

Forord

Jeg ønsker med dette å takke min veileder, professor Lars-Erik Borge, for konkrete tilbakemeldinger og god veiledning. En stor takk går også til Line, Morten, Anders og Ole for korrekturlesing og tilbakemeldinger. En takk rettes også til Martin som har hjulpet meg med Excel. Videre vil jeg også takke mine foreldre, som har støttet og oppmuntret meg under studietiden, og til alle andre som har bidratt til å gjøre studietiden min bra.

Oslo, 27. November 2016

Lars Brødremoen Brevig

Innholdsliste

<u>KAPITTEL 1. INTRODUKSJON</u>	1
<u>KAPITTEL 2. BAKGRUNN OG TEORI</u>	4
2.1 EIENDOMSSKATT	4
2.2 EIENDOMSSKATT OG TIDSHORISONTER	6
<u>KAPITTEL 3. EMPIRISK MODELL</u>	15
3.1 Λ -MODELLEN	15
3.2 EMPIRISKE UNDERSØKELSER	19
<u>KAPITTEL 4. EMPIRISK TILNÆRMING</u>	21
4.1 MODELLSPESIFIKASJON	21
4.2 PRESENTASJON AV DATAMATERIALET	22
4.2.1 DESKRIPTIV STATISTIKK OG FORVENTNINGER TIL INKLUDERTE VARIABLE	23
4.2.2 EIENDOMSSKATT	26
4.3 ANDRE FAKTORER SOM KAN PÅVIRKE KONSUMTILPASNINGEN	28
4.3.1 NETTO DRIFTSRESULTAT, FOND OG PARTIFRAGMENTERING	29
4.4 ESTIMERINGSMETODE	32
4.4.1 FIRST DIFFERENCE, 2SLS OG GMM	34
4.4.2 VALG AV INSTRUMENTER	36
<u>KAPITTEL 5. RESULTATER</u>	38
5.1 GRUNNLEGGENDE RESULTATER	38
5.2 EIENDOMSSKATT	41
5.3 EIENDOMSSKATT OG NETTO DRIFTSRESULTAT	45
5.4 EIENDOMSSKATT OG DISPOSISJONSFOND	50
5.5 EIENDOMSSKATT OG PARTIFRAGMENTERING	53
<u>KAPITTEL 6. OPPSUMMERING OG KONKLUSJON</u>	56
<u>LITTERATURLISTE</u>	LIX
<u>APPENDIKS</u>	LXI

Kapittel 1. Introduksjon

I Norge er eiendomsskatt en kommunal skatteform og det er kommunestyret som avgjør om kommunene skal innføre eiendomsskatt (eigedomsskattelova). Kommunene velger selv utformingen av eiendomsskatten etter lov av 6. juni 1975 nr 29 om "eigedomsskatt til kommunane". 16. Juni 2006 ble det vedtatt at norske kommuner kunne inndrive eiendomsskatt på privat boliger og fritidseiendom, selv om eiendommene ikke har fellesfinansierte kollektive tilbud, fra og med inntektsåret 2007.

I Finans-og tolldepartementets utredning: "Ny lov om eiendomsskatt" (NOU 1996:20) konkluderer utvalget med at det viktigste argumentet for eiendomsskatt i dag er økonomisk integrasjon over landegrensar, videre bidrar eiendomsskatten til å gjøre skattesystemet mer nøytralt, fordi skattegrunnlaget er immobil. Dette fører til at eiendomsskatten i motsetning til formue- og inntektsskatt gir liten mulighet for skatteunndragelse. Eiendomsskatten har også den fordel at den vil gi kommunene en relativt stabil inntektskilde. Ifølge en teori utarbeidet av Glaeser (1995) vil eiendomsskatt blant annet bidra til økt effektivitet i offentlig sektor. Denne oppgaven vil undersøke hvordan innføringen av eiendomsskatt påvirker kommunenes konsumtilpasning ved å ta utgangspunkt i norske kommuners utgifter og inntekter i perioden 2007-2014.

Totale brutto driftsutgifter for norske kommuner steg fra 243 milliarder kroner i 2007 til 379 milliarder kroner i 2014, dette tilsvarer en vekst på 56%¹. Det er interessant å undersøke om innføring av eiendomsskatt kan ha bidratt til å gjøre disse utgiftene langsiktige, eller om denne veksten er basert på kortsiktige beslutninger. Dette er særlig aktuelt med tanke på de senere års fokus på effektivitet i kommunene. Det ble for eksempel 9. juni 2015 vedtatt en kommunereform som blant annet har som mål å gjøre de norske kommunene mer økonomisk robuste (regjeringen.no:a).

I artikkelen: "*Myopic or Constrained by Balanced-Budget Rules? The Intertemporal Spending Behavior of Norwegian Local Governments*" av Borge og Tovmo (2009) finner de at fiskalt sterke kommuner og kommuner med lav partifragmentering er forventet å ha en langsiktig

¹ Datamaterialet brukt i oppgaven er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (statistikkbanken)

konsumtilpasning. Fiskalt sterke kommuner kjennetegnes ved høye netto driftsresultat og store fond. Oppgaven vil derfor i tillegg til å undersøke om eiendomsskatt bidrar til en langsiktig atferd også kontrollere for kommunenes fiskale styrke og partifragmentering.

Oppgaven er delt inn i 6 kapitler. I kapittel 2 presenteres bakgrunnsinformasjon om eiendomsskatten i Norge og modellen til Glaeser utledes. I kapittel 3 presenteres modellen som danner grunnlaget for den empiriske analysen og funn fra forskning på lokale myndigheters konsumtilpasning. Kapittel 4 presenterer datamaterialet og valg av estimeringsmetode begrunnes. I kapittel 5 presenteres de empiriske resultatene fra den generelle modellen. Deretter estimeres modellen med utgangspunkt i eiendomsskatten. Senere utvides undersøkelsene til å kontrollere for andre faktorer; netto driftsresultat, disposisjonsfond og partifragmentering. Til slutt i kapittel 6 blir det gitt en oppsummering og diskusjon.

Kapittel 2. Bakgrunn og Teori

I dette kapittelet vil det først bli presentert noen tradisjonelle argumenter for eiendomsskatt og noen aktuelle lover kommunene er underlagt hvis de innfører eiendomsskatt. Deretter diskuteres budsjettbetingelsen norske kommuner står overfor og i hvilken grad denne er forventet å påvirke deres konsumtilpasningen. Videre, i underkapittel 2.2, presenteres en modell som viser at eiendomsskatt over tid gir kommunene et sterkt insentiv til å tilby de ønskede kommunale tjenestene.

2.1 Eiendomsskatt

I Finans-og tolldepartementets utredning: "Ny lov om eiendomsskatt" (NOU 1996:20) trekkes det frem tre opprinnelig prinsipper eiendomsskatten skal oppfylle. Det første prinsippet innebærer at eiendomsskatten skal fungere som en skatt på urealisert verdiøkning. En inntektsskatt på urealisert verdiøkning på fast eiendom i Norge er vanskelig å innføre fordi det forutsetter at det er mulig å fastsette verdiøkningen og at dette kan skje med jevne mellomrom for hver enkelt eiendom. Fordi verdien av eiendom påvirkes av flere faktorer, slik som utbygning av infrastruktur og utbedringer gjort av eier, vil det kreves en stor grad av innsyn fra takstmenn for å holde en løpende oversikt over verdien på eiendommer. Det vil med andre ord kreves store mengder ressurser om en skulle innført en inntektsskatt på urealisert verdiøkning. Ifølge departementet kan imidlertid eiendomsskatten delvis fungere som en skatt på urealisert verdiøkning uten at den krever det omfanget en verdiøkningsskatt krever. Eiendomsskatten gjør det mulig å ha ulike skattesatser på bygg og grunn. I tillegg blir det mulig å innføre skatt i utvalgte områder i kommunen, for eksempel byområder. Eiendomsskatten er på den måten fleksibel, noe som gjør at den kan organiseres på en måte som gjør at den i størst mulig grad fanger opp verdiøkning på ulike typer bygg.

Det andre prinsippet som trekkes frem er at eiendomsskatt kan bidra til en bedre ressursutnyttelse. Bakgrunnen for dette argumentet er at tomter er en knapp ressurs. En innføring av eiendomsskatt på grunnområder det er mangel på kan føre til at slike områder benyttes med større grad av omtanke.

Det tredje prinsippet er at en eiendomsskatt skal kompensere for offentlige utgifter knyttet til fast eiendom. Tiltak som vei, vann og elektrisitet kommer faste eiendommer til gode og

pådrar dermed det offentlige utgifter. Selv om en del kommunale tjenester finansieres med brukerbetaling, som for eksempel vann og avløp, dekkes ikke alle offentlige utgifter som bidrar til økte boligverdier. For investeringer som fører til en verdistigning på eiendommen har det derfor blitt ansett som riktig at det offentlige kompenseres utgiftene i form av eiendomsskatt.

Utvalget konkluderer med at det viktigste argumentet for eiendomsskatt i dag er økonomisk integrasjon over landegrenser og eiendomsskatten bidrar til å gjøre skattesystemet mer nøytralt, fordi skattegrunnlaget er immobilt (NOU 1996:20). Dette fører til at eiendomsskatten i motsetning til formue- og inntektsskatt gir liten mulighet for skatteunndragelse. Eiendomsskatten har også den fordelen at den vil gi kommunene en relativt stabil inntektskilde.

I Norge er eiendomsskatt en frivillig kommunal skatteform (eigedomsskattelova). Det betyr at det er kommunestyret som bestemmer om kommunen skal ha eiendomsskatt. Kommunene står for utformingen av eiendomsskatten innenfor rammene fastsatt i eigedomsskattelova, 6. juni 1975. I henhold til eigedomsskattelova §11 skal eiendomsskatten være minst 0.2% av takstverdien og kan maksimalt økes med 0.2% hvert påfølgende år. Eiendomsskatt kan ikke være høyere enn 0.7% av takstverdien. Ifølge eigedomsskattelova § 3 kan kommunen skrive ut eiendomsskatt på enten a) faste eiendommer i hele kommunen, b) faste eiendommer i klart avgrensa område som helt eller delvis er utbygd på byvis eller der slik utbygging er i gang, c) bare på verk og bruk i hele kommunen, d) bare på verk og bruk og annen næringseiendom i hele kommunen, e) eiendom både under b) og c), eller f) eiendom både under bokstav b) og d), eller g) faste eiendommer i hele kommunen, unntatt verk og bruk og annen næringseiendom. Det finnes også en rekke typer eiendommer som er fritatt fra eiendomsskatt, blant annet eiendommer staten eller kommunen eier, eiendommer brukt til gård- eller skogsdrift og kirker².

Ved innføring av eiendomsskatt skal eiendommer verdsettes ved takst. Taksering av eiendom skjer i utgangspunktet hvert tiende år, dersom ikke kommunestyret ønsker å gjøre dette tidligere eller senere (eigedomsskattelova).

² Se eigedomsskattelova § 5 for flere typer eiendommer fritatt eiendomsskatten.

2.2 Eiendomsskatt og tidshorisonter

I artikkelen "The Incentive Effects of Property Taxes on Local Governments", skrevet av Glaeser (1995), presenteres en modell som argumenterer for at eiendomsskatt kan bidra til økt effektivitet i offentlig sektor. Modellen er basert på observasjoner av lokale myndigheters handlinger i Boston-området, og er utledet med bakgrunn i Brennan og Buchanans (1977, 1978, 1980) arbeid på feltet. Ifølge modellen kan eiendomsskatt gi kommuneadministrasjoner som maksimerer budsjettmessig slakk sterke insentiver til å tilby kommunale tjenester i henhold til velgernes preferanser. Videre i artikkelen utleder Glaeser tre modeller for lokale myndigheters aktivitet gitt at myndighetene maksimerer inntekter og hvor eiendomsskatt utgjør en betydelig del av myndighetenes inntekter⁴. Modell 1 viser at eiendomsskatten gir lokale myndigheter insentiver til å tilby grunnleggende tjenester. Dette er fordi økt tjenestetilbud øker eiendomsverdiene, som øker skattegrunnlaget så lenge etterspørselen etter eiendom er tilstrekkelig uelastisk vil eiendomsskatt gi lokale myndigheter bedre insentiver enn lump-sum(kopp) skatter. Modell 2 som utledes i denne oppgaven, ser på de langsiktige insentivene en innføring av eiendomsskatt kan føre til. Modell 3 er en statisk modell som den første modellen. Forskjellen mellom de to modellene er at i den første betrakter kommuneadministrasjonen skattesatsen for gitt, mens i modell 3 settes skattesatsene lokalt. Fordi eiendomsskatten ikke er naturlig selvbegrensende, vil økte skatter på andre varer føre til lavere eiendomsverdier, og dermed vil den totale skattebelastningen på samfunnet reduseres. Skattene på andre varer vil derfor begrenses i modell 3.

Lokalpolitikere kan handle mer kortsiktig enn andre individer. Dette kan være på grunn av den korte tidshorisonten som følge av usikkerheten rundt valg. Eiendomsskatten kan derfor være med på å eliminere noe av denne kortsiktigheten fordi eiendomsverdiene umiddelbart vil gjenspeile forventningene rundt det fremtidige kommunale tjenestenivået. Skatter basert på eiendomsverdier vil motivere politikere til å tenke på fremtiden. Dette er ganske generelt og vil derfor gjelde for enhver form for kapitalbeskatning. I modellen blir eiendomsskatten sammenlignet med en lump-sum skatt. Begge typer skatt gir kommunene insentiver i å tilby kommunale tjenester. Når en kommune tilbyr tjenester vil dette føre til at flere ønsker å flytte til kommunen, noe som igjen øker kommunens skattegrunnlag.

⁴ Eiendomsskatt fra bolig og fritidseiendom utgjør i perioden 2007-2014 litt i overkant av 1% av brutto driftsinntektene til kommunene (ssb.no).

