservert heterogenitet i modellen vil det si at det finnes uobserverte faktorer som påvirker den avhengige variabelen. Dermed vil estimatene bli forventningsskjeve, og det blir vanskelig å fastslå om vi faktisk måler det vi ønsker å måle. I vårt tilfelle kan dette være om inferensen faktisk skyldes eiendomsskatten, eller om det er andre faktorer som fører til at vi får våre estimerte koeffisienter. Det samme utfallet vil vi få dersom variansen mellom forklaringsvariablene og restleddet ikke er konstant. I vår analyse har vi flere dimensjoner med tverrsnittsvariasjon. Vi har variasjon på tvers av tid, mellom den enkelte bolig, mellom kommuner, mellom regioner med mer. Det er umulig å utforme en modell som presist inkluderer alle variabler som påvirker prisen på en enkelt bolig.

I analysen kan det hende at det er konstante forskjeller mellom kommuner. For eksempel vil geografiske karakteristika alltid være konstante. La oss anta at to kommuner i vår modell tilsynelatende fremstår like med hensyn til geografiske variabler. De befinner seg i den samme arbeidsmarkedsregionen og er like sentrale, men den ene ligger ved sjøen og en stor andel av boligene har sjøutsikt. Dette vil ikke fanges opp i en POLS-regresjon, men kan påvirke boligprisene og føre til at estimatene blir forventningsskjeve. Ved å benytte en modell med FE vil vi forsøke å løse dette problemet ved å fjerne all tidskonstant variasjon og dermed eliminere den-

---

<sup>7</sup>Forutsetning (v) i Wooldridge (2016).

ne formen for uobservert heterogenitet (tverrsnittvariasjon). Dette er nødvendig fordi det blir uklart om inferensen faktisk skyldes eiendomsskatt, eller om det egentlig er andre forklaringsvariabler, eventuelt kombinasjoner av disse, som ligger til grunn for estimatet. I dette tilfellet kunne man hatt en kontrollvariabel for sjøutsikt, men det har vi ikke tilgang på. Videre kan vi se for oss at det er egenskaper tilknyttet boligene som kan være korrelert innad i kommunen. Denne korrelasjonen kan vi ikke kontrollere for da vårt datasett ikke inneholder alle karakteristika tilknyttet den enkelte bolig. Hvis slik korrelasjon forekommer kan vi få underestimerte standardavvik, hvilket vil føre til at t-verdiene overestimeres. Dette vil resultere i feilaktig rapportering av signifikansnivåene (Wooldridge, 2016).

For å møte disse utfordringene vil vi konsekvent operere med klyngekorrigerede standardavvik<sup>8</sup> med hensyn til en unik identifikator for hver tverrsnittsenhet, i vårt tilfelle kommunen. I følge Cameron and Miller (2015) kan restleddet være korrelert innad i en enhet over tid. Korrelasjon mellom transaksjoner fra samme kommune og år vil skape en positiv skjevhet dersom vi anvender tradisjonelle standardavvik. Derfor er det nødvendig å klyngekorrigere. Vi har ikke tilgang til data aggregert på regionnivå vektet på folketall. Hvis vi hadde dette kunne vi klyngekorrigert på regionnivå (Clapp et al., 2008). Dermed har vi valgt å holde klyngekorrigeringen på kommunenivå gjennom alle spesifikasjoner. Når vi benytter faste effekter vil vi fjerne all tidskonstant variasjon og dermed eliminere denne formen for uobservert heterogenitet.

### 5.3.2 Utelatte variabler

Utelatte variabler kan føre til forventningsskjevne estimater og oppstår når man ekskluderer en relevant forklaringsvariabel eller underspesifiserer modellen (Wooldridge, 2016, s. 78).

Utelatte variabler er i vår analyse en stor potensiell kilde til avvik. For å illustrere kan vi se på kolonne (1) i tabell 6.1. Her er det nærliggende å tro at interessevariabelen er overestimert når den sammenliknes med de øvrige modellene, der koeffisientene ligger relativt stabilt på et lavere nivå. Skjevheten kommer av at modellen attribuerer effekten av de utelatte variablene til effekten av de inkluderte variablene og restleddet. Den estimerte koeffisienten  $\hat{\beta}$  fremstår dermed større enn den sanne  $\beta$ , der dette skyldes korrelasjon med restleddet. Samtidig kan man ikke ukritisk inkludere forklaringsvariabler. Dette kan føre til utfordringer med multikollinearitet.

---

<sup>8</sup>«Clustered standard errors»

tet som følge av at forklaringsvariablene er for tett korrelert. Å avgjøre hvilke variabler som skal inkluderes er dermed en balansegang der målet er å produsere estimater som ligger så nærme virkeligheten som mulig.

Vi får ulike utfordringer, avhengig av hvilken estimator vi anvender. Når vi benytter POLS vil all variasjon i datamaterialet anvendes. Når vi benytter FE risikerer vi å fjerne forklaringsvariabler som egentlig varierer over tid, men som ikke har tilstrekkelig variasjon for å bli inkludert i regresjonen. Hos oss ser vi at variabelen spredtbygdhet blir utelatt i regresjonene med kommunefaste effekter. Det samme skjer med sentralitet, til tross for at investeringer i infrastruktur kan korte ned reisetid i perioden. Trolig skyldes dette at det ikke er nok variasjon over tid. Dette kan føre til at estimatene blir forventningsskjeve. I så fall kan det hende at vi får utfordringer med FE-estimatoren.

I denne analysen er den største potensielle kilden til feil er at vi ikke inkluderer noen forklaringsvariabler for kommunens politiske beslutninger. Borge (2004a) og Fiva and Rattsø (2007) finner at andel sosialister i kommunestyret, samt den politiske fragmenteringen innad påvirker hvorvidt eiendomsskatten innføres eller ikke, samt hvilken skattesats de velger. Trolig er også kommunens tjenestetilbud er tett knyttet til kommunestyrets politiske holdninger. Videre kan politikernes beslutninger påvirke boligmarkedet. Dette er å regne som en utelatt variabel i våre modeller. Kommunens politiske sammensetning kunne vært kontrollert for ved å benytte instrumentvariabler. En instrumentvariabel påvirker interessevariabelen, men påvirker ikke den avhengige variabelen direkte. Eksempelvis benyttet Borge and Rattsø (2014) en variabel som kontrollerte for andel sosialister i kommunestyret, samt Herfindahl-indeksen som måler hvor fragmentert kommunestyret er politisk.

En annen tilnærming er å inkludere «proxy»-variabler der en direkte forklaringsvariabel ikke er tilgjengelig eller kan få problemer med endogenitet. Da vi ikke har tilgang til kvalitetsindikatorer som skoleresultater fungerer inntekt som en proxy for utdanning, som nevnt i kapittel 4.2.1. Black (1999) finner at skolekvalitet, målt i form av prøveresultater, kapitaliseres i boligprisene. Nguyen-Hoang and Yinger (2011) understøtter dette i sin litteraturgjennomgang, men at effekten er mindre for studier som benytter FE-estimering. Rønning and Fiva (2004) finner at kommuner som har eiendomsskatt ser høyere skolekvalitet enn de uten. Altså er dette en variabel vi forventer ville gjort utslag på estimatene våre, og som vi derfor burde hatt med. Vi

regner med at dette kan påvirke både beskatning og boligmarkedet forøvrig. Rønning and Fiva (2004) drøfter også problemene med inkonsistente estimater i tilfeller hvor kvaliteten på skolen påvirker beslutningen om å innføre eiendomsskatt. Slike problemer knyttet til simultanitet betraktes i kapittel 5.3.3.

Videre bruker vi et «grovt mål» på eiendomsskatt. Dummyvariabelen fanger ikke opp egenskaper i den enkelte kommunes implementering av skatten, men kun om kommunen har innført eiendomsskatt på bolig eller ikke. Trolig vil skattesats og eventuelle bunnfradrag påvirke kapitaliseringsgraden, dette er ikke kontrollert for hos oss. Vi vurderte å benytte effektiv skattesats, men valgte det vekk da vi ikke hadde tilgang til hver enkelt boligs utskrevne eiendomsskatt, kun standardiserte satser for et hus på 120 kvadratmeter. Dette ville medført at utskrevet skatt på dyre boliger ble underestimert og vice versa<sup>9</sup>. I tillegg fryktet vi endogenitet i modellen, se kapittel 5.3.3. Videre kan dette også representere en målefeil, se kapittel 5.3.4.

Begrenset tilgang til data på boligkarakteristika er en mulig svakhet i vår analyse. En vanlig tilnærming er å benytte proxyvariabler der en direkte forklaringsvariabel ikke er tilgjengelig eller man kan få problemer med endogenitet. Eksempelvis kontrollerer Borge and Rattsø (2014) for antall bad og alder. De benytter variablene som en proxy for boligens standard, hvilket påvirker verdien. Vi har ikke denne informasjonen tilgjengelig og kontrollerer kun for boligtype (enebolig, småhus og leilighet), samt bruksareal. Dette representerer en potensielt relevant variabel som vi ikke inkluderer. Når det er sagt er det ikke alltid slik at flere variabler er bedre. Butler (1982) sammenliknet boligprisregresjoner og fant ikke nevneverdige forskjeller mellom de som var svært restriktive og de svært omfattende modellene. Dette impliserer at potensielt relevante variabler kan være høyt korrelert med andre variabler inkludert i regresjonen. Trolig er antall bad korrelert med boligens størrelse. Dermed kontrollerer vi indirekte for antall bad når vi inkluderer bruksarealet. Det er svært lite sannsynlig at en leilighet på 40 kvadratmeter har mer enn ett bad, samtidig som at en stor enebolig trolig har flere. Med andre ord vil det trolig ikke utgjøre en stor forskjell dersom vi hadde inkludert antall bad i regresjonen, men vi kan ikke utelukke det heller.

For å i minst mulig grad få problemer med utelatte variabler, er våre uavhengige variabler inspirert av tidligere studier. Enkelte av de uavhengige variablene kontrollerer også indirekte for

---

<sup>9</sup> $E_{\text{effektivskattesats}} = \text{eiendomsskatt}_{120\text{m}^2} / \text{omsetningsbeløp}$

potensielt utelatte variabler. Eksempelvis fungerer personinntekt som proxy for utdanning (Borge et al., 2014). Vi har ikke hatt anledning til å eksplisitt løse alle ovenfornevnte utfordringer da vi ikke har tilgang på datamateriale. Det er derfor viktig å være oppmerksom når estimatene skal tolkes.

### 5.3.3 Endogenitet og simultanitet

Vi har endogenitet i modellen dersom en eller flere av forklaringsvariablene av en eller annen grunn er korrelert med restleddet (Wooldridge, 2016, s. 76). Med simultanitet mener vi at en eller flere forklaringsvariabler innad i modellen besluttes samtidig (Wooldridge, 2016, s. 499). For eksempel kan det tenkes at lokal beslutning om bruk av ressurser på kommunale tjenester tas samtidig som beslutning om eiendomsskatt (Borge and Rattsø, 2014).

Dersom det forekommer endogenitet i modellen kan det føre til forventningsskjevhet i estimate-  
ne. Vi kan ikke utelukke at dette forekommer i våre modeller. Det er derfor viktig å ha et bevisst forhold til hvilke forklaringsvariabler som inkluderes i modellen.

Målevariabel for eiendomsskatt er særs viktig å ha et bevisst forhold til. I startfasen utforsket vi å benytte skattesats og skatteinntekt fra eiendomsskatt per innbygger, men som nevnt i kapittel 4 inngår dette som vedlegg for robusthet, og ikke som ledd i analysen. Grunnen var at vi fryktet simultanitet i modellen da kommunens inntekter kan påvirke de andre forklaringsvariablene direkte. Eksempelvis kan det spekuleres i at en kommune endrer på eiendomsskatten for å tiltrekke seg innbyggere og næringsliv, som i neste omgang vil få følger for folketall og arbeidsledighet. Det kausale forholdet vil dermed bli uklart. Mye av litteraturen anvender effektiv skattesats og mange av dem inngår uheldige kompromisser (Fischel et al., 1988). Siden boligens omsetningsbeløp da vil inngå både på høyre og venstre side av likningen finner vi dette problematisk med tanke på forventningsskjeve estimater, og valgte derfor heller å benytte en dummy-variabel for å indikere om boligen hadde eiendomsskatt eller ikke. Dermed vil inferansen baseres på forskjellen mellom kommuner med og uten eiendomsskatt Borge and Rattsø (2014).

Videre utforsket vi muligheten for å benytte kostnadsvariabler som stedfortreder for kvalitet i barnehage og tjenester for eldre. Dette gikk vi bort i fra da det er mulig at ressursbruken på disse postene besluttes simultant med beslutningen om å innføre eiendomsskatt. I stedet



valgte vi å benytte mål på dekningsgrad som stedfortreder for etterspørsel etter tjenestene, se kapittel 4.2.1. Et annet element vi undersøkte var de totale kostnadene knyttet til å bo i en kommune. Vi benyttet avgiften for vann, avløp og renovasjon, men gikk raskt bort i fra dette da de er kostnadsvariabler som kommunen bestemmer i budsjettet. Eksempelvis finner Borge and Rattsø (2008) at kommuner med eiendomsskatt har 20% lavere avgifter på vann og avløp enn kommuner uten.

### 5.3.4 Målefeil

Målefeil er definert som forskjellen mellom observert og faktisk verdi (Wooldridge, 2016). Det skilles mellom målefeil i avhengige og uavhengige variabler der målefeil i sistnevnte er ansett som et mer alvorlig problem fordi det vil gi skjeve og inkonsistente estimatorer (Wooldridge, 2016, s.289). Målefeil i den avhengige variabelen impliserer feil innrapportering av omsetningsbeløp. Vi anser dette som lite sannsynlig i våre analyser. Hvis det fremkommer store forskjeller mellom observert og faktisk verdi vil vi få høy variasjon i restleddet. Derimot anser vi det for å være sannsynlig at forklaringsvariablene, som ser liten variasjon over tid, for eksempel folketall i små kommuner eller ledighetstallene som kun oppdateres en gang i året, kan gjøre analysen mer utsatt for målefeil da det å benytte faste effekter nettopp fjerner mye av variasjonen.

