

Kim C. Chankam Ottesen

# En empirisk analyse av variasjon i eiendomsskatten mellom norske kommuner

Spatial avhengighet i norske kommuner

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi

Veileder: Per Tovmo

Trondheim, juni 2017

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Fakultet for økonomi

Institutt for samfunnsøkonomi



**NTNU**

Kunnskap for en bedre verden

---

## **Forord**

Denne masteroppgaven er avslutningen på en 2-årig mastergrad i samfunnsøkonomi ved institutt for samfunnsøkonomi på NTNU våren 2017. Jeg ønsker å rette en stor takk til min veileder Per Tovmo for veldig gode tilbakemeldinger, og for alltid å ha en åpen dør til kontoret når jeg har hatt spørsmål underveis. Videre ønsker jeg å rette en stor takk til min samboer Tuva Eriksen Ringheim og mine foreldre for støtten under hele studietiden.

NTNU har intet ansvar for synspunkter eller innhold i oppgaven og eventuelle feil står på forfatterens kappe.

Trondheim 1. Juni 2017

Kim C. Chankam Ottesen

---

## **Sammendrag**

Temaet for denne oppgaven er eiendomsskatt. Formålet er å undersøke hva som fører til variasjon i eiendomsskatten mellom norske kommuner, og om det eksisterer en spatial avhengighet mellom nabokommunene i bestemmelsen av eiendomsskattesatsen. Det blir undersøkt om modellens uavhengige variabler kan forklare variasjon i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner ved å estimere en modell som tar hensyn til strategisk interaksjon mellom kommunene.

Jeg finner bevis for at det er spatial avhengighet i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner, og konkluderer med at det observerte spatial mønsteret i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner kommer av yardstick competition. Dette ved at politikere og innbyggerne i kommunene bruker eiendomsskattesatsen i nabokommunene som en målestokk i bestemmelsen av egen skattesats. Jeg finner også andre faktorer som påvirker eiendomsskattesatsen. Resultatene tyder på at høy gjeld, sosialistiske representanter i kommunestyret og avstand mellom innbyggerne i kommunene har en positiv effekt på eiendomsskattesatsen i norske kommuner. I motsatt retning har økt inntekt, arbeidsledige og overføringer fra staten negativ effekt på eiendomsskattesatsen i kommunene

---

# Innhold

|  |           |
|--|-----------|
| <b>1 Innledning</b> .....                                | <b>1</b>  |
| 1.1 Motivasjon og problemstilling.....                   | 1         |
| <b>2 Eiendomsskatt</b> .....                             | <b>3</b>  |
| 2.1 Kort historisk utvikling.....                        | 3         |
| 2.2 Eiendomsskattens virkeområde .....                   | 3         |
| 2.3 Eiendommer som kan skattlegges.....                  | 4         |
| 2.4 Kommuner og eiendomsskatt.....                       | 5         |
| <b>3 Litteraturgjennomgang</b> .....                     | <b>9</b>  |
| 3.1 Kommunenes inntekter og utgifter.....                | 9         |
| 3.2 Politiske faktorer .....                             | 10        |
| 3.3 Kostnadsfaktorer.....                                | 11        |
| 3.4 Strategisk interaksjon .....                         | 11        |
| 3.5 Identifisering av strategisk interaksjon.....        | 13        |
| 3.6 Empiriske funn i Europa .....                        | 14        |
| 3.7 Empiriske funn i Skandinavia.....                    | 15        |
| <b>4 Teoretiske modeller</b> .....                       | <b>17</b> |
| 4.1 Objektfunksjonen for optimal eiendomsskattesats..... | 17        |
| 4.2 Modell for tax competition .....                     | 17        |
| 4.3 Modell for yardstick competition.....                | 18        |
| <b>5 Empirisk implementering</b> .....                   | <b>21</b> |
| 5.1 Lineær modellspeifisering .....                      | 21        |
| 5.1.1 Utelatt variabelproblem.....                       | 22        |
| 5.1.2 Målefeil .....                                     | 23        |
| 5.1.3 Simultanitet.....                                  | 23        |
| 5.2 Spatial interaksjon .....                            | 24        |
| 5.3 Spatial effekter.....                                | 24        |
| 5.4 Moran`s I-Statistikk .....                           | 25        |
| 5.5 Modeller for spatial økonometri .....                | 26        |
| 5.6 Spatial vektet nabomatrise .....                     | 26        |
| 5.7 Spatial lag modell .....                             | 27        |
| 5.8 Spatial Error modell .....                           | 28        |
| <b>6 Datamaterialet</b> .....                            | <b>30</b> |
| 6.1 Deskriptiv statistikk .....                          | 30        |

---

|  |           |
|--|-----------|
| <b>6.2 Korrelasjon og multikolaritet .....</b>                                 | <b>33</b> |
| <b>7 Resultater.....</b>   | <b>34</b> |
| <b>7.1 Presentasjon og tolkning av den lineære modellspesifikasjonen .....</b> | <b>34</b> |
| <b>7.2 Modellens forklaringskraft.....</b>                                     | <b>37</b> |
| <b>7.3 Spatial auto-korrelasjon .....</b>                                      | <b>38</b> |
| <b>7.4 Spatial modeller, presentasjon og tolkning av resultater .....</b>      | <b>40</b> |
| <b>7.5 Pseudo R<sup>2</sup>.....</b>   | <b>45</b> |
| <b>8 Oppsummering og konklusjon .....</b>                                      | <b>48</b> |

## **Figurer**

|  |   |
|--|---|
| 1: Illustrasjon av utviklingen for kommuner som har innført eiendomsskatt 2007-2016..... | 6 |
| 2: Oversikt over kommuner som har innført eiendomsskatt i 2016.....                      | 7 |

## **Tabeller**

|  |    |
|--|----|
| 1: Gjennomsnittlig eiendomsskattesats for norske kommuner 2012-2016 .....                              | 6  |
| 2: Deskriptiv statistikk for alle inkluderte variabler.....  | 31 |
| 3: Resultater til den lineære modellen estimert med MKM for modell a, b, c og d.....                   | 35 |
| 4: Den lineære modellens forklaringskraft, verdier på Justert R <sup>2</sup> for modell (a) – (d)..... | 37 |
| 5: Resultater, test for spatial auto-korrelasjon av modell (a) – (d).....                              | 38 |
| 6: Spatial lag, estimerte resultater for modell a, b, c og d.....                                      | 41 |
| 7: Estimerte verdier for Log Likelihood, AIC og BIC for modell (a) – (d).....                          | 46 |
| 8: Korrelasjonsmatrise mellom den avhengige variabel og de uavhengige variabler .....                  | i  |

## **Appendiks**

|  |          |
|--|----------|
| <b>A Korrelasjonsmatrise for alle inkluderte variabler</b> | <b>i</b> |
|--|----------|

---

# 1 Innledning

*Det første kapitlet introduserer tema og motivasjon for masteroppgaven. Videre blir problemstillingen presentert.*

## 1.1 Motivasjon og problemstilling

Eiendomsskatt er et viktig verktøy for å realisere inntekter til kommunene og kommunene i Norge velger fritt om de ønsker å innføre eiendomsskatt eller ikke. Beslutning om innføring tas av kommunestyret som fastsetter skattesatsen innenfor rammene fastsatt i eiendomsskatteloven av 6. juni 1975 (Eiendomsskattelova, 2016). I forkant av kommunevalgene er eiendomsskatt ofte et tema som inngår i partiprogrammene og skaper stort engasjement blant både politikere og velgere. Oslo Høyre har for eksempel laget nettsiden ”neitileiendomsskatt.no”, hvor de informerer om hvem man skal stemme på for å unngå en innføring av kommunal eiendomsskatt i Oslo. I det siste har flere kommuner valgt å innføre eiendomsskatt og i 2015 utgjorde eiendomsskatten i Norge 2,8 prosent av kommunenes samlede brutto driftsinntekter (Statistisk Sentralbyrå, 2016). Eiendomsskattesatsen varierer i norske kommuner og det vil derfor være interessant å undersøke hva som forklarer variasjon i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner.

Tidligere analyser om eiendomsskatt har hovedsakelig fokusert på faktorer som beskriver hvordan kommunene kan oppnå prioriterings – og allokeringseffektivitet av kommunale offentlige tjenester ved å se på kommunenes utgifter og inntekter. I denne oppgaven vil jeg rette fokuset mot strategisk interaksjon mellom de norske kommunene. Tidligere analyser om strategisk interaksjon mellom norske kommuner har sett på sannsynligheten for å innføre eiendomsskatt, mens jeg retter fokuset mot hva som forklarer variasjonen i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner. I analysen vil jeg se på ulike attributter som har betydning for variasjon i eiendomsskatten som privat inntekt, gjeld, arbeidsledighet, befolkning, politisk ledelse, overføringer fra staten og kommunenes utgiftsbehov. Dette vil jeg gjøre ved å gjennomføre en økonometrisk regresjonsanalyse med eiendomsskattesatsen som den avhengige variabelen for å se på forholdet mellom de ulike attributtene. Målet med oppgaven er å studere hvilke faktorer som påvirker variasjon i eiendomsskatten mellom norske kommuner, samt undersøke om det eksisterer en spatial avhengighet mellom nabokommuner. Med disse spørsmålene ble følgende problemstilling formulert:

” Hva forklarer variasjon i eiendomsskatten mellom norske kommuner? En empirisk analyse.”

Det er ikke utredet noen analyser som jeg er kjent med, hvor man forsøker å forklare hvilke faktorer som påvirker bestemmelsen av eiendomsskattesatsen og hvordan geografiske forhold påvirker denne variasjonen mellom norske kommuner. For å svare på problemstillingen vil jeg bruke økonomisk teori basert på strategisk interaksjon der man benytter modeller for yardstick - og tax competition som fører til en spatial modell tilnærming som tar hensyn til spatial effekter.<sup>1</sup>

Oppgaven er først og fremst skrevet som en avsluttende del av samfunnsøkonomistudiet, men jeg tror også at allmennheten, politikere og forskere kan ha interesse av resultatet.

---

<sup>1</sup> De som har utført spatial økonometriske analyser har som regel benyttet ”spatial” i teksten, det vil jeg også gjøre gjennom min oppgave. Andre har benyttet geografisk- eller romlig økonometrisk analyse.



## 2 Eiendomsskatt

*Dette kapitlet starter med å presentere den historiske utviklingen av eiendomsskatten i Norge. Videre presenteres lover og generell fakta om eiendomsskatt i Norge. Det vil også bli presentert generell statistikk om eiendomsskatten i Norge som er hentet fra Statistisk sentralbyrå.*

### 2.1 Kort historisk utvikling

Det har vært store endringer i måten Norge har skrevet ut eiendomsskatt på. Helt fra den første skatteloven for by og land kom, til måten vi praktiserer eiendomsskatten nå. Før det ble innført en landsdekkende skattematrikkel i 1665, fungerte jordebøkene som eiendomsregistre ved innkreving av eiendomsskatt. ”*Formue og inntekt skulle være hovedutligningsgrunnlaget både for by og land, men at matrikkelen kunne brukes for å trekke inn eiendomsskatter. Før den omfattende skatteomleggingen skjedde det en gradvis overgang til økt vekt på formue og inntekt*” (Gerdrup 1998, s. 11). Senere ble skattevesenet omorganisert i 1818, hvor den nye matrikkelen var basert på en vurdering og sammenlikning av eiendommens verdi. Alle faste eiendommer sør for Finnmark ble tildelt en matrikkelskyld som uttrykk for eiendommens verdi. Eiendommene ble verdsatt, og det var dette som ble grunnlaget for eiendomsskatten. På midten av 1800-tallet var eiendomsskatten kommunenes viktigste inntektskilde (NOU, 1996:20). I dag er det helt motsatt og eiendomsskatten er en liten andel av den totale inntekten til kommunene i Norge.

I 1911 kom det noen justeringer som er retningsgivende for eiendomsbeskatningen frem til gjeldene rett. Endringene inneholdt blant annet fastsettelse av eiendomsskattesats fra 0-4 promille, som senere har økt til skattlegging på maksimalt 7 promille. I dag kan eiendomsskatt utskrives etter lov av 6. Juni 1965 nr. 29 om eiendomsskatt til kommunene (NOU 1996:20). Lovendring den 16 Juni 2006 nr. 25, har ført til at kommunene kan kreve inn eiendomsskatt fra samtlige eiendommer i kommunen fra og med skatteåret 2007, § 3 (Eiendomsskattelova, 2016).

### 2.2 Eiendomsskattens virkeområde

Eiendomsskatteloven har stor betydning for hva den politiske ledelsen i kommunene har lov til å gjøre. Blant annet sier den noe om når de kan innføre eiendomsskatt, hvor høy skattesatsen kan være og hvilken eiendom som kan skattlegges. Hovedvilkårene for hvor kommunen har

lov til å skrive ut eiendomsskatt er bestemt i skatteloven § 3. Eiendomsskatt kan skrives ut til *”klårt avgrensa område som heilt eller delvis er utbygd på byvis, eller der slik utbygging er i gang. Utenfor dette områder som oppfyller dette vilkåret kan det kun skrives ut eiendomsskatt på verk og bruk”*(NOU 1996:20, s. 14). En av hovedgrunnene til at eiendomsskatten ble innført var at kommunene skulle få tilbakebetalt for kommunale tjenester. Tanken var at kommunale tjenester økte verdien av eiendommen ved innføring av vannforsyning, kloakk, veier og fortau. De kommunale tjenestene ga en verdistigning på eiendommen som måtte finansieres og vedlikeholdes av kommunen. I senere tid har det kommet lov om vann- og kloakkavgifter, og eiendomsskatten kan ikke lenger alene forsvares med at kommunen skal få tilbakebetalt for kommunale tjenester (NOU, 1996:20).

Eiendomsskatten er en inntektskilde som kommunene kan benytte for å finansiere kommunale offentlige tjenester og kommunale satsingsområder. Et argument for at eiendomsskatt burde legges mer vekt på er at den reduserer risikoen for økt kapitalmobilitet ut av Norge. Det betyr at den kan redusere sjansen for at man ulovlig flytter skattepliktige verdier over landegrensen, noe som kan føre til at Norge får lavere skatteinntekter. Eiendomsskatt blir sett på som en mer immobil kapital og gjør det derfor vanskelig å unndra skatt. *”Det gjør det mer attraktivt å legge mer vekt på en slik immobil kapital som eiendomsskatt for å sikre landets skatteinntekter”*(NOU 1996:20, s. 98).

### **2.3 Eiendommer som kan skattlegges**

Det er lovfestet hvilken eiendom det kan skrives ut eiendomsskatt på i Norge. Dette inngår i eiendomsskatteloven §§ 4 til 5. I all hovedsak kan eiendomsskatten skrives ut på fast eiendom hvor også verk og bruk omfattes begrepet. Av fast eiendom er det også en del eiendom som er unntatt eiendomsskatt som statseiendom, jernbaner til bruk for allmenheten, ambassader, konsulateiendommer, statskirker og eiendom som er eid av en kommune. Kommunene kan også velge å skrive ut eiendomsskatt på bare verk og bruk. Eiendomsskatt på fast eiendom tar utgangspunkt i skattegrunnlaget som er ligningsverdien året før og taksering av eiendom skal utføres hvert 10 ende år. Det er som nevnt tidligere kommunestyret som bestemmer om det skal innføres eiendomsskatt eller ikke. Av de kommunene som innfører eiendomsskatt skal skattesatsen ligge mellom 2-7 promille. Dersom en kommune som ikke har innført eiendomsskatt velger å skrive ut eiendomsskatt, kan de ikke sette en høyere skattesats enn 2 promille det første året, etter dette kan skattesatsen øke med 2 promille hvert år

(Eiendomsskattelova, 2016). Kommuner kan også velge skattesats for ulike soner innad i kommunen. Dette er en såkalt differensiert skattesats og et eksempel på dette er Tromsø kommune. De har innført soner i kommunen hvor for eksempel tettbygdestrøk har en høyere skattesats enn de som har fast eiendom lengre ut av byen (Tromsø Kommune, 2016).

Flere kommuner har valgt å innføre en differensiert skattesats. I 2016 var det 122 kommuner som har innført en differensiert eiendomsskatt, noe som er 21 flere enn i 2015 (Statistisk sentralbyrå, 2016). En teori om hvorfor skattesatsen har holdt seg relativt stabil de siste årene omhandler den såkalte tax competition teorien. Det innebærer at skatteraten i en kommune avhenger av skatteraten som blir satt av nabokommunen. Siden skattesatsen er observerbar og innbyggerne har fri mobilitet kan innbyggerne velge om de vil bli eller flytte til en annen kommune ut fra deres behov og preferanser (Birkelöf, 2009). Dersom en innbygger ikke er tilfreds med skattepolitikken i egen kommune kan han fritt velge å flytte til en annen kommune.