Modellen for lokale eiendomsskatter med tidshorisont fremstilles under følgende forutsetninger: det er et gitt tilbud av eiendommer i kommunen, et tilfeldig stort antall kommuner og skattesatsen er gitt (Glaeser, 1995). Hvis tilbudet av eiendom var mer fleksibelt, for eksempel muligheten til å bygge mer i høyden, ville elastisiteten av eiendomstilbud også være med å bestemme det optimale nivået av eiendomsskatt. En større andel av tilbudselasticitet vil gjøre eiendomsskatter til et sterkere insentivverktøy. Hver av kommunene er politisk uavhengige av hverandre. Det vil si at de kan tilby et hvilket som helst nivå av kommunale tjenester, men ikke skattenivå. Alle kommunene er identiske og modellen vil se på en symmetrisk likevekt. Denne antagelsen betyr at vi ikke trenger å tenke på forstyrrelser i forbruk av eiendom som følge av formen av beskatning fordi uansett hvilken skattesats som er forbundet med landet vil alltid landtettheten være én. Antagelsen om en gitt skattesats kan også rettferdiggjøres ved å hevde at skattesatser er enkle å overvåke for velgerne som "straffer" kommuner som skatter for mye av innbyggerne, mens tilbudet kommunale tjenester er vanskeligere å overvåke. Med andre ord lokale myndigheter vet at skattesatsene er gitt, mens nivået av kommunale tjenester er fleksibelt.

I Modellen er det to steg med optimering. Steg 1 er et konstitusjonelt nivå, det vil si at velgerne bestemmer skattesystemet. I Steg 2 velger kommuneadministrasjonen det nivået med kommunale tjenester som maksimerer deres inntekter, tatt andre kommuners tilbud av kommunale tjenester, totale skattesatser og konsumenters reaksjonsfunksjon for gitt. Hver kommune tar andre kommuners beslutninger for gitt fordi vi er interessert i å finne Nash-likevekten⁵ av dette spillet og fordi å modellere et fullt sett av strategier som kan eksistere vil være for omfattende.

Velgernes preferanser er gitt ved

$$\begin{aligned}
 U(X, L, A) &= x + f(L) + g(A) \\
 f' &> 0, \quad f'' < 0 \quad g' > 0, \quad g'' < 0
 \end{aligned}
 \tag{2.1}$$

hvor x privat konsum, L bolig konsum og A kommunalt tjenestetilbud. Av de deriverte ser vi at velgeren opplever en positiv men avtakende nytte av bolig og tjenestetilbudet.

Budsjettbetingelsen er gitt ved:

⁵ Med Nash-likevekt menes en situasjon der ingen aktører har ønske om å endre sin egen tilpasning, gitt andre aktørers tilpasning.

$$I = X + P(1 + t) + B \quad (2.2)$$

hvor I er inntekt, X privat konsum, P boligprisen per enhet, t eiendomsskattesatsen og B er en lump-sum skatt (kan også betraktes som en inntektsskatt)⁶.

Setter inn budsjettbetingelsen (2.2) i velgerens nyttefunksjon:

$$U(X, L, A) = I - P(1 + t)L - B + f(L) + g(A) \quad (2.3)$$

Maksimerer (2.3) med hensyn på L .

$$f'(L) = P(1 + t) \quad (2.4)$$

Relasjon (2.4) definerer boliggetterspørselen som en funksjon av $P(1 + t)$. Fra dette kan vi utlede $L(P)$, hvilket er et uttrykk for optimalt eiendomskonsum i den gitte kommunen gitt priser og skatter. Setter inn $L(P)$ i (2.5) og deriver med hensyn på P og får

$$L'(P) = \frac{1 + t}{f''(L)} \quad (2.5)$$

hvilket definerer en fallende boliggetterspørselskurve.

Boligetterspørsels-elasticiteten blir definert som

$$\varepsilon_D = \frac{-P(1 + t)}{L} L'(P) = \frac{-P(1 + t)}{f''(L)L} \quad (2.6)$$

Denne to-periode-modellen tar utgangspunkt i eiendomsmarkedet. Prisene på eiendom i periode 2 bestemmes ut ifra hvor mange aktører som ønsker å bo der i løpet av perioden. Pris på eiendom i periode 1 reflekterer verdien på bruk av eiendom i første periode pluss forventet diskontert pris på eiendom i periode 2. Introduserer grunnleie, R , (property rent) som er verdien på eiendom i første periode:

$$P_1 = R_1 + \frac{P_2}{1 + r} \rightarrow R_1 = P_1 - \frac{P_2}{1 + r} \quad (2.7)$$

⁶ Kan tilsvare inntektsskatt fordi arbeidstilbudet er uelastisk.

,eller den implisitte leien i perioden er lik prisen på boliger i perioden en minus den reduserte prisen på boliger i perioden to (r er renten).

Modellen strekker seg over to perioder og konsumenten foretar ingen intertemporære beslutninger. Det antas at migrasjon/flytting er kostnadsfritt i hver periode, dette gjør at indifferens likningene (2.8 og 2.9) holder. Individene må også være indifferent på tvers av områder. I første periode vil ikke tjenestene (A) gi innbyggerne nytte fordi de må produseres/etableres før de gir nytte ($A=0$ i første periode). Eksempelvis tar det tid fra det blir vedtatt å bygge en park til den gir innbyggerne nytte.

$$\text{Periode 2: } I - B - P_2(1 + t)L + f(L) + g(A) = \text{reservasjonsnytte} \quad (2.8)$$

$$\text{Periode 1: } I - B - R_1(1 + t)L + f(L) + g(0) = \text{reservasjonsnytte} \quad (2.9)$$

Reservasjonsnyttens er et nyttenivå som kan oppnås i andre kommuner. Leien (R_1) påvirkes ikke av det kommunale tjenestetilbudet (A) fordi agenter boende i kommunen i den første perioden ikke får noen nytte fra de kommunale tjenestene investert i den perioden. I den andre perioden går eiendomsverdien opp tilsvarende tjenestetilbudet. Likningene (2.5) og (2.8) representerer løsningen til konsumentproblemet når A , t og B betraktes som gitt.

Det vil så være nyttig å se i hvilken grad endringer i de kommunale tjenestene endrer eiendomsprisen. Migrasjonslikevekten (2.8) definerer implisitt prisfunksjonen som en funksjon av A . Deriverer (2.8) implisitt med hensyn på A

$$P_2'(A) = \frac{g'(A)}{(1 + t)L_2} > 0 \quad (2.10)$$

Likningen viser en positiv sammenheng mellom det kommunale tjenestenivået og de generelle eiendomsverdiene. Videre får vi ved å bruke (2.7):

$$P_1'(A) = \frac{g'(A)}{(1 + t)(1 + r)} > 0 \quad (2.11)$$

På samme måte er den totale befolkningen i den første perioden upåvirket av tjenestene tilbudt i den første perioden, men befolkningen i den andre perioden er drevet av tjenestetilbudet i den første perioden. Likevekten i land og boligmarkedet finnes ved å normalisere mengden land i hver kommune til 1:

$$N_2(A)L_2(P_2(A)) = 1 \quad (2.12)$$

Dette vil si at i likevekt vil populasjonen i hver kommune være lik 1.

Deriverer (2.12) implisitt med hensyn på A

$$N_2'(A) = -\frac{N_2 L'(P) P_2'(A)}{L_2} \quad (2.13)$$

Setter inn for $L'(P)$ og $P'(A)$

$$N_2'(A) = -\frac{N_2 g'(A)}{L_2^2 f''(L_2)} > 0 \quad (2.14)$$

Av (2.14) ser vi sammenhengen mellom tjenestenivået og befolkningen i kommunen. Økte boligpriser reduserer boliggetterspørselen per innbygger som gir plass til flere innbyggere.

Nivået på kommunale tjenester valgt i periode 1 velges for å maksimere netto diskonterte inntekter for myndighetene, og det er en viss sannsynlighet for at myndighetene blir stemt ut på slutten av første periode, $\delta(A)$.

$$tP_1(A) + \delta \frac{tP_2(A) + BN_2(A)}{1+r} - A \quad (2.15)$$

I relasjon (2.15) er første leddet eiendomsinntektene i periode 1. Vi ser bort ifra lump-sum skatt i periode 1 fordi tjenestene ikke påvirker antall innbyggere i periode 1. Det andre leddet er skatteinntektene i periode 2 og δ er sannsynligheten for gjenvalg.

Førsteordens-betingelsen for problemet når $\delta(A) = \delta$ er gitt ved:

$$1 = \frac{tg'(A)}{(1+r)(1+t)} + \delta \left[\frac{tg'(A)}{(1+t)} - \frac{Bg'(A)}{f''(1)} \right] / (1+r) + \frac{\delta[tP_2(A) + BN_2(A)]}{(1+r)} \quad (2.16)$$

Myndighetenes insentiver for investering i dette tilfellet kommer fra tre kilder: den første er økte inntekter fra nåværende eiendomsverdier, den andre kommer fra økte inntekter fra fremtidige eiendoms- og lump-sum skatteinntekter og det siste investeringsinsentivet kommer fra ønsket om å bli gjenvalgt. Av (2.16) ser vi at det kun er eiendomsskatten som gir en gjenvalgseffekt. Det er åpenbart at i ekstremt ustabile valgssystemer gir eiendomsskatten bedre insentiver enn lump-sum skatt. Dette gjelder også for andre typer skatter som baserer seg på nåværende verdier istedenfor forventet fremtidige verdier.

Løsningen for A blir følgelig:

$$A = g'^{-1} \left[\frac{f'(1)(1+t)(1+r)}{(t(1+\delta)f''(1) - \delta B(1+t))} \right] \quad (2.17)$$

Uttrykket over beskriver det generelle nivået av tjenestene som de lokale myndighetene vil tilby gitt et bestemt skattesystem. Skattesystemet er satt vel vitende om at L og N vil være en i likevekt. Skattesystemet blir basert på den komparative statikken⁷ til A med hensyn på lump-sum- og eiendomsskatten

$$\frac{\partial A}{\partial t} = \frac{-(1+\delta)(1+r)f''(1)^2}{g''(A)(t(1+\delta)f''(1) - \delta B(1+t))} > 0 \quad (2.18)$$

$$\frac{\partial A}{\partial B} = \frac{f''(1)\delta(1+t)^2}{g''(A)(t(1+\delta)f''(1) - \delta B(1+t))} > 0 \quad (2.19)$$

Ved å bruke likningene (2.18) og (2.19) bestemmer velgerne den optimale skatteraten for lump-sum- og eiendomsskatten. Siden landtettheten alltid er lik en vil ikke skattlegging ha noen innvirkning på økonomien. Hensikten med skattepolitikken er å maksimere myndighetenes insentiver til å handle langsiktig og samtidig minimere velgernes skatteutgifter. Vi ser videre på hva som skjer med tjenestetilbudet når vi får et proveny-nøytralt skift fra eiendomsskatt til lump-sum skatt. For at en skatteendring skal være proveny-nøytral må vi ha:

$$d[tP + B] = 0 \quad (2.20)$$

Total differensierer (2.20) med hensyn til t og B

⁷ Komparativ statikk: en utvikling mellom likevektstilstander.

$$Pdt + tdP + dB = 0 \quad (2.21)$$

Differensierer (2.4)

$$dP = -\frac{P}{1+t} dt \quad (2.22)$$

setter inn for (2.22) i (2.21)

$$dB = -\frac{P}{1+t} dt \quad dt = -\frac{1+t}{P} dB \quad (2.23)$$

Effekten på kommunale tjenester

$$dA = \frac{\partial A}{\partial B} dB + \frac{\partial A}{\partial t} dt = dB \left[\frac{\partial A}{\partial B} - \frac{1+t}{P} \frac{\partial A}{\partial t} \right] > 0 \quad (2.24)$$

Ser videre at kravet for en økning i tjenestenivået ved overgang til en lump-sum skatt er

$$\varepsilon_D^1 + 2 \frac{\varepsilon_D^2}{1+r} > \frac{(2+r)(1+\delta)}{\delta} \quad (2.25)$$

hvor

$$\varepsilon_D^1 = \frac{-f''(1)}{(1+t)R_1} \quad (2.26)$$

$$\varepsilon_D^2 = \frac{-f''(1)(1+r)}{(1+t)P_2} \quad (2.27)$$

Et provenynøytralt skifte til lump-sum skatt gir en økning i tjenestenivået hvis venstresiden av ulikheten i (2.25) er større enn høyresiden. Ulikheten er den grunnleggende intuisjonen av modellen. Kravet til en økning i tjenestenivået ved overgang til en lump-sum skatt bestemmes av elastisitetene til boliggetterspørselen. Sittende myndighets varighet spiller også en avgjørende rolle i denne modellen. Desto mindre sannsynlighet det er for gjenvalg, desto mer verdifull blir eiendomsskatt i forhold til en lump-sum skatt for å gi insentiver til å ta langsiktige beslutninger. I et spesialtilfelle med fullstendig kortsiktighet ($\delta = 0$) vil det kun være eiendomsskatt som gir insentiver til å ta langsiktige beslutninger. Dette har likhet med

tilfeller i privat sektor der mange administrerende direktørers lønninger baseres på aksjeprisen til selskapet som skal reflektere forventningene til selskapets fremtidige inntjening.

Eiendomsskatter vil alltid gi relativt bedre investeringsinsentiver over to perioder i motsetning til én periode. Likning (2.25) representerer en strengere betingelse enn tilsvarende betingelse for en statisk modell der kravet for en økning i tjenestenivået ved en overgang til lump-sum skatt kun er at etterspørselen er uelastisk ($\varepsilon_D < 1$). Når boliggetterspørselen er uelastisk i en statisk modell vil en økning i kommunalt tjenestenivå vises som en økning i eiendomsverdiene, derfor er insentiveffektene til eiendomsskatt så sterke. Når boliggetterspørselen er elastisk vil en økning i tjenestenivået føre til migrasjon og et bra tjenestetilbud vil resultere i en høyere befolkning i kommunen. For å vise at betingelsen i to-periode-modellen er strengere enn i en statisk illustreres løsningen med et enkelt talleksempel. Ved å sette $r = 0$ og $\delta = 1$ (maksimal langsiktighet)

$$\varepsilon_D^1 + 2\varepsilon_D^2 < \frac{4}{1} \quad \rightarrow \quad \frac{1}{3}\varepsilon_D^1 + \frac{2}{3}\varepsilon_D^2 < \frac{4}{3} \quad (2.28)$$

Av (2.28) ser man at løsningen representerer en strengere betingelse enn betingelsen i en statisk modell, fordi $\frac{4}{3} > 1$. Det vil si at det skal mindre til for at eiendomsskatt i to-periode modellen gir kommuneadministrasjonen insentiver i å tilby ønsket tjenestenivå, enn i en statisk modell.