I 4.3 diskuteres de mange observasjonene som faller ut av analysen grunnet mulige feilregistreringer fra datatilbyder hvor bruksareal og omsetningsbeløp er registrert med verdien null. Dette kan skape en skjevhet ved at mange observasjoner fra for eksempel små steder er utelukket fremfor store. Det kan dermed tenkes at enkelte regioner er underrepresentert i datasettet. Videre har vi diskutert problemene tilknyttet identifisering av den enkelte kommune, grensesjusteringer og kommunesammenslåinger. Sistnevnte kan for eksempel gi endringer i de aggregerte verdiene på kommunenivå. At bruksarealet (BRA) er oppgitt som størrelsen på boenheten det øyeblikket informasjonen ble hentet ut fra databasen, og ikke på omsetningstidspunktet, kan også gi være en svakhet ved at en bolig kan ha blitt større eller mindre siden tidspunktet for omsetning, uten at dette reflekteres i omsetningsbeløpet. I 4.2.1 diskuteres manglende data om eiendomsskatt, og at dette kan føre til at enkelte kommuner har feilrapportert eiendomsskatt. Da vi ikke har tilgang på den enkelte boligs eiendomsskattebetaling, som ideelt sett hadde vært ønskelig, vil det eksistere en kilde til feilestimering i utregningen av eiendomsskattegrunnlaget. Som diskutert i kapittel 2 vil estimert markedsverdi avhenge av valgt beregningsmetode. For eksempel vil det

være vanskeligere å prise i trege markeder hvor det er lettere å bli påvirket av nabolageffekter (Rosen and Gayer, 2009, s.519). Se diskusjon i kapittel 6.3 for motivasjonen for å se på større kommuner grunnet transaksjonsvolum.

Målefeil er generelt vanskelig å gardere seg mot, så det viktigste vil være oppmerksomhet rundt risikoen for feilestimering.

### 5.3.5 Korrelasjon og multikollinearitet

Vi velger å betrakte korrelasjonen mellom variablene benyttet i hovedanalysen for å undersøke problemer knyttet til multikollinearitet – graden av lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene i modellen. Se A.7 for korrelasjonsmatrise. En koeffisient på 1 vil her innebære *perfekt* korrelasjon og dermed brudd på Gauss-Markov-teoremet nevnt i kapittel 5.1. Variabelen for barn (0-5 år) og eldre (67 år og over) er eksempelvis sterkt korrelerte med  $-0.827$ , men selv om korrelasjonen er høy velger vi likevel å ta dem med da de er viktige med tanke på å beskrive etterspørselen etter tjenester i kommunene som diskutert i kapittel 4.2.1. De er også viktige med tanke på å beskrive forholdet mellom kommunene – for eksempel med tanke på alderssammensetning.

VIF (Variable Inflation Factor) er en indikator som angir grad av multikollinearitet i modellen og hvorvidt det er et problem (Wooldridge, 2016, s.86). Optimalt sett ville VIF vært minst mulig, men så lenge vi mener at visse forklaringsvariabler uansett må med i regresjonen for å undersøke kausaliteten, vil det være uaktuelt å fjerne dem. Derfor vil ikke størrelsen på VIF ha noe å si, siden vi uansett har valgt å designe analysen slik (Wooldridge, 2016, s.86). Det viktigste er å være klar over dette og ta hensyn til dette i tolkning av resultatene fra analysen.



## KAPITTEL 6

---

### Resultater

---

I dette kapitlet presenteres oppgavens empiriske resultater. Vi presenterer først resultatene fra POLS, deretter presenteres varianter av modellen. Det er modell (5) i tabell 6.1 som danner utgangspunkt for POLS-regresjonene. Vi benytter denne modellen når vi klassifiserer datamaterialet i ulike grupper for å teste robusthet ved POLS-modellen. Siden datasettet er et kombinert tverrsnitt- og tidsseriepanel, kan vi ved hjelp av faste effekter utnytte tidsserievariasjonen (Haraldsvik et al., 2013). Vi avslutter derfor med å legge frem modeller der FE på kommune- og regionnivå er benyttet for å nærmere undersøke de estimerte koeffisientene fra POLS-modellen. Alle modeller og estimater vil tolkes og kommenteres fortløpende i teksten.

Vi er interessert i å identifisere effekten av eiendomsskatt på boligprisene – altså prisforskjellen på boliger med og uten eiendomsskatt. Den estimerte koeffisienten for eiendomsskatt representerer den forventede endringen i boligverdi dersom kommunen har innført skatten. Hvilke variabler det er kontrollert for fremkommer i tabellene. Vi har valgt å benytte en semi-logaritmisk modellspesifikasjon grunnet dens egenskaper ved formidling av resultatene. Vi anser det hensiktsmessig å forholde oss til relative størrelser i stedet for nominelle størrelser, siden dette mer intuitivt redegjør for størrelsen av kapitaliseringens virkning. Videre blir utfallsrommet til den avhengige variabelen snevret inn og analysen blir mindre følsom ovenfor store verdier

da de illegges mindre vekt (Wooldridge, 2016, s.172). I all hovedsak er kontrollvariabler som ikke representerer en relativ andel spesifisert på logaritmisk form. For eksempel er kommunens dekningsgrad for barnehager spesifisert på lineær form, mens folketall spesifiseres logaritmisk. Alle monetære variabler er KPI-justert, og tidsdummyer for  $t - 1$  år inkluderes i samtlige regresjoner så fremt ikke noe annet er spesifisert. Dette for å kontrollere for forskjeller mellom ulike år i perioden. T-verdi er konsekvent gruppert («clustered») på kommunenivå for å unngå underestimerte standardavvik, se delkapittel 5.3.1.

### 6.1 Pooled OLS

I kolonne (1)-(5) i tabell 6.1 endres spesifikasjonene gradvis, og modellen blir utvidet med relevante kontrollvariabler. Interessevariabelen ligger stabilt og får større signifikans. Samtidig ser vi at forklaringskraften blir større ved at  $R^2$  mer enn dobles i størrelse. Se vedlegg B for modeller med eiendomsskattesats og skatteinnbetaling per capita som mål på eiendomsskatt, samt bruk av kvadratmeterpris som avhengig variabel. Grunnet faren for endogenitet, velger vi imidlertid å ikke inkludere disse i videre analyse, men legger de ved for å vise retningen på de estimerte koeffisientene for robusthet.

Kolonne (1) i tabell 6.1 viser modellens enkleste spesifikasjon. Vi får her en koeffisient lik  $-0.189$  som er statistisk signifikant ved et 5%-signifikansnivå. Dermed forventes det isolert sett verdireduksjon tilsvarende 18,9% dersom eiendommen får utskrevet eiendomsskatt uten at andre forklaringsvariabler er inkludert. Nederst i tabellen kan vi se at det ikke er kontrollert for sentralitet, landsdel eller kommunekaraktistika. Estimater gir oss en indikasjon på at vi kan forvente en negativ relasjon mellom eiendomsskatt og omsetningsbeløp, hvilket samsvarer med kapitaliseringshypotesen. Koeffisientens *retning* er i tråd med annen litteratur på feltet, blant annet Borge and Rattsø (2014), men *effekten* er i underkant av 19% - betraktelig større enn hva de rapporterer. Siden det ikke er kontrollert for andre forklaringsvariabler kan vi ikke stole på estimatene i kolonne (1) alene, da det er svært sannsynlig at eiendomsskattens effekt er feilestimert fordi andre variabler som påvirker boligprisen er utelatt (Wooldridge, 2016, s. 78). Dermed velger vi å ikke vektlegge selve estimatet, men lar det understreke viktigheten av å kontrollere for andre forhold som påvirker boligprisene.

I kolonne (2)-(5) bygges modellen gradvis ut med flere kontrollvariabler. Som forventet blir ko-

effisienten for eiendomsskatt betraktelig mindre, sammenliknet med kolonne (1). Koeffisienten ligger relativt stabilt og gir en estimert reduksjon i boligprisen tilnærmet lik 7% dersom kommunen skriver ut eiendomsskatt. I kolonne (3)-(5) blir estimert koeffisient for eiendomsskatt signifikant ved et 1%-signifikansnivå. Estimatenes samsvarer med hva Borge and Rattsø (2014) fant i sin analyse for årene 1997-1999. De estimerte koeffisientene for kontrollvariablene varierer noe mer. Estimatenes indikerer at eiendomsskatten kapitaliseres i boligprisene, funnene stemmer overens med det teoretiske rammeverket presentert i kapittel 3.

Estimatenes stabiliserer seg i modell (5) i tabell 6.1 hvor institusjon og hjemmetjenester er utelatt, og blir, som nevnt i innledningen, vårt utgangspunkt for videre analyse.

### 6.1.1 Kontrollvariabler

Kontrollvariablene rapportert i tabellen har en positiv eller negativ sammenheng med boligprisene. Fra kolonne (2)-(5) i tabell 6.1 kan vi lese at folketall har en positiv effekt på boligprisene. Dersom folketallet i kommunen øker med 10%, vil vi forvente en 12% økning i boligprisene. Dette impliserer at kommuner med stor innflytting vil se høyere boligpriser. Grunnene for at enkelte kommuner opplever innflytting kan være mange og det er nærliggende å tro at kommuner med tilgang på et velfungerende arbeidsmarked og gode kommunale tjenester vil tiltrekke seg mange innbyggere. Dette gjenspeiles i de lokale boligprisene ved at innflytting driver opp boligetterterspørselen og fører til at folk bor tettere.

Variabelen spredtbygdhet angir andelen av befolkningen som ikke bor i tettbygd strøk, der en høy andel impliserer at befolkningstettheten er lavere og tilgangen på areal er større. Dersom andelen av befolkningen som bor i spredtbygde områder øker med 10 %-poeng vil boligprisene falle med mellom 2,4 og 4% avhengig av hvilken spesifikasjon vi ser på. Dette er i tråd med funnene til Borge and Rattsø (2014) som finner estimater mellom 2,5 og 3%.

Videre ser vi på arbeidsledighet i den enkelte kommune. Vi ser at arbeidsledighet har en klar negativ effekt på boligprisene. Dersom arbeidsledigheten øker med 1%-poeng vil boligprisene falle med mellom 7 og 10%. Høy arbeidsledighet fører til at fremtidig inntektsstrøm i husholdningene blir usikker, hvilket vil føre til at færre ønsker å investere i bolig. Høy lokal arbeidsledighet kan også føre til at folk flytter fra kommunen. Videre kan dette påvirke både etterspørselen og tilbudet av boliger, slik at prisene faller.

Tabell 6.1: Pooled OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Eiendomsskatt dummy	-0.189** (-2.55)	-0.0656** (-2.41)	-0.0694*** (-2.92)	-0.0716*** (-3.05)	-0.0703*** (-3.05)
Folketall (log)		0.124*** (6.38)	0.119*** (7.10)	0.118*** (7.29)	0.122*** (7.37)
Spredtbygdhet		-0.393*** (-5.27)	-0.258*** (-3.22)	-0.239*** (-3.03)	-0.250*** (-3.15)
Arbeidsledighetsrate		-10.35*** (-7.73)	-7.775*** (-8.25)	-7.272*** (-8.20)	-7.283*** (-8.11)
Personinntekt (log)			0.515*** (5.68)	0.461*** (5.38)	0.473*** (5.55)
Institusjon, dekningsgrad				0.0941 (0.48)	
Hjemmetjenester, dekningsgrad				-0.688** (-2.38)	
Barnehage, dekningsgrad				0.431*** (3.30)	0.463*** (3.52)
Konstantledd	11.24*** (22.16)	8.516*** (13.95)	1.842 (1.51)	2.231* (1.85)	1.919 (1.63)
Boligkarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Sentralitet	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Landsdel	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Kommunekarakteristika	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	614,908	611,921	611,921	610,063	611,921
$R^2$	0.201	0.416	0.422	0.424	0.424

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkelttransaksjoner på logaritmisk form. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). Andre koeffisienter fra regresjonen finnes i vedlegg B.3, B.4, B.5. Modell (5) med kvadratleddet av inntekt finnes i vedlegg B.6. *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

I kolonne (3)-(5) inkluderes personinntekt gitt ved innbyggerenes medianinntekt på logaritmisk form. Vi ser en positiv sammenheng mellom innbyggernes inntekt og boligprisene. Ved en 10%-poengs økning i inntekter øker boligprisene rundt 50%. Det må i den sammenheng påpekes at det skal store endringer til før vi ser en slik økning i innbyggernes medianinntekt, men at det samtidig kan understrekes at boligprisene er svært sensitive for endringer i inntekt. Vi antar at personinntekten har en positiv, men avtakende effekt på boligprisene. Nytt fra å eie en bolig

er trolig ikke lineært forbundet med boligens pris. Dermed er det eksempelvis rimelig å anta at en dobling av inntekt ikke fører til at man kjøper en bolig som er dobbelt så dyr. I tabell B.6 i vedlegg B, kan vi se regresjon med kvadratledd inkludert. Her er den estimerte koeffisienten til kvadratleddet av personinntekt lik 0.190 og signifikant ved et 1%-signifikansnivå. Når kvadratleddet inkluderes vil førstegradsleddet for personinntekt være negativt. Dette betyr at en medianinntekt under et visst nivå vil ha en negativ effekt på boligprisene, mens en medianinntekt over nivået vil ha en positiv, men avtakende effekt. Koeffisienten for eiendoms-skattedummyen holder seg stabil.

Så langt har alle kontrollvariabler vært signifikante ved et 1%-signifikansnivå. Se blant annet raden for folketall i tabell 6.1. Dette vil si at det er svært lite sannsynlig at det vi observerer er tilfeldig. Videre vil vi se at estimatene for kontrollvariablene varierer i signifikans, noe som betyr at vi må trå varsomt når vi tillegger koeffisientene forklaringskraft. Vi inkluderer så variabler som omfavner det kommunale tjenestetilbudet. I kolonne (4) betrakter vi dekningsgraden for institusjon (sykehjem), hjemmetjeneste og barnehage. Dette er vår beste tilgjengelige indikator for tilbudet av kommunale goder. For barn over barnehagealder er det obligatorisk å gå på skolen, dermed ser vi bort i fra skolens dekningsgrad (Borge and Rattsø, 2014). Det har vært utfordrende å oppdrive gode, direkte mål på kvalitet av kommunale goder. For eksempel ville skolerresultater fungert som en kvalitetsindikator (se Rønning and Fiva (2004) og diskusjonen i kapittel 5.3.2), men vi lyktes ikke i å innhente data på dette.

