

# Hvilken effekt har overføringsavhengighet på effektivitet i kommunesektoren?

Masteroppgave i samfunnsøkonomi, høst 2017 NTNU

Andreas Grøvdal

Veileder Lars-Erik Borge

---

## Forord

Denne oppgaven avslutter en 2-årig mastergrad ved Institutt for samfunnsøkonomi på NTNU. Jeg vil først og fremst takke min familie for all støtte under de siste årene av utdannelsen - det har vært avgjørende. En egen takk til min bror Simon Sørheim for teknisk assistanse med kartillustrasjon. Veileder Lars-Erik Borge skal også ha takk for raske og gode svar på forespørsel. Og ikke minst en takk til alle gode venner jeg har møtt i tiden min i Trondheim.

Ålesund, 1. desember 2017.

Andreas Grøvdal



# Innhold

<b>1</b>	<b>Innledning</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Norsk styringsmodell</b>	<b>2</b>
2.1	Offentlig sektor . . . . .	2
2.2	Inntekter og utjevningstiltak . . . . .	3
<b>3</b>	<b>Mer om vertikale fiskale ubalanser</b>	<b>6</b>
3.1	Allokeringseffektivitet . . . . .	6
3.2	Ansvarliggjøring . . . . .	7
3.3	Optimal struktur . . . . .	8
<b>4</b>	<b>Datamaterialet</b>	<b>13</b>
4.1	Data . . . . .	13
4.1.1	Avhengig variabel . . . . .	13
4.1.2	Forklaringsvariabel: Skatteandel . . . . .	22
4.1.3	Øvrige forklaringsvariable . . . . .	23
4.2	Deskriptiv statistikk . . . . .	24
4.3	Korrelasjon og multikolaritet . . . . .	27
4.4	Estimeringsmetode og utfordringer . . . . .	29
4.4.1	Pooled og random effects modeller . . . . .	30
<b>5</b>	<b>Empirisk spesifikasjon</b>	<b>31</b>
5.1	Modellen . . . . .	31
<b>6</b>	<b>Resultater av estimering</b>	<b>32</b>
6.1	Resultater . . . . .	32
<b>7</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>40</b>

# Figurer

1	Optimal inntektssammensetning og nivå for offentlige utgifter . . . . .	11
2	Effektivitetsfront . . . . .	14
3	Gjennomsnittseffektivitet etter ruralandel . . . . .	17
4	Gjennomsnittseffektivitet etter befolkningsstørrelse . . . . .	18
5	Gjennomsnittseffektivitet etter inntekt . . . . .	18

6	Kart 2010 2011 . . . . .	20
7	Kart 2012 2013 . . . . .	21
8	Gjennomsnittlig skatteandel etter bosettingsmønster . . . . .	22
9	Gjennomsnittlig skatteandel etter befolkningsstørrelse . . . . .	23
10	Histogram for effektivitetsscore . . . . .	25
11	Histogram for effektivitetsscore, 2010 og 2011. . . . .	26
12	Histogram for effektivitetsscore, 2012 og 2013. . . . .	26

## Tabeller

1	Kommunesektorens inntektssammensetning . . . . .	4
2	Deskriptiv statistikk . . . . .	24
3	Gj.snitt for politiske variable pr valgperiode . . . . .	27
4	Korrelasjonsmatrise . . . . .	27
5	Resultater av pooled tobit estimering. . . . .	33
6	Resultater av random effects tobit estimering. . . . .	35
7	Korrelasjonskoeffisient mellom predikert og observert effektivitetsscore . . .	39



# 1 Innledning

Jeg ønsker i denne oppgaven å estimere effekten av overføringsavhengighet, en kommunens skatteinntekt som andel av de samlede inntektene, på effektiviteten i kommunens tjenesteproduksjon. Det vil jeg gjøre med paneldata fra 2010 til 2013. Problemstillingen er om stor overføringsavhengighet, også kalt vertikal fiskal ubalanse, kan lede til lav effektivitet i kommunesektoren.

I Norge er det i stor grad det offentlige som har ansvaret for velferdstjenester som utdanning, kultur eller helsetjenester. Ulike tjenester er lagt under ulike myndighetsnivå i sammenheng med den geografiske utstrekningen tjenesten dekker på en hensiktsmessig måte. Eksempelvis har staten ansvar for forsvar, fylkeskommunene har videregående opplæring og sykehus, og kommunene har grunnskole og eldreomsorg.

At det offentlige i Norge har ansvaret for slike tjenester, hvor mange av dem kan anses som offentlig tilbudte private goder, er av fordelingspolitiske årsaker (fra Borges notat). Selv om kommunene har ansvaret og handlefrihet i tjenestetilbudet skal mange av tjenestene tilfredstille nasjonale krav, dette for å sikre så likt tilbud som mulig for alle landets innbyggere, uansett hvor de bor. Når kommunene i liten grad kan justere skatteinntektene sine blir statlige overføringer nødvendig for at kommuner med lavere skatteinntekter skal nå kravene for tjenestene de har ansvaret for.

Størrelsen på andelen av kommunenens inntekter som består av egensamlet skatt har variert noe de siste tiår. Endringene kan komme på bakgrunn av et ønske om mer økonomisk utjevning, som innebærer relativt høy andel statlig overføring for den gjennomsnittlige kommunen, eller et ønske om sterkere kobling mellom de begunstigede av en tjeneste og de som betaler for den, som innebærer høyere andel egensamlet skatteinntekt.

I kapittel 2 gjennomgår jeg hvorfor offentlig sektor eksisterer og hvordan den norske styringsmodellen fungerer. Videre ser jeg nærmere på de teoritiske betydningene av vertikal fiskal ubalanse i kapittel 3. Kapittel 4 er en gjennomgang av datamaterialet og estimeringsmetode, mens kapittel 5 ser kjapt på den empiriske spesifikasjonen. I kapittel 6 viser jeg resultatene av estimeringene før konklusjonen i kapittel 7.

## 2 Norsk styringsmodell

I dette kapittelet vil jeg se på hvordan Norges offentlige sektor er satt opp, og hvordan den står i sammenligning med teori om fiskal føderalisme for å få et bilde av tingenes tilstand i dag.

### 2.1 Offentlig sektor

Offentlig sektor's eksistens begrunnes først og fremst med at en fungerende, effektiv økonomi krever noe tilrettelegging (Hindriks og Myles, 2013). Et minstenivå av slik tilrettelegging er eiendoms- og kontraktlovgivning, håndhevelse av disse, og et forsvar mot aktører utenfor økonomien. Ytterligere offentlig inngripen kan rettferdiggjøres i effektivitetssammenheng, eller i forbindelse med økonomisk ulikhet.

Økonomien kan hindres i å nå sitt fulle effektivitetspotensial når markedssvikter oppstår, blant annet gjennom eksternaliteter<sup>1</sup> som følge av den økonomiske aktiviteten, eller på grunn av koordineringsproblem når det gjelder offentlige goder. I forbindelse med det sistnevnte tilbyr staten i Norge blant annet helse- og omsorgstjenester, og samferdselstjenester, mens utdanning, sosial- og trygdeordningene tilbys også av fordelingspolitiske årsaker (Borge, 2014). Fra nå av omtales alle disse som velferdstjenestene.

I Norge er forvaltningsansvaret for en stor del av de viktige velferdstjenestene våre gitt fra sentralstat til kommune og fylkeskommune (kommunesektoren). Når det gjelder lokale offentlige goder<sup>2</sup> vil man med slik desentralisert forvaltning kunne tilpasse tjenestetilbudet til lokale forhold bedre enn sentralstaten, i følge desentraliseringsteoremet (Oates, 1972). Behovet for de forskjellige velferdstjenestene vil ikke være likt overalt, og det er med mer presis informasjon om dette og lokale preferanser kommunene kan hente effektivitetsgevinster gjennom differensiering av tjenestetilbudet.