Det kan videre bemerkes at en situasjon der tjenestenivået reduserer eiendomsverdiene vil være lite sannsynlig, men at modellen resulterer i en negativ $N'(A)$ kan tenkes. For eksempel, hvis tjenestenivået øker, tiltrekker det seg rike innbyggere som etterspør større eiendommer. Vi får derfor ikke nødvendigvis en større befolkning ved å øke de kommunale tjenestene. I et slikt tilfelle vil det kun være eiendomsskatter som gir myndighetene de riktige investeringsinsentivene.

Kapittel 3. Empirisk modell

I dette kapitlet vil det først bli presentert en modell som gjør det mulig å tallfeste hvorvidt kommuners atferd er kortsiktig eller langsiktig, resultatet av utledningen er modellen som estimeres senere i oppgaven. Til forskjell fra den teoretiske modellen til Glaeser som ser på langsiktighet i forhold til investeringer, er den empiriske tilnærmingen å se på driftsutgifter. Som en avslutning på kapitlet presenteres tidligere empiriske undersøkelser basert på norske kommuner og resultater fra andre land.

3.1 λ -modellen

I dette underkapitlet presenteres en teoretisk modell for intertemporal nyttemaksimering som danner grunnlaget for relasjonen som brukes i den senere analysen. Modellen tar utgangspunkt i artikkelen "*Permanent Income, Current Income, and Consumption*" av Campbell-Mankiw (1990). Modellen presenterer en praktisk måte å kvantifisere i hvilken grad finanspolitiske avgjørelser er kortsiktige eller langsiktige. Framtidsrettede kommuner vil jevne ut skatter og utgifter ved å inkludere all kunnskap om fremtidige inntekter i aktuelle finanspolitiske beslutninger (Barro, 1979). I hvilken grad investeringsbeslutninger er basert på informasjon om fremtiden, eller om det er på grunn av sensitivitet med tanke på inntekter, er et empirisk spørsmål. Avvik fra en langsiktig atferd kan forklares med at det finnes politiske insentiver til å bruke eller endre utgiftene utover hvordan en rasjonell aktør ville handlet. Modellen beskrevet nedenfor identifiserer i hvilken grad kommuner vil handle i henhold til en langsiktig konsumtilpasning eller avviker ved å ta kortsiktige investeringer basert på nåværende inntekter. Analysen av denne fremstillingen bygger på den samme teoretiske bakgrunnen som Holtz-Eakin, Rosen og Tilly (1994) og Dahlberg og Lindstrøm (1998) som tilpasser en intertemporal konsument hypotese til å gjelde for offentlig sektor.

Utgangspunktet er en statisk velgermodell utvidet til å være dynamisk. Hvor en representativ velger mottar nytte fra nåværende og fremtidige strømmer av lokale tjenester (G). Velgerens

preferanser til offentlige tjenester er spesifisert ved følgende CRRA (konstant relativ risikoaversjon) nyttefunksjon:

$$U(G_t) = \frac{G_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (3.1)$$

Den forventede nytten (V_t) er gitt ved:

$$V_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+\rho)^j} \frac{G_{t+j}^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (3.2)$$

hvor ρ uttrykker raten av tidpreferanser, $1/\sigma$ den intertemporale substitusjonselastisiteten, og E_t forventningene betinget på informasjonen tilgjengelig i begynnelsen av periode t .

En nyttefunksjon lik (3.2) er også brukt av Holtz-Eakin, Rosen og Tilly (1994), mens Dahlberg og Lindstrøm (1998) tar høyde for lokalt skatteskjønn og inkluderer privat konsum i nyttefunksjonen. Borge og Tovmo (2009) rettferdiggjør utelatelsen av privat konsum med at myndighetene i Norge kontrollerer mer enn 80% av de totale inntektene til kommunene gjennom tilskudd- og inntektskatt fordeling. De lokale myndigheters mulighet til å påvirke nåværende inntekter er begrenset til eiendomsskatt og brukeravgift. Siden eiendomsskatt kun utgjør rundt 2,5%⁸ av bruttodriftsinntektene og brukeravgiften er begrenset til å dekke driftskostnadene, gjøres den forenkende antagelsen: kommunene møter et gitt nivå inntekter i hver periode. Det er lite viktig for den empiriske analysen om den grunnleggende teoretiske modellen tar hensyn til skattediskresjon eller ikke. Dahlberg og Lindstrøm (1998) ender uansett opp med å estimere den samme likningen som Holtz-Eakin, Rosen og Tilly(1994) og Borge og Tovmo (2009).

Ved å ta utgangspunkt i at kommunene har tilgang til perfekte kredittmarkeder, kan budsjettbetingelsen skrives følgende:

$$W_{t+1} = (1+r_t)W_t + R_t - G_t \quad (3.3)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t \left[\frac{W_{t+j}}{\prod_{i=t+1}^{t+j} (1+r_i)} \right] = 0 \quad (3.4)$$

⁸ Tall for 2014 (ssb.no)

hvor W_t uttrykker netto velferd i begynnelsen av periode t , r_t realrenten på velferd fra periode $t - 1$ til periode t , og R_t lokale myndigheters inntekt i periode t . Enhetskostnaden til lokale tjenester er normalisert til enheter. Likning (3.3) uttrykker hvordan netto velferd utvikles over tid, mens (3.4) utelukker en evigvarende gjeldsfinansiering. Informasjonen som angis i starten av periode t inkluderer nåværende inntekter (R_t) og nåværende realrente (r_t). Den dynamiske budsjettbetingelsen antar at lokale myndigheter kan benytte seg av finansmarkedene for å opprettholde en optimal konsumtilpasning i perioder med inntektssjokk.

Maksimeringsproblemet for to perioder er gitt ved:

$$\begin{aligned} \max_{G_t, G_{t+1}} E_t \left[\frac{G_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + (1+\rho) \frac{G_{t+1}^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right] \\ \text{s. t. } G_t = (1+r_t)W_t + R_t - W_{t+1} \end{aligned} \quad (3.5)$$

Den optimale utgiftsbanen kan beskrives med følgende Eulerlikning:

$$E_t \left[\left(\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \right) \left(\frac{G_{t+1}}{G_t} \right)^{-\sigma} \right] = 1 \quad (3.6)$$

Eulerlikningen beskriver en konsumutjevne atferd til en lokal representativ agent. Fordi nytten av konsum er avtakende, ønsker agenten like stort konsum i de forskjellige periodene, hvis realrenten (r_{t+1}) og tidpreferansene (ρ) er lik null.

Hansen og Singleton (1983) viser, ved å anta at den naturlige logaritmen er samlet for realrenten og utgifter kan eulerlikningen forenkles til:

$$E_{t-1}(\Delta \ln G_t) = \mu + \frac{1}{\sigma} E_{t-1}(r_t) \quad (3.7)$$

Av (3.7) ser vi at forventede endringer i lokale myndigheters konsum avhenger av en konstant, μ , og forventningene til realrenten. Av uttrykket (3.7) ser vi at utgiftsveksten blir

bestemt uavhengig av forventet vekst i inntektene. Ingen variabler som er kjent i begynnelsen av periode $t - 1$ burde ha noen effekt på utgiftsbanen, fordi de allerede er tatt høyde for. Forventede fluktuasjoner i inntektene vil ikke vises i bruksbanen, fordi lokale myndigheter kan bruke finansmarkedet til jevne ut forbruket over tid. Det er bare overraskende svingninger i inntekt som kan påvirke utgiftsveksten og da bare i den grad at de gjenspeiler endringer i forventet fremtidig inntektsstrømmer.

λ -modellen av Campbell og Mankiw (1990) kan bli tolket som en generalisering av modellen utviklet ovenfor. Parameteren λ er inkludert som en koeffisient som uttrykker hvor mye av utgiftsveksten som avhenger av forventede inntekter, mer presist andelen $1 - \lambda$ av utgiftene er bestemt av de faste inntektene, mens andelen λ er knyttet til "dagens" inntekter. Parameteren λ kan tolkes som i hvilken grad lokale myndigheters atferd er kortsiktige. I et tilfelle hvor vi har fullstendig kortsiktighet er $\lambda = 1$ og dermed $\Delta \ln G_t = \Delta \ln R_t$. Hele utgiftsveksten blir altså bestemt av inntektene. λ -modellen kan uttrykkes på følgende måte:

$$E_{t-1}(\Delta \ln G_t) = (1 - \lambda)\mu + \lambda E_{t-1}(\Delta R_t) + (1 - \lambda) \frac{1}{\sigma} E_{t-1}(r_t) \quad (3.8)$$

λ -modellen har den fordelen at den gjør det mulig å undersøke om konsumet er konsistent med teorien om en rasjonell framoverskuende atferd, i tillegg kan den også tallfeste graden av avvik fra slik atferd. Det kvantitative avviket fra en rasjonell framoverskuende atferd er større i tilfelle hvor λ er 0,8 enn i når λ er 0,2. På den annen side, spesifiserer ikke λ -modellen hvorfor kommuner avviker fra en rasjonell framoverskuende atferd. Med en positiv og signifikant λ forkastes nullhypotesen om en rasjonell framoverskuende aktører, men det er ikke mulig å si om en slik kortsiktig atferd er på grunn likviditetsbegrensninger eller kun skyldes kortsiktig atferd.

I dette delkapittelet har λ -modellen blitt presentert, denne danner utgangspunktet for den empiriske analysen i kapittel 4. Modellen muliggjør å tallfeste hvorvidt innføringen av eiendomsskatten påvirker kommunenes investeringsbeslutninger.

3.2 Empiriske undersøkelser

I dette underkapittelet presenteres litteratur som har undersøkt sammenhengen mellom lokale myndigheters utgifter og likviditetsbegrensninger. Problemstillingen er belyst i flere land gjennom en rekke empiriske arbeider. De fleste av arbeidene har samme teoretiske bakgrunn, men varierer noe i datagrunnlag og empirisk spesifisering, noe som synes å gjøre utslag i differansen mellom estimatene for offentlige lokale konsumtilpasning.

Holtz-Eakin, Rosen og Tilly (1994) var de første til å anvende λ -modellen på aggregerte data i undersøkelsen av amerikanske lokale myndigheters utgiftsmønster. De finner blant annet at 100% av veksten i de lokale offentlige utgiftene blir bestemt av løpende inntekter, med andre ord fant de $\lambda = 1.01$. De forkaster dermed hypotesen om en rasjonell framoverskuende konsumtilpasning. Donovan (2009) mener at resultatene fra denne studien er tvilsomme, fordi ved å utelate mikroøkonomiske data for utgifter og skattebeslutninger gis det liten innsikt i å forklare hvorfor de amerikanske lokale myndigheters konsum er så sensitivt. Selv estimerer han ved bruk av paneldata for 506 kommuner over en periode på 35 år og finner en $\lambda = 0.643$.

Dahlberg og Lindström (1998) undersøker svenske kommuner i perioden 1974-1987. De bruker lønnsutgifter på offentlige ansatte som mål på de offentlige utgiftene. På denne måten klarer de å skille utgifter brukt på ikke-varige goder fra andre utgifter brukt på varige goder. (Problemet med denne tilnærmingen blir diskutert senere). Deres resultater tyder på at rundt 90% av utgiftene blir bestemt av permanente inntekter. Det vil si at de ikke kan forkaste hypotesen om en rasjonell framoverskuende atferd.

Borge og Tovmo (2009) tar utgangspunkt i et datasett satt sammen av observasjoner fra 411 kommuner i Norge over perioden 1980-2000. De forkaster nullhypotesen om at norske kommuner opptrer som rasjonelle framoverskuende aktører, 51,8% av veksten i bruttodriftsutgiftene blir bestemt av inntektene. Videre deler de kommunene etter nettodriftsresultat og størrelse på fond i den hensikt å finne ut om fiskal styrke er avgjørende for norske kommuners konsumtilpasning, resultatene av inndelingen tyder på at fiskalt sterke kommuner handler mer langsiktig enn fiskalt svake kommuner. De finner også ut at en relativt høy grad av partifragmentering i kommunestyrene er assosiert med en kortsiktig konsumtilpasning.

Persson (2015) ser også på de svenske kommunene. Resultatene hennes tyder i motsetning til Dahlberg og Lindström (1998) sine undersøkelser på at svenske kommuner har en sterkt sensitiv konsumtilpasning, 1% økning i inntekter øker utgiftene med 0.876%. Inspirert av Borge og Tovmo (2009) deler hun også videre inn utvalget etter fiskal styrke og ser på hvordan konsumtilpasningen i de svenske kommunene blir påvirket av innføringen av en regel om balanserte budsjetter. Resultatene tyder på at kommunene overraskende nok blir mer langsiktige etter regelen om balanserte budsjetter blir innført. På lik linje med de norske studiene finner hun også at fiskalt sterke kommuner har en mindre sensitiv konsumtilpasning enn fiskalt svake.

Kapittel 4. Empirisk tilnærming

For å studere effekten av eiendomsskatt på kommuners intertemporale utgiftsferd brukes et paneldatasett for perioden 2007-2014. Paneldata gir sammenhengende tidsserier for den enkelte tverrsnittsenheten, og oppgaven bruker estimeringsmetoder som er tilpasset denne type data⁹.

Delkapittel 4.1 beskriver grunnmodellen for den økonometriske analysen. I delkapittel 4.2 vil datasettet brukt i analysen bli presentert. Delkapittel 4.3 tar for seg andre faktorer som kan påvirke kommunenes konsumtilpasning. Til slutt i, delkapittel 4.4, vil de ulike estimeringsmetodene og valg av instrumenter presenteres og begrunnes.

4.1 Modellspesifikasjon

Denne analysen er en utvidelse av studien til Borge og Tovmo (2009), hvor modellformuleringen er basert på flere av de samme inkluderte variablene som i studien deres. Den økonometriske analysen tar utgangspunkt i de empiriske motstykkene til likningen:

$$\ln G_{it} = \beta_t + \lambda \ln R_{it} + \gamma X_{it} + v_{it} \quad (4.1)$$

fotskrift i og t angir henholdsvis kommune og tid. Uttrykket består av det tidsspesifikke konstantleddet β_t , som fanger alle endringer som er felles for alle kommunene. Avhengig variabel er G_{it} som er brutto driftsutgifter per innbygger, R_{it} angir brutto driftsinntekter per innbygger. X_{it} er en vektor sammensatt av kontrollvariabler som kan påvirke den marginale nytten av kommunal utgifter. Leddet inkluderer alderssammensetningen i kommunene og lokal arbeidsledighetsrate. De ulike aldersgruppene er 0-5 år, 6-15 år og en øvre aldersgruppe som inkluderer de som er 80 år og eldre. Forklaringsvariablene vil bli nærmere beskrevet i delkapittel 4.2.