Vi ser at den estimerte koeffisienten for dekningsgraden til hjemmetjenester er negativ, og en 10%-poengs økning i bruk av hjemmetjenesten vil medføre en 6,9% reduksjon i boligprisene. Koeffisienten for institusjon er svakt positiv, men ikke signifikant og dermed neglisjerbar. For barnehager ser vi at en tilsvarende økning vil medføre omtrent 4,5% økning i boligprisene. Dette kan komme av at en kommune med mange unge tilflyttere vil ha høyere etterspørsel etter barnehageplass, samtidig som at tilflyttingen driver boligprisene opp gjennom en etterspørselseffekt. Borge and Rattsø (2014) hevder at barnehagetilbudet er viktigere for migrasjon enn tjenester rettet mot de eldre, hvilket gjenspeiles i at våre estimater for institusjon ikke er signifikante.

Oppsummert kan vi si at andelen som bruker disse tjenestene forteller oss noe om alderssammensetningen i kommunen, som i neste omgang påvirker etterspørselen etter boliger. Det er nærliggende å tro at en kommune med høy etterspørsel etter tjenester for eldre er et mindre



attraktivt bosted enn en kommune med etterspørsel etter tjenester rettet mot barnefamilier. En kommune med aldrende befolkning er typisk preget av fraflytting og sviktende arbeidsmarked, mens en kommune med tilflytting ofte tiltrekker seg mennesker i etableringsfasen - gjerne folk som flytter nærmere jobbmuligheter. Sånn sett tegnes et noe mer komplekst, dog gjenkjennbart bilde av norske kommuner.

## 6.2 Robusthet

For å undersøke hvorvidt estimatene fra tabell 6.1 er robuste eller ikke har vi utformet tre modeller med ulike klassifiseringer. Modellene baserer seg på kolonne (5) i tabell 6.1. Vi vil her presentere resultater klassifisert på tid, folketall og boligtype. Resultatene fra tabell 6.1 viser at eiendomsskatten kapitaliseres i boligprisene i størrelsesorden tilsvarende 7%. Vi vil i dette kapittelet undersøke om resultatene er konsistente på tvers av klassifiseringene, og kartlegge grunner til å styrke eller svekke tilliten til dem.

### 6.2.1 Utvikling over tid: år-for-år

Ved å klassifisere observasjonene år-for-år kan vi utforske om resultatene fra kolonne (5) i tabell 6.1 er konsistente over tid. Perioden vi ser på strekker seg fra 2004 til 2016. I denne perioden har vi sett store makroøkonomiske svingninger, en lovendring relatert til kommunenes adgang til å innføre eiendomsskatt og en påfølgende økning i kommuner som innfører eiendomsskatt. Den aktuelle lovendringen ble vedtatt i 2006 og trådte i kraft fra og med det fiskale året 2007, og er redegjort for i kapittel 2. Det er derfor interessant å undersøke om kapitaliseringseffekten er til stede og om den er stabil gjennom hele perioden.

I kolonne (1) i tabell 6.2 ser vi en gjengivelse av modell (5) fra tabell 6.1. Dette er sammenlikningsgrunnlaget når vi ser på analysen år-for-år. Her vil vi først og fremst fokusere på de estimerte koeffisientene for eiendomsskatt. Tolkning av øvrige koeffisienter er redegjort for i kapittel 6.1.1. Estimatene har gjennomgående negative fortegn og samsvarer generelt med estimatene i fra tabell 6.1, hvilket styrker funnene fra POLS-analysen. For årene 2004 og 2008 er ikke estimatene statistisk signifikante. For årene 2004-2006 antar vi at det kan ha forekommet målefeil. Kommuner som i denne tidsperioden hadde innført eiendomsskatt på bolig hadde ikke nødvendigvis adgang til å skattlegge *alle* boliger i kommunen, mens vår dummy som indikerer

eiendomsskatt kun tar hensyn til om kommunen har eiendomsskatt på bolig eller ikke. Dette vil si at en ukjent andel av boligene i realiteten ikke fikk utskrevet eiendomsskatt i denne perioden, noe som trolig påvirker estimatene (se delkapittel 4.2.1). For året 2008 kan ustabilitet i boligmarkedet som følge av den internasjonale finanskrisen være grunnen til at estimatet avviker fra nærliggende år og ikke er signifikant. Med unntak av 2004 ser vi her den lavest estimerte koeffisienten. De høyeste estimatene finner vi i 2006 og 2009.

Det fremgår videre av tabell 6.2 at eiendomsskatten har en umiddelbar og vedvarende effekt på boligmarkedet i tråd med funnene til Borge and Rattsø (2014). Estimatet i 2014 er eksempelvis 1%-poeng høyere enn det for 2005.

Tabell 6.2: Pooled OLS, år-for-år

	2004-2016	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Eiendomsskatt dummy	-0.0703*** (-3.05)	-0.0145 (-0.46)	-0.0620** (-1.98)	-0.105*** (-3.11)	-0.0769*** (-2.66)	-0.0429 (-1.44)	-0.107*** (-3.37)	-0.0751** (-2.42)	-0.0970*** (-3.48)	-0.0955*** (-3.63)	-0.0798*** (-3.07)	-0.0731*** (-3.04)	-0.0839*** (-2.91)	-0.0944*** (-3.11)
Folketall (log)	0.122*** (7.37)	0.142*** (7.04)	0.137*** (7.43)	0.151*** (5.99)	0.163*** (9.20)	0.134*** (7.32)	0.130*** (6.83)	0.140*** (6.79)	0.126*** (6.23)	0.119*** (6.84)	0.109*** (6.04)	0.0960*** (5.92)	0.0956*** (4.58)	0.112*** (5.70)
Spreddbygdhet	-0.250*** (-3.15)	-0.283*** (-2.64)	-0.325*** (-2.90)	-0.329*** (-2.78)	-0.295*** (-2.86)	-0.291*** (-3.03)	-0.138 (-1.50)	-0.250*** (-2.71)	-0.288*** (-3.13)	-0.333*** (-3.53)	-0.360*** (-3.86)	-0.348*** (-4.37)	-0.284*** (-3.06)	-0.124 (-1.35)
Arbeidsledighetsrate	-7.283*** (-8.11)	-5.720*** (-4.07)	-4.727*** (-2.96)	-7.812*** (-3.37)	-15.63*** (-5.05)	-11.63*** (-4.33)	-9.627*** (-3.81)	-9.675*** (-4.96)	-11.56*** (-5.09)	-12.16*** (-5.79)	-11.27*** (-6.85)	-12.22*** (-8.37)	-6.367*** (-3.74)	-5.043*** (-4.03)
Personinntekt (log)	0.473*** (5.55)	0.147 (1.27)	0.308*** (3.28)	0.302** (2.54)	0.265** (2.11)	0.328*** (2.72)	0.430*** (3.29)	0.313*** (2.71)	0.360*** (2.92)	0.399*** (3.70)	0.396*** (3.96)	0.380*** (4.10)	0.456*** (4.00)	0.561*** (5.60)
Barnehage, dekningsgrad	0.463*** (3.52)	0.527*** (3.80)	0.554*** (3.46)	0.538** (2.09)	0.734*** (4.29)	0.702*** (2.82)	0.650** (2.36)	0.505** (2.00)	0.0163 (0.06)	0.259 (1.08)	0.318 (1.47)	0.375** (2.03)	0.494* (1.78)	0.828*** (2.92)
Konstantledd	1.919 (1.63)	7.674*** (4.94)	5.065*** (3.87)	4.891*** (2.98)	3.572** (2.03)	2.998* (1.83)	2.722 (1.43)	4.115** (2.41)	3.797** (2.13)	3.097** (2.08)	3.166** (2.21)	3.849*** (3.03)	3.112* (1.94)	1.456 (1.05)
Boligkarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Sentralitet	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Landsdel	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Kommunekarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidsdummyer	Ja	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Obs.	611,921	34,305	37,697	39,330	43,318	41,908	41,594	44,824	50,028	53,459	54,697	55,500	58,180	57,081
R <sup>2</sup>	0.424	0.406	0.392	0.348	0.364	0.375	0.355	0.364	0.380	0.401	0.423	0.446	0.430	0.425

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Merk: Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkeltransaksjoner på logaritmisk form. Utgangspunkt er modell (5) Tabell 6.1. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). Kilde: Regresjoner utført i STATA.

## 6.2.2 Klassifisert på folketall

Formålet er å undersøke om befolkningens størrelse kan påvirke kapitaliseringen av eiendomsskatten. Vi ser derfor på ulike klassifiseringer av befolkningsstørrelser i kommunene. Grunnen til dette er at boligmarkedet antas å fungere ulikt i store og små kommuner. Ikke uventet fremkommer det av tabell A.6 i vedlegg A at både nivået og veksten i boligprisene er lavere i kommuner med lavt folketall enn høyt folketall. En enebolig kostet rundt 1 million kroner i 2004 i en lite folkerik kommune, med et snitt for perioden 2004-2016 på rundt halvannen million kroner. I en folkerik kommune ser man mer enn en dobling av prisen. Det fremkommer også en betydelig forskjell i antall transaksjoner der de små kommunene ser få transaksjoner sammenlignet med store. Dermed begrenses muligheter til å «teste» prisene i markedet.

**Tabell 6.3:** Pooled OLS, klassifisert etter folketall i kommunen

	Alle	Større enn 5,000	Større enn 10,000	Større enn 20,000	Uten største byer
Eiendomsskatt dummy	-0.0703*** (-3.05)	-0.0674*** (-2.88)	-0.0716*** (-2.67)	-0.105** (-2.64)	-0.0723*** (-3.15)
Folketall (log)	0.122*** (7.37)	0.115*** (6.93)	0.109*** (6.50)	0.119*** (5.02)	0.117*** (7.24)
Spredtbygdhet	-0.250*** (-3.15)	-0.397*** (-4.62)	-0.601*** (-6.14)	-0.655*** (-4.76)	-0.256*** (-3.18)
Arbeidsledighetsrate	-7.283*** (-8.11)	-7.092*** (-7.48)	-7.027*** (-6.79)	-5.967*** (-5.09)	-7.178*** (-7.62)
Personinntekt (log)	0.473*** (5.55)	0.521*** (4.59)	0.647*** (4.77)	0.780*** (4.39)	0.479*** (5.70)
Barnehage, dekningsgrad	0.463*** (3.52)	0.569*** (3.56)	0.569*** (3.00)	0.619** (2.51)	0.446*** (3.39)
Konstantledd	1.919 (1.63)	1.051 (0.72)	-0.592 (-0.34)	-2.180 (-0.96)	1.463 (1.25)
Boligkarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Sentralitet	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Landsdel	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Kommunekarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	611,921	574,247	502,720	387,873	565,793
$R^2$	0.424	0.415	0.428	0.456	0.414

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkelttransaksjoner på logaritmisk form. Utgangspunkt er modell (5) Tabell 6.1. Utelatte største byer er: **Trondheim, Bergen og Stavanger**. Oslo er utelatt jrf. diskusjon i kapittel 4. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

Det vi ser av tabell 6.3 er at kapitaliseringseffekten ikke er begrenset til store eller små kommuner, og at den øker med folketall – spesielt i kommuner med over 20,000 innbyggere. Effekten er også tilstede uavhengig av antall omsatte boliger. Når vi videre fjerner de største byene

ser vi at kapitaliseringseffekten ikke er veldig annerledes enn i regresjonen med alle kommuner inkludert, samt regresjonen hvor små kommuner er utelatt. Videre ser vi særlig en effekt i barnehagedekningen, som forøvrig holder seg signifikant gjennom alle spesifikasjonene, der dens effekt øker med kommunestørrelsen. Dette impliserer at barnehagenes rolle er viktigere i større kommuner. Det kan tenkes at store kommuner har høyere arbeidsdeltakelse enn små, noe som kan forklare hvorfor barnehage verdsettes høyere i store kommuner. Dette understrekes ved å utelate de største byene der vi ser et større fall i estimatet for barnehagedekning.

### 6.2.3 Klassifisert på boligtype

Tabell 6.4: Pooled OLS, klassifisert etter boligtype

	Alle	Enebolig	Småhus	Leilighet
Eiendomsskatt dummy	-0.0703*** (-3.05)	-0.123*** (-4.32)	-0.0479** (-2.45)	-0.0275 (-1.00)
Folketall (log)	0.122*** (7.37)	0.131*** (5.94)	0.148*** (8.62)	0.123*** (7.08)
Spredtbygdhet	-0.250*** (-3.15)	-0.409*** (-4.54)	-0.00198 (-0.03)	-0.0333 (-0.34)
Arbeidsledighetsrate	-7.283*** (-8.11)	-6.356*** (-6.06)	-8.912*** (-8.99)	-6.930*** (-6.59)
Personinntekt (log)	0.473*** (5.55)	0.410*** (4.56)	0.549*** (6.21)	0.507*** (4.04)
Barnehage, dekningsgrad	0.463*** (3.52)	0.489*** (3.42)	0.472*** (3.36)	0.471** (2.42)
Konstantledd	1.919 (1.63)	9.226*** (6.54)	1.403 (1.17)	2.951* (1.89)
Boligkarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja
Sentralitet	Ja	Ja	Ja	Ja
Landsdel	Ja	Ja	Ja	Ja
Kommunekarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	611,921	245,884	115,246	250,791
$R^2$	0.424	0.409	0.574	0.474

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkeltransaksjoner på logaritmisk form. Utgangspunkt er modell (5) Tabell 6.1. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

I vårt datasett kan boligene deles inn i eneboliger, småhus og leiligheter. Vi ønsker derfor å undersøke om kapitaliseringseffekten er forskjellig for ulike typer bolig. Ulike boliger tiltrekker seg ulike kjøpergrupper, hvilket kan påvirke i hvilken grad kapitaliseringseffekten fremkommer. For eksempel vil det være nærliggende å tro at barnefamilier er mer tilbøyelige til å bo i eneboliger enn i leiligheter. På samme måte kan leiligheter være mer appellerende til eldre og unge uten barn. Fordi dette er to vidt forskjellige grupper med ulike behov skulle man forvente en ulik effekt på dekningsgraden for barnehage, men denne holder seg stabil. I tabell 6.4 ser vi at kapitaliseringseffekten er til stede og har negativt fortegn i alle boligsegmentene, men at størrelse og signifikans varierer. Sterkest er effekten på eneboliger med en reduksjon på 12% i boligprisene med 1% signifikansnivå. For leiligheter er effekten betraktelig mindre og ikke signifikant. Dette samsvarer med funnene til Borge and Rattsø (2014) og styrker funnene i POLS-analysen.