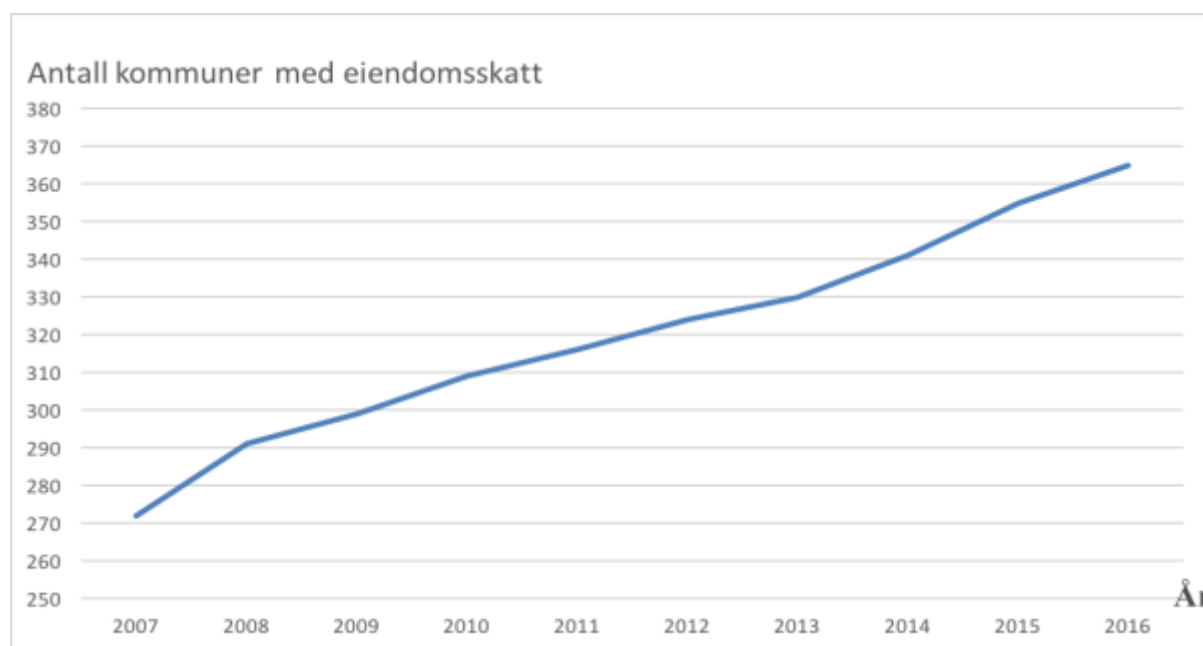
### **2.4 Kommuner og eiendomsskatt**

Det har vært en gradvis økning i antall kommuner som har innført eiendomsskatt. Av figur 1 ser vi utviklingen fra 2007 til 2016. Fra 2007 til 2016 har 93 flere kommuner valgt å innføre en form for eiendomsskatt. I Norge har 365 kommuner av totalt 428 valgt å innført eiendomsskatt og 239 kommuner har innført eiendomsskatt i hele kommunene (Statistisk sentralbyrå, 2016). Samlet fikk kommunene en inntekt på 11 milliarder kroner fra eiendomsskatten i 2015 som tilsvarer en økning på totalt 16 prosent fra året før (Statistisk sentralbyrå, 2015).

Flere av kommunene som skriver ut eiendomsskatt, velger også å innføre bunnfradrag. Et bunnfradrag er et beløp som trekkes fra taksten på boligen før skatten beregnes. Dette reduserer skattegrunnlaget, som igjen fører til en reduksjon i skatteinntektene for kommune. Fra 2012 til 2016 har det vært en økning med 10 kommuner som har innført bunnfradrag (Statistisk sentralbyrå – Statistikkbanken, 2016). Eksempel på hvordan eiendomsskatten kan beregnes:

(Eiendomsskattetakst – Eventuelt bunnfradrag) x Skattesats = Eiendomsskatt. Dersom en bolig har et takstgrunnlag på 3 000 000 norske kroner, et bunnfradrag på 150 000 norske kroner og en skattesats på 5 promille, blir eiendomsskatten 14 250 norske kroner.

Figur 1: Illustrasjon av utviklingen for kommuner som har innført eiendomsskatt 2007-2016



Kilde: Statistisk sentralbyrå (2016)

Når Tromsø kommune gikk fra borgerlig til et rødgrønt kommunestyre, økte eiendomsskatten fra 5,40 promille til 7 promille (Tromsø kommune, 2016). Den gjennomsnittlige skattesatsen i 2016 var på 5,8 promille i Norge. Illustrert i tabell 1 ser vi at den gjennomsnittlige skattesatsen i Norge har holdt seg relativt stabil de siste årene.

Tabell 1: Gjennomsnittlig eiendomsskattesats for norske kommuner 2012-2016

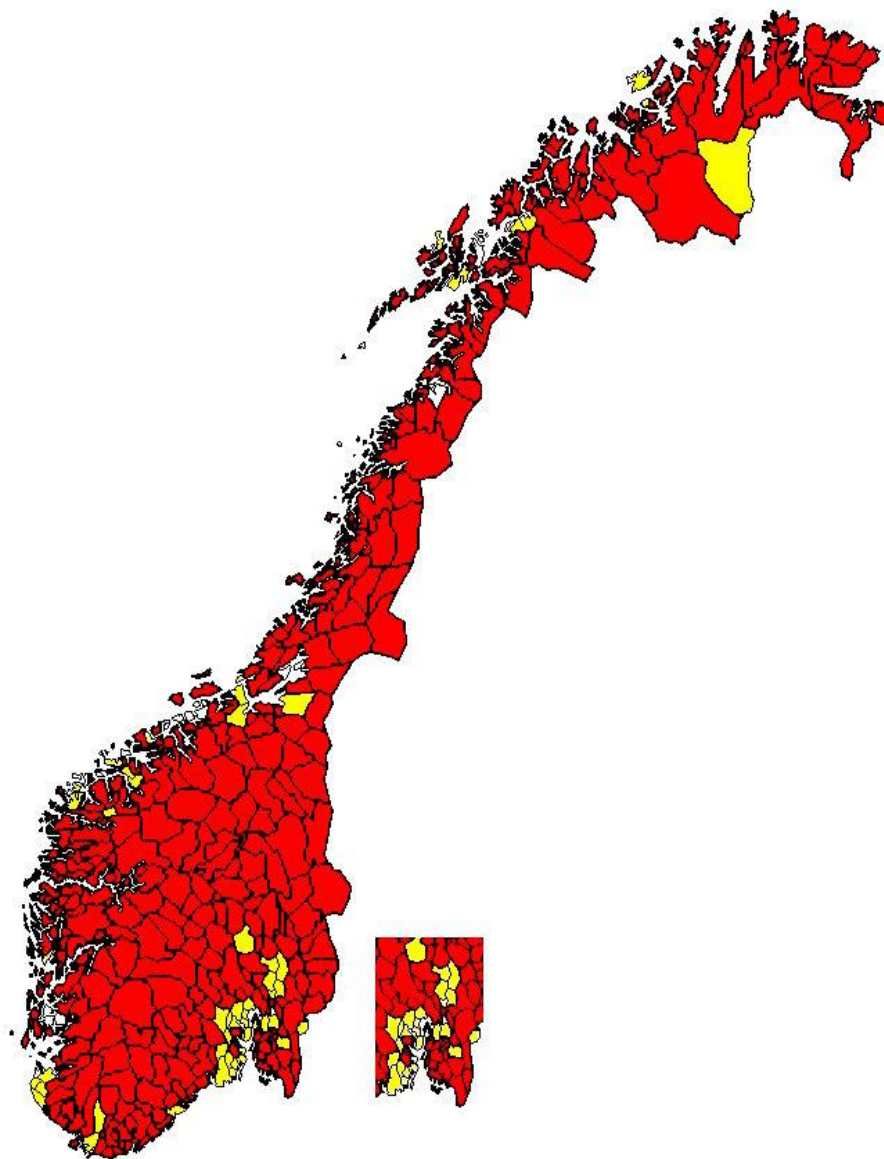
| 2012                                  | 2013                                  | 2014                                  | 2015                                  | 2016                                  |
|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
| Gjennomsnittlig skattesats (promille) | Gjennomsnittlig skattesats (promille) | Gjennomsnittlig skattesats (promille) | Gjennomsnittlig skattesats (promille) | Gjennomsnittlig skattesats (promille) |
| 5,9                                   | 5,9                                   | 5,8                                   | 5,7                                   | 5,8                                   |

Kilde: Statistisk sentralbyrå - Statistikkbanken (2016)

I figur 2 ser vi et kart som illustrerer kommuner som har innført eiendomsskatt. Kommuner med rød farge har innført eiendomsskatt og kommuner med gul farge har ikke innført eiendomsskatt. På kartet ser vi at de fleste som ikke har innført eiendomsskatt er sentrert rundt Oslo-området. Dette kan blant annet forklares med teorien for yardstick competition. Revelli

(2006) argumenterer for at kommuner bruker nabokommuner som en målestokk for å sammenligne eiendomsskattesatsen med egen kommune og politikerne ønsker derfor ikke å skattlegge høyere enn nabokommunene. Dersom nabokommunene ikke endrer eiendomsskattesatsen vil den aktuelle kommunen heller ikke endre eiendomsskattesatsen. Fiva og Rattsø (2007) finner at det vil oppstå et spatial mønster når det gjelder hvilke kommuner som skriver ut eiendomsskatt og hvilke som ikke gjør det på grunn av nevnte yardstick competition. Det kan derfor tenkes at kommunene velger samme promillesats på eiendomsskatten som sine nabokommuner. En annen forklaring kan være at store byer ofte har

Figur 2: Oversikt over kommuner som har innført eiendomsskatt i 2016



*Kilde: Statistisk sentralbyrå – Statistikkbanken (2016)*

et større arbeidsmarked og det kan derfor være mer attraktivt å bosette seg i nærheten av en slik by. Dette fører til en høy befolkningsvekst i området, noe som fører til at kommunene kan skrive ut inntektskatt på flere individer. Dette bidrar til høy inntekt i slike kommuner, sammenlignet med andre norske kommuner (Høydahl, 2010). Noen av de rikeste kommunene er Bærum, Asker, Sandnes, Frogn og fellesnevneren for de nevnte kommunene er at de ikke har innført eiendomsskatt (Hennisdal, 2016). Det kan derfor tenkes at årsaken til klyngedannelsen er rike kommuner, da innbyggerne betaler mer skatt gjennom inntekt – og formuesskatt.

### 3 Litteraturgjennomgang

*Hensikten med denne delen av oppgaven er å beskrive tidligere litteratur som samsvarer med problemstillingen. Den første delen omhandler faktorer som bestemmer offentlige utgifter og det økonomiske forholdet mellom kommuner. Videre vil det bli diskutert ulike former for strategisk interaksjon. Den siste delen tar for seg resultater fra tidligere arbeid. Selv om de fleste artiklene ser på forskjellige typer av strategisk interaksjon så er metodikken ganske lik, noe som gjør analysene interessant å sammenlikne. Resultater fra tidligere arbeid er for det meste utført i europeiske land, men det vil være naturlig å ta med resultater fra Skandinavia og spesielt Norge.*

#### 3.1 Kommunenes inntekter og utgifter

Tidligere studier har hovedsakelig konsentrert seg om avveiningen mellom pålagte kommunale skatter og totale kommunale utgifter, eller på allokeringen av totale utgifter på ulike tjenesteytende sektorer i kommunene (Aaberge og Langørgen, 2003). Kommuner i Norge er avhengig av inntekt for å finansiere de kommunale utgiftene. Finansiering av kommunesektoren består av tre inntektskilder; skatteinntekter, overføringer fra staten og brukerbetaling (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2015). Skatteinntekter omfatter inntekts – og formuesskatt, eiendomsskatt og konsesjonskraftsinntekter, mens statlige overføringer omfatter rammetilskudd og øremerkete tilskudd. Brukerbetaling kan betraktes som kommunale gebyrer, eksempelvis vann – og avløpsgebyr. Kommunenes utgifter er hovedsakelig knyttet til nasjonale velferdstjenester, som helse – og sosialsektoren, barnehage og skole. Kommunene er pliktige til å innfri minstestandarder, lovpålagte oppgaver og andre krav som virker forpliktende for kommunen. Utover dette kan de benytte inntektene til forskjellige og ønsket formål (Aaberge og Langørgen, 2003). Kommunen er altså selv ansvarlig for å tilby offentlige tjenester i sin egen kommune.

I finanspolitiske etterspørselsmodeller antas det at skatter blir valgt ved å evaluere fordelene ved å øke tilbudet av offentlige tjenester som er finansiert av skatter, mot kostnadene ved å øke inntekter (Fiva og Rattsø, 2007). Kommunene som ikke har innført eiendomsskatt har høyere privat konsum og lavere etterspørsel etter offentlige tjenester sammenlignet med de kommunene som skriver ut eiendomsskatt. Det antas at de to viktigste variablene for en finanspolitisk etterspørselsmodell er privat inntekt og overføringer fra staten (Fiva og Rattsø,

2007). Inntektsskatt er hovedinntekten til kommunene og nærmere 40 prosent av inntektene til kommunene består av skatt på inntekter. Rammetilskudd fra staten består av 34 prosent av inntektene til kommunene og tilsammen utgjør overføringer fra staten nærmere 80 prosent av inntektene til kommunene (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2017). Alle kommuner anvender maksimum skatterate på inntekter og rammetilskudd og det antas at skatteinntekter fremstår som gitt (Fiva og Rattsø, 2007). I etterspørselsmodeller forventes det at høyere privat inntekt fører til høyere etterspørsel etter kommunale offentlige tjenester og eiendomsskatten er en inntektsmekanisme kommunene kan bruke for å finansiere offentlige tjenester (Fiva og Rattsø, 2007). Inntekt kan også tolkes som et mellomledd for skattegrunnlaget til eiendomsskatten siden høyere inntekt fører til høyere kommunale skatteinntekter (Fiva og Rattsø, 2007). Hvilken effekt som dominerer er noe uklart. Overføringer fra staten er ofte konsistent med ”the fly paper effect”, som betyr at kommunene øker utgiftene for kommunale offentlige tjenester mer enn dersom private inntekter øker med det samme (Birkeöf, 2009). Det forventes at en større andel av overføringer fra staten har en negativ effekt på eiendomsskattesatsen siden dette øker inntektene til kommunene og reduserer behovet for å generere inntekt gjennom økt eiendomsskatt.

### **3.2 Politiske faktorer**

I samsvar med mange andre studier så har det vist seg at politisk ideologi og fragmentering har vært viktig i bestemmelsen av skattepolitikk. Partiene har forskjellig oppfatning av hvordan de ønsker å føre sin skattepolitikk og det kan derfor hende at de tar sine beslutninger basert på partiets ideologi. Siden eiendomsskatten gir kommunale inntekter så kan de partiene som har insentiver til å øke utgiftene i kommunen beslutte å øke eiendomsskatten. Studier viser at sosialistiske partier øker skatter, gjeld og utgifter, mens borgerlige partier gjør det motsatte (Solé-Ollé, 2006). På høyresiden har vi de som defineres som den borgerlige siden, Kristelig Folkeparti (KRF), Venstre (V), Høyre (H), Fremskrittspartiet (FRP) og på venstresiden har vi de sosialistiske partiene Arbeiderpartiet (AP), Sosialistisk Venstreparti (SV) og Rødt (R) (Berg og Sterri, 2016). Andel av fragmentering i kommunestyret betegner styrken på den politiske ledelsen og jo høyere fragmentering desto svakere er den politiske ledelsen (Fiva og Rattsø, 2007). Det antas at sterkere politisk ledelse fører til høyere eiendomsskatt. Jo høyere verdi på herfindahl indeksen jo mindre fragmentering er det i kommunestyret og desto sterkere er den politiske ledelsen og dermed mindre sannsynlighet for økt eiendomsskatt.



#### **3.3 Kostnadsfaktorer**

Faktorer som fører til variasjon i kostnadene til kommunene kalles enhetskostnadsfaktorer. Bosetningsmønster og befolkningsstørrelse vil påvirke enhetskostnadene. Populasjonen har som hensikt å kontrollere for stordriftsfordeler i tilbudet av lokale offentlige goder (Edmark og Ågren, 2006). Stordriftsfordeler betegner en kostnadsstruktur som er slik at de langsiktige gjennomsnittskostnadene faller med økende produksjon (Idsø, 2014). I populasjonen så skiller vi mellom unge og eldre som skal fange opp kostnadene av kommunale utgifter. Økt andel av unge og eldre fører til økt etterspørselen etter barnehageplasser, utdanning og eldreomsorg. Dette medfører økte utgifter for kommunene.

Dersom kommunen opplever høyere arbeidsledighet så vil flere individer i populasjonen ha behov for sosial hjelp ved å få midlertidig inntekt ved arbeidsledighet eller uførhet. Høyere arbeidsledighet fører til økte utgifter for kommunene. Kommunene kan også låne penger til investeringer men det kreves en godkjenning fra stortinget før kommunene kan ta på seg nye lån. Økt gjeld kan avlede midler fra dagens utgifter til kommunale offentlige tjenester og for å opprettholde samme tilbudet må de øke inntektene (Revelli og Tovmo, 2007).

Tidligere arbeid av Borcharding og Deacon (1972), Bergstrom og Goodman (1973) har ført til at vi ser på offentlige utgifter på desentralisert nivå ved å analysere med medianvelgermodellen (Birkeöf, 2009). Dette muliggjør at man kan betrakte lokale beslutninger som en funksjon av medianvelgerens karakteristikk. Parametere som innføres i nyttefunksjonen kan for eksempel forklare hvordan velgerne vektlegger offentlige goder relativt til privat konsum og på denne måten vil velgerne bli enige om hvordan fordelingen av kommunebudsjettet skal fordeles mellom sektorene (Borge m.fl, 1999).