⁹ Alle regresjoner i analysen er foretatt ved bruk av Stata.

I denne modellformuleringen er restleddet, v_{it} dekomponert i en kommunespesifikk komponent, η_i , som ikke varierer over tid og en tidssvarende komponent, ε_{it} . Den individspesifikke komponenten viser kun variasjon mellom kommunene og antas å være konstant over tid. Leddet fanger opp stokastisk, uobserverbar eller ikke-modellert heterogenitet som kan skyldes utelatte kommunespesifikke variable, for eksempel utdanningsnivå. Dersom faktorer som er korrelert med inkluderte forklaringsvariabler, vil det gi en utelatt variabelskjevhet i estimatene for effekten av de inkluderte variablene ved manglende kontroll. Paneldata gjør det mulig å kontrollere for slik uobserverbar heterogenitet ved å inkludere tidsdummyer kan det kontrolleres for variabler som er felles for alle kommunene og varierer over tid.

Variablene brutto driftsutgifter og brutto driftsinntekter er spesifisert som logaritmiske variable, dette fører til at koeffisientverdiene kan tolkes som elastisiteter. I tilfeller med strengt positive variabler eller variabler med mye variasjon kan heteroskedastisitet¹⁰ være et problem, en logaritmisk spesifisering vil ifølge Woolridge (2014, s.180) være med å eliminere eller i stor grad redusere problemet. Det trekkes også frem at en logaritmisk spesifisering vil gjøre modellen mindre utsatt for ekstremverdier, fordi spesifiseringen begrenser spennvidden i observasjonene. Variablene arbeidsledighet og de tre alderssegmentene er angitt i prosent som henholdsvis andel av arbeidsstyrken og befolkningen. Fordelen med en slik spesifiseringen er at den tilhørende regresjonskoeffisienten vil ha en endring i prosentpoeng.

4.2 Presentasjon av datamaterialet

Datamaterialet brukt i analysen er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) for 425 kommuner i perioden 2007-2014¹¹. Det ville vært ønskelig med data som strekker seg over en lengre tidsperiode. Dette er dessverre ikke tilgjengelig, fordi KOSTRA ikke gjør det mulig å skille mellom kommunenes forskjellige typer eiendomsskatteinntekter før 2007.

Kommuner rapporterer regnskapsinformasjon og informasjon om tjenester til staten ved SSB (regjeringen.no:b). Data som er rapportert inn, publiseres på SSBs nettsider som

¹⁰ Heteroskedastisitet: ulik restleddsvarianse.

¹¹ I 2014 var det totale antall kommuner 428. Kommuner som er blitt slått sammen i perioden 2007-2014 er blitt ekskludert fra utvalget.

grunnlagsdata eller satt sammen og publisert som nøkkeltall. Dataene skal være med på å gi innbyggere, media, kommunesektoren selv, staten og andre, muligheten til å få informasjon om det meste av kommuners virksomhet. Informasjonen på SSBs sider skal også bidra til åpenhet, gjennomsiktighet og å gi muligheten for å forbedre tjenestetilbudet i kommunesektoren.

4.2.1 Deskriptiv statistikk og forventninger til inkluderte variable

Tabell 1 viser utviklingen i norske kommuners utgifts-og inntektsvekst. Av tabellen ser vi en markant økning i inntekter og utgifter i årene 2008 og 2009. Dette skyldes hovedsakelig at staten beskyttet offentlig sektor og stimulerte sysselsettingen i privat sektor gjennom tilskudd etter finanskrisen i 2007. Blant annet ble det i 2009 delt ut et midlertidig vedlikeholdstilskudd på 4 milliarder i den hensikt å stimulere sysselsettingen i kommunene (regjeringen.no:d).

Tabell 1: utgifts- og inntektsvekst, 2008-2014, faste priser¹²

År	Utgiftsvekst		inntektsvekst	
	gjennomsnitt (%)	standardavvik	gjennomsnitt (%)	standardavvik
2008	2.3	3.3	1.1	3.2
2009	-0.5	3.3	1.1	5.0
2010	-0.6	3.1	-1.0	3.8
2011	1.2	3.1	1.4	3.0
2012	1.2	2.9	1.6	2.7
2013	1.1	2.7	0.8	2.6
2014	-0.4	2.9	0.0	2.9

I modellen fra kapittel 3 antas det at utgiftene blir brukt på ikke-varige goder og tjenester. Tallene som blir brukt i oppgaven er bruttodriftutgifter justert for kostnadsdeflatoren¹³ per innbygger. Disse inkluderer lønninger og kjøp av varer og tjeneste uten investeringsformål.

¹² Se tabell Appendix, tabell 17 for utgifts- og prisvekst i løpende priser.

¹³ Ved korrigerings for prisutvikling benyttes en deflator for kommunenes kjøp av varer og tjenester som er utarbeidet av Finanadepartementet. Det tas her hensyn til utvikling i lønnskostnader per årsverk samt prisutviklingen for investeringsvarer og annen produktinnsats. Tall for kostnadsdeflatoren er hentet fra: *Rapporten fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi* av kommunal og moderniseringsdepartementet (2015).

Dette er tilsvarende de tallene Borge og Tovmo (2009) brukte. Et potensielt problem med denne tilnærmingen, ifølge Borge og Tovmo, er at tallene kan inkludere utgifter på varige goder. Dahlberg og Lindström(1998) løser dette problemet ved å bruke lønnskostnadene på offentlige ansatte som avhengig variabel. Et potensielt problem med denne fremgangsmåten er at tallene på utgiftene vil være sensitive til hvordan produksjonen i kommunene er organisert. Det kan kontrolleres for offentlige lønninger hvis offentlig ansatt produserer en offentlig tjeneste, men ikke hvis den samme tjenesten tilbys av et privat selskap.

Tallene som er brukt som mål på inntektene er brutto driftsinntekter. Disse inkluderer lokale skatter, tilskudd fra sentrale myndigheter, renteinntekter og brukerbetaling. Kommunenes inntekter fra brukerbetaling kommer fra for eksempel renovasjon-, vann- og avløpsavgifter. Selvkost setter den øvre rammen for brukerbetaling. Inntektene og utgiftene er målt per innbygger og er justert med kostnadsdeflatoren. Fra og med regnskapsåret 2014 utgikk mva-kompensasjonen påløpt i investeringsregnskapet fra beregningen av bruttodriftsinntekter. Dette gir et brudd i tidsserien og medfører isolert sett at brutto driftsinntektene blir lavere (ssb.no). Mva-kompensasjonen av derfor blitt trukket fra årene 2007-2013.

På bakgrunn av samvariasjonen mellom inntektene og utgiftene i tabell 1. kan det være fristende å trekke konklusjonen at nåværende (dagens) utgifter er sensitive ovenfor endringer i nåværende (dagens) inntekter. Det vil ikke være riktig å trekke den konklusjonen kun basert på hva vi leser av tabellen, for eksempel hvis variasjonen i nåværende inntektsvekst i stor grad er drevet av permanente sjokk, vil sensitiviteten vi observerer i tabell 1 være mer på linje med hypotesen om permanente inntektssjokk, enn om variasjonen stort sett består av forbigående sjokk (Persson, 2015). Den empiriske tilnærmingen til λ -modellen løser dette identifikasjonsproblemet ved å ekskludere variasjon i nåværende inntekter som skyldes "ny informasjon" (permanente sjokk) gjennom bruk av et instrument satt sammen av "eldre" informasjon. Dette utdypes i underkapittel 3.3.

I tabell 2 presenteres deskriptiv statistikk for kontrollvariablene i grunnmodellen. Tabellen viser standardavvikenes størrelse relativt til variabelenes gjennomsnittsverdi som gir mulighet til å si noe om forskjellen i variasjonen i de ulike variablene. Den deskriptive statistikken vil også gi en indikasjon på hvilke resultater en kan forvente seg fra en regresjonsanalyse.

Tabell 2: Forklaringsvariablene i grunnmodellen, 2007-2014

	Gjennomsnitt	Standardavvik
Arbeidsledighet	1.17	0.52
Andel 0-5 år	6.72	1.20
Andel 6-15 år	13.02	1.42
Andel 80+ år	5.51	1.54

Størrelsen og alderssammensetningen til befolkningen påvirker både konsum og inntekter direkte, og indirekte gjennom det statlige tilskuddssystemet. Den demografiske størrelsen og sammensetningen utgjør den kvantitative etterspørselen etter kommunale tjenester (Persson, 2015). Når de demografiske forutsetningene endres og kommunalt konsum ikke endres tilsvarende, vil resultatet være endret kvalitet i det offentlige tjenestetilbudet. Modellen med demografiske kontrollvariabler argumenterer for at kommunene ønsker å utjevne konsumet når de demografiske kontrollvariablene er konstante, slik at kvaliteten på de kommunale tjenestene er konstante på kort sikt.

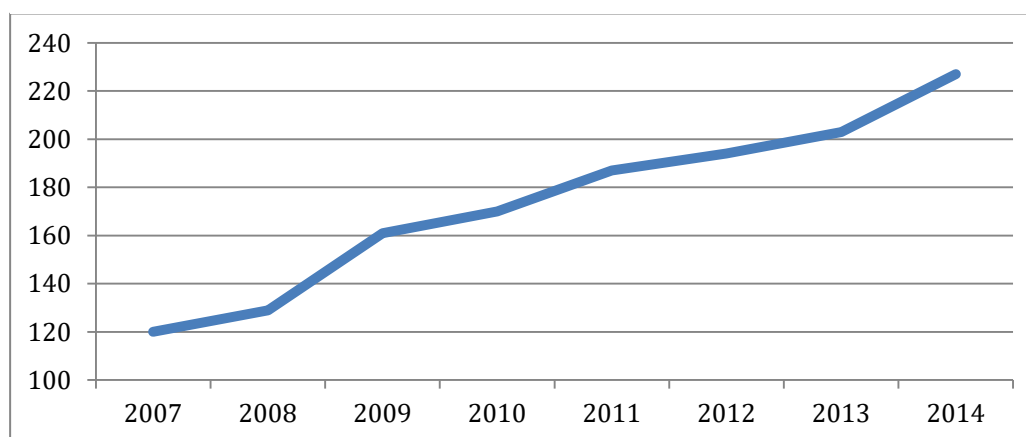
Arbeidsledighetsraten er i analysen brukt som mål på tilstanden i regionale arbeidsmarkeder. Økonomiske sjokk kan ha ulik effekt på de forskjellige regionene, Rogaland har for eksempel blitt rammet hardere enn de andre norske regionene av oljeprissjokket. Dette blir til en viss grad tatt høyde for ved å ta med den kommunale arbeidsledighetsraten som en kontrollvariabel. Dataene som er hentet fra SSB baseres på antall registrerte arbeidsledige hos NAV. Tallene for arbeidsledighet i tabell 2 er oppgitt i prosent som andel av befolkningen og viser en relativt lav gjennomsnittlig ledighet for perioden. Det forventes at høy ledighet vil redusere inntektene til kommunene.

Borge og Tovmo (2009) hevder argumentet for å inkludere arbeidsledighet som kontrollvariabel er begrenset, på bakgrunn av den økonomiske politikken i Norge, der finansieringen av norske kommuner også blir brukt som motkonjunkturtiltak. Dette kan en også se av Tabell 1, der inntektsveksten for norske kommuner var spesielt stor i årene etter finanskrisen. Den økonomiske politikken vil derfor utjevne den faktiske arbeidsledigheten mellom kommunene.

4.2.2 Eiendomsskatt

I dette underkapittelet beskrives eiendomsskatten og inndelingene som blir brukt i analysen. Kommunen kan få skatteinntekter fra næringseiendom, bolig og fritidseiendom. På bakgrunn av teorien fokuserer oppgaven på kommunenes inntekter fra bolig og fritidseiendom. Som nevnt innledningsvis har kommunestyrene siden 2007 hatt mulighet til å inndrive eiendomsskatt fra samtlige eiendommer i kommunen, selv om eiendommene ikke har fellesfinansiert kollektivt tilbud (Eiendomsskattelova). Utviklingen i antall kommuner som har innført eiendomsskatt på bolig og fritidseiendom vises i figur 1.

Figur 1: kommuner med eiendomsskatt på bolig og fritidseiendom



Innledningsvis vil utvalget deles inn i to grupper. Kommuner som har innført eiendomsskatt vil til og med det året eiendomsskatt ble innført i kommunen bli medregnet i utvalget *kommuner med eiendomsskatt*. Eksempelvis vil en kommune som innførte eiendomsskatt i 2011, bli regnet med i *kommuner uten eiendomsskatt* i perioden 2007-2010 og regnes med i *kommuner med eiendomsskatt* i perioden 2011-2014. I tabell 3 presenteres gjennomsnittlige eiendomsskatteinntekter per år for perioden 2007-2014. Eiendomsskatteinntektene er målt per innbygger i norske kroner.

Tabell 3: Eiendomsskatteinntekter fra bolig og fritidseiendom, i kr per innbygger

	Kommuner uten eiendomsskatt	Kommuner med eiendomsskatt
<i>Gjennomsnitt</i>		
Eiendomsskatt	0	505.42 (134.49)

Siden inndelingen i tabell 3 ikke tar høyde for at effekten av å innføre eiendomsskatt kan fungere med noe tidsetterslep. I teorien til Glaeser blir det nevnt at de kommunale tjenestene må etableres i periode én og gir ikke nytte før i periode to. Derfor vil også utvalget deles inn basert på de gjennomsnittlige eiendomsskatteinntektene i perioden 2007-2014. En slik inndeling vil til en viss grad ta høyde for at effekten av å innføre eiendomsskatten fungerer med noe tidsetterslep. Der kolonne III stort sett består av kommuner som har hatt eiendomsskatt på boliger og fritidseiendom siden 2007, består I av kommuner som ikke har innført eiendomsskatt og II av kommuner som har innført eiendomsskatt en gang i løpet av perioden. I tabell 4 er den gjennomsnittlige eiendomsskatteinntekten såpass mye høyere sammenlignet med de som innførte den i starten av perioden, fordi de har kunnet inndrive skatt over hele perioden og hatt muligheten til å heve skattesatsen tidlig i perioden (se diskusjon kap2.1).