Tradisjonell tankegang om fiskal føderalisme er at de som drar nytte av en tjeneste også bør betale for den. Dette er kjent som nytteprinsippet (benefit principle). Når denne koblingen (Wicksell-koblingen) mellom begunstigede og de som betaler er brutt, vil de begunstigede ha lite insentiv til å kontrollere volum og kostnader (Borge og Rattsø, 2015). Så langt det lar seg gjøre bør nytteprinsippet opprettholdes med brukerbetalinger, da disse gir

---

<sup>1</sup>Definert i Varian (1992), s. 432-433

<sup>2</sup>Et offentlig gode som dekker et begrenset geografisk område.



den mest direkte koblingen i tillegg til å gi informasjon om etterspørsel. Det er derimot tjenester der brukerbetalinger ikke er gjennomførbart eller passende, hvor nyttebeskatning med så nær kobling<sup>3</sup> til tjenesten som mulig heller er løsningen (Martinez-Vazquez, 2007, s. 17).

Hvis kommunen har beskatningsfrihet kan det bidra til effektivisert ressursbruk ved at både tjenestetilbudet og skattenivået er bedre matchet med lokale preferanser og forhold. Er ikke innbyggerne fornøyd med nivået i sin kommune, flytter de dit gjeldende kombinasjon gir høyest nytte for dem (å stemme med føttene), og slik blir også kommunenes størrelser optimale ifølge Tiebout-hypotesen (Hindriks og Myles, 2013, s. 212). Beskatningsfrihet bidrar også til å ansvarliggjøre kommunene overfor staten, slik at det blir lettere for staten å opprettholde harde budsjetttrammer (Borge, 2014). Er skatteinntektene en signifikant andel av kommunenes inntekter oppmuntrer det i tillegg til økt deltakelse fra velgerne i kommunenes beslutninger, og slik forventes kommunene å respondere bedre på velgernes preferanser - hvis de ikke vil miste makten. Dette aspektet er sentralt i kapittelet om modellen fra (Martinez-Vazquez og Sepulveda, 2012).

## 2.2 Inntekter og utjevningstiltak

Velferdsstatens mål er å tilby mest mulig likeverdige tjenester over hele landet, uansett økonomiske forhold. Det innebærer at du for eksempel skal kunne forvente like klassestørrelser i grunnskolen eller behandlingstid i barnevernet uansett hvor du bor. Skattegrunnlaget kan derimot variere fra kommune til kommune, og uten videre tiltak vil slike forskjeller lede til uønskede nivåforskjeller i velferdstjenestene. Det er noe av grunnen til at staten har sentralisert bestemmelsen over inntektsbeskatningen, som er den desidert største kilden til lokale skatteinntekter. Ulikheter i geografi og bosettingsmønster fører også til at det ikke koster det samme å tilby tjenestene i hver kommune.

Løsningen er slik: Kommunene får en gitt andel av inntektsskatten, som i stor grad påvirkes av hvordan staten definerer skattegrunnlag og regler, i tillegg til inntekter fra kilder de bestemmer over selv, som eiendomsskatt og brukerbetalinger/gebyrer (disse er langt unna nok til å finansiere tjenestetilbudet alene). I tillegg får kommunene et rammetilskudd fra staten som blir benyttet som redskap for utjevningstiltakene, som kan deles i to kategorier, utgiftsutjevning og skatteutjevning (Regjeringen, 2016).

---

<sup>3</sup>For eksempel eiendomsskatt

Utgiftsutjevningen er satt opp slik: Størsteparten av rammetilskuddet består av det såkalte innbyggertilskuddet. Dette er i utgangspunktet et likt beløp per innbygger som omfordeles fra kommuner som er rimeligere å drive til kommuner som er dyrere å drive enn landsgjennomsnittet. En ørliten andel av rammetilskuddet består av et regionalpolitisk tilskudd, som er til for å nå spesielle distriktpolitiske mål. For eksempel distrikstilskudd Nord-Norge, Namdalstilskudd, storbytilskudd og veksttilskudd.

Skatteutjevningen påvirker også rammetilskuddet. Kommuner med skatteinntekt per innbygger under landsgjennomsnittet får et tilskudd på 60% av differansen mellom egne inntekter og landsgjennomsnitt, mens kommuner med skatteinntekt per innbygger over landsgjennomsnittet får et trekk på 60% av differansen. Kommuner med skatteinntekt per innbygger under 90% av landsgjennomsnittet får et ekstra tilskudd lik 35% av differansen mellom 90% av landsgjennomsnittet og egen skatteinntekt. I praksis resulterer skatteutjevningen i enten et trekk eller tilskudd i kommunenes rammetilskudd.

Fordelingen av inntektene i kommunesektoren var i 2014 slik<sup>4</sup>:

Kilde	Andel
Skatteinntekter	40%
Rammetilskudd	36%
Gebyrer/egenbetalinger	15%
Øremerkede tilskudd	5%
Momskompensasjon	5%

Tabell 1: Kommunesektorens inntektssammensetning

Frie inntekter er begrepet som brukes om midlene kommunene kan forvalte fritt, i henhold til gjeldende lover og regler, og består av skatteinntektene og rammetilskuddene. Disse utgjør over 75 % av de samlede inntektene. Gebyrer/egentbetalinger og de øremerkede tilskuddene er begge bundet til spesifikke oppgaver og prosjekter.

Andelen egne skatteinntekter av samlede inntekter er en indikator på hvor desentralisert finansieringen av kommunesektoren er. Lav skatteandel og høy overføringsandel er det som omtales som vertikal fiskal ubalanse. Dette blir nødvendig når nivået på velferdstjenestene skal være likt til tross for ulikt skattegrunnlag, og når staten ønsker økonomisk utjevning mellom kommunene.

<sup>4</sup>Kilde: NOU 2015:1

At finansieringen er så sentralisert, og midlene forvaltes av kommunene under sterke føringer, er mer delegert administrasjonsansvar enn desentralisert beslutningstaking. Et slikt system kalles gjerne for administrativ føderalisme (Schwager, 1999) eller delvis fiskal desentralisering (Borge et. al, 2014).

Problemet er hvis den vertikale ubalansen blir for stor. Det fører til brudd på nytteprinsippet og en svekkelse i koblingen mellom de begunstigede og de betalende. Dette reduserer ansvarliggjøringen av kommunene overfor innbyggerne sine, og i kombinasjon med kommunenes manglende selvstyring er frykten at det minsker kommunenes insentiver for god kostnadskontroll og effektive allokeringer, og øker utgiftspresset mot staten (Rattsø, 2003, s. 5).

I neste kapittel presenteres en modell som ser nærmere på hvordan en kommunes inntektssammensetning bør se ut.

### 3 Mer om vertikale fiskale ubalanser

I dette kapittelet ser jeg nærmere på ulike argumenter for betydningen av vertikal fiskal ubalanse. Først om hvorfor det kan være nødvendig med en slik ubalanse, og så om hvordan delvis desentralisering er et godt kompromis. Videre ser jeg på hvordan Borge et al. belyser kommunenes responsevne til etterspørsel etter offentlige goder. Etter dette går jeg gjennom noen ansvarliggjøringsmekanikker, før en optimal inntektsstruktur studeres nærmere på ved hjelp av en modell fra Martinez-Vazquez og Sepulveda (2012).