På bakgrunn av teorier som omhandler kommunenes utgifter og inntekter hvor man ønsker å se på allokering – og prioriteringseffektivitet i alle kommuner så kan disse utvides til en modell som tar hensyn til strategisk interaksjon. Dette blir diskutert i delkapittel 3.4.

#### **3.4 Strategisk interaksjon**

I nyere tid har flere forskere fått opp øynene for empirisk litteratur av Revelli (2006) og Brueckner (2003) hvor man åpner for at utfallet i en kommune påvirker utfallet i andre kommuner. I de siste årene har man fokuset på å analysere finanspolitisk interaksjon mellom

kommuner hvor man genererer reaksjonsfunksjoner for såkalt ”spillover” og ”resource-flow” modeller. Reaksjonsfunksjonen representerer det beste valget en kommune kan ta basert på valget til andre kommuner (Brueckner, 2003). Når man utfører empiriske analyser med modeller for strategisk interaksjon vil man i de fleste tilfeller se på flere lokasjoner samtidig og bestemmelsen av politikk i en kommune vil potensielt påvirke andre kommuner sitt valg av politikk (Revelli, 2006).

En tradisjonell teoretisk hypotese om kommunal strategisk interaksjon basert på tax competition passer inn i rammeverket til resource-flow modeller. Modeller for tax competition tar for seg konkurranse om mobil kapital som bygger på det klassiske eksemplet om at kommuner konkurrerer om et mobilt skattegrunnlag (Wilson, 1998). På kommunalt nivå vil den lokale variasjonen i skattesatsen, tilbud av offentlige goder og beslutninger til politikere være synlige for innbyggere. Innbyggerne har fri mobilitet mellom kommunene og kan derfor velge å flytte til den kommunen som tilfredsstillter deres behov og preferanser. Siden kommunene krever inn skatt fra innbyggerne så vil økt fraflytting fra en kommune føre til tap av inntekter i form av reduserte skatteinntekter. Dette resulterer i at en kommunes valg av politikk indirekte påvirker finanspolitikken til nabokommunen som fører til en gjensidig avhengighet i bestemmelsen av lokal politikk (Revelli, 2006). Det angis to hovedårsaker for empiriske prediksjoner. For det første er den optimale skattesatsen i en kommune avhengig av skattesatsen til nabokommunene og for det andre så er skattegrunnlaget lokalisert i en kommune, påvirket av skattegrunnlaget i egen kommunen og av nabokommunens skattegrunnlag (Revelli, 2006). Tax competition modeller sier at egen skattesats har en negativ effekt på skattegrunnlaget, mens nabokommunens skattesats burde ha en positiv effekt (Revelli, 2006). De som har studert modeller for tax competition har blant annet sett på hvordan den optimale velferdspolitikken i en kommune potensielt påvirker nabokommunenes velferdspolitik (Brueckner, 2003). Goodspeed (2000) og Devereux m.fl (2000) studerer internasjonal tax competition og estimerer politiske reaksjonsfunksjoner mellom land på internasjonalt nivå, mens andre har sett på miljøregulering hvor myndighetene konkurrerer når de bestemmer miljøtiltak (Levinson, 2003). En mer kjent tilnærming for tax competition er Tiebout-like modeller (Tiebout, 1956) der man studerer fiskal konkurranse.<sup>2</sup> Et kjent eksempel er at innbyggerne velger bosted basert på egne preferanser for lokale offentlige tjenester hvor de som betaler skatt, altså velgerne, er mobile.

---

<sup>2</sup> Konkurranse mellom kommunene når de velger finanspolitikk

Et økende populært argument for kommunal interaksjon baserer seg på hypotesen om yardstick competition, som er utviklet av Salmon (1987) og senere formalisert av Besley og Case (1995). Teorien om yardstick competition passer inn i et rammeverk for spillover modeller og er basert på ideen om at informasjon har en ringvirkning. Tanken er at en vedtatt finanspolitikk i en kommune påvirker oppfatningen til en ufullkomment informert velger når de betrakter kompetansen og ærligheten til politikere i egen kommune. Velgerne i en kommune vil derfor lære mer om kvaliteten og effektiviteten av deres egne politikere ved å evaluere ytelsen til andre politikere som en målestokk (Besley og Case, 1995). Yardstick competition hypotesen har ofte blitt testet ved å estimere reaksjonsfunksjoner på lokal politikk. Blant annet viser tidlige empiriske studier som i arbeidet til Ladd (1992) på skattebyrden til Amerikanske delstater, Heyendels og Vuchelen (1998) på eiendomsskatten i belgiske kommuner, at politikere ikke velger finanspolitikk isolert men at de blir påvirket av politikken i nabokommunen. I det siste har nyere empiriske studier forsøkt å diskriminere yardstick competition fra alternative former av interaksjon ved å undersøke institusjonelle og politiske egenskaper på desentraliserte nivå av regjeringen som kan påvirke innbyggernes insentiver og begrensninger, som Allers og Elhorst (2005) på kommuner i Nederland. Andre har utnyttet de eksogene forandringene i de institusjonelle strukturene av kommunale forhold, som Bivand og Szymanski (1997, 2000) hvor de ser på henholdsvis kostnadene og kontrakter knyttet til søppelrydding i England. En modell for yardstick competition angir to viktige empiriske prediksjoner (Revelli, 2006). For det første har eiendomsskattesatsen en tendens til å være korrelert med eiendomsskattesatsen til nabokommunene fordi de lokale myndighetene etterligner hverandres adferd. For det andre så vil de kommunespesifikke kontrollvariablene i en kommune avhenge av både eiendomsskattesatsen i egen kommune og eiendomsskattesatsen i nabokommunen.

### **3.5 Identifisering av strategisk interaksjon**

Et sentralt problem i litteraturen består av å identifisere kilden av den observerte interaksjonen, siden alternative modeller kan generere liknende mønstre av spatial avhengighet (Brueckner, 2003). Det er fordi begge modellene genererer reaksjonsfunksjoner som viser hvordan beslutningsvariabelen for en gitt kommune avhenger av beslutningen som blir tatt i en annen kommune. Dette gjør at det ikke alltid er like klart om det er tax competition, yardstick competition eller begge som stammer fra strategisk interaksjon. Det er derfor viktig å påpeke at selv om modellene kan ansees som forskjellige så vil begge føre til den samme empiriske spesifisering tilslutt siden reaksjonsfunksjonene for begge teoriene er nøyaktig den samme

(Brueckner, 2003). De fleste som har undersøkt hvilken teori som er den mest sannsynlige kilden til strategisk interaksjon når de ser på kommunale skatter konkluderer med yardstick competition (Allers og Elhorst, 2005).

#### **3.6 Empiriske funn i Europa**

Bordignon m.fl (2003) utfører en empirisk analyse på tverrsnittsdata med 143 kommuner i Italia. De utfører en spatial analyse hvor de ønsker å teste om fiskal interaksjon oppstår på grunn av yardstick competition. De estimerer en likning for kommunal eiendomsskattesats og finner positiv spatial auto-korrelasjon i den lokale skattesatsen for kommuner hvor borgemesteren kan stille til gjenvalg, mens interaksjon er fraværende når borgemestere ikke kan bli gjenvalgt eller har stor støtte blant flertallet. De finner det lite sannsynlig at den påviste spatial auto-korrelasjonen i skattesatsen kommer av spatial auto-korrelerte sjokk og at den heller ser ut til å være drevet av strategisk hensyn.

Solé-Ollé (2003) undersøker om kommuner etterligner skattesatsen som er satt av andre kommuner og bygger artikkelen på litteraturen for yardstick competition ved å se på skattesatsen som er satt av andre kommuner. Han benytter paneldata for spanske kommuner hvor han estimerer tre forskjellige kommunale skatter; eiendom, bil, og bedrift, og kontrollerer for skattesatser som er satt av nabokommunene. Resultatene indikerer at det er yardstick competition og ikke tax competition for mobile faktorer eller innbyggere som er kilden til strategisk interaksjon. Solé-Ollé (2003) finner bevis for at en økning i skattesatsen i egen kommune fører til en positiv respons i skattesatsen til nabokommunen.

Besley og Case (1995) presenterer en politisk økonomisk modell hvor velgerne og politikere er sensitive til hendelser utenfor deres grenser og tester en hypotese for yardstick competition på inntektskatten i amerikanske stater fra 1960 til 1988. De finner at egne skatteendringer har en negativ effekt og geografiske naboers skatteendring har en positiv effekt på en ordførers sjanse til å bli gjenvalgt.

Allers og Elhorst (2005) gjør en spatial økonometrisk analyse på bestemmelsen av eiendomsskattesats i Nederlandske kommuner. De finner sterke bevis for yardstick competition, hvor 10 prosent høyere eiendomsskattesats i en kommune fører til 3,4 prosent høyere eiendomsskattesats i nabokommunen. Analysen deres viser også andre faktorer som

påvirker eiendomsskatten. De finner at eiendomsskatten er positivt korrelert med gjennomsnittlig inntekt, overføringer fra staten og negativt korrelert med verdi på eiendom og andelen av høyrevridde partier i kommunestyret. Resultatene tyder på at interaksjonen er svakere når valgoppslutningen er høy og funnet peker i retning mot eksistens av yardstick competition. Nederland karakteriseres som et land med lav mobilitet på skattegrunnlaget og hvor politikernes beslutninger er veldig synlige, noe som betraktes å være likt med systemet vi har i Norge.

#### **3.7 Empiriske funn i Skandinavia**

Edmark og Ågren (2006) gjør en studie på svensk lokalpolitikk for inntektskatt og tester for strategisk interaksjon. Resultatene tyder på positiv spatial auto-korrelasjon i skattesatsen, hvor et skatteutt på en gjennomsnittlig 1 prosentpoeng i nabokommunen fører til en reduksjon på omtrent 0,79 prosentpoeng i egen skatt. Analysen deres gir sterke bevis for spatial avhengighet i skattesatsen blant de lokale regjeringene i Sverige, men de finner svake bevis for effekter på tax competition og ingen bevis som støtter yardstick competition når regjeringen setter skattesatsen. De finner altså svake bevis for at spatial auto-korrelasjon i skatter blant lokale myndigheter i Sverige kan forklares av å tiltrekke seg mobile skattebetalere og ingen bevis for at velgerne sammenlikner ytelsen til politikere mellom kommunene, som teorien for strategisk interaksjon foreslår.

Revelli og Tovmo (2007) undersøker om produksjonseffektiviteten av norske lokale myndigheter viser et spatiale mønster som er kompatibel med yardstick hypotesen. De finner bevis på at det observerte spatiale mønstret i effektivitet er best forklart av en spatial error avhengig modell, som betyr at de uforklarlige komponentene for effektivitet er positivt korrelert mellom nabokommuner. De finner at spatial auto-korrelasjon oppstår for de kommunene som sammenligner sitt eget tilbud av offentlige tjenester med de som er lokalisert nært. Resultatet tyder på at det observerte spatiale mønstret i effektivitet ikke er drevet av korrelerte sjokk og at den heller er kompatibel med at de sammenlikner ytelsen til hverandre og dermed generer en yardstick competition mellom de som tilbyr offentlige tjenester.

Fiva & Rattsø (2006) gjør en spatial økonometrisk analyse hvor eiendomsskatten i Norge er en diskret avhengig variabel, hvor kommunene kan velge om de vil innføre eiendomsskatt eller ikke og hvordan dette blir påvirket av nabokommunene. I deres analyse argumenterer de for at

eiendomsskatt er relatert til immobile faktorer og at modeller for yardstick competition derfor er den mest realistiske form for konkurranse. Resultatet viser at overføringer fra staten ikke har noe effekt på valget mellom å ha eiendomsskatt eller ikke, mens politiske faktorer ser ut til å ha en påvirkende kraft. En større andel sosialistiske representanter i kommunestyret øker sannsynligheten for å innføre eiendomsskatt. De konkluderer med at yardstick competition genererer et distinkt geografisk mønster i lokal beskatning.

## 4 Teoretiske modeller

I dette kapitlet vil jeg gi en grunnleggende beskrivelse av de to teoretiske modellene for strategisk interaksjon som samsvarer med problemstillingen; Tax competition modellen og yardstick competition modellen. Som forklart tidligere i delkapittel 3.5 vil modellene føre til den samme empiriske spesifikasjon tilslutt. Det betyr at kommunens bestemmelse av eiendomsskattesats vil være påvirket av nabokommunens eiendomsskattesats. Selv om de empiriske modellene er helt identiske vil de underliggende mekanismene i modellene være forskjellige. Oppsettet til modellene er basert på fremstillingen til Brueckner (2003), Revelli (2006), Edmark og Ågren (2006).

### 4.1 Objektfunksjonen for optimal eiendomsskattesats

Dersom vi starter med å ta utgangspunkt i en likning hvor man antar konstant eiendomsskattesats, immobilt skattegrunnlag og ikke tar hensyn til den politiske prosessen, kan vi sette opp den generelle objektfunksjonen for optimal eiendomsskattesats for kommune  $i$  på følgende måte:

$$V(t_i; X_i) \tag{1}$$

$t_i$  er eiendomsskattesatsen og  $X_i$  er kommunespesifikke kontrollvariabler for kommune  $i$ . Problemet med likning (1) er at man betrakter kommunene som en lukket enhet og det er nettopp dette modeller for yardstick competition og tax competition kan håndtere (Edmark og Ågren, 2006).

### 4.2 Modell for tax competition

Modellen for tax competition avviker fra likning (1) ved at man antar at skattegrunnlaget er mobilt. De som betaler skatt kan velge å bosette seg i en annen kommune som imøtekommer deres preferanser. Det er rimelig å anta at de fleste ønsker å betale mindre skatt og man kan derfor tenke seg at preferansene til en innbygger er å bosette seg i en kommune med lavere eiendomsskatt. Dersom vi tar hensyn til dette får vi følgende oppsett:

$$s_i = s(t_i, t_{-i}, X_i) \tag{2}$$

$s_i$  er skattegrunnlaget i kommune  $i$  som er en funksjon av forholdet mellom eiendomsskattesatsen i egen kommune  $t_i$ , nabokommunene  $t_{-1}$  og de kommunespesifikke kontrollvariabler  $X_i$ , som kan påvirker valget om å flytte til en annen kommune. Det antas at skattebetalerne er mobile og at de flytter til kommunen med lavest skattesats. Det betyr at eiendomsskattesatsen i egen kommune  $t_i$  og eiendomsskattesatsen i nabokommunen  $t_{-1}$  påvirker skattebetalerne og dermed eiendomsskattesatsen i kommune  $i$ . Dersom vi setter (2) inn i (1) får vi objektfunksjonen til tax competition modellen:

$$V^{\text{Tax Competition}}(t_i, s_i; X_i) = V(t_i, s(t_i, t_{-1}, X_i); X_i) = V(t_i, t_{-1}; X_i) \quad (3)$$

Deretter får vi en funksjon som følge av førsteordensbetingelsen når vi maksimerer likning (3) med hensyn på egen eiendomsskattesats. Vi får da uttrykket til den optimale eiendomsskattesatsen til kommune  $i$ :

$$t_i = t(t_{-1}, X_i) \quad (4)$$

I henhold til antakelsene kan vi se av (4) at den optimale eiendomsskattesatsen til kommune  $i$  er en funksjon av nabokommunens eiendomsskattesats og de kommunespesifikke kontrollvariablene  $X_i$ . Dette samsvarer med teorien om at kommuner konkurrerer om et mobilt skattegrunnlag som er den underliggende antakelsen til tax competition modeller, diskutert i delkapittel 3.4.

### 4.3 Modell for yardstick competition

I yardstick competition modeller antar man at skattegrunnlaget er immobilt som i likning (1). I modeller for yardstick competition er eiendomsskattesatsen til en kommune basert på preferansene til sittende kommunestyre som er å maksimere "own rents" (Revelli, 2006).<sup>3</sup> Politikere som ikke søker egne interesser tilbyr offentlige tjenester til kostpris, mens de som søker egne interesser krever høyere skatter. Dersom man antar at det sittende styret kun kan sitte i to perioder og ønsker å maksimere nytten av egne interesser i første periode  $w_1$  og i andre

---

<sup>3</sup> Politiske "rents" kan være en form for dårlig ledelse der politikerne bruker ressurser på egne prosjekter som ikke er ønsket av velgerne (Edmark og Ågren, 2006). "Own rents" kan derfor defineres som politikernes egne interesser.



periode  $w_{i+1}$ , hvor  $p_i$  er sannsynligheten for å bli gjenvalgt, kan vi sette opp objektfunksjonen til yardstick competition modellen på følgende måte:

$$V_i^{\text{Yardstick competition}} = v(w_i) + p_i v(w_{i+1}) \quad (5)$$

Inntekten i periode  $i$ ,  $w_i$ , er lik forholdet mellom skatteinntektene  $t_i$  som er eiendomsskatten og kostnadene av å tilby offentlige tjenester  $c_i$ , som vi antar blir bestemt av de kommunespesifikke kontrollvariablene,  $X_i$  (Edmark og Ågren, 2006):

$$w_i = t_i - c_i = t_i - c(x_i) \quad (6)$$

I en standard modell for yardstick competition antar man at kostnadene for offentlige tjenester  $g_i$  i kommune  $i$  er lik en ikke-stokastisk komponent  $f_i$  og et kostnadssjokk  $k_i$  som politikerne ikke kan kontrollere (Revelli, 2006):

$$g_i = f_i + k_i \quad (7)$$

Videre så er det noen politikere som ikke belaster den faktiske kostnaden for offentlige tjenester og istedenfor skatter mer enn hva det koster å tilby de offentlige tjenestene (Revelli, 2006). Det betyr at de underslår en del av inntekten for å sette av ressurser til egne interesser  $w_i$ :

$$t_i = g_i + w_i \quad (8)$$

Velgerne er interesserte i å begrense inntektene til det sittende kommunestyret for å sikre at skatteinntektene allokteres til offentlige tjenester og ikke til egne interesser. Problemet er at velgere ikke kan observere de faktiske kostnadene av å tilby offentlige tjenester og vet dermed ikke om skattenivået satt av politikere er for å dekke kostnadene på offentlige tjenester, eller om deler av skatteinntektene går til politikernes egne interesser (Edmark og Ågren, 2006).