Tabell 4: Eiendomsskatt

	Kommuner uten eiendomsskatt (I)	Kommuner med lave eiendomsskatteinntekter (II)	Kommuner med høye eiendomsskatteinntekter (III)
<i>Gjennomsnitt</i>			
Eiendomsskatt	0	438.19 (246.67)	1427.73 (466.47)

4.3 Andre faktorer som kan påvirke konsumtilpasningen

I de fleste land kan ikke lokale myndigheter budsjettere med negativt nettodriftsresultat, fordi de er underlagt regelen om balansert budsjett (BBR¹⁴), som kan være med å påvirke deres konsumtilpasning (Borge og Tovmo, 2009). BBR kan påvirke muligheten til benytte seg av finansmarkeder for å jevne ut utgiftene over tid, og dermed er de viktige for i hvilken grad utgiftsveksten blir bestemt av inntektssjokk. BBR kan ha ulike effekter for forskjellige grupper av lokale myndigheter. På denne måten kan regelen være med på å identifisere om avvik fra rasjonell framoverskuende atferd er på grunn av kortsiktighet eller likviditetsbegrensninger. Likviditetsbegrensninger kan enten komme av BBR eller av begrensninger i finansmarkedet. I Norge blir lån til kommunene vurdert som et av de sikreste lånene fordi det er forventet at staten stiller opp, slik at kredittmarkedene sjeldent vil være en begrensning for norske kommuner. Kommuner og fylkeskommuner som er i økonomisk ubalanse havner i et register kalt ROBEK-listen (regjeringen.no). Kommuner og fylkeskommuner i dette registeret må ha godkjenning fra Kommunal- og moderniseringsdepartementet for å kunne foreta gyldige vedtak om låneopptak. Dette er likviditetsbegrensningen for de norske kommunene. Denne begrensningen gjelder kun for kommuner med negativt netto driftsresultat over flere år. I denne oppgaven vil derfor hovedkilden til likviditetsbegrensninger anses å skyldes BBR.

I Norge kan ikke kommunene budsjettere med underskudd og dette betyr at de ikke kan finansiere underskudd med lån, men det er fortsatt mulig med en langsiktig konsumtilpasning uten brudd på BBR (Borge og Tovmo, 2009). For eksempel kan investeringer finansieres med netto driftsresultat fra fremtidige perioder, og dermed låne for å dekke for de uventede utgiftene. Kommunene kan også finansiere underskudd med fond bygget opp av overskudd fra tidligere perioder. Et negativt netto driftsresultat er ikke uvanlig og i et vanlig år er det mellom 15-20% av de norske kommunene som har underskudd. Selv om slike underskudd er relativt vanlig i Norge, kan det ikke kun på bakgrunn av dette konkluderes med at underskuddene skyldes en langsiktig konsumtilpasning. For at en kommunes underskudd skal betraktes som en respons på et forventet inntektstap, må de bevisst overestimere inntekter eller underestimere utgiftene.

¹⁴ Balanced-Budget Rules

Norske kommuners mulighet til å utjevne utgiftsveksten vil variere mellom kommuner basert på deres fiskale styrke. Lånefinansiering kan brukes for å utjevne konsumtilpasningen. Den andre muligheten til å finansiere underskudd er med fond som er satt til side. Dette gjør at det er rimelig å forvente at fiskalt sterke kommuner er mindre begrenset av BBR enn fiskalt relativt svakere kommuner.

4.3.1 Netto driftsresultat, fond og partifragmentering

I dette avsnittet beskrives de tre inndelingskriteriene; netto driftsresultat, fond og partifragmentering som Borge og Tovmo (2009) deler utvalget inn etter. Kommunene med høye eiendomsskatteinntekter vil senere deles inn etter disse variablene. Kommunene er forventet å ha forskjellig konsumtilpasning ut ifra fiskal styrke og vil derfor bli delt inn etter netto driftsresultat og disposisjonsfond som er indikatorer på fiskal styrke. Fiskalt sterke kommuner har et relativt høyt netto driftsresultat og store disposisjonsfond. Netto driftsresultatet er differansen mellom kommunens driftsinntekter og driftsutgifter, og kan derfor være både positivt og negativt. Disposisjonsfond er avsatt kapital som fritt kan benyttes til finansiering av både driftsutgifter og investeringer (ssb.no). Den delen av kommunenes nettodriftsresultat som ikke brukes til å finansiere investeringer legges til disposisjonsfondet, mens et negativt netto driftsresultat kan finansieres med disposisjonsfondet. Nettodriftsresultatet er derfor en strømningsvariabel mens disposisjonsfondet er en beholdningsvariabel.

Hensikten med denne inndelingen er at kommuner som allerede har et lite disposisjonsfond ikke kan budsjettere med et negativt netto driftsresultat uten å bryte regelen om balanserte budsjetter, mens kommuner som er relativt godt bemidlet har større "albuerom" og kan budsjettere med underskudd for å jevne ut forbruket over tid. En optimal konsumtilpasningen kan også nås ved å opprettholde et høyt nivå på netto driftsresultat, og kan dermed la overskuddet synke uten å bryte BBR.

Tabell 5: Inndelingskriteriene fiskal styrke for kommunene etter eiendomsskatteinntekt, i kr per innbygger

	Kommuner uten eiendomsskatt (I)	Kommuner med lave eiendomsskatteinntekter (II)	Kommuner med høye eiendomsskatteinntekter (III)
<i>Gjennomsnitt</i>			
Netto driftsresultat	2997.41 (161.39)	1344.24 (89.91)	1319.22 (142.83)
Disposisjonsfond	8179.64 (300.60)	3631.45 (123.72)	3019.62 (112.60)

Tabell 5 viser gjennomsnittsverdiene og standardavvik for variablene netto driftsresultat og disposisjonsfond med hensyn til eiendomsskattegruppene. Man ser at kommunene uten eiendomsskatt er fiskalt sterkere enn kommuner med eiendomsskatt. Dette kan være med på å forklare hvilke typer kommuner som har innført eiendomsskatt. Fiskalt svake kommuner har hatt sterkere økonomiske insentiver til å innføre eiendomsskatt. Netto driftsresultatet og disposisjonsfond er målt per innbygger i norske kroner.

Som omtalt i kapitel 3, er det ikke tilfredsstillende å se på kommunenes konsumtilpasning kun ved å se på likviditetsbegrensninger. En mer direkte måte å evaluere kortsiktighet er å dele inn utvalget etter et kriteriet som fanger opp kortsiktig atferd (Borge og Tovmo, 2009). Kortsiktighet er helt klart vanskeligere å tallfeste enn likviditetsbegrensninger. Oppgaven bruker partifragmentering i kommunestyrene som indikator. Herfindahl-indeksen blir brukt når en skal måle partifragmentering i en kommune og er gitt ved:

$$HERF = \sum_{p=1}^P SH_p^2 \quad (4.2)$$

hvor SH_p er andelen plasser i kommunestyret tilhørende parti p , og P er totalt antall partier i styret. Herfindahl-indeksen kan tolkes som sannsynligheten for at to tilfeldig trukne representanter i kommunestyret tilhører samme parti. Alternativt kan en si at indeksen viser fordelingen av seter i kommunestyret mellom partiene. Indeksverdien reduseres når antall partier øker og når antallet seter fordeles likt mellom partiene.

Tabell 6: Herfindal indeks etter eiendomsskatteinntekter

	Kommuner uten eiendomsskatt (I)	Kommuner med lave eiendomsskatteinntekter (II)	Kommuner med høye eiendomsskatteinntekter (III)
<i>Gjennomsnitt</i>			
Herfindal	0.25 (0.00)	0.27 (0.00)	0.25 (0.00)

Tabell 6 viser gjennomsnittsverdiene og standardavvik for variablene som blir brukt til å kontrollere for kommunenes kortsiktighet i den senere analysen. Man ser av tabellen at partifordelingen har hatt lite å si for om det har blitt innført eiendomsskatt eller ikke. Det er forventet at kommuner med lav partifragmentering (kolonne III) vil ha en mer langsiktig atferd enn kommuner med høy partifordeling, fordi de har større sannsynlighet for gjenvalg.

I tabell 7 presenteres en korrelasjonsmatrise for inndelingskriteriene netto driftsresultat, disposisjonsfond, Herfindahl-indeksen og eiendomsskatt. Som antydnet i tidligere delkapittelet er det en sterk korrelasjon mellom nettodriftsresultat og disposisjonsfond. Mellom variablene som skal representere fiskale styrke og Herfindal indeksen observeres en lav positiv korrelasjon. Det observeres en lav negativ korrelasjon mellom de gjennomsnittlig eiendomsskatteinntekten og variablene som representerer fiskal styrke.

Tabell 7: korrelasjonsmatrise, gjennomsnittlige verdier 2007-2014

	Nettodriftes	Dispfond	Herfindeks	Eiendom
Nettodriftes	1.00			
Dispfond	0.74	1.00		
Herfindeks	0.16	0.28	1.00	
Eiendom	-0.17	-0.23	-0.11	1.00

4.4 Estimeringsmetode

I analysen brukes paneldata som har informasjon om den enkelte tverrsnittsenheten for flere sammenhengende perioder. Analysen har årlige observasjoner for 425 kommuner i Norge for perioden 2007-2014. Ved bruk av paneldatamodellen

$$\ln G_{it} = \beta_t + \lambda \ln R_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_i + v_{it} \quad (4.3)$$

hvor restleddet som tidligere nevnt er definert som:

$$v_{it} = \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

med to forutsetninger om restleddet som må være oppfylt for at de estimerte koeffisientene skal være konsistente og forventingsrette ved bruk av pooled OLS¹⁵. Restleddsforutsetningene er gitt ved

$$E(\varepsilon_{it} | x_{it}) = 0 \quad (i)$$

$$E(\eta_i | x_{it}) = 0 \quad (ii)$$

hvor x_{it} er definert som en hvilken som helst forklaringsvariabel. Hvis (i) og (ii) holder, vil OLS gi forventingsrette og konsistente estimatorer. Forutsetning (i) og (ii) sier at begge restleddskomponentene er uavhengig av alle forklaringsvariablene. Ved bruk av paneldata kommer følgende restleddsforutsetninger i tillegg:

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{hvis } i = j \text{ og } t = s \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \quad (iii)$$

$$E(\eta_i \eta_j) = \begin{cases} \sigma_\eta^2 & \text{hvis } i = j \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \quad (iv)$$

¹⁵ Ordinary Least Squares

$$E(\eta_i \varepsilon_{jt}) = 0 \text{ for alle } i, j \text{ og } t \quad (\text{v})$$

Ifølge forutsetning (iii) og (iv) er variansen til restleddskomponentene konstant og lik σ_ε^2 og σ_η^2 . Forutsetning (v) sier at det ikke vil være noe korrelasjon mellom de to restleddskomponentene. Det forutsettes også at restleddene er normalfordelte. Tester som t-tester og F-tester bygger på denne forutsetningen, og er viktig for hypotesetestingen senere i analysen. I tillegg forutsettes det ingen perfekt multikollinearitet, det vil si at ingen av forklaringsvariablene kan skrives som en perfekt lineær kombinasjon av de andre forklaringsvariablene og at alle forklaringsvariabler varierer over tid.

Dersom alle restleddsforutsetningene (i)-(v) er oppfylt, vil i følge Gauss-Markov teoremet, estimatorene vi finner ved hjelp av OLS direkte anvendt på relasjon (4.3) være BLUE (de beste, lineære, forventningsrette, effisiente estimatorene). Ved pooled OLS utnyttes både variasjon i tverrsnitt og tid. Dersom forutsetning (ii) ikke er oppfylt, vil estimering ved pooled OLS gi skjeve estimatorene, som kan skyldes utelatte individspesifikke, uobserverbare faktorer som er korrelert med en av de inkluderte forklaringsvariablene. I denne analysen er det grunn til å tro at restleddsforutsetning (ii) ikke er oppfylt, og at det regionspesifikke restleddet sannsynligvis er korrelert med inkluderte forklaringsvariabler. Eksempel på karakteristiske forhold i en kommune som kan være korrelert med inkluderte tidsvarierende er blant utdanningsnivå, næringsstruktur, kriminalitet og klima. Det er også forventet at kommunene har informasjon, eller noe kunnskap om fremtidig inntekter. Det vil si at restleddet kan bli tolket som en endring av de fremtidige midlene mellom periode $t - 1$ og periode t . Hvis endringen av estimatene til fremtidige inntekter er koblet til veksten i nåværende inntekter ($\Delta \ln R_{it}$), vil vi ha en forutbestemt variabel som korrelert med tidligere restledd og gi brudd på restleddforutsetning (i) og gi skjeve estimatorene.

Ved brudd på restleddsforutsetningene må derfor andre estimeringsmetoder vurderes for å oppnå forventingsrette og konsistente estimatorene. I neste underkapittel presenteres metoder for å løse dette problemet.

4.4.1 First difference, 2SLS og GMM

Generelt vil prosedyrer som kontrollerer for uobserverbar heterogenitet gi forventningsrette og konsistente estimatorene. Det finnes flere metoder for å løse problemet der det regionspesifikke restleddet er korrelert med inkluderte forklaringsvariabler. I dette underkapittelet presenteres "first-difference estimatoren". Denne estimatoren transformerer bort det individspesifikke konstantleddet ved å differensiere grunnmodellen. First-difference estimatoren oppnås ved å trekke laggede variabler fra de opprinnelig variablene:

$$(\ln G_{it} - \ln G_{it-1}) = (\beta_t - \beta_{t-1}) + \lambda(\ln R_{it} - \ln R_{it-1}) + \gamma(X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (4.5)$$

videre skrives (3.4) som:

$$\Delta \ln G_{it} = \beta_t + \lambda \Delta \ln R_{it} + \gamma \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (4.6)$$

"First-difference estimatoren" fjerner det individspesifikke restleddet, η_i og fjerner dermed en potensiell kilde til utelatt variabel skjevhet i estimeringen. Men differensiering av variabler som er forhåndsbestemt, som ikke er strengt eksogene, gjør dem endogene fordi restleddet ε_{it} er korrelert med forklaringsvariabler fra foregående perioder, $t - 1$.