#### 3.1 Allokeringseffektivitet

I forrige kapittel fortalte jeg om inntektsutjevningssystemet, som i størst mulig grad skal utligne forskjellene i kommunenes skattegrunnlag, og om at nivået på tilbudet av velferdstjenestene skal være likt uansett hvor man bor. Lover som regulerer minimums kvalitetsstandarder for godene og tjenestene som skal tilbys bestemmer derimot mye om hva slags størrelsesorden det blir på kommunenes utgifter. Det betyr at det inntekspotensialet kommunene råder over er, i større eller mindre grad, langt unna det utgiftsbehovet de har, og som dermed gjør at statlige overføringer er nødvendig for at disse målene skal nås.

Schwager (1999) beskriver en slik situasjon, hvor sentralstaten setter kvalitetsstandarder og lokale styresmakter bestemmer hvilke prosjekter som skal realiseres, støttet av statlige overføringer. Der argumenterer han for at slik ”administrativ føderalisme” faktisk vil gi bedre velferd enn ved fullstendig desentralisering eller sentralisering.

I tilfellet med fullstendig desentralisering vil hver kommune kun tenke på eget beste, og ikke ta høyde for de eksternaliteter beslutningene deres vil medføre. Blant annet vil nytte-”spillover” gjøre at kommunene investerer for lite i de tjenestene som påvirkes av det. En gode av ikke-ekskluderende karakter i en kommune kan utnyttes av innbyggerene i nabokommunen som dermed ikke investerer i den samme tjenesten. Skattekonkurransen for å tiltrekke seg velstående personer og bedrifter gir også et ineffektivt utfall for økonomien, både ved å presse alle skatterater nedover samt at taperne i denne ”konkurransen” mister viktige bidragsyttere til skattegrunnlaget - resultatet blir at alle kommuner får dårligere råd til tjenestetilbudet.

Heller ikke fullstendig sentralisering er spesielt gunstig. Ikke bare i forhold til preferanse-matching, men også at de sentrale styresmaktene kan utnytte noen kommuner og favorisere

en enkelt kommune, da gjerne den kommunen eller regionen majoriteten av de folkevalgte politiske representantene kommer fra. I paperen blir det altså vist at kompromisset mellom disse ytterpunktene vil motvirke de nevnte negative effektene og gi det beste utfallet.

Angående preferanse-matching belyser Borge et al. (2014) dette ytterligere. De benytter en reform i Norge i 1986 som et naturlig eksperiment i en empirisk analyse av en endring fra sentralisert til desentralisert utgiftsbeslutning. Før reformen kontrollerte sentrale styresmakter i stor grad de lokales utgiftsbeslutninger på ulike måter (spending mandates), blant annet gjennom øremerking av statlige overføringer. I reformen ble øremerkingen og utgiftsmandatene trappet betraktelig ned slik at kommunene i mye større grad fikk beslutningsmakt over utgiftsallokeringen. I analysen finner de at lokale etterspørselsdeterminanter fikk mer å si for godetilbudet etter reformen. Dette støtter opp om teorien om at en sentralstat ikke vil "treffe" lokale behov og preferanser så godt som en lokaladministrasjon vil gjøre. I tillegg fant de at reformen kan ha økt insentivene for migrasjon mellom kommunene, noe som støtter opp om budskapet i Tiebout-hypotesen.

### 3.2 Ansvarliggjøring

Et system som legger seg i mellom sentralisert og desentralisert beslutningsmakt viser seg altså å løse enkelte utfordringer, men hva med problemene det skaper? I følge litteraturen skal desentralisering, i tillegg til allokeringseffektiviteten i forrige delkappittel, gi økt effektivitet i leveringen av tjenestene på grunn av økt ansvarliggjøring (Lockwood, 2005). Barankay og Lockwood (2007) skiller mellom tre mekanismer.

Den første er at desentralisering gir økt kontroll over makthaverne gjennom valgsystemet. Insentivene for at makthaverne skal avlede inntekter fra skatteinnsamling til for eksempel noe som gagnar myndighetene selv, valgkamp eller prestisjeprosjekter, og ikke folket, eller direkte til eget personlig bruk, reduseres fordi sannsynligheten for å ikke bli gjenvalgt øker ved slik aktivitet.

Den andre er at desentralisering gjør det mulig med såkalt "yardstick"-konkurransen. Dette er at velgere ser på skattebelastningen og nytten av offentlig forsynte goder i sin kommune og sammenligner det med forholdene i nabokommuner eller andre kommuner som ellers er lik deres egen, for å gjøre en vurdering på hvor kompetente politikerne deres er. Lever de ikke opp til forventningene eller kravene vil de ikke få velgernes stemmer og dermed bli byttet ut.

Den tredje mekanismen er at såkalt lobbyvirksomhet vil reduseres. Det er interessegrupper som vil påvirke myndighetenes valg for egen vinning og vekk fra allokeringseffektive løsninger. Denne er dog ikke like klar i sin kobling til desentralisering.

Men denne ansvarliggjøringen av lokale styresmakter overfor deres velgere er avhengig av at det faktisk er de som har kontrollen på og setter skatteraten, at de har det politiske eierskapet (Bird 2010). Dette er det usikkert om vi kan si er realiteten for kommunene i Norge. Formelt har de muligheten til å justere inntektsskatteraten innenfor et lite intervall, men alle benytter seg av maksimal rate. Dette er fordi kommunene er redde for å miste mulige tilskudd fra staten ved å signalisere at de er "rike nok" til å sette ned skatten (Rattsø, 2003).

Paler (2012) finner at velgere blir motivert til å overvåke og straffe makthavere av andelen skatteinntekter relativt til "windfalls" i de samlede inntektene, fordi det gir de større følelse av eierskap over kommunens midler. "Windfalls" kan være olje- og andre naturressurser, så vel som statlige overføringer.

Den vertikale fiskale ubalansen svekker også koblingen mellom skattebetalerne og de tjenestene de nyter, for noen i større grad enn hos andre. Kommunene kan utnytte de nasjonale myndighetenes fokus på tilgang til og kvalitet på velferdstjenestene, og hevde at de er helt uten skyld i tilfelle de har forsømt ansvaret sitt i forsyningen av tjenestene og for økonomien ellers. Siden de er så avhengig av de statlige overføringene for å gi innbyggerne sine tilfredstillende tjenester kan de si det er staten sin skyld siden de har all makt over kommunens økonomi. Frykten er altså at større vertikal fiskal ubalanse, og mindre egne skatteinntekter, gjør at kommuneledelsene ikke holdes ansvarlig overfor velgerne sine lenger og dermed kan styre ineffektivt ustraffet.

### 3.3 Optimal struktur

Martinez-Vazquez og Sepulveda (2012) presenterer en modell hvor de ser nærmere på optimal inntektsstruktur, hvordan den er satt sammen av en kommunes egne skatteinstrumenter og statlige overføringer, og dens forbindelse med tilbudet av offentlige goder. Her vil jeg fortelle litt mer om hva de tar hensyn til og tar med i beregningene.

Innledningsvis har vi en kommune med  $N$  identiske skattebetalere, med en kvasikonkav nyttefunksjon  $u$ , som øker med konsum av et tenkt privat gode  $x$  og et offentlig gode  $G$ .

$G$  kan påvirkes av opphopning.

For å finansiere tilbudet av det offentlige godet kan kommunene benytte seg av to ulike skatteinstrumenter, i tillegg til av statlige overføringer av eksogent bestemte størrelser. Kommunens egne skatteinstrumenter,  $t^i$ ,  $i = 1, 2$ , har skattegrunnlag  $B^i = Nb^i$ , hvor  $b^i$  er skattegrunnlag på individnivå. Det antas at individets skattegrunnlag  $b^i$  påvirkes negativt av en økt skatterate for instrument  $i$ , for eksempel gjennom tilbud av arbeidskraft eller beslutninger om skatteunndragelse og -unngåelse, men det er altså upåvirket av endringer i det andre instrumentet. Skattegrunnlagene kan deles med staten, som beskatter med  $t^{ic}$ . Økte skatterater reduserer velgernes konsum av privat gode  $x$ ,  $x = 1 - t^i - t^{ic}$ .