Leiligheter kan ses på som et byfenomen, mens eneboliger fremkommer over hele landet. Eksempelvis bor 70% av Oslos husholdninger i blokk mens 8% bor i enebolig. Samlet for hele landet bor 48% i enebolig (SSB, 2020c). Dermed gir eneboliger et mer representativt utvalg enn de andre boligtypene. Fordi effekten på enebolig er så stor vil boligtypen være gjenstand for den videre analysen i kapittel 6.3. Effekten på leiligheter vil studeres i modell 6.5 da vi tror leiligheter vil gi best effekt i de store kommunene.

### 6.3 Faste effekter (FE)

Som nevnt i kapittel 5 vil inferensen ved kommunefaste effekter være basert på effekten innad i kommunene over tid for de som går fra å ikke ha eiendomsskatt til å ha eiendomsskatt, samt noen ytterst få kommuner som går andre veien. Ved å benytte faste effekter kommer vi i nærheten av en reformanalyse siden objektene som studeres bare vil være de som har skiftet verdi på eiendomsskattedummyen i perioden. Dette gjør vi for å undersøke nærmere sammenhengen mellom de som skifter og utviklingen i boligprisene.

Siden POLS blander tverrsnitt- og tidsdimensjonen vil vi være mer sikre på resultatene som fremkommer ved en FE-estimering hvor tverrsnittsdimensjonen er transformert bort. Selv om POLS-resultatene holder seg stabile gjennom ulike klassifiseringer som vist i kapittel 6.2, vil overgangen til FE-modellen løse svakhetene ved POLS-modellen, og av den grunn produse-

re tryggere resultater. POLS tynges med tverrsnittseffekter som er vanskelig å tolke, hvilket skyldes at det er så mange andre variabler som spiller inn som vi ikke har hatt tilgang til eller mulighet til å kontrollere for, og som gjerne kan være svært korrelerte med hverandre.

Eksempler på kilder til tverrsnitteffekter kan være småkommuner som ser store inntekter fra vannkraft, industri- og petroleumsnæringen (eksempelvis Namsskogan, Sunndalsøra og Aukra). Andre småkommuner kan derimot se lave inntektsgrunnlag, samt ha utfordringer knyttet til geografi og demografi. Det samme kan forøvrig også tenkes å gjelde for større kommuner. Vi ser for oss at disse faktorene er noe som er med på å skape usikkerhet, og som vi forsøker å løse nettopp ved hjelp av FE – hvor permanente forskjeller fjernes. Dette betyr at kommunefaste effekter fanger opp betydningen av de faktorene som varierer mellom kommuner, men som er faste over tid (Haraldsvik et al., 2013). Dette anses som en løsning på problemer knyttet til skjeve estimatorer som oppstår som følge av utelatte variabler, drøftet i kapittel 5.3.2. Det er likevel en utfordring ved FE-estimatoren at effekten av tverrsnitts-spesifikke variabler, som de nevnt ovenfor, ikke identifiseres og at det bare er variasjon i tidsdimensjonen som utnyttes (Wooldridge, 2016).

Når vi benytter kommunefaste effekter (FE) er det kun variasjon innad i kommuner over tid som utnyttes som identifikasjon. Vi kan forvente å se mindre statistisk signifikante variabler siden alle tidskonstante variabler elimineres. Dette betyr at hvis variablene i modellen ikke ser tilstrekkelig endring fra år til år, vil det ikke være nok variasjon – hvilket kan bidra til skjeve estimatorer og tap av signifikansnivå. Ved bruk av regionfaste effekter utnyttes variasjon over tid samt variasjon *mellom* kommuner *innenfor* regionen. I det regionspesifikke tilfelle utnyttes det i tillegg noe tverrsnittsvariasjon. Dette gjelder for alle forklaringsvariablene. Vi skal i de neste kapitlene se på noen av utfordringene dette byr på.

### 6.3.1 Kommunefaste effekter

Ved å benytte kommunefaste effekter på kommunenivå vil vi få en gjennomsnittseffekt på boligpriser av de som endrer eiendomsskattestatus,  $ES_{kt} = 0 \leftrightarrow 1$ . Det er tidsserievariasjon innad i kommunene som benyttes til identifikasjon.

Siden vi har begrensede kvalitetsindikatorer på bolig konsentrerer vi oss om enebolig da dette er den type bolig som er omsatt i alle kommunene, uavhengig av folketall. Det er også den

boligtypen flest bor i, som vist i kapittel 4.1.1. Vi mener derfor at eneboliger fremstår som mer homogene enn andre boligtyper. Dette er også den boligtypen som viser størst effekt i tabell 6.2.3.

Det vi ser av estimatoren for kommune i tabell 6.5 er en rekke forskjeller i koeffisientene som ikke gir resultater i tråd med teorien drøftet i kapittel 3, samt resultatene fra POLS kolonne (5) i tabell 6.1. Dette gjelder særlig for eiendomsskattedummyen. Vi merker oss at koeffisienten for eiendomsskatt har endret retning og har mistet signifikans. Videre ser vi at når vi fjerner tverrsnittsvariasjonen i modellen med faste effekter vil en økt befolkning fortsatt ha en positiv effekt på boligprisene, men effekten er betraktelig større enn den vi har sett i POLS. Det samme gjelder også for personinntekt, bare at effekten her er mindre enn i POLS. Variasjonen i perioden er dermed stor nok i kommunene til å produsere signifikante estimater på flere av forklaringsvariablene. Dersom kommunene ser liten variasjon over tid vil dette være problematisk med tanke på at estimatoren baserer seg på avvik fra gjennomsnittet i enten kommune eller region, som vist i kapittel 5.

Vi ser videre at dekningsgraden for barnehage ikke har noen effekt når vi fjerner tverrsnittsvariasjonen. Dette kan blant annet skyldes at det er lite variasjon, der de fleste allerede har god eller full dekning. Som en mulig forklaring tenker vi oss at det før barnehagereformen i 2003 var større forskjeller i dekningsgraden, hvor barnehager var viktigere for boligvalg og boligmarked. Det betyr ikke at barnehagedekningen er mindre viktig nå, men at det er mindre variasjon i den perioden vi ser på. Den generelle tilnærmingen er, som diskutert i kapittel 4, at vi forventer at kommunale tjenester vil påvirke boligmarkedet ved at gode barnehager og skoler tiltrekker seg barnefamilier, og dermed driver opp boligprisen.

Når man fjerner den uobserverte heterogeniteten gjennom en FE-transformering vil man normalt sett få et mer presist estimat på interessevariabelen jfr. diskusjonen i kapittel 5, men i dette tilfellet er det mer utydelig om vi kan stole på estimatet. Det er altså grunn til å tro at det eksisterer utfordringer som vi ikke har tatt hensyn til. Dette er nærmere diskutert i kapittel 5.3.4, men vi minner likevel på at utfordringen med faste effekter knyttes til variabler med liten variasjon over tid og som dermed fremstår som stabile.

I dette kapittelet har vi sett på en generell modell for kommunefaste effekter. Vi lyktes ikke med å finne resultater som hverken er signifikante eller peker i riktig retning slik den er drøftet



i litteraturen. Se funnene i (Borge and Rattsø, 2014). Vi skal i det neste kapittelet sjekke robusthet ved ulike klassifiseringer av kommunestørrelse. Det er utelatte variabler på tverrsnitt som motiverer at vi klassifiserer opp i ulike størrelser og grupper.

**Tabell 6.5:** Kommunefaste effekter klassifisert på folkemengde. Det skilles på alle boligtyper og kunebolig. Det skilles i tillegg på leiligheter i kommuner med folketall større enn 40,000.

	FE								
	Alle	Alle Enebolig	Mindre enn 10,000	Mellom 10,000-20,000	Større enn 20,000	Større enn 25,000	Større enn 35,000	Større enn 40,000	Større enn 40,000 Leilighet
Eiendomsskatt dummy	0.0118 (0.97)	0.00237 (0.23)	0.000258 (0.02)	0.0153 (0.87)	-0.0191 (-0.85)	-0.0312 (-1.08)	-0.0393 (-1.47)	-0.0514* (-1.90)	-0.128*** (-3.46)
Folketall (log)	0.504*** (5.17)	0.921*** (9.06)	0.582*** (4.01)	0.526*** (2.72)	0.457** (2.30)	0.560** (2.42)	0.514* (1.91)	0.578** (2.10)	1.162*** (3.21)
Arbeidsledighetsrate	-2.450*** (-4.76)	-1.637*** (-2.69)	-1.222* (-1.81)	-2.419*** (-3.12)	-3.413*** (-5.06)	-3.381*** (-4.74)	-3.149*** (-3.21)	-3.709*** (-4.13)	-4.276*** (-4.67)
Personinntekt (log)	0.502*** (8.27)	0.261*** (5.28)	0.142*** (2.89)	0.748*** (6.08)	0.849*** (5.48)	0.961*** (5.71)	1.102*** (5.09)	1.016*** (3.70)	1.076*** (3.29)
Barnehage, dekningsgrad	-0.0130 (-0.17)	-0.00101 (-0.01)	0.0390 (0.54)	0.0961 (0.65)	-0.146 (-1.00)	-0.205 (-1.13)	-0.390* (-1.85)	-0.430* (-1.88)	-0.536* (-2.00)
Konstantledd	-2.144* (-1.77)	2.912** (2.58)	4.436*** (3.21)	-4.876* (-1.84)	-6.491** (-2.51)	-8.868*** (-2.98)	-10.11*** (-3.45)	-9.660** (-2.76)	-13.56** (-2.84)
Boligkarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	611,921	245,884	109,201	114,847	387,873	342634	269130	252,655	138,463
R <sup>2</sup>	0.467	0.460	0.324	0.366	0.478	0.489	0.497	0.494	0.530

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Merk: Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkeltransaksjoner på logaritmisk form. Alle kronevariablerer KPI-justert (2015=100). Kilde: Regresjoner utført i STATA.

### 6.3.2 Kommunefaste effekter - klassifisert på befolkningsstørrelse

Vi anerkjenner at heterogenitet er et problem, og undersøker derfor videre effekten av å innføre eiendomsskatt ved å betrakte et smalere marked.

Vi ser det å være selektive i utvalget som en løsning ved å konsentrere oss om større kommuner med et mer aktivt eiendomsmarked, fordi vi i større grad kan være trygge på hva som faktisk ligger bak den observerte effekten. Dette fordi en del kommuner med små boligmarkeder ikke gir nok transaksjoner til å gi tilstrekkelig endring i boligprisen over tid. Dette fremkommer av tabell A.6 i vedlegg A hvor kommuner med mindre enn 5,000 innbyggere har få boligtransaksjoner. Vi ser for oss at vi da kan få resultater som er i overensstemmelse med teorien og i samme størrelsesorden som de vi så i POLS-analysen. Med andre ord er vi mer trygge på resultatene i markeder med mange transaksjoner fordi prissettingen vil være mer riktig og vi i større grad vil kunne spore effekten av et skifte i eiendomsskatt (Rosen and Gayer, 2009).

Av resultatene vi fant i kapittel 6.1 fremkommer det at store kommuner gir større effekt, der kommuner med mer enn 20,000 innbyggere gir størst effekt på eiendomsskattedummyen. Vi

tolker det dermed som at det ligger et skille der, og forventer at det vil være lettere å finne gode realistiske effekter i denne størrelseorden også ved faste effekter. Typisk for kommunene med de største folketallene er forekomsten av leiligheter, og dette kan derfor ses på som et byfenomen. Vi ønsker dermed i tillegg å studere leiligheter alene for å observere effekten av en spesiell boligtype i de kommunene der den er hyppigst omsatt. Resultatene kan ses i kolonnen til høyre i tabell 6.5.

Dekningsgraden for barnehage er i tabell 6.5 *negativ* for samtlige spesifikasjoner og signifikant negativ for enheter større enn 35,000. Vi tror at grunnen til at dekningsgraden er negativt relatert til boligpris kommer av at det kan ha vært bedre dekning i distriktene, som typisk ser lave boligpriser<sup>1</sup>, og lav dekning i byer og mer sentrale strøk som typisk ser høy boligpris<sup>2</sup>. Oppsummert tror vi at dekningsgraden kan representere bakenforliggende effekter knyttet til sentrum-periferi, som av tabell 6.5 gjør seg gjeldende ved kapitalisering av barnehagetilbudet målt ved dekningsgrad. Ifølge Barstad (1997) så vil man ved å se på tjenestetilbud i forhold til kommunestørrelse se at de minste kommunene hadde den beste barnehagedekningen. Vi finner at dekningsgraden i de minst sentrale kommunene er marginalt høyere enn i de mest sentrale.

Estimatene vi får fra eiendomsskattedummyen fremstår som gjennomgående mindre enn de vi så i resultatene fra POLS-estimatoren i kapittel 6.2. Dette kan komme av at det er noe uobservert ved kommunen (og/eller boligene i kommunen) som fører til en positiv skjevhet når vi benytter POLS-estimatoren. Dette er å forvente jfr. siste avsnitt i 6.3. Det fremkommer videre av estimatene at eiendomsskattedummyen øker i absoluttverdi med folketallet i kommunene. Estimatet er signifikant og har en effekt lignende tidligere resultater for kommunene med mer enn 40,000 innbyggere. Effekten på leiligheter alene i de største kommunene er tilsvarende størrelsen vi så for eneboliger i tabell 6.4.

Grunnen til at estimatet øker med kommunestørrelse kan være at det er større mulighet for lokal migrasjon innen arbeidsmarkedsregionene rundt de største byene, de samme områdene hvor vi finner de største kommunene. Dette åpner for å studere regionale forskjeller der boligmarkedet ikke lengre er kommunalt, men regionalt. Dette impliserer at effektene ved å innføre eiendomsskatt i en kommune kan slå ut i andre kommuner. Vi erkjenner at det byr på problemer

---

<sup>1</sup>Jfr. tabell A.3 som viser boligprisutvikling, samt tabell A.2-A.5 som viser boligpriser og sentralitet sortert på landsdel med og uten eiendomsskatt, der boligpriser viser seg lavere i distriktskommuner.