Siden OLS ikke vil gi konsistente estimater må vi se til mer passende estimeringsmetoder, 2SLS¹⁶ vil gjøre det mulig å bruke den lineære kombinasjonen av instrumentvariablene som er sterkest korrelert med R_{it} . Den lineære kombinasjonen finnes ved å estimere førstestegs regresjonen (med OLS):

$$\ln R_{it} = \beta_t + \pi_1 \ln R_{it-4} + \pi_2 \ln R_{it-5} + \pi_3 \ln R_{it-6} + \varepsilon_{it} \quad (4.7)$$

som da i neste omgang brukes som instrumentvariabel ved estimering av parameterne i likningen (4.6).

¹⁶ Two-stage least squares

Et problem med å bruke laggede verdier som instrumenter er at det reduserer utvalget som brukes i estimeringen. Holt-Eakin, Newey, og Rosen (1988), Arellano og Bond (1991) viser en metode for å unngå dette problemet. Et eksempel er når vi bruker en vanlig instrumentmetode (2SLS) vil bruk av instrumentet R_{t-2} inngå som i kolonne:

$$Z = \begin{pmatrix} \cdot \\ R_{i1} \\ \cdot \\ \cdot \\ R_{t-4} \end{pmatrix}$$

"." øverst i kolonnen representerer en manglende verdi, hvilket fører til at denne raden blir slettet. Dette betyr at ved å bruke instrumentet R_{t-4} , utelates alle tidligere observasjoner fra utvalget. Holt-Eakin, Newey, og Rosen (1988) setter sammen et sett av instrumenter fra $t - 4$, én for hver periode og erstatter manglende verdier med null. Dette resulterer i instrumentsett på denne formen:

$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 \\ R_{i1} & \cdot & \cdots & 0 \\ 0 & R_{i2} & \cdots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdots & \cdot \\ 0 & 0 & \cdots & R_{t-4} \end{pmatrix}$$

Holt-Eakin, Newey, og Rosen (1988) og Arellano og Bond (1991) utviklet "Generalized Method og Moments" (GMM) estimatoren, som bruker instrumenter for de differensierte variablene som ikke er strengt eksogene med alle sine tilgjengelige laggede verdier (Roodman, 2009). Det vil si at det brukes instrumenter som er ukorrelerte med nåværende og foregående restledd og er dermed strengt eksogene variabler.

Med GMM prosedyren kan en få både en-steps og to-steps estimater (Bond, S). Selv om to-steps prosedyren er effektiv med hensyn til heteroskedastisitet, har det blitt vist ved tidligere studier at gevinsten ved å bruke to-steps varianten har vært svært små. Én-steps-varianten er den mest vanlige å rapportere, og er den som rapporteres i denne oppgaven.

4.4.2 Valg av instrumenter

Oppgaven skal her se på kriteriene som må ligge til grunn når inntekter ($\Delta \ln R_{it}$) skal instrumenteres med egne laggede variabler og hvordan informasjon om tidligere inntekter ($t - 1$) kan utnyttes for å oppnå en konsistent estimator for λ . Med andre ord brukes informasjon om tidligere inntekter til å lage prognoser for fremtidige inntekter. For gyldige instrumenter forutsettes det at instrumentvariabelen skal være ukorrelert med restleddet i likning (4.6) og at instrumentvariabelen er korrelert med den endogene forklaringsvariabelen. Når dette gjelder, vil instrumentet gi informasjon om inntektene. Instrumentvariabler i oppgaven er valgt på bakgrunn av Arellano og Bonds test for seriekorrelasjon og Sargan-testen. Testen som rapporteres for seriekorrelasjon er AR(1), AR(2) AR(3) og AR(4) som er tester for henholdsvis første-, andre-, tredje- og fjerdeordens seriekorrelasjon. I den korrekte modellspesifikasjonen er det kun forventet signifikante verdier i testen for tredjeordens serikorrelasjon. Sargan-testen er en test av gyldigheten til instrumentvariablene. Det er en test på overidentifikasjon når en bruker flere instrumenter. Hypotesen som testes er om instrumentene er ukorrelerte med restleddene i modellen. Hvis null-hypotesen forkastes er minst et av instrumentene korrelert med et restledd. Testen som rapporteres er en to-steps versjon som er robust ovenfor heteroskedastisitet (Roodman, 2009).

Utgangspunktet for valg av instrument er at laggede verdier, utgifter og inntekter datert $t - 2$ og bakover er valide instrumenter hvis ε_{it} er ukorrelert over tid. Undersøkelser viser at problemet med seriekorrelerte restledd ikke løses med instrumenter datert $t - 2$. GMM-estimatene presentert i de foregående avsnittene er innhentet ved hjelp av inntekt datert $t - 4$ til $t - 6$ som instrumenter.

En grunnleggende antagelse er at beslutningstakere er klare over den inntektsgenererende prosessen og at de former sine antagelser basert på den historiske utviklingen (Persson, 2015). En viktig forutsetning er at den inntektsgenererende prosessen konvergerer mot et gjennomsnitt, eller en trend, slik at i året beslutningstakerne observerer en høy inntektsvekst vil de i påfølgende år forvente en lavere inntektsvekst. Hvis det ikke er en slik konvergens vil informasjon om tidligere inntekter fungere dårlig til å forutse inntektsutviklingen i kommunene. Problemet med liten grad av konvergens for GMM-estimatoren er tilsvarende problemet med svake instrumenter i vanlig Instrumentvariabel estimering.

Det mest intuitive ville vært å forvente at restleddet er positivt korrelert med nåværende inntekter, som er tilfellet når negative sjokk angående faste inntekter også påvirker nåværende inntekter på en negativ måte (Borge og Tovmo, 2009). En positiv korrelasjon generer en positiv skjevhet i OLS estimatene. Hvis for eksempel kommunene øker brukeravgiftene som et tiltak mot et negativt sjokk, eller ifølge Holtz-Eakin (1994), hvis kommuner forventer at økte skatter reduserer deres skattegrunnlag, er resultatet en negativ korrelasjon og negativ skjevhet i OLS estimatene.

Kapittel 5. Resultater

I denne delen av oppgaven estimeres den generelle spesifikasjonen gitt ved (4.6) som også benyttes som utgangspunkt for videre testing. Modellen estimeres i den hensikt å påvise eller avvise hvorvidt utgiftene til norske kommuner med eiendomsskatt er langsiktige eller kortsiktige.

I delkapittel 5.1 presenteres de grunnleggende resultatene for det samlede utvalget ved bruk av estimeringsmetodene 2SLS og GMM. I delkapittel 5.2 deles først utvalget i to, etter kommuner som har innført eiendomsskatt og de som ikke har innført eiendomsskatt, for deretter å se på om størrelsen på eiendomsskatteinntektene påvirker de kommunale beslutningene. Videre ser oppgaven på hvordan konsumtilpasningen er når det også blir tatt hensyn til andre forklaringsvariabler som er knyttet til en langsiktig konsumtilpasning. I delkapittel 5.3 deles utvalget inn etter netto driftsresultat. I delkapittel 5.4 presenteres resultatene når utvalget er delt inn etter kommunenes disposisjonsfond. I delkapittel 5.5 deles utvalget inn etter graden av partifragmentering i kommunen.

5.1 Grunnleggende resultater

I dette delkapittelet presenteres hovedresultatene av norske kommuners konsumtilpasning med brutto driftsutgifter som avhengig variabel. Modellen som estimeres er basert på de empiriske motstykkene til relasjon (4.6). Tabell 8 rapporterer resultatene fra OLS, 2SLS- og GMM-regresjonene i perioden 2008-2014, med og uten kontrollvariabler. Det har blitt brukt inntektsdata for perioden 2004-2014 for ikke å miste mange observasjoner under estimeringen.

En λ med høy verdi indikerer en sensitiv konsumtilpasning, mens en lav verdi eller ikke signifikante estimater indikerer langsiktig konsumtilpasning. Ifølge resultatene fra både 2SLS og GMM estimeringen er norske kommuners konsumtilpasning sensitive i forhold til inntektene. 2SLS- og GMM-estimatene uten kontrollvariabler viser en λ -verdi på henholdsvis 0,31 og 0,44. Resultatene kan tolkes som elastisiteter siden modellen er spesifisert på log-form, det vil si at estimatet i kolonne II tolkes som at 1% endring i dagens inntekter gir 0,44% endring i utgiftene. Det vil si at nullhypotesen om en langsiktig tilpasning forkastes basert på resultatene tabell 8. Resultatene tyder på at utgiftsveksten i norske kommuner til en

viss grad justerer dagens utgifter med tanke på dagens inntekter, på tross av at svingningene er forventet og forbigående. Disse estimatene er noe lavere enn de Borge og Tovmo (2009) finner (0.52), og betraktelig lavere enn flere lignende internasjonale studier. For eksempel er estimatene til Persson (2015) 0.76.

Tabell 8: Resultat av estimering på hele utvalget

	I	II	III	IV
Metode	OLS	GMM	2SLS	GMM
λ	0.3054*** (0.0506)	0.4428** (0.1827)	0.3130*** (0.0724)	0.3563** (0.1533)
Andel av befolkningen 0-5 år				0.0018 (0.0024)
Andel av befolkningen 6-15 år				0.0011 (0.017)
Andel av befolkningen 80+ år				0.0033 (0.0027)
Arebeidledighetsrate				-0.0003 (0.0029)
Periode	2008-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014
Instrumenter		$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Sargan P-verdi		28.28 0.000		27.48 0.001
AR1 <i>p</i> verdi		0.001		0.000
AR2 <i>p</i> verdi		0.000		0.000
AR3 <i>p</i> verdi		0.003		0.001
AR4 <i>p</i> verdi		0.382		0.434
Observasjoner	2968	2968	2115	2964

Merk: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen seriekorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Koeffisientverdien basert på OLS-metoden er lavere enn resultatene fra GMM, hvilket tilsier at det oppstår en negativ korrelasjon som følge av et informasjonssjokk i de faste inntektene og endringen i de fremtidige inntektene (Persson, 2015). En negativ korrelasjon oppstår når kommuner opplever en økning i inntektene, gjennom for eksempel en økning i skatter, brukeravgifter, eller statlige tilskudd, når de får negative sjokk (informasjon) om fremtiden. Eller om kommunene forventer at en økning i skattene vil føre til mindre skattegrunnlag. I de fleste liknende studier har som tidligere nevnt OLS blitt observert med en negativ skjevhet.

I kolonne IV er det ingen av kontrollvariablene som har en statistisk signifikant effekt. Dette indikerer at estimatene er forholdsvis robust uavhengig av om kontrollvariablene blir inkludert eller ikke. Derfor vil også resten av estimeringene gjøres uten bruk av kontrollvariabler. Det at de fleste av kontrollvariablene ikke er statistisk signifikante kan også forklares med at det har blitt inkludert tidsdummyer for alle årene, som rensker ut all variasjonen som er felles for kommunene.

Arellano-Bond testen for seriekorrelasjon forkaster hypotesen om ingen første-, andre-, og tredjeordens serikorrelasjon. Det har derfor heller ikke blitt brukt instrumenter datert $t - 1$, $t - 2$ og $t - 3$. Null-hypotesen om gyldige instrumenter og riktig modellspesifikasjonen forkastes av Sargan-testen. Ifølge Roodman (2009) burde denne testen tolkes forsiktig, fordi den er sensitiv i forhold til antall inkluderte instrumenter. Derfor begrenses også antall laggede instrumenter i modellen til lag 4 – 6.

På bakgrunn av at ingen av forklaringsvariablene i modellen estimert med GMM er statistisk signifikante, blir den videre estimeringen utført uten bruk av kontrollvariabler. Videre vil både resultatene GMM og 2SLS rapporteres.

5.2 Eiendomsskatt

I dette delkapittelet implementeres teorien til Glaeser ved å estimere λ -modellen på utvalget. Først deles utvalget inn etter om kommunene har innført- eller ikke har innført eiendomsskatt. Deretter deles utvalget i inn i tre grupper, basert på de gjennomsnittlige eiendomsskatteinntektene i perioden. Hensikten med en slik inndeling er å få med de langsiktige effektene av å innføre eiendomsskatt.

I tabell 9 presenteres resultatene for utvalget når det er inndelt i to grupper, estimert med både 2SLS og GMM. Kommuner som har innført eiendomsskatt vil til og med det året eiendomsskatt ble innført i kommunen bli medregnet i utvalget *kommuner med eiendomsskatt*. Eksempelvis vil en kommune som innførte eiendomsskatt i 2013, bli regnet med i *kommuner uten eiendomsskatt* i perioden 2007-2013 og regnes med i *kommuner med eiendomsskatt* i perioden 2013-2014.

GMM- og 2SLS -estimatene tyder på at det er en statistisk signifikant forskjell mellom kommuner som har innført eiendomsskatt og se som ikke har innført. GMM- og 2SLS-estimatene for kommunene som ikke har innført eiendomsskatt er statistisk signifikant på henholdsvis 1-og 5%-nivå, det vil si at nullhypotesen om en langsiktig tilpasning forkastes for dette utvalget, mens estimatet for de som har innført eiendomsskatt ikke er statistisk signifikant. Det vil si at nullhypotesen om en langsiktig tilpasning ikke kan forkastes for kommuner som har innført eiendomsskatt. Resultatene i tabell 9 tyder på at kommuner som har innført eiendomsskatt har en mer langsiktig tilpasning enn de som ikke har innført eiendomsskatt.

Tabell 9: Resultat av estimering på utvalget inndelt etter innført eller ikke

Metode	Kommuner uten eiendomsskatt		Kommuner med eiendomsskatt	
	2SLS	GMM	2SLS	GMM
λ	0.3914*** (0.0739)	0.4258** (0.2139)	0.1608 (0.1585)	0.1949 (0.1859)
Periode	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014
Instrumenter	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei
Sargan		36.00		50.90
P-verdi		0.001		0.000
AR1 <i>p</i> verdi		0.000		0.077
AR2 <i>p</i> verdi		0.009		0.002
AR3 <i>p</i> verdi		0.053		0.046
AR4 <i>p</i> verdi		0.640		0.244
Observasjoner	1133	1694	974	1264

Merk: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen serikorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

I tabell 10 presenteres resultater fra en inndeling som er basert på kommunenes gjennomsnittlige eiendomsskatteinntekter i perioden 2008-2014. Der utvalget *kommuner med høye eiendomsskatteinntekter* stort sett består av kommuner som har hatt eiendomsskatt på boliger og fritidseiendom siden 2007, *kommuner uten eiendomsskatt* består av kommuner som ikke har innført eiendomsskatt og *kommuner med lave eiendomsskatteinntekter* består av kommuner som har innført eiendomsskatt en gang i løpet av perioden. Hensikten med en slik inndeling vil, som nevnt tidligere, til en viss grad ta høyde for at effekten av å innføre eiendomsskatten kan fungerer med noe tidssetterslep.