Å samle egen inntekt,  $R^i = t^i B^i$ , skjer ikke av seg selv og har kostnader forbundet med administrasjon, innsamling og håndheving, som representeres av kostnadsfunksjonen  $A^i$ . Men, for å reflektere teorien om ansvarliggjøring som ble nevnt i forrige delkapittel, inkluderes parameteren  $\rho \in [0, 1]$ . Den er altså definert som kommunens responsevne til skattebetalernes preferanser, der  $\rho = 1$  er perfekt responsevne og fullstendig utnyttede ressurser, mens  $\rho < 1$  impliserer bortkastede ressurser, at ikke alt går til det de er ment for, eksempelvis som følge av korrupsjon eller svindel, inkompetenthet eller lignende. Det antas at  $\rho$  øker, i avtagende grad, med total egensamlet inntekt  $R = \sum_{i=1}^2 t^i B^i$ .

$$\rho_R > 0, \quad \rho_{RR} < 0$$

Kommunen vil maksimere alle velgernes nytte (utilitaristisk velferdsfunksjon), gitt budsjettbetingelsen som sier at mengde  $G$  er lik inntektsmengden som er tilgjengelig etter innsamlingskostnader, korrigert for kommunens responsevne  $\rho$ .

$$\underset{G, t^i}{Max} Nu[x, G] \text{ st. } \rho[R](R - A[R] + T) = G$$

Som vi setter opp som Lagrange-funksjon

$$\mathcal{L} = Nu[x, G] + \mu\{-G + \rho[R](R - A[R] + T)\} \quad (3.1)$$

hvor  $\mu$  svarer til marginalkostnaden for kommunens inntekter.

Det gir

Førsteordensbetingelsen for optimal mengde offentlig gode  $G^*$

$$Nu_G = \mu \quad (3.2)$$

Førsteordensbetingelsen for optimal skatterate for hvert skatteinstrument  $i$ ,  $t^{i*}$

$$X_i u_x + \mu R_i^i \{ \rho(1 - A_R^i) + \rho_R(R - A[R] + T) \} = 0, \quad i = 1, 2$$

$R_i^i$  er forandring i skatteinntekten som følge av en marginal endring i  $t^i$ . Ved å bruke (3.2) kan vi skrive om den siste betingelsen slik

$$N \frac{u_G}{u_x} = \frac{-X_i}{R_i^i} \times \frac{1}{\rho(1 - A_R^i) + \rho_R(R - A[R] + T)}, \quad i = 1, 2 \quad (3.3)$$

(3.3) er en "justert" Samuelson-betingelse. Det Samuelson-betingelsen forteller er at optimal forsyning av det offentlige godet skjer når den totale marginalnyttens<sup>5</sup> av en til enhet (for det offentlige godet) er lik marginalkostnaden til en til enhet.

I (3.3) svarer høyresiden til det som i litteraturen kalles "marginal cost of public funds" (MCF) eller marginalkostnaden til offentlige midler. Det er et mål på velferdskostnaden betalt av samfunnet for en marginal økning i myndighetenes inntekter. I nevneren i den andre brøken på høyresiden beskrives effekten administrasjonskostnader har på MCF ved  $\rho(1 - A_R^i)$ . I kommunens tilfelle vil større marginal administrasjonskostnader føre til større MCF for et hvert nivå av offentlig gode og responsevne. Staten forventes derimot å ha lavere MCF enn kommunen pga skalaeffekter. Den andre justeringen i brøken,  $\rho_R(R - A[R] + T)$ , beskriver den potensielle gevinsten ved forbedret responsevne som følge av økt ansvarliggjøring. Bedre responsevne vil si at alle tilgjengelige midler blir bedre utnyttet, og dette reduserer MCF for et hvert nivå av offentlig gode.

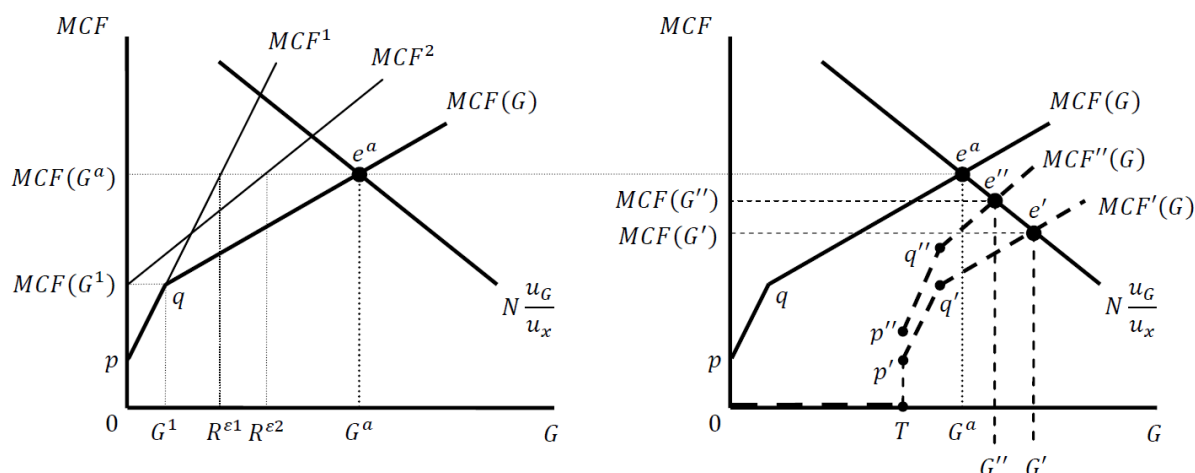
Venstresiden i (3.3) er summen av de marginale substitusjonsbrøkene mellom offentlig og privat gode, og representerer marginalnyttens ved forsyningen av offentlig gode. Fra (3.2) ser man at den er identisk for et hvert skatteinstrument  $i$ , som vil si at den optimale løsningen for MCF derfor må være identisk for alle skatteinstrumentene i kommunen. Problemet med å fastsette optimal mengde (effektive) inntekter, og derav offentlig gode-forsyning, løser også problemet med optimal inntektssammensetning nettopp fordi at den optimale MCF er assosiert med en viss mengde innsamlet inntekt fra hvert instrument, og med en total mengde inntekter og utgifter så lenge overføringene er eksogent bestemt. Løsningen illustreres under.

---

<sup>5</sup>Total nytte er summen av individenes marginalnytter.



Figur 1: Optimal inntektssammensetning og nivå for offentlige utgifter



Den horisontale aksen representerer offentlig gode og den vertikale representerer marginal kostnad og nytte av offentlige ressurser.

I figuren til venstre har vi en helt selvforsynt kommune, hvor MCF-funksjonene for skatteinstrument 1 og 2 er vist ved henholdsvis  $MCF^1$  og  $MCF^2$ . Det den viser er at hvis kommunen skal forsyne mengden  $G^1$  av offentlig gode vil den kun benytte instrument 1 til å finansiere det, fordi  $MCF(G^1)$  er lavere enn MCF for instrument 2 i hele det relevante intervallet. Hvis  $G$  skal økes må begge instrumentene benyttes slik som i likevektspunktet  $e^a$ . Da samles så mye inntekter fra hvert av instrumentene som marginalkostnad for midler lik  $MCF(G^a)$  tillater. Hadde det kun vært ett instrument tilgjengelig, for eksempel instrument 2, og vi hadde MCF lik  $MCF(G^a)$ , ville vi fått mengde offentlig gode lik  $R^{e2}$ . Men denne kommunen har to, og det gir en samlet MCF-funksjon  $MCF(G)$  som dermed samler henholdsvis  $R^{e1}$  og  $R^{e2}$ , som summert gir mengden offentlig gode lik  $MCF(G^a)$ .