<sup>2</sup>Dette fremkommer av tabellene A.3 og A.2-A.5

å undersøke et kommunalt boligmarked, og går i neste kapittel videre til å betrakte regionfaste effekter. Argumentet er at det ikke vil være lett å identifisere en kommuneskatt på boligmarkedet fordi den vil kunne påvirke markedet i *hele* regionen.

### 6.3.3 Arbeidsmarkedsregionfaste effekter

Tabell 6.6: Regionfaste effekter

	FE			
	Alle	Mindre enn 100,000	Større enn 100,000	Kun enebolig
Eiendomsskatt dummy	-0.0137 (-0.73)	0.0158 (0.70)	-0.0190 (-0.88)	-0.0437* (-1.91)
Folketall (log)	0.130*** (7.34)	0.106*** (4.51)	0.125*** (6.48)	0.146*** (6.24)
Spredtbygdhet	-0.254*** (-3.10)	-0.0810 (-0.74)	-0.322*** (-3.00)	-0.408*** (-4.03)
Arbeidsledighetsrate	-5.883*** (-7.12)	-4.054*** (-4.14)	-6.141*** (-6.14)	-4.834*** (-5.16)
Personinntekt (log)	0.459*** (6.27)	0.279*** (3.89)	0.637*** (5.31)	0.347*** (5.61)
Barnehage, dekningsgrad	0.541*** (4.92)	0.374*** (2.95)	0.572*** (3.66)	0.649*** (5.67)
Konstantledd	1.381 (1.36)	4.967*** (4.13)	-0.905 (-0.59)	8.977*** (8.36)
Boligkarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	611921	175230	436691	245884
$R^2$	0.436	0.335	0.430	0.425

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkelttransaksjoner på logaritmisk form. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). Kilde: Regresjoner utført i STATA.

Med kommunefaste effekter fant vi estimater som ikke samsvarer med teorien i kapittel 3. Vi vil her presentere en delvis utvidelse av modellen presentert i tabell 6.5 for å undersøke om estimatene endres når vi tillater større tverrsnittsvariasjon mellom kommunene. Vi fortsetter argumentet fra forrige kapittel, der vi ser for oss at en kommunes innføring av eiendomsskatt gjør folk tilbøyelige til å bosette seg i nabokommunen. Dersom dette inntreffer vil vi ha en «spillover»-effekt i form av migrasjon mot den kommunen som best tilfredsstillende individenes preferanser.

I følge Zodrow (2014) finnes det evidens for at kommunale tjenester og eiendomsskatt kapitaliseres på tvers av kommunegrensene. Med et felles boligmarkedet innad i arbeidsmarkedsregionen, ikke isolert i kommunen, kan det eksistere ringvirkninger som fjernes ved å innføre

faste effekter på kommunenivå. Oates (2005) legger frem at det kan oppstå positive ekstern-liteter når en kommune investerer i tjenestetilbudet. I praksis betyr dette at innbyggerne i en annen kommune direkte eller indirekte kan dra nytte av en investering. Hilber (2017) argumenterer for at dette typisk forekommer i grensetraktene mellom kommunene. Dette er noe som i mange tilfeller ignoreres av de lokale beslutningstakerne og som fører til ineffektiv tjenesteproduksjon (Oates, 2005). I ekstreme tilfeller kan dette føre til at enkelte velger å bosette seg slik at man ikke betaler eiendomsskatt, men samtidig har tilgang på de kommunale gode-ne nabokommunen har finansiert ved eiendomsskatt. Hvis dette er tilfelle vil kommunen uten eiendomsskatt kunne «vinne» konkurransen om innbyggerne. I følge Rattsø and Fiva (2005) er beslutning om innføring og sats påvirket av denne konkurransen. Eksempelvis finner de at flere rike kommuner i Vestfold og Akershus avstår fra å innføre eiendomsskatt som følge av «yardstick competition»<sup>3</sup>.

Vi kan derfor anta at en kommunes beslutning om å innføre eiendomsskatt til dels avhenger av nabokommunens beslutning. Ved å benytte regionfaste effekter vil denne variasjonen utnyttes i modellen. Modellen med *regionfaste* effekter skiller seg fra modellen med *kommunefaste* effekter ved at vi nå kan kombinere tverrsnitt- og tidsserieeffekter innad i hver region, hvilket vil gi mer variasjon. Samtidig må vi være oppmerksomme på at økt tverrsnittsvariasjon også åpner opp for mulige feilkilder som tidligere har vært eliminert ved bruk av *kommunefaste* effekter.

Vi etablerer en modell med faste effekter på *regionnivå* og anvender variabler på *kommunenivå*. Vi velger å benytte kommunevariabler for å inkludere variasjonen *mellom* kommunene *innad* i regionene. Dersom vi hadde benyttet variabler på *regionnivå* ville vi kun inkludert variasjon mellom regionene. Dette hadde ikke vært hensiktsmessig da beslutningen om eiendomsskatten tas på kommunenivå – samt at «spillover»-effektene i boligmarkedet mellom kommunene ville blitt eliminert. Ellers følger analysen samme strategi som i kapittel 6.3.1. Kolonnene i tabell 6.6 viser estimater for alle regioner, de minste regionene og de største regionene, samt estimater for eneboliger i alle regioner med regionfaste effekter.

Med unntak av de minste regionene ser vi at koeffisientene for eiendomsskatt er negative. De tre første estimatene er ikke signifikante. Dette kan bety at modellen fanger opp noen forskjel-

<sup>3</sup>«Yardstick competition» er en konkurransesituasjon som opptår når velgerne er høyt informert om beslutningene egne og andres lokale myndigheter tar. Ved lokalvalg sammenlikner velgerne beslutninger tatt av flere kommuner og velger sine egne lokale representanter basert på relativ prestasjon.

ler mellom små og store regioner, eller på tvers av boligtypene som vi ikke har kontrollert for. Sterkest og mest signifikant er estimatet for eneboliger, og videre vil vi konsentrere oss om nettopp denne spesifikasjonen. Grunnen er at eneboliger er utbredt i alle regioner, samt at omtrent halvparten av Norges befolkning bor i enebolig (SSB, 2019c). Dermed vil utvalget bestå av en mer homogen gruppe boliger enn når alle er inkludert, samtidig som at utvalget er representativt for hele landet. Effekten her tilsvarer en nedgang i boligprisene på omtrent 4% ved et 10% signifikansnivå dersom kommunen har innført eiendomsskatt. Når vi sammenlikner estimatene fra tabell 6.6 og 6.5 ser vi en rekke forskjeller. Først og fremst er koeffisientene i 6.6 mer signifikante. Dette kan ha en sammenheng med at tverrsnittseffekter innad i regionen nå er inkludert, for eksempel kommunenes politiske tilpasning og «yardstick competition». Med kommunefaste effekter ser vi ingen effekt. Dette impliserer at eiendomsskatten kapitaliseres i boligprisene når vi fjerner tidsuavhengig variasjon mellom regionene. Det er nærliggende å tro at dette kan skyldes at individene er mobile innad i arbeidsmarkedsregionen; eksempelvis tar bilturen hjem fra jobb i Oslo sentrum like lang tid for de som bor i Asker sentrum og de som bor i Lørenskog. Videre ser vi en tydelig positiv effekt av folketall og negativ effekt av spredtbygdhet. Dette impliserer at kommuner med høy befolkning og konsentrert bebyggelse har høyere boligpriser. Dette kan både kobles til tilgang på tomter og at attraktive kommuner tiltrekker seg mange innbyggere. Dette stemmer overens med SSBs anslag som sier at det er vekst i tettsteder på bekostning av spredtbygde strøk (SSB, 2019d).

Barnehagedekning er viktig for migrasjon, og estimatet antyder at folk med barn i barnehagealder er mobile og ser etter eneboliger i kommuner med god barnehagedekning. Dette kan også sees i sammenheng med tilgang på gode arbeidsmarkeder. Denne effekten ser vi ikke når vi benytter kommunefaste effekter. Retningen på estimatene samsvarer med forventningene vi har fra teorien presentert i kapittel 3.

## KAPITTEL 7

---

### Oppsummering og konklusjon

---

Denne oppgaven har studert eiendomsskattens effekt på norske boligpriser. Vi har ikke tatt stilling til om kommuner *bør* innføre eiendomsskatt eller ikke, men understreker likevel at denne debatten er aktuell, vi håper denne oppgaven kan inspirere til videre diskusjon.

Gjennom Norkart har vi fått tilgang til et transaksjonsdatasett som baserer seg på samtlige eiendomsomsetninger for perioden 2004-2016. Dette har vi selv sammenstilt med en rekke kommunespesifikke variabler innhentet fra SSB, NSD og Huseiernes Landsforbund. Totalt utgjør utvalget 614,908 observasjoner.

Etter Endringslov til Eieendomsskattelova av 16. juni 2006 nr. 2, fikk hver enkelt kommune lovfestet rett til at de fra og med 2007 kunne velge å skrive ut eiendomsskatt på samtlige bolig- og næringseiendommer i kommunen. Reformen medførte at antall kommuner med eiendomsskatt i hele kommunen økte fra 55 til 260 i perioden 2007-2019. I forbindelse med reformen i 2007 har vi vist deskriptivt at forskjellen i boligpris mellom kommuner med og uten eiendomsskatt har økt. Sett i sammenheng med at 98 % av alle nordmenn i løpet av livet eier sin egen bolig, samt at eiendomsskatt er den vanligste formen for lokal skattlegging internasjonalt, motiverer det til å undersøke en empirisk sammenheng mellom eiendomsskatt og boligverdi, samt å supplere

debatten med empirisk evidens rundt kapitaliseringens forekomst (Lundesgaard, 2018; Borge, 2004b).

For å avdekke kapitaliseringseffekter har datasettet blitt analysert ved hjelp av POLS- og FE-estimering. Vi har undersøkt ulike modellspesifikasjoner, samt ulike klassifiseringer av kommuner basert på folketall, boligtype og regionstørrelse.

POLS-estimeringen utnytter både tids- og tversnittvariasjon mellom kommunene. Her indikerer resultatene at koeffisienten for eiendomsskatt ligger relativt stabilt gjennom ulike modellspesifikasjoner, og gir en estimert signifikant reduksjon i boligprisen tilnærmet lik 7% ved et 1%-signifikansnivå i kommunene som skriver ut eiendomsskatt. De estimerte koeffisientene for kontrollvariablene ligger også relativt stabilt, særlig gjelder dette dekningsgraden for barnehage som ved en 10%-poengs økning i dekningsgrad gir en 4,5% økning i boligprisene ved et 1%-signifikansnivå. Vi finner også at den estimerte koeffisienten for dekningsgraden til hjemmetjenester er negativ og signifikant ved et 5%-signifikansnivå, der en en 10%-poengs økning i bruk av hjemmetjenester medfører en 6,9% reduksjon i boligprisene. Vi anser det som rimelig å anta at andelen som bruker disse tjenestene forteller oss noe om alderssammensetningen og attraktiviteten til kommunen, som igjen påvirker etterspørselen etter boliger. Intuisjonen fra teorikapittelet tilsier at jo bedre tjenestetilbudet i en kommune er, jo mer attraktivt blir det å etablere seg i kommunen, med den konsekvens at boligprisene stiger. De foreløpige funnene i analysen gir støtte til dette.

I regresjonene for robusthet fant vi ved år-for-år-regresjonen at kapitaliseringseffekten lå mellom 6 og 10% og var signifikant ved et 1%-signifikansnivå for de fleste årene, med stabilt høyere verdier mot slutten av perioden 2004-2016. I samme regresjon fant vi også en robust og positiv effekt av barnehagedekningen med en effekt mellom 4 og 8% ved 1-5%-signifikansnivå for de fleste årene. Ved å klassifisere utvalget på folketall fant vi en robust effekt av eiendomsskatt på boligpriser, hvor effekten viste seg sterkest i de største kommunene med en kapitaliserings-effekt på 10% ved et 5%-signifikansnivå. Ved å klassifisere utvalget basert på boligtype fant vi også en signifikant negativ effekt av eiendomsskatt, der effekten på enebolig var 12% ved et 1%-signifikansnivå. For leiligheter fant vi ingen effekt. Barnehagedekningen viste gjennom samtlige klassifiseringer en positiv effekt på nærmere 5% ved en 10%-poengs økning i dekningsgraden, med 1-5% signifikans.

---

Fordi vi var interessert i å se på kapitaliseringseffekten innad i kommunen over tid, benyttet vi faste effekter. FE-estimering kontrollerer for kommunespesifikke effekter og kan således takle noen av svakhetene ved POLS-estimeringen på kommunenivå. Vi fant at det var god grunn til å gruppere kommuner etter folketall; kapitaliseringseffekten går fra å ha feil fortegn og være ikke-signifikant for alle kommuner under ett, samt for eneboliger, til å vise en økning ved økt kommunestørrelse der effekten ved folkemengder større enn 40,000 er 5% ved et 10%-signifikansnivå. Typisk for kommunene med størst folketall er forekomsten av leiligheter. Vi undersøkte derfor denne boligtypen alene hvor vi fant en effekt på 12% ved 1%-signifikansnivå.

En mulig årsak til at vi kun fant signifikante estimater i store kommuner ved kommunefaste effekter, er at det her kan forekomme migrasjon innad i arbeidsmarkedsregionene. Dette impliserer at det å innføre eiendomsskatt i en kommune kan slå ut i andre kommuner, og vi tenker oss derfor at boligmarkedet ikke lengre er kommunalt, men regionalt. Derfor ønsket vi å se på faste effekter i arbeidsmarkedsregionene. I en slik modell vil det statistiske grunnlaget for resultatene være forskjellig fra de kommunefaste hvor det kun er tidsserievariasjon innad i kommunene som benyttes til identifikasjon. Vi kombinerte tverrsnitt og tidsserie for kommunene i hver region som følge av at vi undersøker data på kommunenivå. Dette vil kunne fange opp «spillovers», hvilket gir mer variasjon å basere inferensen på, og vi forventer dermed sterkere effekter. Dette ble bekreftet av resultatene der kapitaliseringseffekten for eneboliger var 4.3% og signifikant ved et 10%-signifikansnivå. Dette til sammenligning med kommunefaste effekter hvor effekten var tilnærmet lik null og ikke-signifikant. Ulempen ved regionfaste effekter på kommunenivå er at vi samtidig drar med oss mulige feilkilder fra tverrsnittsvariasjon, likt som ved POLS-analysen.