Yardstick competition modellen antar som nevnt tidligere at velgere bruker skattenivået og tilbudet av offentlige tjenester i andre kommune som en målestokk for å sammenlikne ytelsen i egen kommune (Revelli, 2006). Dette baserer seg på antakelsen om at kommuner som er lokalisert nært hverandre antas å ha de samme kostnadene for å tilby offentlige tjenester og vil

dermed ha relativt like satser på eiendomsskattesatsen for å kunne tilby tjenestene. Derimot så antas det at politikere vet sannsynligheten for å bli gjenvalgt slik at de kan opprettholde makten i neste periode:

$$p_i = p(t_i, t_{-i}; X_i) \quad (9)$$

Sannsynligheten for å bli gjenvalgt  $p_i$  avhenger av eiendomsskattesatsen i egen kommune  $t_i$  og av eiendomsskattesatsen i nabokommunen  $t_{-i}$ , samt vektoren av kommunespesifikke kontrollvariabler  $X_i$ . Dersom vi setter (6) og (9) inn i (5), får vi følgende uttrykk:

$$V_i^{\text{Yardstick competition}} = v(t_i - c(x_i)) + p(t_i, t_{-i}; X_i)v(t_{i,t+1} - c(x_{i,t+1})) \quad (10)$$

Følgelig antar vi for enkelthets skyld at forventningene til  $t_{i,t+1}$  og  $c_{i,t+1}$  er lik nåværende verdi. Man kan da skrive objektfunksjonen til yardstick competition modellen som en funksjon av eiendomsskattesatsen i egen kommune, eiendomsskattesatsen i nabokommunene og et sett av kommunespesifikke kontrollvariabler (Edmark og Ågren, 2006):

$$V_i^{\text{Yardstick competition}} = V(t_i, p(t_i, t_{-i}; X_i); X_i) = V(t_i, t_{-i}, X_i) \quad (11)$$

Det vi ser av (11) er at den reduserte objektfunksjonen er lik den vi fant for tax competition modellen. Vi får en en yardstick competition modell som resulterer i en reaksjonsfunksjon for eiendomsskattesatsen som ligner på likning (4) som i tilfellet med tax competition (Edmark og Ågren, 2006). Poenget er; Selv om modellene kan ansees som forskjellige så vil begge føre til den samme empiriske spesifikasjonen tilslutt, siden reaksjonsfunksjonene for begge teorier er nøyaktig den samme (Brueckner, 2003). Det er nettopp likning (4) vi tar utgangspunkt i når vi setter opp den spatial regresjonsmodellen.

## 5 Empirisk implementering

*For å kunne svare på problemstillingen så vil jeg estimere en likning for variasjon i eiendomsskattesatsen som tillater spatial auto-korrelasjon. Siden eiendomsskattesatsen er lett tilgjengelig for alle og endringer i eiendomsskattesatsen er veldig synlig er dette en ideell variabel å bruke for å teste for yardstick competition og tax competition mellom kommunene.*

### 5.1 Lineær modellspesifikasjon

For å kunne sjekke tilstedeværelsen av strategisk interaksjon i bestemmelsen av eiendomsskattesatsen til kommuner så vil det empiriske arbeidet basere seg på de teoretiske rammeverkene for tax competition og yardstick competition. Begge modellene fører til lignende reaksjonsfunksjoner, hvor eiendomsskattesatsen til en kommune er en funksjon av eiendomsskattesatsen til nabokommunene (Revelli, 2006). Før vi setter opp modeller som tar hensyn til strategisk interaksjon mellom kommunene, settes det opp en modell hvor vurdering av potensiell strategisk interaksjon mellom nabokommuner er fraværende. Den økonometriske tverrsnittsmodellen formuleres ut i fra likning (4) og modellens oppsett er følgende:

$$dptax_i = X_i b + \varepsilon_i \quad (12)$$

(12) er en økonometrisk modell som ikke tillater spatial effekter.  $dptax_i$  er den avhengige variabelen (venstresidevariabelen) som er et mål på variasjon i eiendomsskattesatsen til de norske kommunene og representeres ved variasjon i eiendomsskattesatsen til kommune  $i$ .  $dptax$  er en  $(n \times 1)$  vektor for de kommunale eiendomsskattesatsene. Det er  $n$  antall kommuner i utvalget hvor  $i = 1, 2, \dots, n$ .  $b$  er en vektor med parametere og  $X_i$  er en matrise for eksogene kommunespesifikke kontrollvariabler for kommune  $i$  som representerer de uavhengige variablene (høyresidevariablene). De eksogene variablene vil bli forklart nærmere i kapittel 6.  $\varepsilon_i$  er et normalfordelt restledd for kommune  $i$  med en konstant varians  $\sigma^2$  og hvor restleddet til kovariansen er lik null. Restleddet kan tolkes som de uobserverte faktorene som kan forklare potensiell variasjon i eiendomsskattesatsen.

For å estimere parameterne i modell (12) benyttes minste kvadraters metode (MKM). For at modellen skal gi forventningsrette og konsistente estimater må visse forutsetninger være oppfylt (Wooldridge, 2009). Modellen må være lineær i sine parametere og utvalget må være

tilfeldig trukket fra populasjonen. Videre forutsetter det ingen perfekt multikollinearitet som vil si at det ikke er lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene. Forutsetningene for egenskapene til restleddet er følgende:

$$E(\varepsilon_i|X_i) = 0 \tag{13}$$

$$Var(\varepsilon_i|X_i) = \sigma^2 \tag{14}$$

$$Cov(\varepsilon_i|\varepsilon_j) = 0 \quad \text{for } i \neq j \tag{15}$$

Likning (13) innebærer at den betingede forventningen til restleddet er lik null, som impliserer at restleddet er ukorrelert med de inkluderte forklaringsvariablene og har en forventningsverdi lik null. Dette forutsetter at restleddet er eksogen. Dersom man får brudd på eksogenitetsforutsetningen så kan kilden til problemet forklares av utelatte variabler, simultanitet eller målefeil (Wooldridge, 2009). Likning (14) angir at variansen er lik for alle observasjoner og at restleddet er homoskedastisk. Likning (15) impliserer at korrelasjonen mellom restleddet til observasjonene er lik null. Dersom denne antakelsen ikke er oppfylt sier man at restleddet lider av auto-korrelasjon (Wooldridge, 2009). Dersom alle disse forutsetningene holder er estimatorene "Best linear unbiased estimators" (BLUE) i følge Gauss Markov Teorem (Wooldridge, 2009).

### 5.1.1 Utelatt variabelproblem

Utelatt variabelproblem oppstår når en relevant forklaringsvariabel er utelatt fra modellen som estimeres. Det betyr at den utelatte variabelen forklarer en del av variasjon i eiendomsskatten og er korrelert med en eller flere av de inkluderte forklaringsvariablene slik at det oppstår skjevhet i estimatene (Wooldridge, 2009). Eiendomsskattesatsen i kommunene er forskjellige og kommunestyret som setter skattesatsen har ulike preferanser og nytte knyttet til eiendomsskatten. Det vil derfor være komplisert å identifisere og implementere alle relevante forklaringsvariabler som bidrar til å forklare hva som fører til variasjon i eiendomsskattesatsen til de norske kommunene. I denne analysen forsøkes det å inkludere de forklaringsvariablene som ansees å forklare variasjon i eiendomsskatten best, men som i alle regresjonsmodeller er det fare for å utelate relevante forklaringsvariabler. Dersom modellen utelater relevante forklaringsvariabler vil den lineære modellspesifikasjonen (12) utelate viktige variabler som

fanges opp av restleddet i modellen. Dette kan føre til forventningskjevne estimater som betyr at forutsetning (13) ved MKM ikke holder. I oppgaven inkluderes kommunespesifikke kontrollvariabler fra tidligere analyser som har gitt gode resultater.

### 5.1.2 Målefeil

Målefeil oppstår dersom de observerte data avviker fra den sanne verdien på dataen. I de fleste økonometriske analyser vil variabler ofte i større eller mindre grad være beheftet med målefeil som kan prege den avhengige variabelen eiendomsskattesats og de inkluderte forklaringsvariablene. Dersom vi har målefeil i eiendomsskattesatsen til kommunene og målefeilen er ukorrelert med de inkluderte forklaringsvariablene, kan dette føre til høyere varians og standardavvik for MKM-estimatene. Dersom vi har målefeil i de inkluderte forklaringsvariablene kan dette gi alvorlig konsekvenser. Dette oppstår dersom de inkluderte forklaringsvariablene er ukorrelert med de uobserverbare variablene, noe som kan føre til inkonsistente og skjeve estimater (Wooldridge, 2009).

### 5.1.3 Simultanitet

Simultanitetsproblemet oppstår dersom en eller flere av de inkluderte forklaringsvariablene blir bestemt endogent i modellen og dermed avhenger av eiendomsskattesatsen. Dette fører til at de inkluderte forklaringsvariablene korrelerer med restleddet på grunn av en toveiskausalitet (Wooldridge, 2009). Dersom en variabel har en effekt på en annen variabel kaller vi denne effekten for kausaleffekt. Siden kommunevariablene blir bestemt simultant med eiendomsskattesatsen kan det være vanskelig å estimere kausaleffekten av ulike kommunevariabler på eiendomsskattesatsen. I denne analysen så vil det største problemet være at eiendomsskattesatsen i en kommune påvirker eiendomsskattesatsen i nabokommunen, eller at forklaringsvariablene i en kommune påvirker eiendomsskattesatsen i nabokommunen. Dette kan for eksempel komme av den nevnte yardstick competition hvor kommunene blir påvirket av nabokommunen slik at det oppstår en ”spillover effekt” ved at kommunene velger samme eiendomsskatt som nabokommunene. Det andre kan for eksempel være at inntekten i en kommune påvirker eiendomsskatten i nabokommunen. Det kan tenkes at dersom en kommune har høy gjennomsnittlig privat inntekt så vil dette gi høyere inntektskatt til kommunene. Dette kan påvirke bestemmelsen av eiendomsskattesatsen i egen kommune som igjen påvirker eiendomsskattesatsen i nabokommunen. Det kan være at innbyggerne flytter til nabokommunen med lavere eiendomsskatt som igjen reduserer innbyggertallet og inntektsskatten til

kommunen. Dette henger sammen med nevnte tax competition som diskutert tidligere i delkapittel 3.4. Dersom disse avhengighetsforholdene ikke tas hensyn til vil de være endogenitet i modellen som gir inkonsistente og skjeve estimater (Wooldridge, 2009).

### 5.2 Spatial interaksjon

Når en kommune samhandler med et stort antall andre kommuner er målet å kunne estimere slike funksjoner empirisk og det er nettopp dette som gir opphav til en spatial økonometrisk tilnærming (Revelli, 2006). Anselin (1988) argumenterer for at dette er et resultat av flere variabler som avhenger av hverandre i geografiske enheter. Spatial økonometri håndterer regresjonsmodeller for tverrsnitt som får påvist spatial effekter. Metoden har i nyere tid blitt brukt innen offentlig økonomi og kommunal finansiering, hvor man ønsker å spesifisere, estimere og teste for tilstedeværelse av spatial interaksjon (Anselin, 2001). Når man konstruerer en spatial økonometrisk modell kan man få påvist spatial avhengighet og Anselin (2001) karakteriserer spatial økonometri som de ulike teknikkene vi må bruke for å håndtere de metodiske problemene hvor vi får påvist spatial effekter.

### 5.3 Spatial effekter

Spatial avhengighet kan oppstå dersom det er toveis kausaleffekt mellom eiendomsskattesatsen i kommunen og eiendomsskattesatsen i nabokommunen, og ved utelatte relevante stedspesifikke forklaringsvariabler fra regresjonen. Spasiale effekter oppstår når vi ikke tar høyde for variasjoner i datasettet som skyldes spatial avhengighet eller spatial heterogenitet (Florax og van der Vlist, 2003).

Spatial heterogenitet er ifølge Anselin (2001) en strukturell ustabilitet, som kan være at restleddet i regresjonsmodellen ikke har konstant varians. Vi får brudd på antakelse (14) som betyr at modellen er beheftet med heteroskedastisitet og modellen er ikke BLUE lenger. Anselin (2001) argumenterer for at de metodiske problemene ved spatial heterogenitet kan håndteres med standard økonometriske verktøy og har av den grunn fått lite oppmerksomhet, mens det er noe mer problematisk når man må håndtere spatial avhengighet.

Spatial avhengighet oppstår når datasettet er samlet over lokalisering som land, fylke, kommuner eller liknende og spatial auto-korrelasjon oppstår når det er spatial avhengighet mellom de utelatte variablene i kommune  $i$  og nabokommunene  $j$  ( $i \neq j$ ), og beregnes som et

mål på spatial avhengighet. Spatial avhengighet kan være positiv eller negativ (Revelli, 2006). Positiv spatial auto-korrelasjon tyder på en spatial gruppering av samme verdier, mens negativ spatial auto-korrelasjon tyder på ulike verdier mellom lokasjon  $i$  og lokasjon  $j$ . Ved positiv spatial auto-korrelasjon er eiendomsskattesatsen i kommunen svært lik eiendomsskattesatsen i nabokommunen. Ved negativ spatial auto-korrelasjon vil eiendomsskattesatsen i kommunen være svært ulik eiendomsskattesatsen i nabokommunen. Dette fører til brudd på antakelse (15). Korrelasjonen mellom restleddet til observasjonene er ikke lik null og estimering med MKM vil gi forventningskjevne og inkonsistente estimater (Revelli, 2006).

### 5.4 Moran`s I-Statistikk

For å teste om den lineære regresjonsmodellen (12) må justeres for spatial effekter må vi finne bevis for at variasjon i eiendomsskattesatsen for kommuner i Norge påviser spatial avhengighet. Litteraturen skiller mellom to ulike former for spatial avhengighet, spatial error avhengighet og spatial lag avhengighet (Revelli, 2006). For det første så oppstår spatial error avhengighet når restleddet inkluderer utelatte stedspesifikke variabler som er spatial avhengig og dersom dette ignoreres vil ikke MKM gi forventingsrette og effisiente estimatorer. For det andre har vi et simultanitetsproblem ved at kommunene setter eiendomsskattesatsen samtidig. Dette er den såkalt spatial lag modellen hvor man inkluderer spatial lag av den avhengige variabelen. Dersom man får påvist spatial lag avhengighet og man ikke inkluderer lag i modellen vil dette føre til skjevne og inkonsistente estimater (Revelli, 2006). Følgelig må man undersøke hva som er den mest sannsynlige kilden til korrelasjon og om det er påvist et spatial mønster i den avhengige variabelen når man ikke tar hensyn til noen andre faktorer.

Det er foreslått flere metoder for testing av spatial avhengighet men den mest brukte metoden for å teste for spatial avhengighet er i følge Revelli (2006) Moran`s I-statistikk. Testen er basert på å måle kovariansen i den avhengige variabelen til nabolokasjoner relativ til variansen i den avhengige variabelen på tvers av lokasjonene. Testene tar utgangspunkt i en nullhypotese om at lokalisering ikke har noe betydning, eller at tildelingen av verdier til spesielle steder ikke er relevante, mot alternativhypotesen for spatial avhengighet som enten er positiv eller negativ (Revelli, 2006). Moran`s I test for spatial auto-korrelasjon tillater oss trygt å kunne forkaste eller beholde hypotesen om at det ikke er korrelasjon i variasjon i eiendomsskattesatsen blant nabokommuner. Siden Moran`s I testen ikke skiller mellom hva som er den mest sannsynlige kilden til spatial avhengighet så har Anselin m.fl (1996) foreslått at man i tillegg til Moran`s I

testen også burde benytte to tester basert på Langrange Multiplikator (LM) prinsippet. Henholdsvis LM og robust LM test. Dette skal gi en klar indikasjon på om vi har en spatial error avhengighet, spatial lag avhengighet eller begge deler. For å kunne forstå mer om prosessen som har skyld i spatial avhengighet må man benytte modeller som tar hensyn til spatial avhengighet basert på resultatene av testene diskutert ovenfor (Revelli, 2006).