Det vil si at MCF-funksjonene gir oss ikke bare den optimale mengden av totale inntekter, men også hvor stor andel som skal komme fra hvert instrument. Det instrumentet med brattest MCF-funksjon vil utgjøre en stadig mindre andel av den totale inntekten etter hvert som optimal MCF øker.

I figuren til høyre illustreres det som skjer ved statlige overføringer. Vi kan anta at en inntektskilde kommunen ikke har noen bestemmelse over er forbundet med en lavere eller kanskje ikke-eksisterende MCF for deres del, avhengig av hvor og hvordan inntektene for den er samlet. Først ser vi for oss en "gratis" overføring  $T$ , som dermed legger til et segment  $0T$  i MCF-funksjonen og gir oss  $MCF'(G)$ . Den umiddelbare effekten for kommunen er at MCF for en hver mengde  $G$  nå er lavere, som gjør at de nå kan tilby  $G'$  og likevel samle lavere mengder egne inntekter siden  $MCF(G')$  er lavere. Den lavere mengden egensamlede

inntekter leder derimot til redusert responsevne  $\rho$ , som i følge (3.3) vil øke MCF for en hver mengde  $G$ . Resultatet blir at segmentet  $p'q'e'$  skifter til  $p''q''e''$  og gir oss  $MCF''(G)$  med optimal mengde  $G''$ .

Statlige overføringer kan altså gjøre sånn at kommuner oppnår mer effektive utgiftsnivåer, mot at responsevnen forverres. Men, selv om det kan forventes at overføringer vil redusere MCF og stimulere forsyningen av offentlig gode, er det også mulig at det motsatte skjer. Hvis reduksjonen i responsevne er kraftig nok kan man få en økt MCF med dertil negativ effekt på tilbudet av offentlig gode. Det blir en trade-off mellom det å øke responsevne eller det å redusere innsamlingskostnader, som igjen påvirker hvor mye per skattekrone som går til tjenestene skattebetaleren betaler for. Det er det jeg skal se etter tegn for i den empiriske analysen.

Det skal også nevnes at selvbestemmelse over marginalbeskatning er en forutsetning for at kommunene skal kunne utligne MCF på tvers av skatteinstrumentene, slik at modellen kan løses.

## 4 Datamaterialet

I dette kapitlet skal vi se nærmere på datamaterialet som skal brukes i den empiriske analysen. Jeg vil presentere deskriptiv statistikk, samt gjennomgå estimeringsmetoden.

### 4.1 Data

Jeg bruker i denne oppgaven årlig paneldata for kommune-Norge fra 2010 til 2013.<sup>6</sup> Datamaterialet er nesten utelukkende hentet fra statistikkbanken på Statistisk sentralbyrås (SSB) nettsider. Dette materialet er så omgjort for å få de nødvendige variablene. Unntaket, den avhengige variabelen, har jeg fått fra Borge, Nyhus og Pettersen's rapport for Senter for økonomisk forskning (SØF) "Effektivitet i kommunale tjenester: Analyser for 2010-2013", og den vil benyttes som den er, uten endringer.

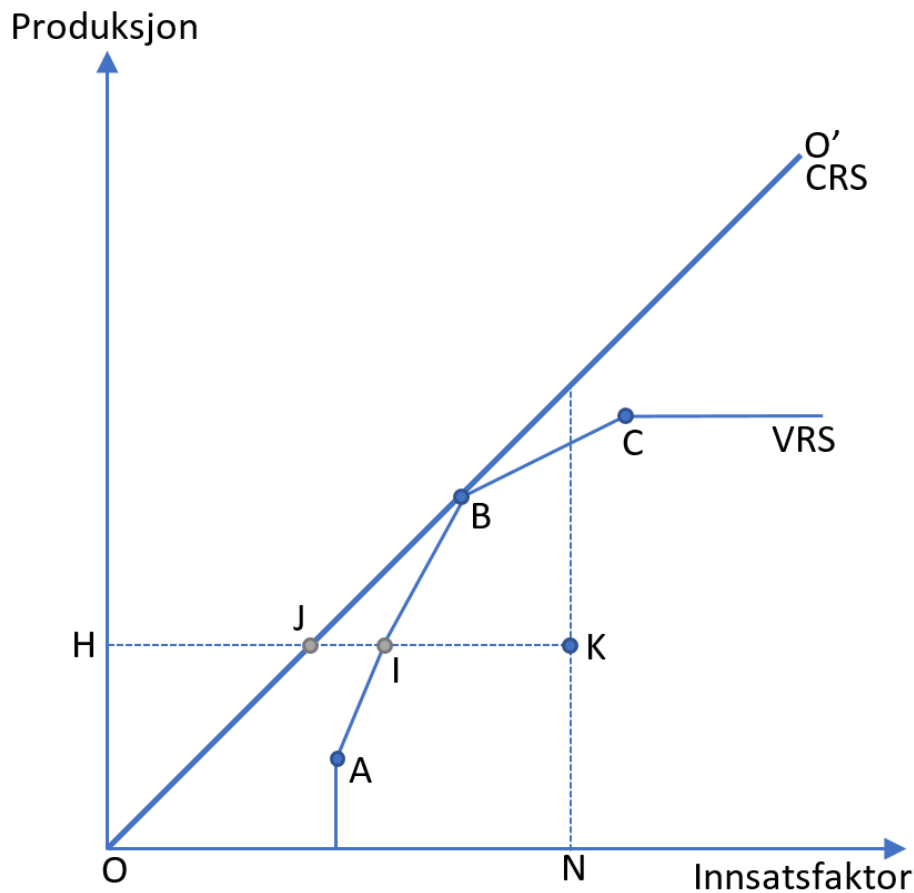
#### 4.1.1 Avhengig variabel

Den avhengige variabelen er en effektivitets-score for kommunenes tjenesteproduksjon, *ES*, kalkulert ved dataomhyllingsanalyse som introdusert av Charnes et al. (1978). Nærmere bestemt er det snakk om innsatsfaktorbesparende effektivitet, som sier noe om størrelsen og potensialet for redusert innsatsfaktorbruk tilknyttet produksjonen uten å redusere resultatet av denne produksjonen. Borge et al. argumenterer at dataomhyllingsanalyse er en attraktiv metode å anvende til beregning av effektivitet i kommunale sektorer fordi kunnskapen om formen på produktfunksjonene deres er begrenset. Den benytter opp til flere innsatsfaktorer og produkter og behøver ikke informasjon om priser på noen av de. Den fungerer sånn at de mest effektive enhetene, de som produserer mest til gitte mengder innsats, utgjør en produksjonsfront, og alle de ineffektive enhetene er innenfor denne fronten og vurderes ut i fra avstanden til den. Illustrerer under

---

<sup>6</sup>Det er 1292 observasjoner fordelt på 323 kommuner etter å ha fjernet alle kommuner med manglende rapportering minst ett av årene.

Figur 2: Effektivitetsfront



Effektivitetsfront under konstant (CRS) og varierende skalaubytte(VRS)

I eksempelet illustrert her antas en situasjon med en innsatsfaktor og ett produkt. Alle observasjonene i figuren representerer tilpasningen til en kommune. For linjen  $OO'$  forutsettes det konstant skalaavkastning, og den er bestemt av kommune  $B$  som har det høyeste forholdet mellom produksjon og innsats. I dette tilfellet vurderes alle kommuner som ligger under denne linjen som ineffektive, og det er  $A$ ,  $C$  og  $K$ . Kommune  $K$ 's effektivitets-score finnes ved å dividere avstanden  $HJ$  på avstanden  $HK$  og vil gi en score mellom 0 og 1. La oss si at den har kalkulert score lik 0,87. Det vil si at kommunen skal kunne redusere ressursbruken med 13 prosent uten at produksjonen reduseres, som dermed ville gjort den like effektiv som kommune  $B$  med score lik 1.