Vi har møtt på flere metodiske utfordringer i denne oppgaven. Utfordringer knyttet til utelatte variabler, endogenitet og målefeil kan ha ført til at estimatene er feilaktige. I vårt tilfelle kan utelatte variabler som endres over tid medføre at FE-estimatoren ikke har fungert optimalt. Det samme gjelder for politiske endringer i kommunen, hvilket kan ha ført til endogenitet i modellen. Hvem som styrer kommunen kan påvirke hvorvidt eiendomsskatten innføres eller ikke, samtidig som at det kan påvirke boligmarkedet. Målefeil kan ha oppstått, både i innhenting og sammenstilling av datamaterialet. Vi ser også for oss at vårt mål på eiendomsskatt ikke gir et fullstendig bilde av kommunens tilpasning. Når vi anvender dummyvariabel tas det ikke høyde for hvordan skatten, eksempelvis eiendomsskattesatsen eller bunnfradraget, er implementert i



den enkelte kommune og dette vil da representere utelatte variabler i vår analyse.

Som en konklusjon, og med de forbehold som er drøftet i denne oppgaven, konkluderer vi med at kapitalisering vises for større kommuner, men at vi ikke kan si noe sikkert for små kommuner med et mindre aktivt boligmarked.

Videre ser vi for oss at bruk av instrumentvariabelmetoden, «event-study», «diff-in-diff» og spatiale modeller kan anvendes for å studere kapitaliseringseffekten videre. En «event-study» vil eksempelvis tydeliggjort sammenhengen ved å studere tiden før og etter reformen. Disse metodene vil kunne dempe effekten av våre potensielle feilkilder. Det kan også være hensiktsmessig å finne gode kvalitetsindikatorer for de kommunale tjenestene. Fremover kan det også være interessant å undersøke fordelingseffekter ved bunnfradrag og om eiendomsskatten får ringvirkninger for leiemarkedet.

---

## Bibliografi

---

- Arbeids- og sosialdepartementet, 2019. Meld. St. 4 (2019–2020). URL: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld.-st.-4-20192020/id2673397/>.
- Barstad, A., 1997. Store byer, liten velferd? Om segregasjon og ulikhet i norske byer. URL: <https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/sos97/sos97.pdf>.
- Bhuller, M., 2009. Inndeling av Norge i arbeidsmarkedsregioner. Technical Report. SSB. Oslo. URL: [https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat\\_200924/notat\\_200924.pdf](https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200924/notat_200924.pdf).
- Bickers, K.N., Stein, R.M., 1998. The Microfoundations of the Tiebout Model. *Urban Affairs Review* 34, 76–93. URL: <http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/107808749803400104>, doi:10.1177/107808749803400104.
- Bjerkehagen, S.S., 2005. Anker e-skattesaken. URL: [https://www.hadeland.no/Nyheter/lokale\\_nyheter/article1879898.ece?ns\\_campaign=article&ns\\_mchannel=recommend\\_button&ns\\_source=facebook&ns\\_linkname=facebook&ns\\_fee=0](https://www.hadeland.no/Nyheter/lokale_nyheter/article1879898.ece?ns_campaign=article&ns_mchannel=recommend_button&ns_source=facebook&ns_linkname=facebook&ns_fee=0).
- Bjørnstad, R., 2016. Hvilken rolle spiller renta for boligprisene i Oslo? Finansiell fagdag - Norges Bank. URL: <https://www.norges-bank.no/contentassets/2d9d108fb02445c1855a19eef448b839/bjornstad.pdf>.

- 
- Black, S.E., 1999. Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education. *The Quarterly Journal of Economics* 114, 577–599. URL: <http://www.jstor.org/stable/2587017>.
- Borge, L.E., 2004a. Eiendomsskatten : Statlig eller kommunal? Obligatorisk eller frivillig? ØKONOMISK FORUM , 16–21URL: <http://folk.ntnu.no/larseb/eiendomsskatt.pdf>.
- Borge, L.E., 2004b. Norsk økonomisk nasjonalrapport. Technical Report. NTNU. Trondheim. URL: <https://pdfs.semanticscholar.org/30d6/6419555d03fa122ad444cf61783bd481ebb5.pdf>.
- Borge, L.E., Brueckner, J.K., Rattsø, J., 2014. Partial fiscal decentralization and demand responsiveness of the local public sector: Theory and evidence from Norway. *Journal of Urban Economics* 80, 153–163. doi:10.1016/j.jue.2014.01.003.
- Borge, L.E., Rattsø, J., 2008. Property taxation as incentive for cost control: Empirical evidence for utility services in Norway. *European Economic Review* 52, 1035–1054. doi:10.1016/j.euroecorev.2007.10.004.
- Borge, L.E., Rattsø, J., 2014. Capitalization of Property Taxes in Norway. *Public Finance Review* 42, 635–661. doi:10.1177/1091142113489845.
- Borge, L.E., Stokke, H.E., Håkonsen, L., Løyland, K., 2013. Lokale skatter og insentiver til næringsutvikling. Technical Report. Trondheim. URL: [https://evalueringsportalen.no/evaluering/lokale-skatter-og-insentiver-til-naeringsutvikling/S\OT1\OF-R02\\_13.pdf/@@inline](https://evalueringsportalen.no/evaluering/lokale-skatter-og-insentiver-til-naeringsutvikling/S\OT1\OF-R02_13.pdf/@@inline).
- Brueckner, J.K., 1982. A test for allocative efficiency in the local public sector. *Journal of Public Economics* 19, 311–331. doi:10.1016/0047-2727(82)90059-7.
- Buchanan, J.M., 1965. An Economic Theory of Clubs. *Economica* 32, 1. URL: <https://www.jstor.org/stable/2552442?origin=crossref>, doi:10.2307/2552442.

- 
- Burettslagslova – brl, 2003. Lov om burettslag (burettslagslova). URL: <https://lovdata.no/lov/2003-06-06-39>.
- Butler, R.V., 1982. The specification of hedonic indexes for urban housing. *Land Economics* 58, 96–108. doi:10.2307/3146079.
- Byggeteknisk forskrift (TEK10), 2010. Forskrift om tekniske krav til byggverk (Byggeteknisk forskrift). URL: <https://lovdata.no/forskrift/2010-03-26-489>.
- Cameron, C., Miller, D., 2015. A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference (Robust Covariance for OLS). *Journal of Human Resources* URL: [http://cameron.econ.ucdavis.edu/research/Cameron\\_Miller\\_JHR\\_2015\\_February.pdf](http://cameron.econ.ucdavis.edu/research/Cameron_Miller_JHR_2015_February.pdf).
- Clapp, J.M., Nanda, A., Ross, S.L., 2008. Which school attributes matter? The influence of school district performance and demographic composition on property values. *Journal of Urban Economics* 63, 451–466. doi:10.1016/j.jue.2007.03.004.
- Eigedomsskattelova, 1975. Lov om eigedomsskatt til kommunane (Eigedomsskattelova). URL: <https://lovdata.no/lov/1975-06-06-29>.
- Endringslov til eigedomsskattelova, 2006. Lov om endringar i lov 6. juni 1975 nr. 29 om eigedomsskatt til kommunane. URL: <https://lovdata.no/LTI/lov/2006-06-16-25>.
- Epland, J., Lunde, H., 2005. Inntekt, lønn og forbruk: Større inntektsforskjeller. *Samfunnsspeilet*, 53–62 URL: <https://www.ssb.no/a/samfunnsspeilet/utg/200504/ssp.pdf>.
- Federici, R.A., Wendelborg, C., 2013. Analyse av data fra Utdanningsdirektoratets brukerundersøkelser i skolen: En helhetlig beskrivelse av læringsmiljøet. 23 URL: [https://samforsk.no/SiteAssets/Sider/publikasjoner/AnalyseavdataafraUtdanningsdirektoratetsREDIGERTRAF11mars\\_web.pdf](https://samforsk.no/SiteAssets/Sider/publikasjoner/AnalyseavdataafraUtdanningsdirektoratetsREDIGERTRAF11mars_web.pdf).
- Finansdepartementet, 2006. Revidert nasjonalbudsjett 2006. URL: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/stmeld-nr-2-2005-2006-/id136369/?ch=1>.

- 
- Finansdepartementet, 2018. Nasjonalbudsjettet 2019. Technical Report. Oslo.  
URL: [https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett\\_2019/dokumenter/pdf/stm.pdf](https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2019/dokumenter/pdf/stm.pdf).
- Finansdepartementet, 2019. Proposisjon til Stortinget (forslag til lovvedtak og stortingsvedtak).
- Fischel, W.A., 2001. *The Homevoter Hypothesis: How Home Values Influence Local Government Taxation, School Finance, and Land-Use*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Fischel, W.A., Yinger, J., Bloom, H.S., Borsch-Supan, A., Ladd, H.F., 1988. *Property Taxes and House Values: The Theory and Estimation of Intrajurisdictional Property Tax Capitalization*. volume 9. Elsevier. URL: <https://www.jstor.org/stable/3325422?origin=crossrefhttps://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/C20130117321>, doi:10.1016/C2013-0-11732-1.
- Fiva, J., 2007. Sentral finansiering av lokal offentlig tjenesteproduksjon: Bailout-problemet. *Økonomisk forum* 61, 1–7.
- Fiva, J.H., Rattsø, J., 2007. Local choice of property taxation: Evidence from Norway. *Public Choice* 132, 457–470. doi:10.1007/s11127-007-9171-z.
- Forskrift om opplysninger fra grunnbok og matrikkel, 2013. Forskrift om utlevering, viderebruk og annen behandling av opplysninger fra grunnboken og matrikkelen. URL: <https://lovdata.no/forskrift/2013-12-18-1599>.
- Forskrift om registreringsgebyr for BRL-andel, 2006. Forskrift om betaling for registrering av retter på andel i borettslag i grunnboken mv. URL: <https://lovdata.no/LTI/forskrift/2006-06-12-623>.
- Gerdrup, K.R., 1998. *Skattesystem og skattestatistikk i et historisk perspektiv*. Technical Report 6. Statistisk sentralbyrå. Oslo.
- Grindaker, M.H., 2017. *Boligpriser og husholdningenes konsum*. Technical Report 11. URL: [https://static.norges-bank.no/contentassets/d368443eefa246a9b6d75d15a8922abc/staff\\_memo\\_11\\_2017.pdf?v=12/13/2017152318&ft=.pdf](https://static.norges-bank.no/contentassets/d368443eefa246a9b6d75d15a8922abc/staff_memo_11_2017.pdf?v=12/13/2017152318&ft=.pdf).

- 
- Guilfoyle, J.P., 2000. The Effect of Property Taxes on Home Values. *Journal of Real Estate Literature* 8, 111–127.
- Haraldsvik, M., Borge, L.E., Nyhus, O.H., Løyland, K., 2013. Delkostnadsnøkkelen for pleie og omsorg: Analyser av enhetskostnader, dekningsgrader, utgifter og brukerbetaling. 04/13, SENTER FOR ØKONOMISK FORSKNING AS, Trondheim.
- Haug, M., 2019. Mer enn 8 av 10 bor i tettsteder. URL: <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/mer-enn-8-av-10-bor-i-tettsteder>.
- Hilber, C.A., 2017. The Economic Implications of House Price Capitalization: A Synthesis. *Real Estate Economics* 45, 301–339. doi:10.1111/1540-6229.12129.
- Høydahl, E., 2017. Ny sentralitetsindeks for kommunene. Statistisk sentralbyrå Notater 40. URL: <http://hdl.handle.net/11250/2467580>.
- Imsen, S., Winge, H., 1974. Norsk historisk leksikon. 1 ed., Cappelen Akademisk Forlag, Oslo. URL: [https://lokalhistoriewiki.no/wiki/Norsk\\_historisk\\_leksikon](https://lokalhistoriewiki.no/wiki/Norsk_historisk_leksikon).
- Imsen, S., Winge, H., 2004. Norsk historisk leksikon. volume 3. 2 ed., Cappelen Akademisk Forlag, Oslo. URL: <https://lokalhistoriewiki.no/wiki/Leksikon:Matrikkel>.
- Ingram, G.K., Hong, Y.H., 2007. Land Policies and Their Outcomes. Lincoln Institute of Land Policy, Cambridge, MA.
- Innst. 4 L (2012–2013), . Innstilling fra finanskomiteen om skatter, avgifter og toll 2013 – lovsaker. URL: <https://www.stortinget.no/globalassets/pdf/innstillinger/stortinget/2012-2013/inns-201213-004.pdf>.
- Innst. O. nr. 115 (2000-2001), . Innstilling fra finanskomiteen om lov om endringer i skattelovgivningen (boligtaksering mv.) Ot.prp. nr. 55 (2000-2001).
- Jacobsen, D.H., Naug, B.E., 2004. Hva driver boligprisene? Penger og kreditt 32, 229–240. URL: [https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf](https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf).

- 
- Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2017a. Nye kommune- og fylkesnummer fra 2020. URL: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/nye-kommune--og-fylkesnummer-fra-2020/id2576659/>.
- Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2017b. Prop. 96 S (2016–2017). URL: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/prop.-96-s-20162017/id2548145/>.
- Kommunal og arbeidsdepartementet, 1997. Om finansiering av kommunesektoren. NOU 1997:8 NOU1997:8. URL: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-1997-8/id140819/?ch=18>.
- Kommunal-og moderniseringsdepartementet, 2014. Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner. URL: <https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/inntektssystemet-for-kommuner-og-fylkeskommuner/id2353961/>.
- KS, 2018a. Grunnlag for eiendomsskatt - KS. URL: <https://www.ks.no/ks-advokatene/kompetanseomrader/fast-eiendom/grunnlag-for-eiendomsskatt/>.
- KS, 2018b. Regjeringserklæringen og eiendomsskatt. URL: <https://www.ks.no/fagomrader/okonomi/ks-eiendomskatteforum/regjeringserklaringen-og-eiendomsskatt/>.
- Larsen, E.R., Sommervoll, D.E., 2004. Hva bestemmer boligprisene? Samfunnsspeilet 18, 10–17. URL: <https://www.ssb.no/a/samfunnsspeilet/utg/200402/ssp.pdf>.
- Lundesgaard, E., 2018. Slik kan flere bli boligeiere - Eiendom Norge. URL: <https://eiendommnorge.no/blogg/slik-kan-flere-bli-boligeiere-article587-923.html>.
- Musgrave, R.A., 1939. The Voluntary Exchange Theory of Public Economy. The Quarterly Journal of Economics 53, 213. URL: <https://academic.oup.com/qje/article-lookup/doi/10.2307/1882886>, doi:10.2307/1882886.