### **5.5 Modeller for spatial økonometri**

Dersom testen påviser spatial auto-korrelasjon så kan man enten korrigere dette ved å inkludere utelatte variabler som skaper auto-korrelasjonen eller spesifisere en spatial regresjonsmodell som tar høyde for slike effekter ved å bruke estimatorer som er justert for spatial effekter (Florax og van der Vlist, 2003). Avhengig av resultatene fra testen så kan man enten bruke spatial lag modell eller spatial error modell (Revelli, 2006). Spatial lag modeller tar for gitt at eiendomsskattesatsen i en kommune avhenger av den samme variabelen i nabokommunen og på de observerte kommunespesifikke kontrollvariabler (Allers og Elhorst, 2005). Det betyr at eiendomsskattesatsen som skal estimeres for de ulike kommunene blir bestemt samtidig, noe som fører til at vi får en endogen variabel på høyresiden av ligningen som korrelerer med restleddet (Brueckner, 2003). Vi får spatial lag avhengighet dersom eiendomsskattesatsen i en kommune er korrelert med eiendomsskattesatsen til nabokommunene (Revelli, 2006). Dette er hva litteraturen omtaler som en spatial lag modell.

Bruk av en spatial error modell er konsistent med en situasjon hvor man har utelatte og relevante variabler som er spatial auto-korrelert og med en situasjon der uobserverte sjokk følger et spatial mønster (Allers og Elhorst, 2005). Spatial error modeller tar for gitt at den tilhørende kommunen til eiendomsskattesatsen avhenger av et sett med observerte kommunespesifikke kontrollvariabler og at restleddet er korrelert på tvers av kommunene. Det betyr at eiendomsskattesatsen som skal estimeres avhenger av en eller flere utelatte stedspesifikke variabler som fører til at restleddet inkluderer utelatte variabler som selv er spatial avhengige (Brueckner, 2003).

### **5.6 Spatial vektet nabomatrise**

Når man opererer med spatial økonomisk data så ønsker man å definere hvilken annen kommune som påvirker utfallet. Revelli (2006) og Brueckner (2003) viser til en metode som ofte er brukt i spatial økonometriske modeller, hvor de referer til bruken av en vektet



nabomatrise. Matrisen indikerer om en kommune er relevant når de samhandler med hverandre og om man kan bli sett på som en del av en annen kommunes karakteristika (Brueckner, 2003). For hver kommune i den økonometriske modellen, skal den spesifisere hvilken av de andre kommunene som blir påvirket av verdien til den aktuelle kommunen (Anselin, 2001).

Ved å inkludere en vektet nabomatrise kan det kontrolleres for spatial avhengighet i eiendomsskattesatsen og i restleddet. Nabomatrisen er en  $n \times n$  matrise med dummyer der dummyen tar verdien 1 dersom kommuner  $i$  og  $j$  er naboer og 0 dersom de ikke er naboer (Revelli, 2006). Nabomatrisen definerer kommunene som nabokommuner dersom de deler en felles grense og er "row-standardized", som vil si at  $W_{ij} = 1/n_i$  dersom kommune  $i$  og  $j$  deler en felles grense, og er 0 ellers, hvor  $n_i$  er antall kommuner som deler en felles grense med kommune  $i$  (Revelli og Tovmo, 2007). Denne metoden er vel brukt innen litteraturen for spatial økonometri (Fiva og Rattsø, 2007).<sup>4</sup>

### 5.7 Spatial lag modell

Dersom den avhengige variabelen  $dptax_i$  er direkte påvirket av kommune  $i$  sine nabokommuner kan man benytte en spatial lag modell (Revelli, 2006). Dersom dette er tilfellet har vi et simultanitetsproblem og en metode for å ta høyde for simultanitet i modellen er å inkludere en spatial vektet matrise. Den lineære modellen presentert i (12) utvides ved å legge til en vektet nabomatrise som fanger opp effekter av eiendomsskattesatsen i nabokommunene på den avhengige variabelen. Oppsettet for spatial lag modellen er følgende:

$$dptax_i = \rho W_{ij} dptax_j + X_i b + \varepsilon_i \quad (16)$$

(16) er en modell som består av å utvide modell (12) ved å inkludere en "spatial lag" av den avhengige variabelen som gir  $W_{ij} dptax_j$ .  $W_{ij}$  er den symmetriske  $n \times n$  spatial vektet matrise.  $\rho$  er en parameter som måler interaksjonen mellom egen kommunes  $dptax_i$  og  $W_{ij} dptax_j$  som er et mål på nabokommunenes eiendomsskattesats. Det betyr at  $\rho$  angir hvor mye eiendomsskattesatsen i nabokommune  $j$  påvirker eiendomsskattesatsen i kommune  $i$ . Dersom  $\rho \neq 0$  påvirkes eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  av eiendomsskattesatsen i nabokommunen,

---

<sup>4</sup> Inkluderer den spatial vektet nabomatrisen i modellen med STATA ved kommando: "spatwmat using nabomat, name(W) standardize eigenval(E)"

og modellen er beheftet med spatial auto-korrelasjon. Hvis  $\rho = 0$  er det ingen spatial avhengighet i modellen. Det forventes at koeffisienten vil være positiv ved tax competition, mens den kan være både positiv og negativ med yardstick competition (Edmark og Ågren, 2006).

Dersom man får påvist spatial auto-korrelasjonen stammer dette fra simultanitetsproblemene som oppstår ved gjensidig avhengighet. Siden kommune  $i$  og nabokommunene  $j$ 's bestemmes simultant og  $W_{ij}dptax_j$  korrelerer med restleddet  $\varepsilon_i$ , må vi håndtere  $dptax_j$  som en endogen variabel og bruke estimeringsmetoder som tar høyde for problemet. Dette fordi estimering med vanlig MKM hvor vi får påvist spatial avhengighet kan gi forventningskjevne og inkonsistente estimater på grunn av simultanitetsproblemene (Anselin, 2001). Litteraturen viser til to metoder for å estimere spatial lag modeller. Den første metoden er instrumentvariabel metoden/eller to stegs MKM (IV/2SLS). Fremgangsmåten er å finne et gyldig instrument, som er en variabel som korrelerer med den endogene variabelen, som igjen er ukorrelert med restleddet (Revelli, 2006). Et potensielt problem ved bruk av instrumentvariabel metoden er å finne et godt instrument. Denne metoden vil ikke bli benyttet i analysen og vil derfor ikke bli diskutert noe mer. Den andre metoden er maximum likelihood (ML) og metoden vil gi forventningsrette og konsistente estimater (Revelli, 2006 og Brueckner, 2003). Sistnevnte er metoden som har gitt gode resultater og er mest brukt i tidligere analyser.

### 5.8 Spatial Error modell

En spatial error modell kan benyttes dersom LM testene indikerer at vi har spatial error avhengighet i modellen. Dette kan oppstå dersom restleddet  $\varepsilon_i$  i (12) inkluderer utelatte variabler som er spatial avhengige (Brueckner, 2003). Dersom eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  avhenger av utelatte stedspesifikke variabler benyttes en slik modell. Vi utvider modell (12) ved å inkludere en spatial vektet nabomatrise som tar høyde for de utelatte kommunespesifikke variablene. Modellen for spatial error kan settes opp på følgende måte:

$$dptax_i = X_i b + \varepsilon_i \tag{17}$$

$$\varepsilon_i = \lambda W_{ij} \varepsilon_j + v_i \tag{18}$$

En spatial error modell får vi ved å sette  $\rho = 0$  fra modell (16) som gir (17) og ved å modellere en spatial prosess i restleddet  $\varepsilon_i$  fra (17) som gir (18) (Revelli, 2006). Likning (18) beskriver en spatial prosess i restleddet med en auto-regressiv spatial parameter  $\lambda$  som skal estimeres.  $\lambda$  angir hvor mye eventuelle kommunespesifikke utelatte variabler mellom kommune  $i$  og nabokommune  $j$  påvirker eiendomsskattesatsen i kommune  $i$ .  $W_{ij}$  er den samme spatiale vekta matrisen som i spatial lag modellen. Restleddet  $v_i \sim N(0, \sigma^2 I)$ , hvor  $I$  representerer identitetsmatrisen som er en  $n \times n$  matrise med 1 på diagonalen og null ellers, mens  $v_i \sim N(0, \sigma^2 I)$  indikerer at restleddet for kommune  $i$  er normalfordelt med en konstant varians  $\sigma^2$  og hvor restleddet til kovariansen er lik null. Det er ingen spatial avhengighet i modellen som skyldes kommunespesifikke forhold dersom  $\lambda = 0$ . Hvis  $\lambda \neq 0$  er det spatial auto-korrelasjon i restleddet som betyr at eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  blir påvirket av en eller flere utelatte kommunespesifikke variabler som er spatial auto-korrelert. Dette oppstår dersom de kommunespesifikke variablene fanges opp av restleddet i modell (17), noe som fører til utelatt variabelproblem og modellen er beheftet med spatial auto-korrelasjon. Problemet kan man håndtere ved å estimere modellen ved å benytte ML til å estimere (17) mens man tar høyde for den spatiale prosessen i restleddet i modell (18) (Revelli, 2006 og Brueckner, 2003).

## 6 Datamaterialet

*Dette kapitlet presenterer deskriptiv statistikk for alle inkluderte variabler i modellen. Analysen baserer seg på tverrsnittsdata fra 2015. Data er hentet fra ulike datasett som er produsert av Statistisk sentralbyrå (SSB) og lagt ut på [SSB.no/statistikkbanken](http://SSB.no/statistikkbanken). Data fra 2015 var siste tilgjengelige år for å kunne produsere et fullkomment datasett som kunne brukes til analysen. Et potensielt problem dersom jeg hadde valgt et datasett fra 2017 kunne vært at kommunestyret som ble valgt i 2015 kanskje ikke har sittet lenge nok i kommunestyret slik at deres politikk er tredd i kraft.*

### 6.1 Deskriptiv statistikk

I datasettet benyttes kommunedata fra 2015 hvor eiendomsskattesatsen er satt av kommunestyret som ble valgt i 2011. Tabell 2 gir en beskrivelse av deskriptiv statistikk for alle de inkluderte variablene i analysen. I 2015 var det registrert 428 kommuner i Norge som gir  $n = 428$  observasjoner i datasettet. Ingen observasjoner i datasettet er droppet.

Den avhengige variabelen eiendomsskattesats for kommune  $i$  er gitt ved  $dpskatt$  og er målt i promille. I tabell 2 ser vi at den gjennomsnittlige eiendomsskattesatsen er på 4,82 promille med en maksimumssats på 7 promille. Av de 428 kommunene er det 224 kommuner som har valgt å skrive ut full eiendomsskatt på 7 promille. Det er 40 kommuner som har valgt å skrive ut minstesatsen på 2 promille og det er 73 kommuner som har valgt å ikke skrive ut eiendomsskatt. De kommunene som ikke skriver ut eiendomsskattesats har fått verdien 0 i datasettet. Diskutert i delkapittel 2.3 så kan alle kommuner nå skrive ut eiendomsskatt i Norge og det er kommunestyret som velger om dette skal innføres eller ikke. I analysen beholdes derfor alle kommuner uten eiendomsskatt, noe som burde styrke undersøkelsen i forhold til tidligere analyser som er gjort.

Vektoren av kommunespesifikke kontrollvariabler  $X_i$  inkluderer inntekt, arbeidsledighet, gjeld, tilskudd, sos, befolkning, barn, unge, eldre, herfindahl, sone og urban. Den første gruppen er inntekt, tilskudd (overføringer fra staten), gjeld og arbeidsledighet. Inntekt har til hensikt å fange opp etterspørselen etter kommunale offentlige tjenester mens overføringer fra staten påvirker inntektene til kommunene. Gjeld og arbeidsledighet er kostnadsfaktorer som skal fange opp kostnadene ved å tilby kommunale offentlige tjenester.

Tabell 2: Deskriptiv statistikk for alle inkluderte variabler

| Variabler (n = 428) | gjennomsnitt | Standaravvik | Min   | Maks   |
|---------------------|--------------|--------------|-------|--------|
| dpskatt             | 4.82         | 2.73         | 0     | 7      |
| inntekt             | 401.08       | 40.76        | 311   | 629.20 |
| arb.ledighet        | 2.53         | 1.04         | 0     | 8.60   |
| gjeld               | 197.55       | 54.39        | 68.34 | 358.41 |
| tilskudd            | 57.04        | 10.89        | 44.56 | 144.17 |
| sos                 | 0.49         | 0.18         | 0     | 1      |
| herfindahl          | 0.28         | 0.10         | 0.14  | 1      |
| befolkning          | 12.07        | 37.41        | 0.21  | 647.68 |
| unge                | 0.19         | 0.02         | 0.12  | 0.25   |
| eldre               | 0.17         | 0.03         | 0.08  | 0.28   |
| sone                | 1.98         | 1.86         | 0     | 23.63  |
| urban               | 0.67         | 0.17         | 0.34  | 1.68   |

*Finner deskriptiv statistikk i STATA med kommandoen: "sum dpskatt inntekt arbeidsledighet gjeld tilskudd sos herfindahl befolkning unge eldre sone urban"*

Inntekt er andelen av gjennomsnittlig brutto årsinntekt for personer fra 17 år og eldre i kommunene som er målt i 1000 norske kroner (NOK). I tabell 2 ser vi at gjennomsnittlig inntekt er  $401,08 \cdot (1000) = 401\,080$  NOK. Tilskudd er pengeoverføringer fra staten målt i 1000 NOK per innbygger. Pengeoverføringer fra staten er skatt på inntekt og formue pluss overføringer fra staten. Overføringer fra staten antas å være eksogen fordi alle kommuner bruker maksimal tillatt skattesats. Gjeld er andelen av langsiktig gjeld per innbygger i kommunene målt i 1000 NOK. Dette omfatter langsiktig gjeld utover avsetninger for forpliktelse og den antas derfor å være eksogen. Langsiktig gjeld defineres som rettslige eller finansielle forpliktelser som ikke skal innløses i kommende regnskapsperiode, og som ikke er knyttet til aksjeselskapets kortsiktige omsetninger av varer eller tjenester (Claus m.fl, 2002). Arbeidsledighet omfatter de som er registrert som helt arbeidsledige november 2015 og er målt i prosent. Gjennomsnittlig registrerte arbeidsledige er 1,29 prosent. Røyrvik er den eneste kommunen som har full sysselsetting i kommunen mens Hasvik kommune er registrert med høyest arbeidsledighet på 8,60 prosent.

Den andre gruppen skal fange opp hvordan den politiske ledelsen i kommunestyret kan påvirke bestemmelsen av eiendomsskattesats i kommunene. Sos er andelen av sosialistiske parti som er

representert i kommunestyret. Et sosialistisk parti er definert som en representant til en av de følgende partiene: SP, SV og AP. Det var gjennomsnittlig  $0,49 \cdot (100) = 49$  prosent sosialistiske parti i kommunestyret som ble valgt i 2011. Det er seks kommuner som ikke har sosialistiske parti som er representert i kommunestyret. Politisk styrke måles av Herfindahl-indeksen, som er en fragmentering av partiene i kommunestyret. Herfindahl indeksen måles på følgende måte:

$$\text{herfindahl} = \sum_{p=1}^P SH_p^2 \quad (19)$$

$SH_p$  er andelen av representanter fra parti  $p$ . Herfindahl-indeksen er generelt gitt av  $1/P$  når representantene er likt fordelt mellom partiene  $P$ . Herfindahl-indeksen har en maksimumsverdi på 1 når det bare er ett parti i kommunestyret. Indeksen går fra minimum 0,14 til 1 i dette datasettet med gjennomsnitt på 0,28.

Den tredje gruppen befolkning, unge og eldre skal fange etterspørselen etter kommunale offentlige tjenester og dermed utgiftene til kommunene. Antall innbyggere i kommunene er delt inn i tre kategorier. Befolkning er den totale populasjonen, unge er andelen av befolkningen som er mellom 0-15 år og eldre er andelen av befolkningen som er 67 år eller eldre.

Den siste gruppen er sone og urban som har til hensikt å fange opp kommunenes utgiftsbehov. Sone er en indeks for reiseavstand innad soner hvor indeksen har et gjennomsnitt på 1,98 og går fra 0 til 23,63. Urban er en indeks for urbanitetskriteriet hvor indeksen har et gjennomsnitt på 1,98 og går fra 0,34 til 1,68. Indeksen for kommunenes utgiftsbehov måles på følgende måte:

$$\text{Indeks beregna utgiftsbehov}_i = \sum_{k=1}^{19} V_k * l_{ki} \quad (20)$$

Indeksen for å beregne kommunenes utgiftsbehov blir beregnet som et vektet gjennomsnitt av indeksen for hvert kriterium.  $V_k$  er kriterievekt for kriterium  $k$  og  $l_{ki}$  er indeks for kriterium  $k$  for kommune  $i$  (Kommunal-og moderniseringsdepartementet, 2016). Indeksene er hentet fra regjeringen.no ”grønt hefte”, tabell\_e-k\_2015, som beregner utgiftsbehovet og fordelingen av rammetilskuddet for den enkelte kommunen som legges frem som vedlegg til statsbudsjettet (Kommunal-og moderniseringsdepartementet, 2016). Indeksene fanger opp utgiftsbehovet til kommunene og kan ha en positiv effekt på eiendomsskatten.

I tillegg inkluderes den spatial vektet matrise  $W_{ij}$  som diskutert i delkapittel 5.6. I denne analysen har vi en 428x428 spatial vektet matrise. Matrisen er produsert ved å se på kart for å finne kommuner som grenser til hverandre og er tilpasset slik at datasettet for 2015 samsvarer med kommunegrensen i 2015.