Resultatene i tabell 10 tilsier at null-hypotesen om en langsiktig atferd ikke kan forkastes for kommunene med høye eiendomsskatteinntekter, basert på 2SLS- og GMM- estimatene. Dette er i tråd med teorien til Glaeser. For kommunene uten eiendomsskatt og kommuner med relativt lave eiendomsskatteinntekter forkastes null-hypotesen basert på estimatene fra 2SLS-metoden med et 1%-signifikansnivå, mens GMM-estimatene for kommunene uten eiendomsskatt er statistisk signifikante på et 10%-nivå. GMM-estimatene er ikke statistisk signifikante, men det observeres en t-verdi på 1.60 som er veldig nærme å være signifikant. Det observeres også at λ -koeffisientene er forholdvis like mellom delutvalgene. Det kan derfor se ut som kommuner med høye eiendomsskatteinntekter har en langsiktig konsumtilpasning, mens kommuner med uten eiendomsskatt eller med lave eiendomsskatteinntekter ser ut til å ha en kortsiktig tilpasning.

Ifølge Arellano-Bond testen kan ikke nullhypotesen om at det ikke eksisterer seriekorrelasjon forkastes. Resultatet av denne serikorrelasjonen blir at vi ikke kan si at estimatene er forventningsrette. På tross av at nullhypotesen om at det eksisterer seriekorrelasjon ikke kan forkastes, vil det samme instrumentsettet over den samme perioden også estimeres videre¹⁷.

¹⁷ Dette er den samme tilnærmingen Persson (2015) gjør.

Tabell 10: inndeling etter kommunenes eiendomsskatteinntekter

Metode	kommuner uten eiendomsskatt		kommuner med lave eiendomsskatteinntekter		kommuner med høye eiendomsskatteinntekter	
	2SLS	GMM	2SLS	GMM	2SLS	GMM
λ	0.3897*** (0.0810)	0.4467* (0.2510)	0.4150*** (0.0742)	0.4015 (0.2507)	0.2127 (0.2140)	0.0511 (0.1347)
Periode	2010-2014		2010-2014		2010-2014	
Instrumenter	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Sargan		40.09		34.57		41.75
P-verdi		0.000		0.001		0.000
AR1 p verdi		0.001		0.005		0.427
AR2 p verdi		0.023		0.067		0.054
AR3 p verdi		0.112		0.004		0.025
AR4 p verdi		0.591		0.417		0.272
Observasjoner	918	1288	598	840	600	840

Merk: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen seriekorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

I studiene til Borge og Tovmo (2009) ser de på hvordan kommunenes konsumtilpasning påvirkes når det kontrolleres for er netto driftsresultat, fond og partifragmentering. De finner at kommuner med gode fiskale forhold har en mer langsiktig konsumtilpasning enn de uten og at kommuner med høy partifragmentering er mer kortsiktige enn de med lavere partifragmentering.

Oppgaven vil derfor i de tre neste underkapitlene kontrollere om fiskale forhold og partifragmentering kan forklare kommunenes konsumtilpasningen i større grad enn eiendomsskatten. Måten det vil kontrolleres for er at utvalget deles inn i 3 tre grupper etter eiendomsskatt slik som presentert ovenfor, for å få med de potensielle langsiktige virkningene av eiendomsskatten. Deretter deles utvalget inn i to like store grupper: lav og høy, etter netto driftsresultat, fond og partifragmentering, basert på gjennomsnittsverdiene over hele perioden¹⁸. Kommunene er kategorisert som fiskalt sterke hvis de havner i gruppen *høy* og svake hvis de havner i den *lave*.

Ved å sammenligne resultatene til fiskalt sterke kommuner med fiskalt svake ser oppgaven på om det er eiendomsskatten eller fiskal styrke som har mest å si for konsumtilpasningen. Hvis tolkningen av resultatene for de tre eiendomsskattegruppene er ulik for gruppene med ulik fiskal styrke eller partifragmentering kan det tyde på at det ikke bare er eiendomsskatt som kan forklare hvorfor noen kommuner har en mer langsiktig konsumatferd.

5.3 Eiendomsskatt og Netto driftsresultat

I artikkelen "*Myopic or Constrained by Balanced-Budget Rules? The Intertemporal Spending Behavior of Norwegian Local Governments*" av Borge og Tovmo (2009) finner de at norske kommuner med høyt netto driftsresultat er mer langsiktige enn kommuner med lavt netto nettodriftsresultat. I dette delkapittelet kontrollerer oppgaven om kommunenes konsumtilpasning påvirkes av størrelsen på deres nettodriftsresultat. I tabell 11 presenteres resultatene fra kommunene med relativt lite netto driftsresultat over perioden 2007-2014 delt inn etter eiendomsskatteinntektene.

¹⁸ Gjennomsnittsverdiene for de tre gruppene, for variablene driftsresultat, fond og partifordeling finnes i Appendix, tabell 18.

I tabell 11 presenteres først kommunene uten eiendomsskatteinntekter. λ -koeffisientene for både 2SLS- og GMM-estimatene er statistisk signifikante på henholdsvis 1%- og 5%-signifikansnivå. Koeffisientverdien på 0.54 tyder på at kommuner med lavt netto driftsresultat uten eiendomsskatt har en sensitiv konsumtilpasning. Deretter presenteres kommunene med lave eiendomsskatteinntekter. Koeffisientverdien basert på 2SLS for dette delutvalget er signifikante på 1%-nivå, mens GMM-estimatene ikke er det. λ -koeffisientene til kommunene med høye eiendomsskatteinntekter er statistisk signifikante på henholdsvis 1%-nivå og 5%-nivå, med en koeffisientverdi på 0.63 og 0.67. For kommunene med høye eiendomsskatteinntekter og lavt nettodriftsresultat vil en 1% inntektsvekst føre til en utgiftsvekst på 0.67%. Det kan se ut som at kommuner med lavt netto driftsresultat ikke har en langsiktig tilpasning, uavhengig av eiendomsskatteinntektene.

For gruppene med høye eiendomsskatteinntekter kan ikke nullhypotesen om gyldige instrumenter og riktig modellspesifikasjonen avvises av Sargan-testen, mens den avvises for gruppen uten eiendomsskatt og de med lave eiendomsskatteinntekter. Ifølge Arellano-Bond testen kan ikke nullhypotesen om at det ikke eksisterer seriekorrelasjon forkastes.

I tabell 5, kap. 4 ble det presentert gjennomsnittverdier for netto driftsresultat. Der ble det observert at kommuner med høye skatteinntekter har lavere netto driftsresultatet, noe som er med på å forklare hvorfor det er flere observasjoner uten eiendomsskatt som har høyt driftsresultat, enn gruppen uten eiendomsskatt og lavt netto driftsresultat.

I tabell 12 presenteres estimatene for kommunene med høyt netto driftsresultat. Av tabellen observeres det at nullhypotesen om en langsiktig konsumtilpasning ikke kan forkastes for med kommunene med høye eiendomsskatteinntekter. 2SLS- og GMM-estimatene for kommunene med lave eiendomsskatter er statistisk signifikante på henholdsvis 1%- og 10%-nivå og med relativt like koeffisientverdier. For kommunene uten eiendomsskatteinntekter er 2SLS-estimatene statistisk signifikante på 1%-nivå. GMM-estimatene er ikke statistisk signifikante, men har en t-verdi på 1.63. Det ser ut som kommuner med lave eller ingen eiendomsskatteinntekter har en sensitiv konsumtilpasning.

Når oppgaven nå har kontrollert for netto driftsresultat kan det se ut som at størrelsen på netto driftsresultatet og eiendomsskatteinntektene har stor betydning for konsumtilpasningen

til norske kommuner. Nullhypotesen om en langsiktig tilpasning kan ikke forkastes for kommuner med høye eiendomsskatteinntekter og høyt netto driftsresultatet.

Tabell 11: kommuner med lavt netto driftsresultat

Metode	kommuner uten eiendomsskatt		kommuner med lave eiendomsskatteinntekter		kommuner med høye eiendomsskatteinntekter	
	2SLS	GMM	2SLS	Metode	2SLS	GMM
λ	0.4702*** (0.0940)	0.5438** (0.2161)	0.4289*** (0.1064)	0.2925 (0.2500)	0.6333*** (0.1420)	0.6765** (0.2735)
Periode	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014
Instrumenter	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Sargan P-verdi		40.09 0.000		34.57 0.001		21.39 0.066
AR1 p verdi		0.037		0.138		0.088
AR2 p verdi		0.019		0.053		0.189
AR3 p verdi		0.005		0.014		0.046
AR4 p verdi		0.602		0.416		0.282
Observasjoner	375	525	330	462	355	497

Merke: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen seriekorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 12: kommuner med høyt netto driftsresultat

Metode	kommuner uten eiendomsskatt		kommuner med lave eiendomsskatteinntekter		kommuner med høye eiendomsskatteinntekter	
	2SLS	GMM	2SLS	Metode	2SLS	GMM
λ	0.3465*** (0.0983)	0.4586 (0.2828)	0.4304*** (0.1142)	0.4204* (0.2458)	0.0534 (0.2772)	-0.0219 (0.1356)
Periode	2010-2014		2010-2014		2010-2014	
Instrumenter	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Sargan		43.46		28.07		45.83
P-verdi		0.000		0.009		0.000
AR1 p verdi		0.001		0.006		0.121
AR2 p verdi		0.078		0.507		0.633
AR3 p verdi		0.640		0.152		0.006
AR4 p verdi		0.498		0.544		0.050
Observasjoner	543	763	268	378	245	343

Merk: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen seriekorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.4 Eiendomsskatt og Disposisjonsfond

I dette delkapittelet kontrolleres det om størrelsen på kommunenes disposisjonsfond er avgjørende for deres konsumtilpasning. I likhet med delkapittel ovenfor vil dette også kontrollere for kommunenes fiskale styrke. Borge og Tovmo (2009) finner at størrelsen på kommunenes fond er avgjørende for deres konsumtilpasning, og de kan heller ikke forkaste hypotesen om at kommuner med et stort fond har en langsiktig tilpasning.

I tabell 13 presenteres i de to første kolonnene kommuner uten eiendomsskatteinntekter med lite disposisjonsfond, λ -koeffisientene for både 2SLS- og GMM-estimatene er statistisk signifikante på henholdsvis 1%- og 10%-signifikansnivå. Koeffisientverdien på 0.30 tyder på at kommuner uten eiendomsskatteinntekter har en sensitiv konsumtilpasning, med andre ord 30% av utgiftsveksten til disse kommunene blir bestemt av inntektene deres. Deretter presenteres kommunene med relativt lave eiendomsskatteinntekter. Koeffisientverdiene for dette delutvalget er signifikante noe som fører til at nullhypotesen om en langsiktig tilpasning forkastes for gruppen med lave eiendomsskatteinntekter og lite disposisjonsfond. λ -koeffisientene til kommunene med høye eiendomsskatteinntekter er statistisk signifikant på et 5%-nivå, med en koeffisientverdi på 0.36 basert på GMM. Det vil si at nullhypotesen forkastes for dette delutvalget. Oppsummert finner oppgaven at kommuner med et relativt lite fond ikke kan sies å være langsiktige, uavhengig av størrelsen på eiendomsskatteinntektene. Nullhypotesen om gyldige instrumenter og riktig modellspesifikasjonen avvises av Sargan-testen for alle gruppene. Ifølge Arellano-Bond testen kan heller ikke nullhypotesen om at det ikke eksisterer seriekorrelasjon forkastes.

I tabell 14 presenteres kommunene med relativt stort disposisjonsfond. De to første kolonnene inneholder kommuner uten eiendomsskatteinntekter. λ -koeffisienten basert på 2SLS og GMM er statistisk signifikante på henholdsvis 1%- og 10%-nivå. Deretter presenteres kommunene med lave eiendomsskatteinntekter. Koeffisientverdiene for dette delutvalget basert på 2SLS er statistisk signifikante, mens GMM-estimatene ikke er statistisk signifikante. λ -koeffisientene til kommunene med høye eiendomsskatteinntekter er ikke statistisk signifikante basert på GMM og 2SLS. Det vil si at nullhypotesen forkastes for dette delutvalget. Det ser ut som kommuner med et relativt stort disposisjonsfond og høye eiendomsskatteinntekter er mer langsiktige enn kommuner med lave eller ingen eiendomsskatter.

Tabell 13: kommuner med lite disposisjonsfond

Metode	kommuner uten eiendomsskatt		kommuner med lave eiendomsskatteinntekter		kommuner med høye eiendomsskatteinntekter	
	2SLS	GMM	2SLS	Metode	2SLS	GMM
λ	0.4685*** (0.0934)	0.3057* (0.1850)	0.4506*** (0.0960)	0.4238** (0.1919)	0.5281*** (0.1397)	0.3637** (0.1642)
Periode	2010-2014		2010-2014		2010-2014	
Instrumenter	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Sargan		35.34		26.48		45.83
P-verdi		0.000		0.015		0.000
AR1 p verdi		0.271		0.010		0.364
AR2 p verdi		0.986		0.007		0.013
AR3 p verdi		0.077		0.068		0.147
AR4 p verdi		0.859		0.907		0.433
Observasjoner	345	483	350	490	365	511

Merk: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen seriekorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 14: kommuner med stort disposisjonsfond

Metode	kommuner uten eiendomsskatt		kommuner med lave eiendomsskatteinntekter		kommuner med høye eiendomsskatteinntekter	
	2SLS	GMM	2SLS	Metode	2SLS	GMM
λ	0.3665*** (0.1144)	0.3801* (0.2241)	0.3790*** (0.0952)	0.1796 (0.2907)	0.0331 (0.2574)	0.2251 (0.2246)
Periode	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014
Instrumenter	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Sargan		41.07		18.06		67.02
P-verdi		0.000		0.155		0.000
AR1 p verdi		0.003		0.193		0.153
AR2 p verdi		0.005		0.679		0.265
AR3 p verdi		0.458		0.098		0.401
AR4 p verdi		0.441		0.129		0.303
Observasjoner	573	805	248	350	235	329

Merk: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen seriekorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.5 Eiendomsskatt og Partifragmentering

I de to foregående underkapitlene har utvalget blitt delt inn med hensyn til de fiskale forholdene, og inndelingene med hensyn til netto driftsresultat og fond er i tråd med hypotesen om at avvik fra en langsiktig konsumtilpasning er knyttet til likviditetsbegrensninger pålagt av kravet om BBR. Spesielt for kommunene med høye eiendomsskatteinntekter ser det ut som fiskale forhold spiller en avgjørende rolle for kommunenes konsumtilpasning. Siden det å se på likviditetsbegrensninger kun blir en indirekte måte å analysere kommunenes konsumatferd, vil oppgaven i dette delkapittelet se på en mer direkte tilnærming til problemet. Den estimerte sammenhengen mellom λ og Herfindahl-indeksen er gunstig for forståelsen, fordi Herfindahl-indeksen fanger kortsiktig atferd på en mer direkte måte. Desto mindre sannsynlig det er for gjenvalg, desto mer kortsiktig er kommunestyrets atferd forventet å være. Borge & Tovmo (2009) finner at kommuner med en lavere grad av partifragmentering er mer langsiktig enn kommuner med en høyere partifragmentering.