For linjen som går gjennom punktene  $A$ ,  $B$  og  $C$  har vi variabelt skalaubytte. Da sammenlignes kommunene mer opp mot kommuner av samme størrelse, små med små og store med store. På den måten vurderes effektiviseringspotensialet ut i fra operasjonelle grep kommunene kan ta gitt den størrelse de har og gjeldende kommunestruktur. Ved konstant skalaubytte reflekterer altså scoren mulige effektiviseringsgevinster ved å slå sammen

kommuner for å bli større og oppnå skalafordeler. Kommune  $K$ 's effektivitets-score finnes nå ved å dividere avstanden  $HI$  på avstanden  $HK$ . Effektivitets-scoren jeg skal benytte i analysen har tillatt variabelt skalautbytte, dette for å fokusere på andre forklaringer for variasjon i effektivitet enn kommunestørrelse.

Kalkulering som illustrert over er gjort for sektorene barnehage, pleie og omsorg, og grunnskole. Et veid gjennomsnitt av disse utgjør så den samlede scoren for hver kommune,  $ES$ , med sektorenes budsjettandeler som vektorer. I utgangspunktet fikk sektorene skolefritidsordning, barnevern og kultur også kalkulert effektivitets-score, men de ble ikke inkludert i den samlede scoren da resultatene for disse var lite troverdige på grunn av svært lave minimumsverdier. I illustrasjonen over ble det antatt én innsatsfaktor og ett produkt, men i den faktiske kalkuleringen er dette selvsagt ikke tilfelle.

For barnehagesektoren benyttes følgende innsatsfaktorer og produkter

Innsatsfaktorer:

- Antall ansatte med førskolelærerutdanning
- Antall ansatte uten førskolelærerutdanning
- Andre driftsutgifter enn lønnskostnader

Produkter:

- Oppholdstimer 0-2 år
- Oppholdstimer 3 år
- Oppholdstimer 4-5 år
- Leke- og uteareal

At det skilles mellom tre ulike aldersgrupper begrunnes med at de yngste barna er mer ressurskrevende. Leke- og uteareal er selvsagt målt i kvadratmeter.

Grunnskolesektorens innsatsfaktorer og produkter

Innsatsfaktorer:

- Årsverk av personell med godkjent utdanning
- Årsverk av personell uten godkjent utdanning

- Utgifter utenom undervisning

Produkter:

- Korrigerte grunnskolepoeng, multiplisert med antall elever
- Læringsmiljø, multiplisert med antall elever

Utgangspunktet for det viktigste produktmålet, elevenes læringsutbytte, er grunnskolepoeng fra vitnemål etter 10. klasse. Kommunens gjennomsnittlige grunnskolepoeng er korrigert for utdanningsnivå, inntekt, sivilstatus arbeidsledighet, antall elever i kommunen med minoritetsbakgrunn og antall elever med behov for spesialundervisning. Dette er fordi elevenes prestasjoner avhenger av hvordan foreldrene står i disse forholdene, og tas det ikke høyde for dette vil noen kommuners "prestasjoner" komme ufortjent godt eller dårlig ut. Det andre produktmålet er en indikator for elevenes trivsel med lærerne.

Pleie- og omsorgssektoren

Innsatsfaktorer:

- Årsverk av personell med relevant fagutdanning
- Årsverk av personell uten relevant fagutdanning
- Andre driftsutgifter enn lønnskostnader

Produkter:

- Liggedøgn i institusjoner, langtid
- Enerom i institusjon
- Timer til hjemmesykepleie
- Timer til praktisk bistand

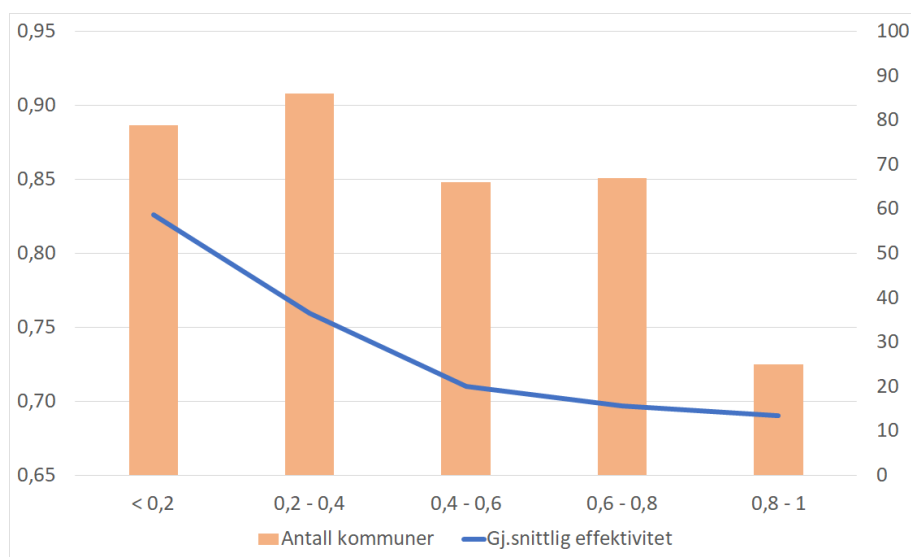
Pleie- og omsorgssektoren er karakterisert ved at det tilbys ulike typer tjenester. Det skilles mellom langtidsopphold og tidsbegrenset opphold i institusjon, og mellom praktisk bistand og hjemmesykepleie i hjemmebasert omsorg. Som mål på produksjonen benyttes liggedøgn og timer (i institusjonsomsorgen inngår ikke liggedøgn tilknyttet tidsbegrenset opphold, fordi det manglet data for et stort antall kommuner).

Igjen må det presiseres hva slags mål det er vi ser på, nemlig et effektivitetsmål som sier noe om forholdet mellom mengden som produseres og mengden av innsatsfaktorene som benyttes. Det måler ikke nødvendigvis hvor godt tjenesteproduksjonen treffer formålet eller lokale preferanser og behov, eller hvordan det påvirker brukerne av tjenestene. I denne sammenhengen er det spesielt treffende for pleie- og omsorgssektoren og barnehagesektoren hvor produktmålene er av typen liggedøgn, bistandstimer og oppholdstimer. For grunnskolesektoren gir tilgjengelig data bedre mulighet til å vurdere effektiv formålsoppnåelse med grunnskolepoeng som produksjonsmål, selv om noen kan si at heller ikke dette er perfekt da vi ikke vet hvordan det går med elevene videre i livet.

### Hvordan varierer effektiviteten mellom kommunene?

I figurene under ser vi mer av hvordan effektiviteten varierer mellom kommunene, med tall for 2013. Kommunene er delt opp i grupper, med oransje stolper som viser hvor mange kommuner som befinner seg i hver av gruppene.