### 6.2 Korrelasjon og multikolaritet

Når vi skal estimere effekten av de uavhengige variablene på den avhengige variabelen ved bruk av MKM er det mulig at to eller flere forklaringsvariabler vil ha høy korrelasjon med hverandre. Vi får da en høy grad av linearitet mellom disse variablene som betyr at den ene variabelen forklarer mye av variasjonen i den andre variabelen (Wooldridge, 2009). Når vi har et slikt tilfelle er modellen beheftet med multikollinearitet noe som kan medføre at variansen til en av de estimerte parametere kan bli unaturlig høy (Wooldridge, 2009). Det betyr at den aktuelle variabelen kan gi ”feil” fortegn, og føre til at parameterne er følsomme for små endringer. Det er viktig å presisere at  $R^2$  nært 1 ikke er et brudd på antakelse om ingen perfekt multikollinearitet og dersom  $R^2=1$  har vi perfekt multikollinearitet (Wooldridge, 2013). For å teste denne lineariteten kan man regressere ulike forklaringsvariabler mot hverandre. I appendiks A, tabell 8, presenteres en korrelasjonsmatrise mellom alle inkluderte kommunespesifikke kontrollvariabler.<sup>5</sup> Av tabell 8 kan vi se at dataen i oppgaven ikke er beheftet med stor grad av multikollinearitet. Vi har et tilfelle hvor variablene er ganske sterkt korrelert. Variabelen unge og eldre er korrelert med – 79,5 prosent. Selv om det er høy korrelasjon mellom variablene velger jeg å beholde alle variablene da de forklarer ulike forhold mellom kommunene.

---

<sup>5</sup> Regresserer alle kommunespesifikke kontrollvariabler mot hverandre i STATA med kommandoen: ”corr dpskatt inntekt arbeidsledighet gjeld tilskudd sos herfindahl befolkning unge eldre sone urban”

## 7 Resultater

*Dette kapittelet presenterer resultatene fra den empiriske analysen. De estimerte parametrene blir presentert og tolket. Først vil resultater fra MKM basert på den lineære modellspesifikasjonen presenteres. Deretter testes det for om det er spatial avhengighet i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner basert på resultatene fra Moran's I og de to LM testene. Videre presenteres resultater for spatial lag modellen.*

### 7.1 Presentasjon og tolkning av den lineære modellspesifikasjonen

I dette delkapittelet presenteres resultatene fra den lineære regresjonsmodellen.<sup>6</sup> Resultatene angir hvilken effekt de kommunespesifikke kontrollvariablene har på eiendomsskattesatsen i de norske kommunene. Modellen utvides ved å gradvis inkludere flere kommunespesifikke kontrollvariabler som diskutert i delkapittel 6.1. Hensikten er å sikre en best mulig modell som gir gode estimater.

I tabell 3 presenteres resultatene estimert med MKM for fire ulike modellspesifikasjoner (a), (b), (c) og (d). Modell (a) inkluderer variablene inntekt som fanger opp etterspørselen etter kommunale offentlige tjenester, gjeld og overføringer fra Staten som påvirker inntekten til kommunene. Videre inkluderes arbeidsledighet som er en kostnadsfaktor som skal fange opp etterspørselen etter kommunale offentlige tjenester. Av tabell 3 ser vi at inntekt, arbeidsledighet, gjeld og tilskudd er signifikant på 5% signifikansnivå. I følge resultatene vil 1 prosentpoeng økning i gjennomsnittlig bruttoinntekt føre til en reduksjon på eiendomsskatten med 0,013 promillepoeng. Dette er i tråd med forventningene. Siden privat inntekt både representerer etterspørselen etter kommunale offentlige tjenester og er en indikator på skattegrunnetil eiendomsskatten, så tyder den negative effekten på at det er skatteeffekten som dominerer (Fiva og Rattsø, 2007).<sup>7</sup> Videre ser vi at 1 prosentpoeng økning i andelen av arbeidsledige i kommunene fører til en reduksjon på 0,497 promillepoeng av eiendomsskatten. Dette er ikke i tråd med forventningene og resultatene tyder på at en økning i andelen av

---

<sup>6</sup> Estimerer den lineære regresjonsmodellen med alle inkluderte kontrollvariabler i STATA med kommandoen: "reg dpskatt inntekt arbeidsledighet gjeld tilskudd sos herfindahl befolkning unge eldre sone urban, robust"

<sup>7</sup> Med skatteeffekten menes at høyere privat inntekt fører til høyere kommunale skatteinntekter som diskutert i delkapittel 3.1



arbeidsledige har en negativ effekt på eiendomsskattesatsen i norske kommuner. Av modell (a) ser vi at 1 prosentpoeng økning i gjeld fører til en økning av eiendomsskattesatsen på 0,018 promillepoeng ifølge resultatene. Dette stemmer med forventningene. En økning i andelen av gjennomsnittlig gjeld øker utgiftene til kommunene gjennom høyere utgifter på rente og avdrag på kommunale lån. Dette kan avlede midler fra dagens utgifter til kommunale offentlige tjenester. Ifølge resultatene fører 1 prosentpoeng økning i tilskudd til en reduksjon i eiendomsskatten på 0,040 promillepoeng og resultatet er som forventet. Overføringer fra Staten øker inntektene til kommunene og reduserer kommunenes behov for å generere mer inntekt gjennom økt eiendomsskatt.

Tabell 3: Resultater til den lineære modellen estimert med MKM for modell a, b, c og d

| Variabler            | (a)             | (b)             | (c)            | (d)            |
|----------------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|
| inntekt              | -0.013 (3.97)** | -0.007 (1.73)   | -0.006 (1.32)  | -0.007 (1.41)  |
| arbeidsledighet      | -0.497 (4.39)** | -0.346 (2.70)** | -0.285 (2.19)* | -0.291 (2.16)* |
| gjeld                | 0.018 (6.89)**  | 0.017 (6.32)**  | 0.017 (6.15)** | 0.017 (5.66)** |
| tilskudd             | -0.040 (2.61)** | -0.028 (1.68)   | -0.036 (1.90)  | -0.046 (1.95)  |
| sos                  |                 | 3.434 (3.97)**  | 3.490 (4.70)** | 3.322 (4.57)** |
| Herfindahl           |                 | -0.620 (0.42)   | -0.490 (0.34)  | 0.768 (0.52)   |
| befolkning           |                 |                 | -0.000 (0.01)  | -0.001 (0.23)  |
| unge                 |                 |                 | 14.252 (1.55)  | 13.042 (1.41)  |
| eldre                |                 |                 | 10.995 (1.54)  | 7.229 (1.01)   |
| sone                 |                 |                 |                | 0.227 (3.03)** |
| urban                |                 |                 |                | 0.513 (0.30)   |
| Estimeringsmetode    | MKM             | MKM             | MKM            | MKM            |
| konstant             | 10.197 (5.81)** | 5.113 (2.35)*   | 0.647 (0.20)   | 1.344 (0.26)   |
| Antall observasjoner | 428             | 428             | 428            | 428            |

*t-verdier i parentes. \*\*: Signifikant med 5% signifikansnivå,*

*\*: Signifikant med 10% signifikansnivå*

Modell (a) utvides ved å inkludere de politiske faktorene. Når de politiske variablene legges til i modell (b), blir inntekt og tilskudd insignifikant. At en variabel er insignifikant betyr at vi ikke kan være sikre på om effekten er reell. Variabelen sos er signifikant på 5% signifikansnivå og i tråd med forventningene. Ifølge resultatene fører 1 prosentpoeng økning i andel av sosialistiske representanter i kommunestyret til en økning av eiendomsskatten på 0,034 (3,434/100) promillepoeng. Herfindahl-indeksen er insignifikant men fortegn er i tråd med forventningene. Vi får generelt marginale endringer på koeffisientene når vi utvider modellen ved å inkludere de politiske faktorene noe som tyder på at vi ikke har utelatt variabelproblem i modell (a). Resultatene er mer eller mindre likt resultatet i modell (a) og som vi ser av resultatene i tabell 3 er koeffisientverdiene på de kommunespesifikke kontrollvariablene som er statistisk signifikante rimelig stabile selv når vi legger til de politiske faktorene i modell (b).

Modell (b) utvides ved å inkludere faktorer som skal fange opp etterspørselen etter kommunale offentlige tjenester som påvirker kommunenes utgifter. Variablene befolkning, unge og eldre legges til i modell (c) og ifølge resultatene har de ingen effekt på variasjonen i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner. De resterende estimerte variablene får marginale endringer og ingen endringer på fortegnene til koeffisientene. Resultatene er mer eller mindre likt resultatene i modell (a) og (b). Modell (c) utvides ved å inkludere to indekser, sone og urban. Indeksene legges til i modell (d) og har til hensikt å fange opp kostnadsforskjeller mellom kommunen. Disse indeksene er spatial korrelert og dersom indeksene er relevante i å forklare eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner vil dette gi en spatial effekt som ikke skyldes strategisk interaksjon. Når vi estimerer modellen som inkluderer indeksene får vi marginale endringer sammenliknet med de estimerte resultatene for modell (c). Urban og sone har den forventede positive fortegnet på koeffisientene og de øvrige variablene er mer eller mindre lik resultatene i modell (c). Sone har den forventede positive effekten på eiendomsskattesatsen og en økning i reiseavstanden innad i soner på 1 prosentpoeng fører til en økning av eiendomsskattesatsen på 0,227 promillepoeng. Gjeld og sos er også rimelig stabile ifølge resultatene til modell (d) og vi får marginale endringer i koeffisientene og ingen endringer på fortegn når vi inkluderer de to indeksene.

Fra de estimerte modellene (a)-(d) i tabell 3 kan det se ut til at inntekt, andelen arbeidsledige, langsiktig gjeld per innbygger, overføringer fra staten, sosialistiske representanter i kommunestyret og reiseavstand innad soner i kommunene er variablene som forklarer variasjon i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner best. Resultatene for de statistisk signifikante

kommunespesifikke variablene ser ut til å være robuste ifølge resultatene presentert i tabell 3. Når det inkluderes flere kommunespesifikke variabler i modellen får vi små endringer på koeffisientene og fortegn.

## 7.2 Modellens forklaringskraft

Når man skal avgjøre hvilken av de lineære modellene som har mest forklaringskraft benyttes vanligvis  $R^2$ .  $R^2$  gir et uttrykk på hvor stor del av variasjonen i den avhengige variabelen som kan forklares av de inkluderte uavhengige variablene (Wooldridge, 2009).  $R^2$  kan variere mellom 0-1 og det er ikke noe krav om at  $R^2$  må være over en bestemt verdi.  $R^2$  er et mål på hvor mye av variasjonen i eiendomsskattesatsen som kan forklares av de inkluderte uavhengige kontrollvariablene i utvalget (Wooldridge, 2009). Dersom  $R^2$  er 1 vil det si at 100% ( $1,00 \cdot 100$ ) av variasjonen i eiendomsskattesatsen er forklart av de inkluderte uavhengige kontrollvariablene. Det er viktig å presisere at lav  $R^2$  ikke betyr at modellen er svak, det er fordi  $R^2$  alltid vil øke når man inkluderer flere forklaringsvariabler i modellen (Wooldridge, 2009). Jo flere inkluderte forklaringsvariabler i den lineære modellen, jo høyere  $R^2$  og man må derfor være forsiktig med å tolke dette målet.

Tabell 4: Den lineære modellens forklaringskraft, verdier på *Justert  $R^2$*  for modell (a) – (d)

| <b>Modell</b> | <b>(a)</b> | <b>(b)</b> | <b>(c)</b> | <b>(d)</b> |
|---------------|------------|------------|------------|------------|
| Justert $R^2$ | 0.1989     | 0.2373     | 0.2432     | 0.2600     |

I tabell 4 presenteres justert  $R^2$ . Justert  $R^2$  tar hensyn til antall uavhengige variabler i modell (a) – (d). Den korrigerer for mengden forklaringsvariabler og blir ofte rapportert i mye anvendte analyser (Wooldridge, 2009). I følge resultatene i tabell 4 har modell (d) høyest forklaringskraft med justert  $R^2$  på 26% ( $0,2600 \cdot 100$ ). Det betyr at 26% av variasjon i eiendomsskattesatsen til norske kommuner er forklart av de uavhengige kontrollvariablene i modell (d). Naturlig nok inkluderer modell (d) alle forklaringsvariablene. Av tabell 4 ser vi at modell (d) har marginalt høyere verdi på justert  $R^2$  sammenliknet med modell (a), (b) og (c). Ifølge resultatene til modellene er den største forskjellen at tilskudd og inntekt ikke er signifikant i modell (b), (c) og (d).

### 7.3 Spatial auto-korrelasjon

I tabell 5 angis resultatene av testen for spatial auto-korrelasjon. For å teste om modellen er beheftet med spatial avhengighet benyttes Moran's I testen. Videre så benyttes de to testene basert på LM prinsippet for å teste om den påviste spatial avhengigheten skyldes toveis kausaleffekt mellom eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  og eiendomsskattesatsen i nabokommune  $j$ , eller om det er utelatt relevante kommunespesifikke forklaringsvariabler fra regresjonen som korrelerer med restleddet. Testene er basert på MKM residualene fra den lineære modellspesifikasjonen (12) som ikke tar hensyn til strategisk interaksjon (Revelli, 2006).<sup>8</sup>

Tabell 5: Resultater, test for spatial auto-korrelasjon av modell (a) – (d)

| Tester på modell          | (a)                  | (b)                  | (c)                  | (d)                  |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <u>Moran's I</u>          | 9.017<br>(0.00) ***  | 8.785<br>(0.00) ***  | 8.383<br>(0.00) ***  | 8.580<br>(0.00) ***  |
| <u>Spatial lag test:</u>  |                      |                      |                      |                      |
| LM-lag                    | 90.620<br>(0.00) *** | 82.534<br>(0.00) *** | 79.561<br>(0.00) *** | 78.430<br>(0.00) *** |
| LM-lag robust             | 15.346<br>(0.00) *** | 11.825<br>(0.00) *** | 16.903<br>(0.00) *** | 12.659<br>(0.00) *** |
| <u>Spatial error test</u> |                      |                      |                      |                      |
| LM-error                  | 75.559<br>(0.00) *** | 70.713<br>(0.00) *** | 63.108<br>(0.00) *** | 65.777<br>(0.00) *** |
| robust LM-error           | 0.287<br>(0.59)      | 0.004<br>(0.95)      | 0.450<br>(0.50)      | 0.006<br>(0.94)      |

*Moran's I, LM-lag og LM-error testene tar utgangspunkt i den lineære modellspesifikasjonen estimert med MKM. p-verdier i parentes. \*\*\*: Signifikant med 1% signifikansnivå,*

*\*\* : Signifikant med 5% signifikansnivå, \* : Signifikant med 10% signifikansnivå.*

<sup>8</sup> Testen for spatial avhengighet utføres etter endt regresjon med MKM for modell (a)-(d) i STATA ved kommandoen: "spatdiag, weights(W)"

Ifølge resultatene til Moran's I testen presenter i tabell 5 er testen statistisk signifikant for alle modeller (a)-(d). Videre så er både LM-lag og LM-error testene også statistisk signifikant for alle modeller. Den påviste positive spatial avhengigheten bekrefter hypotesen om at nabokommuner er relevant i å forklare variasjonen i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner og at modell (12) må justeres for spatial effekter. For å skille mellom hva som er den mest foretrekkende modellspesifikasjonen må vi se på resultatene til den robuste LM testen.

Resultatene til de to robuste LM testene for spatial lag og spatial error presenteres i tabell 5. Den robuste LM-lag testen er statistisk signifikant for alle modeller. Motsatt er den robuste LM-error testen insignifikant for alle modeller. Dette tyder på at modell (a)-(d) ikke har utelatte kommunespesifikke variabler som fører til at restleddet inkluderer variabler som selv er spatial avhengige. Resultatene for LM-error testen er i tråd med resultatene fra MKM hvor de signifikante variablene er rimelig stabile selv når det inkluderes flere kommunespesifikke variabler. Det betyr at det å inkludere flere kommunespesifikke variabler ikke påvirker effekten til koeffisientene i stor grad. Dersom det hadde vært utelatt variabelproblem burde vi ha sett en tydeligere effekt på koeffisientene når det inkluderes flere kommunespesifikke kontrollvariabler i modellen. Resultatene styrker antakelsen om at det ikke er utelatte variabler i modellen som korrelerer med restleddet. Ifølge resultatene har vi korrelasjon i eiendomsskatten ved at eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  avhenger av eiendomsskattesatsen i nabokommune  $j$  og ikke av utelatte kommunespesifikke variabler som er korrelert med restleddet.

Resultatene indikerer at modellen er beheftet med avhengighet mellom eiendomsskattesatsen i nabokommuner og ikke av kommunespesifikke variabler som fanges opp i restleddet i den lineære regresjonsmodellen. Det betyr at estimeringen med MKM vil gi forventingsskjevne og inkonsistente estimater (Revelli, 2006). Det er derfor nødvendig å spesifisere en spatial regresjonsmodell som er justert for spatial effekter. Videre så tyder resultatene på at det er spatial lag modellen som foretrekkes, noe som også styrker antakelsen om at den påviste spatial avhengigheten kommer av korrelasjon i eiendomsskatten og ikke av utelatte kommunespesifikke variabler.