Som i de to foregående underkapitlene deles utvalget inn etter størrelsen på eiendomsskatteinntektene og kontrollerer deretter for Herfindahl-indeksen. I tabell 15 presenteres kommunene med lav grad av partifragmentering. Det observeres at null-hypotesen ikke kan forkastes for kommunene med høye eiendomsskatteinntekter. Videre forkastes null-hypotesen for kommunene med lave eiendomsskatteinntekter og de uten, med signifikansnivå på henholdsvis 1% og 5%.

I tabell 16 presenteres resultatene for kommunene med relativt stor partifragmentering. λ -koeffisientene for kolonnene; *uten* og *lav* har statistisk signifikante verdier basert 2SLS og ikke-signifikante verdier estimert med GMM, hvilket tilsier at null-hypotesen ikke kan forkastes. Kommuner med høye eiendomsskatteinntekter basert på 2SLS og GMM er signifikante på henholdsvis 1%- og 5%-signifikansnivå. Det ser ut som partifragmentering og eiendomsskatteinntekter til en viss grad kan være med å forklare kommunenes konsumtilpasning. Kommuner med høye eiendomsskatteinntekter og lav partifragmentering ser ut til å ha en mer langsiktig tilpasning enn kommuner høye eiendomsskatteinntekter og stor partifragmentering. Resultatene for kommuner uten eller med lave eiendomsskatteinntekter er noe uklare.

Tabell 15: kommuner med lav partifragmentering

Metode	kommuner uten eiendomsskatt		kommuner med lave eiendomsskatteinntekter		kommuner med høye eiendomsskatteinntekter	
	2SLS	GMM	2SLS	Metode	2SLS	GMM
λ	0.3547*** (0.1237)	0.4886*** (0.1824)	0.4255*** (0.0976)	0.7777*** (0.2419)	0.3092 (0.2042)	0.1699 (0.1431)
Periode	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014
Instrumenter	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Sargan		25.66		32.46		67.02
P-verdi		0.019		0.002		0.000
AR1 p verdi		0.003		0.000		0.359
AR2 p verdi		0.024		0.614		0.023
AR3 p verdi		0.267		0.004		0.106
AR4 p verdi		0.584		0.927		0.200
Observasjoner	470	658	250	476	250	350

Merk: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen seriekorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 16: kommuner med høy partifragmentering

Metode	kommuner uten eiendomsskatt		kommuner med lave eiendomsskatteinntekter		kommuner med høye eiendomsskatteinntekter	
	2SLS	GMM	2SLS	Metode	2SLS	GMM
λ	0.3261*** (0.1177)	-0.0960 (0.2614)	0.3510*** (0.1038)	0.1968 (0.1650)	0.4653*** (0.1022)	0.4413** (0.2158)
Periode	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014	2010-2014	2008-2014
Instrumenter	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$	$R_{t-4} - R_{t-6}$
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Sargan		54.32		26.40		25.34
P-verdi		0.000		0.015		0.021
AR1 p verdi		0.262		0.933		0.085
AR2 p verdi		0.045		0.131		0.130
AR3 p verdi		0.302		0.773		0.149
AR4 p verdi		0.895		0.758		0.761
Observasjoner	448	658	260	364	350	490

Merk: standardavvik parentes. Sargan-testen er en test for gyldige instrumenter. AR(1), AR(2), AR(3) og AR(4) er henholdsvis tester for første-, andre-, tredje-, og fjerdeordens serikorrelasjon i restleddet. H_0 : ingen seriekorrelasjon. GMM estimatene er en-steps estimater som er effektive i forhold til heteroskedastisitet.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Kapittel 6. Oppsummering og konklusjon

Opgavens hypotese var om en innføring av eiendomsskatt vil føre til en langsiktig konsumtilpasning i norske kommuner. Studien har tatt utgangspunkt i Glaesers teori om eiendomsskatt og tidshorisonter. For å tallfeste teorien tok oppgaven utgangspunkt i λ -modellen. Analysen har også sett på om kommunenes atferd er konsistente med resultatene til Borge og Tovmo (2009).

Resultatene fra den generelle modellen tyder på at norske kommuner hverken har en perfekt framoverskuende atferd eller fullstendig kortsiktig, mer presist 44% av norske kommuners utgifter blir bestemt av inntektene. Dette er et resultat som er betydelig lavere enn lignende internasjonale studier og noe lavere enn resultatene til Borge og Tovmo(2009). Det kan altså se ut til at norske kommuner har blitt noe mer langsiktige de senere årene.

Hypotesen om at en innføring av eiendomsskatt fører til en mer langsiktig konsumtilpasning ble først testet ved å dele inn utvalget i to; innført og ikke-innført. Hypotesen om en langsiktig tilpasning kan ikke forkastes for kommuner som har innført eiendomsskatt, mens den forkastes for de som ikke har innført. Ifølge teorien til Glaeser vil det ta noe tid før en får en effekt av å innføre eiendomsskatt, derfor ble utvalget videre delt inn i tre; kommuner uten eiendomsskatt, kommuner med lave eiendomsskatteinntekter og kommuner med høye eiendomsskatteinntekter. Hypotesen om en langsiktig konsumtilpasning kunne ikke forkastes for kommunene med høye eiendomsskatteinntekter. Kommunene uten og de med lave eiendomsskatteinntekter så ut til å ha en mer kortsiktig atferd enn kommunene med høye eiendomsskatteinntekter.

I teorien til Glaeser forutsettes det at eiendomsskatt utgjør en betydelig del av kommunens inntekter. I Norge utgjør inntektene fra eiendomsskatt på bolig og fritidseiendom litt i overkant av 1% av kommunens totale inntekter. Det kan diskuteres om dette er en stor nok del til å kalles betydelig. I USA som teorien stammer fra har eiendomsskatt lenge vært en viktig kilde til inntekt for kommunene, mens dette er relativt nytt i Norge (NOU, 1996:20). Resultatene i denne oppgaven tyder på at for kommunene med høye eiendomsskatteinntekter er andelen tilstrekkelig til å kunne utgjøre en forskjell i konsumtilpasningen.

En mulig innvending mot tolkningen av eiendomsskatten er at sammenhengen mellom λ og eiendomsskatten kan gjenspeile at denne også er knyttet til fiskale forhold. Korrelasjonsmatrisen (tabell 7) gir noe støtte til dette argumentet, men korrelasjonen mellom fiskale forhold og eiendomsskatt er liten i forhold til sammenhengen mellom netto driftsresultat og disposisjonsfond.

Borge og Tovmo (2009) fant at fiskale forhold og partifragmentering er avgjørende for norske kommuners konsumtilpasning. Oppgaven finner at netto driftsresultat og disposisjonsfond ser ut til å ha mye å si for kommunene med høye eiendomsskatteinntekter, nullhypotesen om en langsiktig tilpasning kan ikke forkastes for kommuner med høye eiendomsskatteinntekter og stort fond/driftsresultat. For kommunene uten eller med lave eiendomsskatteinntekter så det ikke ut som kommunenes tilpasningen var preget av å være av en langsiktig art uavhengig av størrelsen driftsresultat og fond.

Da oppgaven kontrollerte for partifragmentering var ikke resultatene like tydelige, men for kommunene med lav partifragmentering og høye eiendomsskatteinntekter kunne ikke nullhypotesen om en langsiktig tilpasning forkastes. For kommunene uten- eller med lave eiendomsskatteinntekter er ikke resultatene like tydelige, men lav partifragmentering ser ikke ut til å gjøre konsumtilpasningen mer langsiktig. En mulig innvending mot tolkningen av Herfindahl-indeksen er at sammenhengen mellom λ og partifragmentering kan gjenspeile at begge er knyttet til fiskale forhold (Borge og Tovmo,2009). Korrelasjonsmatrisen (tabell 7) gir noe støtte til dette argumentet, men korrelasjonen mellom fiskale forhold og partifragmenteringen er liten i forhold til sammenhengen mellom netto driftsresultat og disposisjonsfond.

Kommunenes mulighet til å inndra eiendomsskatt på alle eiendommer i kommunen er fortsatt relativt ny og det er mange som nylig har vedtatt å innføre eiendomsskatt. Kommunestyret har også mulighet til å øke eiendomsskattesatsen etter hvert, noe som antageligvis vil føre til at eiendomsskatt vil utgjøre en større del kommunens inntekter. Det kan derfor tenkes at å se på den samme problemstillingen senere vil vise at en større andel av kommuner som har innført eiendomsskatteinntekt er mer langsiktige enn kommuner uten eiendomsskatt.

Litteraturliste

- Bond, S (2002) Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. Tilgjengelig fra: <http://www.cemmap.ac.uk/wps/cwp0209.pdf>
[Lest 7. mai 2016]
- Borge, L. E., & Tovmo (2009). Myopic or constrained by balanced-budget rules? The intertemporal spending behavior of Norwegian local governments. *FinanzArchiv: Public Finance Analysis* 65(2), 200-219
- Campbell, Y. Y., og Mankiw, N. G. (1990), Permanent Income, Current Income and Consumption, *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 265-279
- Dahlberg, M., & Lindström, T.(1998) Are local governments governed by forward looking decision makers? *Journal of Urban Economics*, 44, 254-271
- Donovan, C. (2009) Direct democracy, term limits, and limits, and fiscal decisions in US municipalities. Job market paper,
https://www.ocf.berkeley.edu/~colleend/DonovanJM_Nov6.pdf
- Eigedomsskattelova Lov av 16.juni 2006, skattesatser kap. 4 §11 Tilgjengelig fra:
<https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1975-06-06-29 - KAPITTEL 4>
- Glaeser, E.(1996): The incentive effects of property taxes on local government, *Public Choice* 89, 93-111
- Holtz-Eakin, D., Rosen, H. S., & Tilly, S. (1994) Intertemporal analysis of state and local government spending: Theory and tests. *Journal of Urban Economics*, 35, 159-174
- Kommuneloven Lov av 25.september 1992, om kommuner og fylkeskommuner §46
Tilgjengelig fra: <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1975-06-06-29 - KAPITTEL 4>
- NOU 1996:20. Ny lov om eiendomsskatt. Hentet fra
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-1996-20/id116120/sec1>
- Persson, L. (2015) Government consumption smoothing in a balanced budget regime, Springer Science+Business Media, 289-315
- Regjeringen.no:a(3.november 2014) Fakta om kommunereformen
<https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommunereform/Hvorfor-kommunereform/id752904/>
[Lest 24. Juli 2016]

Regjeringen.no:b (30.mai 2009) KOSTRA kommunal- og moderniseringsdepartementet
Tilgjengelig fra:
<https://www.regjeringen.no/no/tema/kommunerogregioner/kommuneekonomi/kostra/id1233/>

Regjeringen.no:c (27.01.2016) Register om betinget godkjenning og kontroll (ROBEK)
<https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneekonomi/robek-2/id449305/>

Regjeringen.no:d(15.mai 2009) Finanskrisen rammer Norge mindre enn andre land
<https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/finanskrisen-rammer-norge-mindre-enn-and/id561745/> [Lest 20. August 2016]

Riis, C & Moen E. R (2011) Moderne Mikroøkonomi. Oslo, Universitetsforlaget

Roodman, D.(2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. The Stata Journal 9 Number 1, pp. 86–136

Snl.no (19. mai 2014) Arbeidskraftundersøkelsen. Tilgjengelig fra:
<https://snl.no/Arbeidskraftundersøkelsen> [Lest 7. Juli 2016]

SSB.no, Definisjon av Disposisjonsfond. Tilgjengelig fra:
<https://www.ssb.no/statistikkbanken/vardok/vardok.asp?id=25493&maintable=Kostr3KA1Konser&contents=CRC3084087138&VarText=Disposisjonsfond,+konsern&tilbake=1&planguage=0> [Lest 10. Juni 2016]

SSB.no, Statistikkbanken. Tilgjengelig fra:
<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selecttable/hovedtabellHjem.asp?KortNavnWeb=kommregnko&CMSSubjectArea=offentlig-sektor&checked=true>

TBU (November 2015) Rapport fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi [Internett] Tilgjengelig fra:
https://www.regjeringen.no/contentassets/5793ef452cd2404bafa23522921a1e1d/tbu_nov_2015.pdf [Lest 7. april 2016]

Woolridge, J. M (2014) Introduction to Econometrics Europe, Middle East and Africa Edition. Croatia, Cengage Learning

Appendiks

Tabell 17: utgifts- og inntektsvekst, 2008-2014, løpende priser

År	Utgiftsvekst		Inntektsvekst	
	gjennomsnitt (%)	standardavvik	gjennomsnitt (%)	standardavvik
2008	8.7	3.5	7.4	3.8
2009	8.0	3.6	9.7	5.5
2010	4.2	3.3	3.9	4.2
2011	5.3	3.2	5.3	3.6
2012	5.7	3.0	6.0	3.1
2013	4.8	2.8	4.5	3.1
2014	3.7	3.0	2.4	3.3

Tabell 18: gjennomsnittsverdiene til kontrollvariablene, lav og høy

	Lav	Høy
<i>Gjennomsnitt</i>		
Netto driftsresultat	528.28 (63.28)	3577.89 (151.12)
Disposisjonsfond	1856.133 (426.2)	9027.52 (257.48)
Herfindahl	0.21 (0.0008)	0.33 (0.003)