- 
- Nguyen-Hoang, P., Yinger, J., 2011. The capitalization of school quality into house values: A review. *Journal of Housing Economics* 20, 30–48. URL: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhe.2011.02.001>, doi:10.1016/j.jhe.2011.02.001.
- NOU 1996: 20, . Ny lov om eiendomsskatt. URL: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-1996-20/id116120/>.
- NRK, 2020. Eiendomsskatt. URL: <https://www.nrk.no/emne/eiendomsskatt-1.12545607>.
- Nymoen, R., Pedersen, K., Sjøberg, J.I., 2019. Estimation of effects of recent macroprudential policies in a sample of advanced open economies. *International Journal of Financial Studies* 7, 23. URL: <https://www.mdpi.com/2227-7072/7/2/23>, doi:10.3390/ijfs7020023.
- 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, 957–971.
- Oates, W.E., 2001. Property Taxation and Local Government Finance. Lincoln Institute of Land Policy. URL: <https://books.google.no/books?id=XeLHAAAIAAJ>.
- Oates, W.E., 2005. Toward a second-generation theory of fiscal federalism. *International Tax and Public Finance* 12, 349–373. doi:10.1007/s10797-005-1619-9.
- Omre, S.E., 2003. Sterkest konjunkturedgang for Agder-Rogaland ; regional konjunkturutvikling. *Samfunnsspeilet* 17, 35–43.
- Oslo Economics, Senter for økonomisk forskning (SØF), 2017. Bruk av Skatteetatens formuesgrunnlag ved eiendomsbeskatning av boligeiendom. Technical Report 12. SØF, FOU, KS, OE. URL: <https://www.ks.no/globalassets/fagomrader/forskning-og-utvikling/nyhetssaker/grunnlag-for-eiendomsskatt.pdf>.
- Pollakowski, H.O., 1973. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: A Comment and Further Results. *Journal of Political Economy* 81, 994–1003.



---

URL: <https://www.jstor.org/stable/1831140><https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260094>, doi:10.1086/260094.

Rattsø, J., 2003. Den idylliske tid er slutt. *HORISONT*, 22–31 URL: <http://www.svt.ntnu.no/iso/jorn.rattso/Papers/jrkommkonk.pdf>.

Rattsø, J., Fiva, J., 2005. Decentralization with Property Taxation to Improve Incentives: Evidence from Local Governments' Discrete Choice .

Refling, D., 2007. Eiendomsskatt i kommunene 2001-2007. Technical Report Rapport nr. 1 2007. HUSEIERNES LANDSFORBUND. URL: [https://www.huseierne.no/globalassets/rapporter/eiendomsskatt-rapport-2007-\\_hl.pdf](https://www.huseierne.no/globalassets/rapporter/eiendomsskatt-rapport-2007-_hl.pdf).

Refling, D., 2013. Eiendomsskatt i kommunene 2001-2013. Technical Report Rapport Nr. 1 2013. HUSEIERNES LANDSFORBUND. URL: <https://www.huseierne.no/globalassets/rapporter/2013/131-edskatt.pdf>.

Rønning, M., Fiva, J.H., 2004. Property Taxation as a Determinant of School District Efficiency. Technical Report 5105. Department of Economics, Norwegian University of Science and Technology. Trondheim. URL: <https://ideas.repec.org/p/nst/samfok/5105.html>.

Rosen, H.S., Gayer, T., 2009. Public Finance. The Irwin series in economics. 9 ed., McGraw-Hill, New York. URL: [https://books.google.no/books?id=-yTOtAEACAAJ&dq=editions%3AP-Yc8zCC7S0C&source=gbs\\_book\\_other\\_versions](https://books.google.no/books?id=-yTOtAEACAAJ&dq=editions%3AP-Yc8zCC7S0C&source=gbs_book_other_versions).

Ross, S., Yinger, J., 1999. Chapter 47 Sorting and voting: A review of the literature on urban public finance, in: Applied Urban Economics. Elsevier. volume 3 of *Handbook of Regional and Urban Economics*, pp. 2001–2060. URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1574008099800169>, doi:[https://doi.org/10.1016/S1574-0080\(99\)80016-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0080(99)80016-9).

Rubinfeld, D.L., 1987. Chapter 11 The economics of the local public sector, in: Handbook of Public Economics. Elsevier. volume 2 of *Handbook of Public Economics*, pp. 571–645. URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S157344208780006X>, doi:10.1016/S1573-4420(87)80006-X.

- 
- Samuelson, P.A., 1954. The Pure Theory of Public Expenditure. The Review of Economics and Statistics 36, 387. URL: <http://www.jstor.org/stable/1925895><https://www.jstor.org/stable/1925895?origin=crossref>, doi:10.2307/1925895.
- SSB, 2008. Standard for sentralitet. URL: <https://www.ssb.no/klass/klassifikasjoner/128/versjon/468/koder>.
- SSB, 2015a. 09765: Husholdninger etter boligtype og husholdningstype (prosent). URL: <https://www.ssb.no/325114/boligtype-for-husholdninger.prosent>.
- SSB, 2015b. Stabil vekst i tettstedene. URL: <https://www.ssb.no/befolkning/statistikker/beftett/aar/2015-12-11?fane=om>.
- SSB, 2019a. 06980: Eiendomsskatt. Omfang, bruk og inntekter 2007 - 2019. URL: <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/statistikker/eiendomsskatt>.
- SSB, 2019b. 12503: Eiendomsskatt (K) (avslutta serie) 2007 - 2019. Statistikkbanken. URL: <https://www.ssb.no/statbank/table/12503/>.
- SSB, 2019c. Boforhold, levekårsundersøkelsen. URL: <https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/bo>.
- SSB, 2019d. Tettsteders befolkning og areal: Folkemengde og areal i tettsteder 1. januar. URL: <https://www.ssb.no/beftett>.
- SSB, 2020a. 06726: Omsetning og kjøpesum for boligeiendommer med bygning i fritt salg. URL: <https://www.ssb.no/statbank/table/06726/tableViewLayout1/>.
- SSB, 2020b. 08968: Omsetning og boligtype for boligeiendommer med bygning i fritt salg (F) (2000K1) - (2020K4). URL: <http://www.ssb.no/statbankstatbank/table/08968/>.
- SSB, 2020c. 11508: Bygningstype. Husholdninger (K) 2015 - 2019. URL: <http://www.ssb.no/statbankstatbank/table/11508/>.
- SSB, 2020d. SSB: Metadata. URL: <https://www.ssb.no/a/metadata/>.
- Stiglitz, J.E., 1983. THE THEORY OF LOCAL PUBLIC GOODS TWENTY-FIVE YEARS

- 
- AFTER TIEBOUT: A PERSPECTIVE, in: *Local Provision of Public Services*. Elsevier. 95, pp. 17–53. URL: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/B9780127818207500078>, doi:10.1016/B978-0-12-781820-7.50007-8.
- Stortinget, 2019. Stortinget - Møte onsdag den 30. januar 2019. URL: <https://www.stortinget.no/nn/Saker-og-publikasjoner/publikasjoner/Referat/Stortinget/2018-2019/refs-201819-01-30/?all=true>.
- Takle, M., 2012. Boligprisindeksen - Dokumentasjon av metode. URL: [https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat\\_201210/notat\\_201210.pdf](https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_201210/notat_201210.pdf).
- Takle, M., Medby, P., 2019. Modell for beregning av boligformue: Oppdatert med tall for 2018. Statistisk sentralbyrå. URL: <http://hdl.handle.net/11250/2598467>.
- Tiebout, C.M., 1956. A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy* 64, 416–424. URL: <https://www.jstor.org/stable/1826343>.
- Wooldridge, J.M., 2009. Econometrics: Panel Data Methods, in: *Complex Systems in Finance and Econometrics*. Springer New York, New York, NY, pp. 215–237. URL: [http://link.springer.com/10.1007/978-1-4419-7701-4\\_12](http://link.springer.com/10.1007/978-1-4419-7701-4_12), doi:10.1007/978-1-4419-7701-4{\\_}12.
- Wooldridge, J.M., 2016. *Introductory Econometrics A Modern Approach*. 6th ed. ed., Cengage Learning, Australia. URL: <https://www.cengagebrain.co.uk/shop/isbn/9781305270107>.
- Yinger, J., 1982. Capitalization and the Theory of Local Public Finance. *Journal of Political Economy* 90, 917–943. URL: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/261101>, doi:10.1086/261101.
- Zodrow, G.R., 1983. *Local Provision of Public Services*. Elsevier. URL: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/C20130117424>, doi:10.1016/C2013-0-11742-4.
- Zodrow, G.R., 2014. Intra-jurisdictional capitalization and the incidence of the property tax. *Regional Science and Urban Economics* 45, 57–66. URL: <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2014.05.001>.

---

//linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0166046214000106,  
**doi:10.1016/j.regsciurbeco.2014.01.002.**



## TILLEGG A

---

Deskriptiv statistikk for eiendomsskatt, tjenester og  
karakteristika

---

### **A.1 Deskriptiv statistikk**

**Tabell A.1:** Deskriptiv statistikk for eiendomsskatt, boligkarakteristika og kommunekarakteristika på kommunenivå i perioden 2004-2016

Variabel	Forklaring	Alle		Med eiendomsskatt		Uten eiendomsskatt	
		<i>(n=614,908)</i>		<i>(n=396,301)</i>		<i>(n=218,607)</i>	
Omsetningsbeløp (kr)	Omsetningsbeløp på bolig ved tinglysning (kr)	2,527,499	(1,417,283)	2,400,493	(1,300,571)	2,757,742	(1,581,611)
Pris per kvm (kr)	Pris per kvadratmeter	23,774	(14,333)	22,778	(14,346)	25,579	(14,132)
Bruksareal (kvm)	Bruksareal på bolig oppgitt i kvadratmeter. Definert som arealet av planet som ligger innenfor omsluttende vegger	125	(61)	126	(62)	123	(60)
Personinntekt, median (kr)	Medianinntekt for bosatte personer 17 år og eldre (kr). Omfatter lønn for utført arbeid og ulike pensjonsgivende stønader	251,648	(52,527)	246,460	(50,410)	261,051	(54,926)
Sum av lokale skatter og rammetilskudd per capita (kr)	Summen av rammetilskudd, samt skatt på inntekt og formue. Per innbygger (kr)	41,254	(8,324)	41,986	(8,057)	39,922	(8,630)
Innbyggere i en kommune	Folkemengde i alt per 1.1. (2004-2016)	55,198	(65,500)	63,610	(76,033)	39,948	(35,026)
Eiendomsskatt dummy	Dummy variabelen er lik 1 hvis kommunen har eiendomsskatt på enebolig og 0 hvis den ikke har det	0.644	(0.479)	1	(0)	0	(0)
Eiendomsskattesats	Generell eiendomsskattesats i kommunen	0.005	(0.002)	0.005	(0.002)		
Spredtbygdhet (%)	Definert som (1 – andelen som bor i tettbygde strøk)	0.176	(0.179)	0.185	(0.186)	0.159	(0.163)
Arbeidsledighetsrate (%)	Andel registrert som helt arbeidsledige i kommunen	0.024	(0.009)	0.025	(0.008)	0.023	(0.009)
0-5år (%)	Andel av befolkningen i aldersgruppen 0-5 år	0.074	(0.009)	0.072	(0.008)	0.078	(0.010)
6-15år (%)	Andel av befolkningen i aldersgruppen 6-15r	0.130	(0.013)	0.126	(0.012)	0.137	(0.012)
67år og over (%)	Andel av befolkningen i aldersgruppen 67 år og over	0.133	(0.025)	0.136	(0.025)	0.126	(0.023)
Institusjon, dekningsgrad (%)	Definert som antall personer i institusjon som andel av populasjonen 80 år og over	0.133	(0.033)	0.138	(0.033)	0.125	(0.033)
Hjemmetjenester, dekningsgrad (%)	Definert som antall personer som mottar hjemmetjenester som andel av populasjonen 67 år og over	0.158	(0.032)	0.159	(0.030)	0.154	(0.034)
Barnehage, dekningsgrad (%)	Definert som antall personer i barnehage som andel av populasjonen 0-5 år	0.878	(0.077)	0.888	(0.069)	0.861	(0.086)

*Merk:* Verdiene presentert her utgjør utvalget på 614,908 observasjoner, og er beregnet som gjennomsnitt for årene 2004-2016. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). *Kilde:* Basert på utregninger utført i STATA.