#### 7.4 Spatial modeller, presentasjon og tolkning av resultater

I tabell 6 presenteres resultatene til spatial lag modell (a)-(d) som tar hensyn til strategisk interaksjon mellom norske kommuner.<sup>9</sup> Basert på resultatene til LM testen diskutert i delkapittel 7.3, kommer det tydelig frem at modellspesifikasjonen som foretrekkes er spatial lag modellen. Spatial error modellen vil derfor ikke bli presentert eller diskutert. Videre så blir de estimerte parameterne til spatial lag modellen tolket og sammenliknet med resultater fra tidligere studier. Deretter presenteres spatial lag parameteren  $\rho$  som er avgjørende for om vi har gjensidig avhengighet mellom eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  og eiendomsskattesatsen i nabokommunene  $j$ . Når resultatene til den lineære modellspesifikasjonen og spatial lag modellen sammenliknes er det generelt marginale endringer og ingen endringer på fortegnene til koeffisientene som er statistisk signifikante.

I følge resultatene i tabell 6 er inntekt signifikant på 10% signifikansnivå i spatial lag modell (a) og 1 prosentpoeng økning i andelen av gjennomsnittlig bruttoinntekt fører til en reduksjon på 0,006 promillepoeng ifølge resultatene. Fiva og Rattsø (2007) bruker tverrsnittsdata fra 2001 hvor eiendomsskatten i Norge er den avhengige variabelen som tar verdien 1 dersom kommunen har innført eiendomsskatt og 0 ellers. De finner bevis for at inntekt er statistisk signifikant og at sannsynligheten for å innføre eiendomsskatt i en kommune reduseres jo høyere andelen av den private inntekten er. Allers og Elhors (2005) benytter tverrsnittsdata på nederlandske kommuner fra 2002 og finner bevis for at inntekt har positiv og signifikant effekt på eiendomsskatten. Dette er motsatt effekt sammenliknet med mine funn. En årsak til at effektene avviker kan være at studiene er basert på ulike land, forskjellige datasett og at vi ser på ulike beslutninger i modellspesifikasjonen. Fiva og Rattsø (2007) ser på sannsynligheten for at andre kommuner innfører eiendomsskatt i norske kommuner, mens jeg ser på hva som fører til at eiendomsskattesatsen varierer mellom norske kommuner. Endringer i lovverket kan også føre til forskjellige resultater. Fiva og Rattsø (2007) måtte ta hensyn til at eiendomsskattesatsen ikke kunne skrives ut til områder som ble definert som landlige, noe jeg ikke må ta hensyn til siden alle kommuner kan skrive ut eiendomsskatt nå (Eiendomsskattelova, 2016). En annen årsak kan være at Norge har annerledes struktur på eiendomsskatten og et generelt annerledes skattesystem enn andre land. De ulike årsakene diskutert ovenfor kan føre til at mine resultater

---

<sup>9</sup> Spatial lag modellen med alle inkluderte variabler, estimert i STATA ved kommando: `”spatreg dpskatt inntekt arbeidsledighet gjeld tilskudd sos herfindahl befolkning unge eldre sone urban, weights(W) eigenval(E) model(lag) nolog robust”`

avviker fra tidligere studier. Videre så er inntekt insignifikant i spatial lag modell (b)-(d) og det er generelt marginale forskjeller på koeffisientene når det inkluderes flere kommunespesifikke kontrollvariabler i modellen.

Tabell 6: Spatial lag, estimerte resultater for modell a, b, c og d

| Variabler            | (a)             | (b)            | (c)            | (d)            |
|----------------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|
| inntekt              | -0.006 (2.00)*  | -0.002 (0.47)  | -0.001 (0.28)  | -0.002 (0.44)  |
| arbeidsledighet      | -0.288 (2.68)** | -0.193 (1.59)  | -0.158 (1.31)  | -0.171 (1.39)  |
| gjeld                | 0.013 (5.87)**  | 0.013 (5.48)** | 0.013 (5.24)** | 0.013 (4.91)** |
| tilskudd             | -0.041(2.90)**  | -0.033(2.22)*  | -0.037 (2.25)* | -0.043 (2.17)* |
| sos                  |                 | 2.544 (3.70)** | 2.584 (3.79)** | 2.460 (3.68)** |
| Herfindahl           |                 | -0.268 (0.22)  | 0.204 (0.17)   | 0.878 (0.72)   |
| befolkning           |                 |                | -0.001 (0.27)  | -0.003 (0.80)  |
| unge                 |                 |                | 7.481 (0.91)   | 6.956 (0.85)   |
| eldre                |                 |                | 6.314 (1.00)   | 3.484 (0.56)   |
| sone                 |                 |                |                | 0.194 (3.25)** |
| urban                |                 |                |                | 0.981 (0.68)   |
| konstant             | 4.322 (3.10)**  | 1.773 (0.89)   | -0.733 (0.26)  | -0.183 (0.37)  |
| Estimeringsmetode    | ML              | ML             | ML             | ML             |
| Pseudo $R^2$         | 0.376           | 0.392          | 0.392          | 0.403          |
| Rho $\rho$           | 0.509 (8.90)**  | 0.486 (8.46)** | 0.481 (8.30)** | 0.477 (8.27)** |
| Antall observasjoner | 428             | 428            | 428            | 428            |

*z*-verdier i parentes. \*\*:Signifikant med 5% signifikansnivå,

\*: Signifikant med 10% signifikansnivå

Ifølge resultatene til spatial lag er andelen av arbeidsledige i kommunene signifikant på 5% signifikansnivå i modell (a) og 1 prosentpoeng økning i arbeidsledige fører til en reduksjon av eiendomsskatten på 0,288 promillepoeng. Dette samsvarer med resultatene til Bordignon m.fl (2003). De finner bevis for at økt andel av arbeidsledige har negativ effekt på eiendomsskatten til næringseiendom i italienske kommuner. Motsatt så finner Edmark og Ågren (2006) at økt

andel av arbeidsledige har en positiv effekt på inntektskatten i svenske kommuner. En årsak til at Edmark og Ågren (2006) får motsatt effekt kan være at vi studerer ulike skattetyper. Arbeidsledighet har ingen effekt på eiendomsskatten i modell (b), (c) og (d). Verken Allers og Elhors (2005) eller Fiva og Rattsø (2007) inkluderer arbeidsledighet som kontrollvariabel i deres analyse.

I de artiklene jeg har benyttet som utgangspunkt til denne oppgaven er det kun Revelli og Tovmo (2007) som har benyttet gjeld som kontrollvariabel og de argumenterer for at høy gjeld kan avlede midler fra kommunale offentlige tjenester. I følge resultatene til spatial lag modell (a) fører 1 prosentpoeng økning i gjeld til en økning av eiendomsskatten på 0,013 promillepoeng og resultatene er signifikant på 5% signifikansnivå for modell (a)-(d). Resultatet tyder på at høy gjeld avleder midler fra kommunale offentlige tjenester og for å opprettholde samme tilbud må de øke eiendomsskatten. Et potensielt problem med variabelen gjeld som burde nevnes er at den kan være endogen. For eksempel så kan vi ikke fange opp kommunenes preferanser og hvordan dette påvirker den respektive kommunens andel av gjeld. Signifikansnivået på gjeld holder seg stabilt på 5% signifikansnivå i begge modellene selv når det inkluderes flere kommunespesifikke kontrollvariabler, noe som tyder på at dette er en sterk variabel i å forklare variasjon i eiendomsskatten mellom norske kommuner. Videre så er tilskudd signifikant på 5% signifikansnivå i spatial lag modell (a) og signifikant på 10% signifikansnivå i modell (b)-(d). Bordignon m.fl (2003), Edmark og Ågren, 2006 og Allers og Elhors (2005) finner at overføringer fra staten har en positiv effekt mens Fiva og Rattsø (2007) finner ingen bevis for at overføringer fra staten har noe effekt på eiendomsskatten i Norge. Dette er motsatt av mine funn hvor 1 prosentpoeng økning i overføring fra staten fører til en reduksjon av eiendomsskatten på 0,041 promillepoeng ifølge resultatet til spatial lag modell (a). Resultatet tyder på at kommunene reduserer eiendomsskatten når de får høyere kommunale inntekter. Dette samsvarer med resultatene for inntekt. Økt privat inntekt fører til høyere kommunale inntekter gjennom inntektsskatten og siden begge variablene påvirker inntektene til kommunene burde de ha den samme negative effekten på eiendomsskattesatsen. Ifølge resultatene har tilskudd sterkere effekt på eiendomsskatten sammenliknet med inntekt.

Andelen av sosialistiske representanter i kommunestyret ser ut til å være en viktig variabel i bestemmelsen av eiendomsskatten. Flere sosialistiske representanter i kommunestyret øker eiendomsskatten og 1 prosentpoeng økning i andelen av sosialistiske representanter i kommunestyret øker eiendomsskatten med 0,025 (2,544/100) promillepoeng ifølge resultatene



til spatial lag modell (b). Dette er i tråd med tidligere studier. Både Bordignon m.fl (2003) og Fiva og Rattsø (2007) finner bevis for at andelen av sosialistiske representanter i kommunestyret har en positiv effekt i bestemmelsen av eiendomsskatten. Andre som finner liknende resultater er Borge og Rattsø (2004) i Norge og Petterson-Lidbom (2004) i Sverige. Resultatene er signifikant på 5% signifikansnivå for modell (b)-(d). Kostnadsforskjellene i de ulike sonene i kommunene forklarer også variasjonen i eiendomsskatten mellom norske kommuner. Sone er signifikant på 5% signifikansnivå ifølge resultatene for spatial lag modell (d). Den positive effekten tyder på at økt avstand innad soner i kommunene øker eiendomsskatten og 1 prosentpoeng økning i sone fører til en økning i eiendomsskatten med 0,194 prosentpoeng ifølge resultatene til spatial lag modell (d). Dersom avstand øker innad i kommunene øker utgiftsbehov ved at kommunene må tilby flere kommunale offentlige tjenester spredt rundt i områdene til kommunene. Et eksempel er at kommunene må bygge flere barnehager og skoler dersom det er større avstand mellom innbyggerne i kommunen. I de artiklene jeg har benyttet som utgangspunkt til min oppgave er det ingen som har inkludert en variabel som tar hensyn til avstand innad kommunene for å kontrollere for utelatte kommunespesifikke variabler. Siden sone er signifikant på 5% signifikansnivå både for den lineære modellspesifikasjonen og spatial lag gir dette sterke bevis for at det er en viktig variabel for å forklare variasjon i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner.

Testen for spatial auto-korrelasjon antyder at vi har positiv spatial auto-korrelasjon som betyr at vi har spatial avhengighet i datasettet som diskutert i delkapittel 7.3. Testen indikerer at vi har gjensidig avhengighet mellom eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  og eiendomsskattesatsen til nabokommunen  $j$ , og ikke av at modellen er beheftet med utelatte kommunespesifikke variabler i restleddet. For å undersøke hvor mye av variasjonen i datasettet som skyldes spatial avhengighet benyttes estimerte resultater for  $\rho$ . Rho angir hvor mye av eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  påvirker eiendomsskattesatsen i nabokommune  $j$  og resultatene til de spatial effektene på  $\rho$  presenteres i tabell 6. Resultatene er i tråd med testen for spatial auto-korrelasjon. Spatial lag parameter  $\rho$  er signifikant på 5% signifikansnivå for spatial lag modell (a)-(d). Det betyr at modellen preges av spatial lag avhengighet ved at vi har en toveiskausaleffekt mellom eiendomsskattesatsen i kommunene  $i$  og eiendomsskattesatsen i nabokommunene  $j$ . Spatial lag effektene ligger mellom 0,48-0,51 og er rimelig likt funnet til tidligere studier hvor effektene har ligget mellom 0,3-0,4 fra blant annet studiene til Fiva og Rattsø (2007), Bordignon m.fl (2003), Allers og Elhors (2005) og Solé-Ollé (2003). Den positive spatial lag parameter  $\rho$  innebærer at dersom nabokommunen øker eiendomsskatten med 1 prosentpoeng vil man i egen

kommune øke eiendomsskattesatsen med 0,48 promillepoeng i følge resultatet til modell (c). Ifølge resultatene i tabell 6 er spatial lag parameter  $\rho$  rimelig stabilt når vi sammenlikner resultatene til modell (a)-(d). Resultatet tyder på at eiendomsskattesatsen i nabokommunen har betydning når kommunene bestemmer eiendomsskattesats i egen kommune. Spatial avhengigheten som er funnet ser ut til å være drevet av yardstick competition ved at kommunene sammenlikner eiendomsskattesatsen med nabokommunene når de bestemmer egen eiendomsskattesats. Dette er i tråd med tidligere funn fra blant annet Bordignon m.fl (2003), Allers og Elhors (2005) og Solé-Ollé (2003). Fiva og Rattsø (2007) finner bevis for at fiskal konkurranse er avgjørende i bestemmelsen av skattepolitikk og argumenterer for at Norge har et immobil skattegrunnlag ved at eiendommene ikke kan flytte på seg og at politikernes beslutning er svært synlige. De tolker derfor den positive spatial avhengigheten som er funnet til å være drevet av yardstick competition og ikke av konkurranse om et mobilt skattegrunnlag.

I denne analysen er det inkludert kommunespesifikke kontrollvariabler som har vist seg å være viktig i tidligere analyser om kommunale skatter. Når det inkluderes flere kommunespesifikke variabler i modellen så holder verdiene på koeffisientene og spatial lag parameter  $\rho$  seg rimelig stabile. Siden verdiene endrer seg lite når det legges til flere kommunespesifikke variabler og at de robuste LM-error testene er insignifikante selv når det inkluderes flere kommunespesifikke kontrollvariabler i modellen, er det lite sannsynlig at de vil endre seg mer dersom vi inkluderer noen av de potensielle utelatte variablene i modellen (Fiva og Rattsø, 2007). I denne analysen har jeg inkludert alle relevante kommunespesifikke kontrollvariabler som har gitt gode resultater fra tidligere arbeid. Dersom det hadde vært utelatte kommunespesifikke variabler i modellen burde dette kommet tydelig frem i den robuste LM-error testen for modell (a), hvor det kun inkluderes den første gruppen av kontrollvariablene i den estimerte modellen. Siden den robuste LM-error testen er insignifikant for modell (a)-(d) tyder dette på at vi har korrelasjon i eiendomsskattesatsen mellom kommunene og ikke av utelatte kommunespesifikke variabler. Resultatene diskutert ovenfor gir sterke bevis for at eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner er kompatibel med hypotesen om at det observerte spatial mønsteret i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner virkelig er drevet av en form for yardstick competition og ikke av konkurranse om et mobilt skattegrunnlag som litteraturen for tax competition tilsier. Ifølge resultatene finner jeg bevis for at 1 prosentpoeng økning i eiendomsskattesatsen i nabokommunene fører til en økning i skattesatsen mellom 0,48-0,51 promillepoeng i egen skattesats.

## 7.5 Pseudo $R^2$

For å sammenlikne forklaringskraften til spatial lag modellene som tar hensyn til strategisk interaksjon benyttes estimert pseudo  $R^2$  (Green, 2008). Pseudo  $R^2$  er en indeks for log likelihood raten og må ligge mellom 0-1. Pseudo  $R^2$  øker jo flere kommunespesifikke kontrollvariabler som inkluderes i modellen. I tabell 6 presenteres resultatene for estimert pseudo  $R^2$  for spatial lag modell (a)-(d). Ifølge resultatene får vi små endringer på pseudo  $R^2$  når det inkluderes flere kommunespesifikke kontrollvariabler i modellen. Resultatene indikerer at spatial lag modell (d) har høyeste pseudo  $R^2$  på 40.3% ( $0,403 \cdot 100$ ) og forklarer mest av variasjonen i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner.

I tillegg til å sammenlikne Pseudo  $R^2$ , utføres en sammenlikning mellom den lineære modellspesifikasjonen, spatial lag modellen og en modell som er satt opp med en spatial error tilnærming. Dette gjøres for å sammenlikne hvilken av de tre modellspesifikasjonene som har best forklaringskraft. For å sammenlikne modellene benyttes verdier for log likelihood, Akaike informasjonskriteriet (AIC) og Bayesian informasjonskriteriet (BIC) (Green, 2008).<sup>10</sup> Ingen av estimeringsmetodene besitter egenskaper som gjør at den er bedre enn den andre. AIC og BIC skiller seg fra log likelihood estimeringen ved at AIC tar høyde for antall parametere i regresjonsmodellen, mens BIC i tillegg til dette inkluderer antall observasjoner i modellen (Green, 2008). Høyest verdi på log likelihood estimatene indikerer sterkest forklaringskraft i modellen, mens lavest verdi på AIC og BIC estimatene indikerer sterkest forklaringskraft i modellen. LM testene konkluderer med at det er spatial lag modellen som foretrekkes når valget står mellom den lineære modellspesifikasjonen, spatial error og spatial lag modellen. Disse estimeringene utføres for å bekrefte resultatene til LM testene og for å styrke antagelsen om at spatial lag modellen er modellspesifikasjonen som foretrekkes.

I tabell 7 presenteres estimerte verdier for log likelihood, AIC og BIC for modell (a)-(d) for den lineære modellspesifikasjonen, spatial lag modellen og for en spatial error modell. De estimerte log likelihood verdiene indikerer at spatial lag modellen forklarer mest av variasjonene i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner. Spatial lag modellen har høyere log

---

<sup>10</sup> Finner log likelihood, AIC og BIC verdier etter endt regresjon for den lineære modellspesifikasjonen og spatial modell (a)-(d) i STATA ved kommando: "estat ic".

likelihood verdi for alle modeller sammenlignet med estimatene for spatial error og den lineære modellspesifikasjonen. Resultatene tyder på at spatial lag modell (d) har best forklaringskraft og har marginalt høyere forklaringskraft enn spatial lag modell (a)-(c). Spatial error modellen har lavere log likelihood verdier enn spatial lag modellene, men høyere log likelihood verdi enn den lineære modellspesifikasjonen. Det kommer tydelig frem av resultatene at den lineære modellspesifikasjonen innehar lavest log likelihood verdier for alle modeller sammenliknet med spatial lag og spatial error modellene. Det betyr at den lineære modellspesifikasjonen er modellen med svakest forklaringskraft ifølge resultatene.