Figur 3: Gjennomsnittseffektivitet etter ruralandel



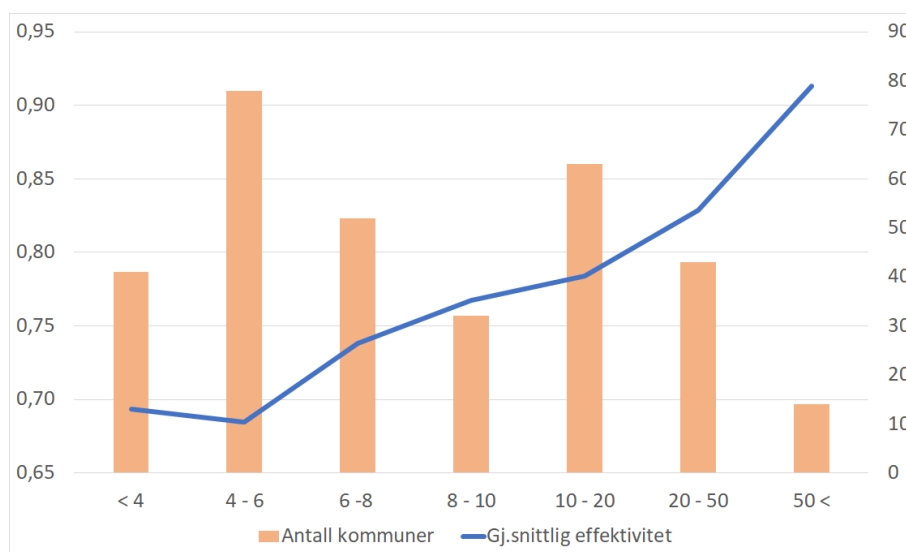
Gjennomsnittlig effektivitet gruppert etter ruralandel

I figur 3 kan vi se at effektiviteten for kommuner med over 40% av befolkningen utenfor tettbygde strøk i gjennomsnitt har effektivitetsscore litt over 0,7 og at den ikke faller så mye mer med økt ruralandel, faktisk har gruppen med 80 til 100% av befolkningen i rurale strøk en gjennomsnittlig effektivitetsscore på rett under 0,7. Når ruralandelen kommer under 40% ser vi derimot en økning i effektiviteten med gjennomsnittlig score

litt i overkant av 0,75 for gruppen med 20 til 40% og rundt 0,825 for gruppen med mindre enn 20% i rurale strøk.

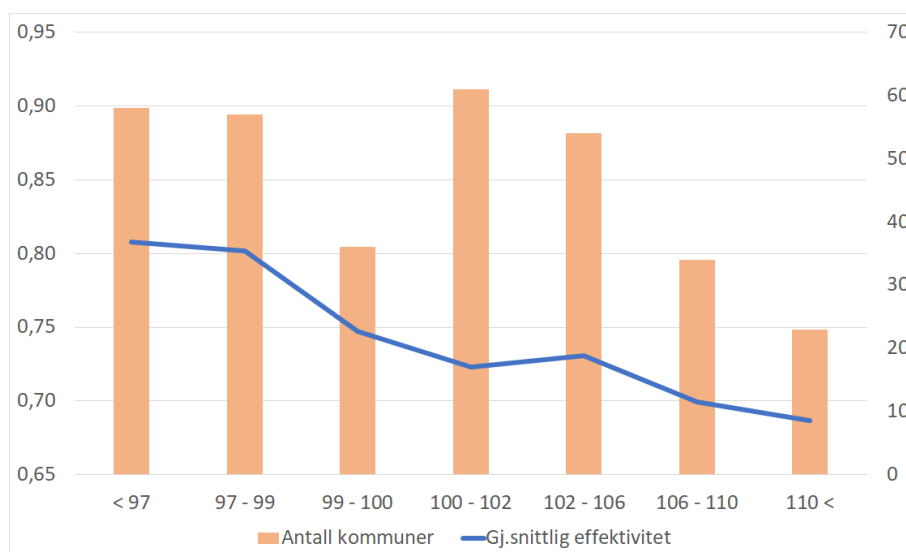
Figur 4 under viser effektivitetsscore gruppert etter antall innbyggere i kommunene. For kommunene med under 4000 og de med 4000 til 6000 innbyggere er den gjennomsnittlige effektiviteten under 0,7, mens videre med økt befolkningsstørrelse øker også gjennomsnittlig effektivitet. Gruppen for kommuner med 10 til 20 tusen innbyggere har score i underkant av 0,8 mens kommunene med over 50 tusen i gjennomsnitt scorer over 0,9.

Figur 4: Gjennomsnittseffektivitet etter befolkningsstørrelse



Gjennomsnittlig effektivitet gruppert etter befolkningsstørrelse, i tusener.

Figur 5: Gjennomsnittseffektivitet etter inntekt

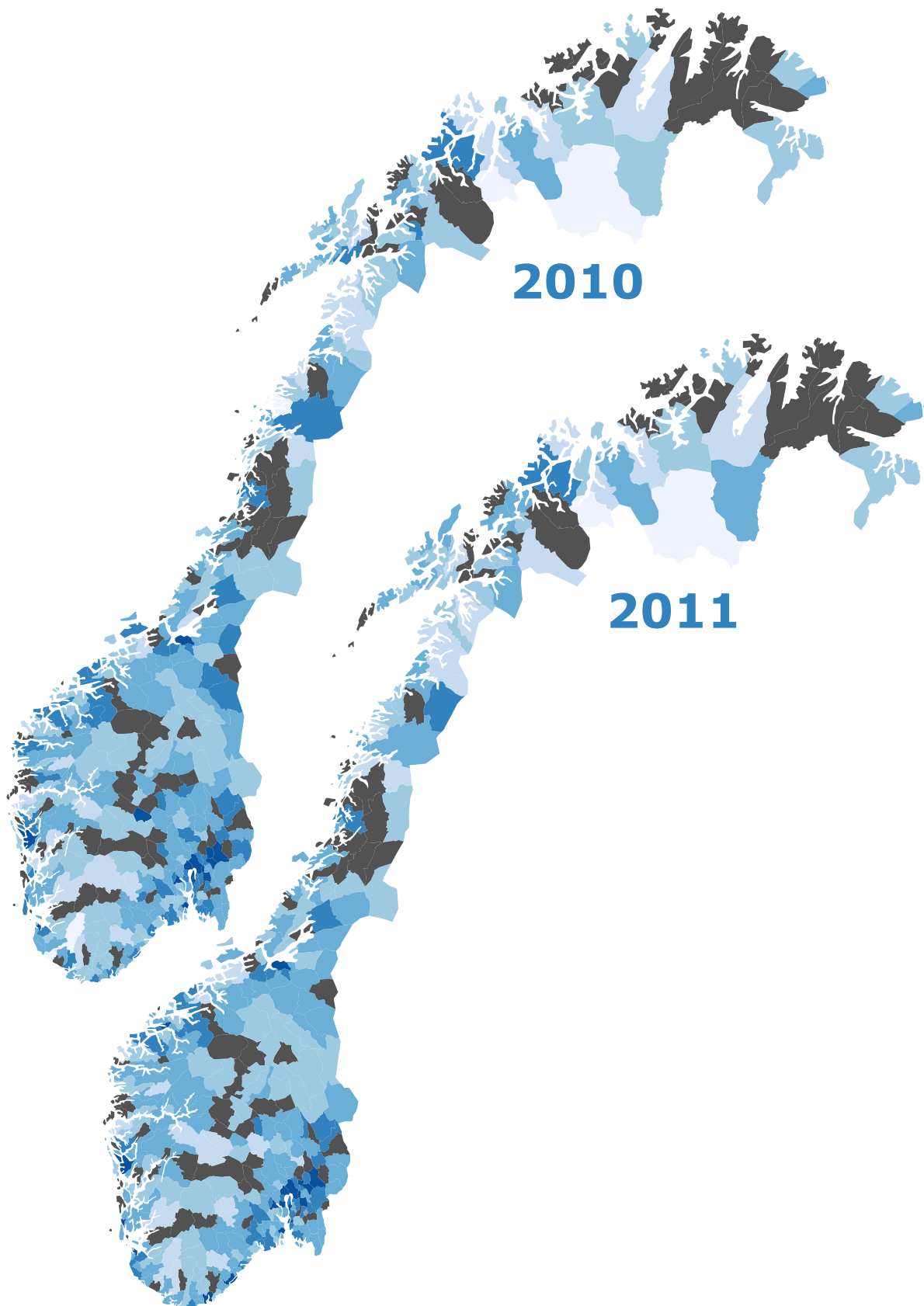


Gjennomsnittlig effektivitet gruppert etter korrigert inntekt, som har gjennomsnitt på 100 for hele landet.