## A.2 Variabler for sentralitet sortert på landsdel med og uten eiendomsskatt

**Tabell A.2:** Deskriptivt for mest sentrale kommuner

	Mest sentrale kommuner					
	Omsetningsbeløp (kr)		Bruksareal (kvm)		Obs.	
	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt
Midt-Norge	2,849,665 (1,352,529)	2,318,673 (1,114,196)	113 (63)	129 (64)	33,305	6,492
Nord-Norge	3,018,054 (1,436,022)	1,017,760 (666,729)	123 (63)	154 (61)	13,227	57
Sør-Norge	2,502,186 (1,267,966)	1,824,749 (828,902)	127 (61)	129 (59)	36,718	5,578
Vest-Norge	3,013,832 (1,486,755)	2,902,346 (1,269,002)	110 (60)	121 (59)	71,029	41,839
Øst-Norge	2,439,615 (1,237,590)	2,999,150 (1,707,292)	124 (61)	119 (60)	94,974	134,609

**Tabell A.3:** Deskriptivt for nest mest sentrale kommuner

	Nest mest sentrale kommuner					
	Omsetningsbeløp (kr)		Bruksareal (kvm)		Obs.	
	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt
Midt-Norge	1,808,810 (846,377)	842,550 (429,415)	147 (63)	169 (62)	4,915	247
Nord-Norge	1,722,083 (892,107)	1,138,015 (607,804)	140 (59)	168 (51)	4,254	338
Sør-Norge	1,776,384 (928,352)	1,577,532 (1,015,605)	136 (63)	149 (60)	24,172	1,387
Vest-Norge	2,265,870 (1,063,728)	1,917,569 (850,194)	130 (62)	138 (60)	30,708	7,617
Øst-Norge	1,981,657 (998,517)	2,090,488 (1,130,511)	137 (63)	139 (60)	20,357	9,557



**Tabell A.4:** Deskriptivt for nest minst sentrale kommuner

	Nest minst sentrale kommuner					
	Omsetningsbeløp (kr)		Bruksareal (kvm)		Obs.	
	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt
Midt-Norge	1,601,085 (852,257)	757,904 (455,332)	146 (58)	153 (59)	11,647	315
Nord-Norge	2,151,204 (993,257)	930,937 (563,008)	136 (59)	152 (58)	7,005	356
Sør-Norge	1,917,641 (986,344)	1,312,823 (600,396)	148 (63)	152 (61)	2,952	390
Vest-Norge	2,240,050 (961,247)	1,735,748 (795,855)	131 (60)	129 (61)	9,163	4,447
Øst-Norge	1,156,101 (574,596)	875,454 (454,125)	135 (73)	147 (68)	213	17

**Tabell A.5:** Deskriptivt for minst sentrale kommuner

	Minst sentrale kommuner					
	Omsetningsbeløp (kr)		Bruksareal (kvm)		Obs.	
	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt	Med eiendomsskatt	Uten eiendomsskatt
Midt-Norge	1,596,871 (852,624)	1,443,748 (865,596)	141 (63)	128 (57)	2,888	914
Nord-Norge	1,474,412 (879,826)	901,050 (618,039)	146 (55)	148 (55)	12,250	2,044
Sør-Norge	1,454,675 (794,276)	1,085,804 (509,527)	130 (63)	141 (74)	755	130
Vest-Norge	1,758,103 (930,562)	1,345,736 (697,822)	143 (61)	147 (61)	6,992	1,461
Øst-Norge	1,544,430 (773,410)	1,204,965 (653,150)	142 (60)	145 (62)	8,777	812

### A.3 Boligprisutvikling med hensyn på folkemengde og transaksjoner

**Tabell A.6:** Boligpriser og utvikling fordelt på folkemengde

Folkemengde	Enebolig			Småhus			Leilighet			Obs.
	2004	Δ2016	Snitt (04-16)	2004	Δ2016	Snitt (04-16)	2004	Δ2016	Snitt (04-16)	
Mindre enn 5000	1,064,028	66%	1,481,701	1,064,387	78%	1,623,162	1,166,755	69%	1,808,195	40,661
Mer enn 5000	1,946,058	72%	2,754,458	1,851,679	74%	2,666,647	1,894,150	46%	2,424,360	574,215
Mer enn 10000	2,093,064	73%	2,966,572	1,930,298	74%	2,781,786	1,926,616	45%	2,450,502	502,720
Mer enn 20000	2,251,469	69%	3,181,864	2,053,200	71%	2,943,587	1,990,793	43%	2,508,591	387,873
Mer enn 40000	2,539,744	65%	3,506,161	2,192,034	73%	3,142,067	2,076,772	43%	2,619,836	252,655

## A.4 Korrelasjonsmatrise

Tabell A.7: Korrelasjonsmatrise

Variabler	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) Omsetningsbeløp (log)	1.000												
(2) Eiendomsskatt	-0.109	1.000											
(3) Areal (log)	0.247	0.015	1.000										
(4) Folketall (log)	0.346	0.077	-0.211	1.000									
(5) Spredtbygdhet	-0.334	0.068	0.181	-0.767	1.000								
(6) Arbeidsledighet	-0.077	0.091	-0.005	0.126	-0.146	1.000							
(7) 0-5år	0.250	-0.320	-0.071	0.208	-0.246	-0.158	1.000						
(8) 6-15år	0.006	-0.418	0.088	-0.270	0.097	-0.203	0.601	1.000					
(9) 67år og over	-0.261	0.194	0.105	-0.335	0.386	0.118	-0.827	-0.520	1.000				
(10) Personinntekt (log)	0.442	-0.115	-0.158	0.422	-0.464	-0.217	0.612	0.163	-0.685	1.000			
(11) Institusjon, dekningsgrad	-0.016	0.184	-0.031	0.109	0.058	-0.055	-0.006	-0.144	-0.075	0.063	1.000		
(12) Hjemmetjenester, dekningsgrad	-0.348	0.080	0.114	-0.330	0.380	-0.037	-0.187	0.054	0.226	-0.501	-0.058	1.000	
(13) Barnehage, dekningsgrad	0.207	0.169	-0.073	0.067	-0.057	-0.210	-0.031	-0.315	0.017	0.415	0.036	-0.351	1.000



## TILLEGG B

---

### Regresjoner

---

**Tabell B.1:** Pooled OLS - Eiendomsskattesats

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Eiendomsskattesats	-47.40*** (-3.24)	-6.680 (-1.38)	-4.646 (-1.16)	-4.559 (-1.11)	-5.083 (-1.25)
Folketall (log)		0.0665*** (4.19)	0.0696*** (4.73)	0.0683*** (4.85)	0.0714*** (5.01)
Spredtbygdhet		-0.322*** (-4.11)	-0.236*** (-2.83)	-0.226*** (-2.67)	-0.233*** (-2.77)
Arbeidsledighetsrate		-8.414*** (-7.07)	-6.681*** (-6.68)	-6.411*** (-7.07)	-6.324*** (-6.87)
Personinntekt (log)			0.390*** (4.28)	0.362*** (4.12)	0.366*** (4.22)
Institusjon, dekningsgrad				0.0803 (0.34)	
Hjemmetjenester, dekningsgrad				-0.806** (-2.38)	
Barnehage, dekningsgrad				0.313* (1.70)	0.339* (1.88)
Konstantledd	11.85*** (22.89)	10.57*** (18.37)	5.209*** (4.29)	5.279*** (4.29)	5.116*** (4.21)
Boligkarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Sentralitet	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Landsdel	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Kommunekarakteristika	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	345,014	342,891	342,891	342,379	342,891
$R^2$	0.168	0.374	0.378	0.379	0.378

$t$ -verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkeltransaksjoner på logaritmisk form. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

**Tabell B.2:** Pooled OLS - Skatteinntekt fra eiendomsskatt per capita

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Skatteinntekt per capita (log)	-0.0974*** (-3.67)	-0.00545 (-0.41)	-0.00904 (-0.74)	-0.00684 (-0.57)	-0.00836 (-0.70)
Folketall (log)		0.0703*** (4.37)	0.0730*** (5.06)	0.0726*** (5.34)	0.0753*** (5.35)
Spredtbygdhet		-0.315*** (-4.04)	-0.211** (-2.53)	-0.191** (-2.35)	-0.206** (-2.46)
Arbeidsledighetsrate		-7.527*** (-6.60)	-5.747*** (-5.94)	-5.470*** (-6.31)	-5.460*** (-6.12)
Personinntekt (log)			0.434*** (4.71)	0.407*** (4.49)	0.413*** (4.68)
Institusjon, dekningsgrad				0.0229 (0.11)	
Hjemmetjenester, dekningsgrad				-0.813*** (-2.71)	
Barnehage, dekningsgrad				0.256 (1.57)	0.277* (1.73)
Konstantledd	12.04*** (19.26)	10.13*** (17.12)	4.320*** (3.64)	4.524*** (3.70)	4.277*** (3.62)
Boligkarakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Sentralitet	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Landsdel	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Kommunekarakteristika	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	413,549	411,025	411,025	410,519	411,025
$R^2$	0.173	0.379	0.384	0.385	0.384

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkeltransaksjoner på logaritmisk form. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

---

**Tabell B.3:** Koeffisienter for boligkarakteristika.

	Modell (5) Tabell 6.1
Areal (log)	1.670*** (14.58)
Areal (log) $\times$ Areal (log)	-0.126*** (-10.37)
Enebolig	0 (.)
Leilighet	0.107*** (6.78)
Småhus	0.0723*** (5.50)
Obs.	611,416
$R^2$	0.424

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkelttransaksjoner på logaritmisk form. *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

**Tabell B.4:** Koeffisienter for innbyggere, sentralitet og landsdel.

	Modell (5) Tabell 6.1
0-5år	1.463 (0.82)
6-15år	1.029 (0.88)
67år og over	-0.760 (-0.81)
Minst sentrale kommuner	-0.140*** (-3.78)
Nest minst sentrale kommuner	-0.123*** (-3.49)
Nest mest sentrale kommuner	-0.141*** (-4.80)
Nord-Norge	-0.00712 (-0.19)
Sør-Norge	0.0727* (1.96)
Vest-Norge	0.0719** (2.42)
Øst-Norge	0.117*** (3.57)
Obs.	611,416
$R^2$	0.424

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkelttransaksjoner på logaritmisk form. *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.



**Tabell B.5:** Koeffisienter for tidsdummyer.

Modell (5) Tabell 6.1	
2005	0.0424*** (3.92)
2006	-0.0215 (-0.96)
2007	-0.0418 (-1.24)
2008	-0.0378 (-0.99)
2009	-0.000213 (-0.01)
2010	0.0453 (1.15)
2011	0.0875** (2.13)
2012	0.148*** (3.46)
2013	0.205*** (4.70)
2014	0.248*** (5.79)
2015	0.317*** (7.51)
2016	0.337*** (7.93)
Obs.	611,416
$R^2$	0.424

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkelttransaksjoner på logaritmisk form. *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

**Tabell B.6:** Pooled OLS, kvadratledd av personinntekt

	Modell (5) Tabell 6.1
Eiendomsskatt dummy	-0.0650*** (-2.95)
Folketall (log)	0.123*** (7.66)
Spredtbygdhet	-0.239*** (-2.96)
Arbeidsledighetsrate	-6.946*** (-7.93)
Personinntekt (log)	-4.130*** (-2.73)
Personinntekt (log) × Personinntekt (log)	0.190*** (2.97)
Barnehage, dekningsgrad	0.409*** (3.18)
Konstantledd	29.76*** (3.33)
Obs.	611,921
$R^2$	0.424

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er omsetningsbeløp for enkeltransaksjoner på logaritmisk form. *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

**Tabell B.7:** Pooled OLS - Kvadratmeterpris - dummyvariabel

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Eiendomsskatt dummy	-0.188** (-2.53)	-0.0660** (-2.44)	-0.0698*** (-2.95)	-0.0719*** (-3.08)	-0.0707*** (-3.08)
Folketall (log)		0.123*** (6.34)	0.118*** (7.05)	0.117*** (7.24)	0.120*** (7.32)
Spredtbygdhet		-0.389*** (-5.25)	-0.256*** (-3.20)	-0.236*** (-3.01)	-0.248*** (-3.14)
Arbeidsledighetsrate		-10.28*** (-7.70)	-7.711*** (-8.20)	-7.218*** (-8.15)	-7.227*** (-8.06)
Personinntekt (log)			0.512*** (5.68)	0.459*** (5.38)	0.470*** (5.55)
Institusjon, dekningsgrad				0.0857 (0.44)	
Hjemmetjenester, dekningsgrad				-0.697** (-2.41)	
Barnehage, dekningsgrad				0.423*** (3.25)	0.455*** (3.47)
Konstantledd	10.52*** (213.67)	9.952*** (17.57)	3.384*** (2.80)	3.785*** (3.17)	3.481*** (2.97)
Obs.	614,908	611,921	611,921	610,063	611,921
$R^2$	0.387	0.551	0.556	0.557	0.557

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er kvadratmeterpris for enkelttransaksjoner på logaritmisk form. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

**Tabell B.8:** Pooled OLS - Kvadratmeterpris - eiendomsskattesats.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Eiendomsskattesats	-47.60*** (-3.21)	-6.562 (-1.37)	-4.542 (-1.15)	-4.444 (-1.10)	-4.974 (-1.24)
Folketall (log)		0.0654*** (4.14)	0.0685*** (4.67)	0.0671*** (4.79)	0.0702*** (4.95)
Spredtbygdhet		-0.318*** (-4.09)	-0.233*** (-2.81)	-0.222*** (-2.64)	-0.229*** (-2.74)
Arbeidsledighetsrate		-8.309*** (-7.01)	-6.587*** (-6.61)	-6.323*** (-6.98)	-6.234*** (-6.79)
Personinntekt (log)			0.387*** (4.28)	0.360*** (4.12)	0.363*** (4.22)
Institusjon, dekningsgrad				0.0770 (0.33)	
Hjemmetjenester, dekningsgrad				-0.818** (-2.43)	
Barnehage, dekningsgrad				0.309* (1.69)	0.336* (1.87)
Konstantledd	11.15*** (108.18)	12.01*** (24.64)	6.729*** (5.71)	6.795*** (5.68)	6.642*** (5.64)
Obs.	345,014	342,891	342,891	342,379	342,891
$R^2$	0.375	0.529	0.531	0.532	0.532

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er kvadratmeterpris for enkeltransaksjoner på logaritmisk form. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

**Tabell B.9:** Pooled OLS - Kvadratmeterpris - skattebeløp per capita.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Skatteinntekt per capita (log)	-0.0975*** (-3.65)	-0.00563 (-0.43)	-0.00920 (-0.76)	-0.00700 (-0.59)	-0.00854 (-0.72)
Folketall (log)		0.0692*** (4.32)	0.0719*** (4.99)	0.0715*** (5.26)	0.0742*** (5.28)
Spredtbygdhet		-0.311*** (-4.02)	-0.208** (-2.51)	-0.188** (-2.32)	-0.203** (-2.44)
Arbeidsledighetsrate		-7.439*** (-6.54)	-5.666*** (-5.87)	-5.395*** (-6.23)	-5.384*** (-6.05)
Personinntekt (log)			0.432*** (4.73)	0.405*** (4.52)	0.411*** (4.71)
Institusjon, dekningsgrad				0.0169 (0.08)	
Hjemmetjenester, dekningsgrad				-0.823*** (-2.77)	
Barnehage, dekningsgrad				0.250 (1.54)	0.271* (1.70)
Konstantledd	11.13*** (53.65)	11.47*** (21.83)	5.719*** (5.03)	5.924*** (5.05)	5.686*** (5.01)
Obs.	413,549	411,025	411,025	410,519	411,025
$R^2$	0.402	0.550	0.553	0.554	0.554

*t*-verdi gruppert («clustered») på kommunenivå i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Merk:* Avhengig variabel er kvadratmeterpris for enkelttransaksjoner på logaritmisk form. Alle kronevariabler er KPI-justert (2015=100). *Kilde:* Regresjoner utført i STATA.