Tabell 7: Estimerte verdier for Log Likelihood, AIC og BIC for modell (a) – (d)

| Verdier på modell | (a)      | (b)      | (c)      | (d)      |
|-------------------|----------|----------|----------|----------|
| Log likelihood:   |          |          |          |          |
| Lineær modell     | -989.788 | -979.289 | -977.607 | -972.824 |
| Spatial lag       | -951.302 | -944.160 | -943.445 | -938.939 |
| Spatial error     | -956.092 | -948.271 | -948.044 | -942.092 |
| AIC:              |          |          |          |          |
| Lineær modell     | 1989.676 | 1972.578 | 1975.214 | 1969.649 |
| Spatial lag       | 1916.603 | 1906.320 | 1910.889 | 1905.877 |
| Spatial error     | 1926.185 | 1914.542 | 1920.089 | 1912.184 |
| BIC:              |          |          |          |          |
| Lineær modell     | 2009.872 | 2000.992 | 2015.805 | 2018.358 |
| Spatial lag       | 1945.017 | 1942.852 | 1959.599 | 1962.705 |
| Spatial error     | 1954.598 | 1951.074 | 1968.798 | 1969.012 |

I tabell 7 kan vi se at spatial lag modellen har lavest AIC estimat for modell (a)-(d) og er modellspesifikasjonen med best forklaringskraft. Spatial error modellen har høyere verdi enn spatial lag modellen men lavere verdi enn den lineære modellspesifikasjonen. Den lineære modellspesifikasjonen har høyest AIC estimat sammenliknet med både spatial lag og spatial error for alle modeller. Vi får samme utfall som ved log likelihood verdien og spatial lag modellen har sterkest forklaringskraft og den lineære modellspesifikasjonen svakest forklaringskraft ifølge AIC verdiene. Dette tyder på at det er bedre å ta høyde for gjensidig avhengighet i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner enn å ignorere det, da det

kommer tydelige frem av resultatene at modeller som tar høyde for spatiale effekter har sterkere forklaringskraft. Av spatial lag modellene har modell (d) lavest verdi på AIC estimatene. Verdiene på AIC antyder på lik linje som log likelihood verdiene at spatial lag modellen er modellspesifikasjonen som foretrekkes.

Verdiene på BIC estimatene i tabell 7 indikerer at spatial lag modellen har lavest verdi på BIC sammenliknet med spatial error modellen og den lineære modellspesifikasjonen. Modellen med lavest BIC estimat er spatial lag modellen (b). Også her har spatial error modellen lavere verdier enn den lineære modellspesifikasjonen og vi får samme utfall som estimatene ved log likelihood og AIC estimatene.

Basert på resultatene i tabell 7 kommer det tydelig frem at spatial lag modellen er den mest foretrukne modellen både fra log likelihood, AIC og BIC verdien. Resultatene tyder på at spatial lag modellen er nærmest virkeligheten i å forklare variasjon i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner. Dette er i tråd med resultatene for de robuste LM testene og styrker antakelsen om at kommunene betrakter eiendomsskattesatsen i nabokommunene i bestemmelsen av egen eiendomsskattesats som teorien for yardstick competition.

## 8 Oppsummering og konklusjon

Jeg har i denne oppgaven benyttet tverrsnittsdata for kommuner i Norge for å teste om det finnes bevis for strategisk interaksjon mellom norske kommuner i bestemmelsen av eiendomsskattesatsen. Resultatene tyder på at vi har spatial avhengighet mellom eiendomsskattesatsen i nabokommuner og det er nødvendig med en spatial modellspesifikasjon som tar høyde for dette. I analysen finner jeg sterke bevis for at eiendomsskattesatsen er positivt spatial auto-korrelert og at 1 prosentpoeng økning i eiendomsskattesatsen i nabokommunene fører til en økning av eiendomsskattesatsen mellom 0,48-0,51 promillepoeng i egen skattesats. Størrelsen på effekten er i tråd med tidligere studier. Den empiriske analysen tyder på at det observerte spatiale mønsteret i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner er best forklart av spatial lag avhengighet og alle tester som er gjennomført ser ut til å foretrekke spatial lag spesifikasjonen. Den robuste LM-lag testene er statistisk signifikant og bekrefter at modellen ikke er beheftet med utelatt variabelproblem når spatial lag inkluderes i den lineære modellspesifikasjonen. Videre så er koeffisienteffektene rimelig stabile selv når det inkluderes en vektor av kommunespesifikke kontrollvariabler i modellen og dersom de utelatte variablene inkluderes i modellen er det lite sannsynlig at vi får store endringer på koeffisienteffektene. Det konkluderes med at modellen som best forklarer variasjonen i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner er spatial lag modellen som tar høyde for at eiendomsskattesatsen i kommune  $i$  påvirkes av eiendomsskattesatsen i nabokommune  $j$ . I følge resultatene er det flere faktorer som påvirker eiendomsskattesatsen i norske kommuner. Resultatene tyder på at økt gjeld, andelen av sosialistiske representanter i kommunestyret og reiseavstand innad i soner har en positiv effekt på eiendomsskattesatsen i norske kommunene. I motsatt retning har økt andel av gjennomsnittlig bruttoinntekt, arbeidsledige og overføringer fra staten i kommunene en negativ effekt på eiendomsskattesatsen i kommunene.

Siden eiendomsskatten i norske kommuner ikke kunne innføres i alle kommuner før 2007, kan man om noen år utføre en liknende undersøkelse basert på paneldata mellom kommunene for å se på langtidseffekten. For videre undersøkelser vil det være hensiktsmessig å vente en del år slik at endringer i den politiske ledelsen i kommunestyret har satt sitt preg på eiendomsskatten i de ulike periodene. Det ville vært interessant å sett langtidseffekten på den spatiale effekten, samt sett om den politiske effekten som ble funnet i denne oppgaven er reell over tid. En annen mulighet kan være å utføre en analyse hvor man ønsker å sjekke om det er spatial avhengighet mellom norske kommuner når man ser på andre skatter, som eiendomsskatt på næringseiendom.

Med et begrenset mobilt skattegrunnlag i Norge og at politikers beslutninger er synlige for befolkningen, finner jeg sterke bevis for at eiendomsskattesatsen i nabokommunene er avgjørende i bestemmelsen av eiendomsskattesatsen i egen kommune. Resultatene tyder på at det observerte spatiale mønsteret i eiendomsskattesatsen mellom norske kommuner ikke er drevet av spatial auto-korrelerte sjokk men av yardstick competition, ved at politikere og innbyggerne i kommunene bruker eiendomsskattesatsen i nabokommunene som en målestokk i bestemmelsen av egen eiendomsskattesats.

## Referanser

Aaberge, R. og A. Langørgen (2003): "Fiscal and spending behavior of local governments; identification of price effects when prices are not observed", *Public Choice* 117, ½, 125 – 161.

Allers, M. A. Og J. P. Elhorst (2005): "Tax Mimicking and Yardstick competition Among local Governments in the Netherlands", *Internatinoal Tax and Public Finance* 12, 493-513.

Anselin, L. (2001): Spatial Econometrics, *Acompanion to Theoretical Econometrics*, Edited by Badi H. Baltagi, kapittel 14, side 310 – 330

Anselin, Luc (1988): *Spatial Econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic, Dordrecht

Besley, T. og A. Case (1995): "Incumbent behavior: "Vote seeking, tax setting, and yardstick competition", *American Economic Review*, vol. 85, 25-45.

Berg, O. T. (UIO) og A. B. Sterri (2016): Norske politiske partier, *Store norske leksikon*. Hentet Oktober 20, 2016 fra snl.no: [https://snl.no/norske\\_politiske\\_partier](https://snl.no/norske_politiske_partier)

Bergstrom, T. C. og R. P. Goodman (1973): "Private demands for public goods", *American Economics review* 63, side 280 – 901

Birkeöf, L. C. (2009): "Spatial Interaction and Local Government Expenditures for Functionally Impaired in Sweden", *Department of Economics*, Umeå Univerity.

Bivand, R. og S. Szymanski (2000): "Modeling the spatial impact of the introduction of compulsive competitive tendering", *Regional Science and Urban Economics*, volum 30, 203 – 219.

Bivand, R. og S. Szymanski (1997): "Spatial dependence through local yardstick competition: Theory and testing", *Economic Letters*, volum 55, 257 – 265.



Bordignon, M., F. Caernigia og F. Revelli (2003): "In search of yardstick competition, a spatial analysis of Italian municipality property tax setting", *Journal of Urban Economics* 54, 199 - 2017

Borge, L-E., F. Carlsen og J. Rattsø (1999): "Lokal beaskatninsfrihet: Argumentoversikt", *sosialøkonomen*, Nr. 6, 1999

Borge, L-E og J Rattsø (2004): "Income distribution and tax structure:emprical test of the Meltzer-Richard hypothesis. *European Economic Review*, 48, 805-826

Brueckner, J. K. (2003): "Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical Studies", *International Regional Science Review* 26, 2, 175-188

Claus, G., O. Haugen, P. Morten Holt og E. Knutsen (2002): "Regnskapsstatistikk. Næringsoppgaver for ikke-finansielle aksjeselskaper", 1999, Dokumentasjon. *Avdeling for næringsstatistikk/seksjon for inntekts- og lønnsstatistikk, Statistisk sentralbyrå*

Devereux, M., R. Griffith og A. Klemm (2002): "Corporate tax reforms and international tax competition", *Economic policy*, volum 17, 452 – 495.

Edmark, K. og H. Ågren (2006): "Identifying Strategic interactions in Swedish Local Income Tax policies", *Uppsala Universitet, Department of Economics, Working paper* 2006:22

Eigendomsskattelova (2016, Juni 17): "Lov om eigendomsskatt til kommunene (eigendomsskattelova)". Hentet Oktober 3, 2016 fra lovdata.no:

[https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1975-06-06-29#KAPITTEL\\_1](https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1975-06-06-29#KAPITTEL_1)

Fiva, J. H. og J. Rattsø(2007):"Local choice og property taxation: evidence from Norway", *Public choices* 132: 457 - 470.

Florax, R. J. G. M. Og A. J. Van Der Vlist (2003): "Spatial econometric data analysis, moving beyond traditional models", *International Regional Science Review* 26, 3, 223 – 243.

Gerdrup, K. R. (1998): ”Skattesystem og skattestatistikk i historisk perspektiv”, *Statistisk sentralbyrå*, Oslo – Kongsvinger

Green, W. H. (2008): *Econometric Analysis Sixth Edition*, Pearson Education

Goodspeed, Timothy J. (2000): ”Tax structure in a federation”, *Journal of Public Economics*, volume 75, 493 – 506.

Hennisdal, A. A. (2016, August 1): ”I Disse kommunene tjener innbyggerne mest”. Hentet Oktober 2, 2016 fra dn.no (Dagens næringsliv):

<http://www.dn.no/nyheter/politikkSamfunn/2016/08/01/1427/KommuneNM/i-disse-kommunene-tjener-innbyggerne-mest>

Heyendels, B. og J. Vuchelen (1998): ”Tax mimicking among Belgian municipalities”, *National Tax Journal*, volum 51, 89 – 101.

Høydahl, E. (2010, Desember 6): ”Befolkningsvekst rundt Oslo”. Hentet Oktober 03.10.16 fra *Statistisk sentralbyrå (SSB)*: <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/befolkningsvekst-rundt-oslo>

Idsø, J. (2014): ”Stordriftsfordeler, *Store norske leksikon*”. Hentet 09.02.17 fra snl.no: <https://snl.no/stordriftsfordeler>

Kommunal- og moderniseringsdepartementet (2015): ”Finansiering av sektoren samlet, herunder øremerking, innlemming med mer”, ansvarlig direktør Kjersti Bjergo, hentet 16.11.16 fra *regjeringen.no*: <https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/finansiering-av-sektoren-samlet-herunder/id552048/>

Kommunal- og moderniseringsdepartementet (2016): ”Grønt hefte, inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner”, ansvarlig direktør Kjersti Bjergo, hentet 01.03.17 fra *regjeringen.no*: <https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/gront-hefte/id547024/>

Kommunale- og moderniseringsdepartementet (2017): ”Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner”, ansvarlig direktør Kjersti Bjergo, hentet 09.02.17 fra regjeringen.no:

<https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/inntektssystemet-for-kommuner-og-fylkeskommuner1/id2353961/>

Ladd, H. F. (1992): “Mimicking of Local Tax Burdens Among Neighboring Vounties”, *Public Finance Review*, volum 20, 450 – 467.

Levinson, A. (2003): “Environmental Regulatory Competition: A Status Report and Some New Evidence”, *National Tax Journal*, volum 56, 91 – 106.

Norges offentlige utredning (NOU 1996:20): ”Ny lov om eiendomsskatt”, *statens forvaltningstjeneste, statens trykning*, Oslo.

Petterson-Lidbom, P (2004): Do parties matter for fiscal policy choices? A regression-discontinuity approach. *Mimeo, Department of Economics*, University of Stockholm

Revelli, F. og P. Tovmo (2007): “Revealed yardstick competition, Local Government efficiency patterns in Norway”, *Journal of Urban Economics*, volum 62, 121 – 124.

Revelli, F. (2006): ”Spatial interactions among governments”, *Handbook of fiscal federalism* kap. 4, 106 – 130.

Statistisk sentralbyrå (2016): ”Eiendomsskatt, 2016: Kraftig økning i eiendomsskatteinntekter”. Hentet 20.09.16 fra *Statistisk sentralbyrå* (SSB): <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/statistikker/eiendomsskatt/aar/2016-06-20>

Statistisk sentralbyrå – Statistikkbanken (2016): ”Statistikkbanken”. Hentet 20.09.16 fra *Statistisk sentralbyrå*: <https://www.ssb.no/statistikkbanken>

Statistisk sentralbyrå (2015, 19 Juni): ”Eiendomsskatt, 2015:Eiendomsskatt øker i omfang og verdi”. Hentet September 20,2016 fra *Statistisk sentralbyrå* (SSB): <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/statistikker/eiendomsskatt/aar/2015-06-19>

Solé-Ollé, A. (2003): "Electoral accountability and tax mimicking; the effect of electoral margins, coalition government, and ideology", *European Journal of Political Economy*, vol. 19, 685-713.

Tromsø Kommune (2016): "Melding om skattetakst og beregning av eiendomsskatt", *Tromsø kommune*.

Wilson, J. D. (1999): "Theories of tax", *National Tax Journal* 52:2, 269 – 304

Wooldridge, J.M (2009): *Introductory Econometrics, A Modern Approach*. South-Western Cengage Learning, USA

## Appendiks

### A Korrelasjonsmatrise for alle inkluderte variabler

Tabell 8: Korrelasjonsmatrise mellom den avhengige variabel og de uavhengige variabler

| Variabler    | Dpskatt | inntekt | arb.ledighet | gjeld  | tilskudd | sos    | herfindahl | befolkning | unge   | eldre  |
|--------------|---------|---------|--------------|--------|----------|--------|------------|------------|--------|--------|
| dpskatt      | 1.000   |         |              |        |          |        |            |            |        |        |
| inntekt      | -0.311  | 1.000   |              |        |          |        |            |            |        |        |
| arb.ledighet | -0.208  | 0.073   | 1.000        |        |          |        |            |            |        |        |
| gjeld        | 0.347   | -0.436  | -0.057       | 1.000  |          |        |            |            |        |        |
| tilskudd     | 0.151   | -0.344  | -0.080       | 0.647  | 1.000    |        |            |            |        |        |
| sos          | 0.359   | -0.434  | -0.260       | 0.186  | 0.057    | 1.000  |            |            |        |        |
| herfindahl   | 0.095   | -0.156  | -0.043       | 0.366  | 0.469    | 0.114  | 1.000      |            |        |        |
| befolkning   | -0.158  | 0.330   | 0.109        | -0.254 | -0.182   | -0.119 | -0.063     | 1.000      |        |        |
| unge         | -0.229  | 0.598   | 0.056        | -0.484 | -0.377   | -0.327 | -0.249     | 0.082      | 1.000  |        |
| eldre        | 0.305   | -0.629  | -0.229       | 0.554  | 0.541    | 0.330  | 0.291      | -0.273     | -0.795 | 1.000  |
| sone         | 0.267   | -0.285  | -0.111       | 0.353  | 0.411    | 0.154  | -0.019     | -0.170     | -0.286 | 0.428  |
| urban        | -0.269  | 0.521   | 0.216        | -0.629 | -0.655   | -0.210 | -0.310     | 0.669      | 0.343  | -0.578 |

| Variabler | sone   | urban |
|-----------|--------|-------|
| sone      | 1.000  |       |
| urban     | -0.371 | 1.000 |

*Regresserer alle kommunespesifikke kontrollvariabler mot hverandre i STATA med kommandoen: "corr dpskatt inntekt arbeidsledighet gjeld tilskudd sos herfindahl befolkning unge eldre sone urban"*