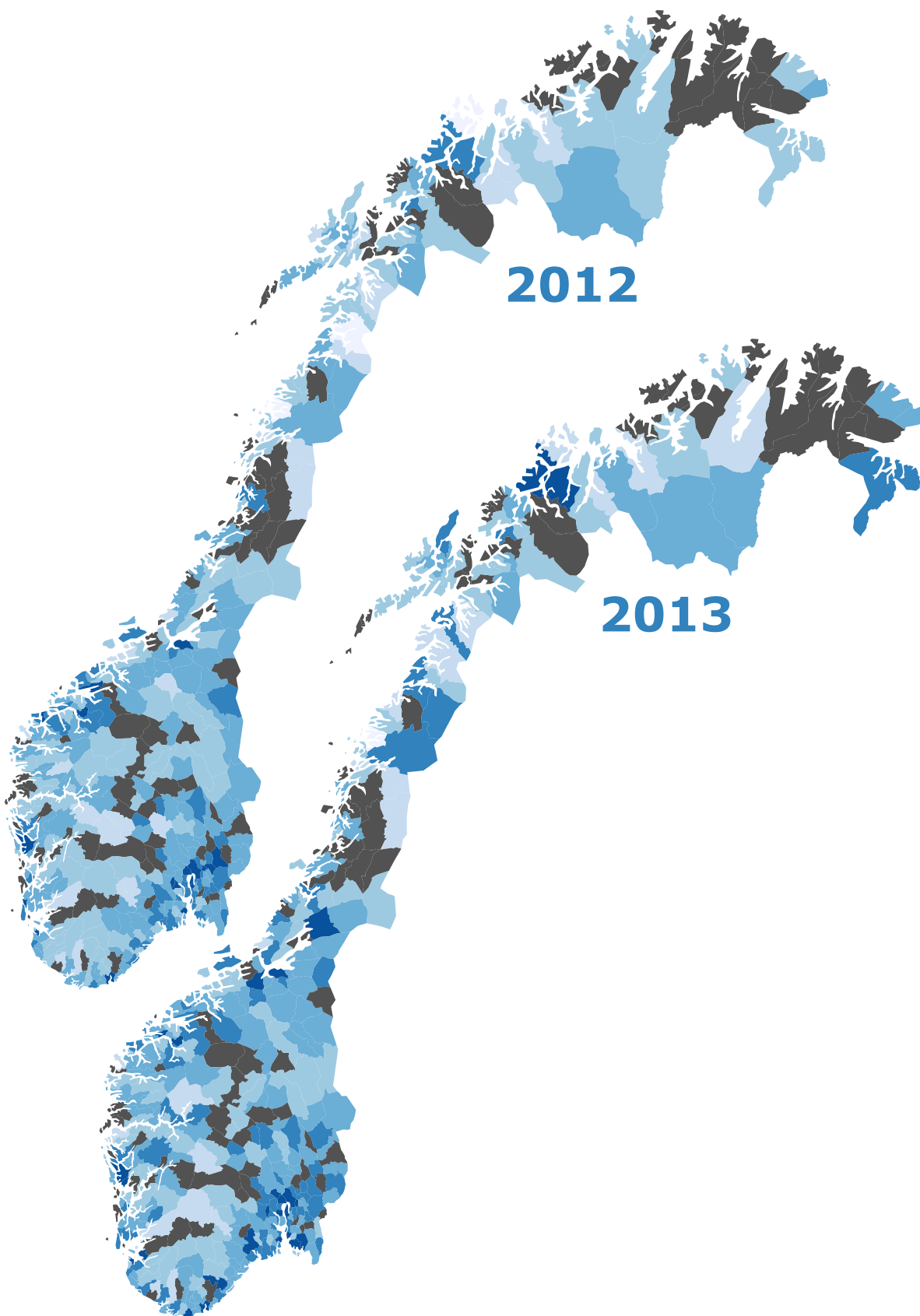


I den siste figuren er kommunene gruppert etter korrigert inntekt per innbygger. I den kan vi se hvordan den gjennomsnittlige effektiviteten faller med økt inntekt, fra rundt 0,8 for de kommunene med lavest inntekt til under 0,7 for kommunene med aller mest inntekt.

Figur 6: Kart 2010 2011



Figur 7: Kart 2012 2013

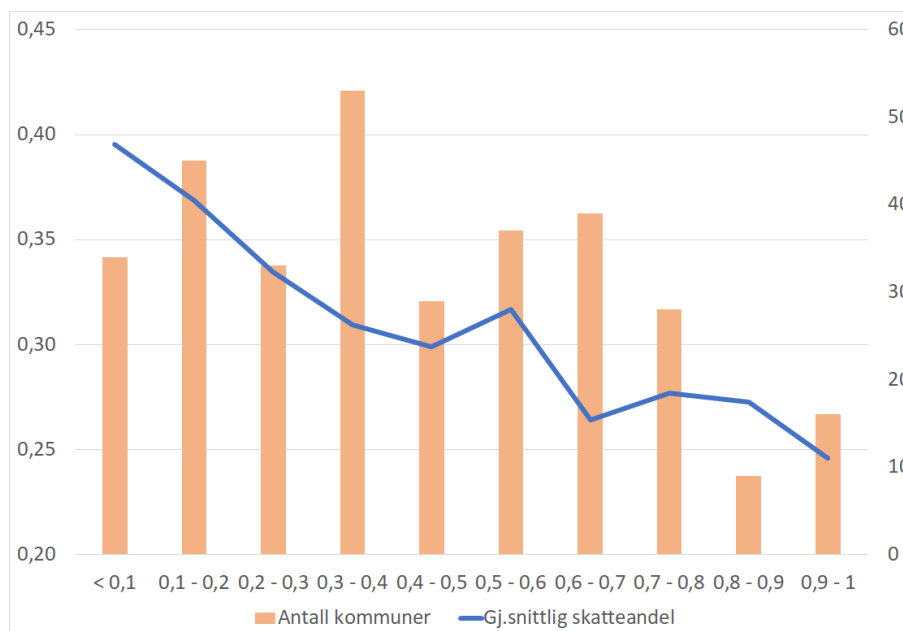


### 4.1.2 Forklaringsvariabel: Skatteandel

For å teste hypotesen om overføringsavhengighet benyttes skatteandel,  $R$ , som forklaringsvariabel. Variabelen er definert som den andelen av kommunens brutto driftsinntekter som kommer fra skatt på inntekter og formue (inkludert naturressursskatt) og fra eiendomsskatt. Skatteandelen er i følge Borge (2014) (notat om effektivitet) en sentral indikator på hvor desentralisert finansieringen av en kommune er. Med lav skatteandel følger høy overføringsavhengighet, og er det som kalles vertikal fiskal ubalanse.

Skatteandelen varierer fra kommune til kommune som følge av ulikheter i skattegrunnlag. Kommuner med kraftproduksjon og annet denslags har gode forutsetninger for å dra inn masse egensamlet cash. Historisk kan det virke som at skatteandelen har vært et sentralt redskap i hvordan myndighetene skal få til økonomisk likhet for alle kommuner og folk på tvers av landet. På begynnelsen av 70-tallet var skatteandelen på ca 60%, men innen begynnelsen av 90-tallet var den sunket til omlag 45%. Etter dette foreslo Rattsø-utvalget å øke den til 50%, noe som ble oppnådd i 2006. Etter dette har den blitt redusert igjen til ca 40%. I løpet av tiden i mitt datasett har den gjennomsnittlige skatteandelen gått fra 34,69% til omlag 31,5%.

Figur 8: Gjennomsnittlig skatteandel etter bosettingsmønster

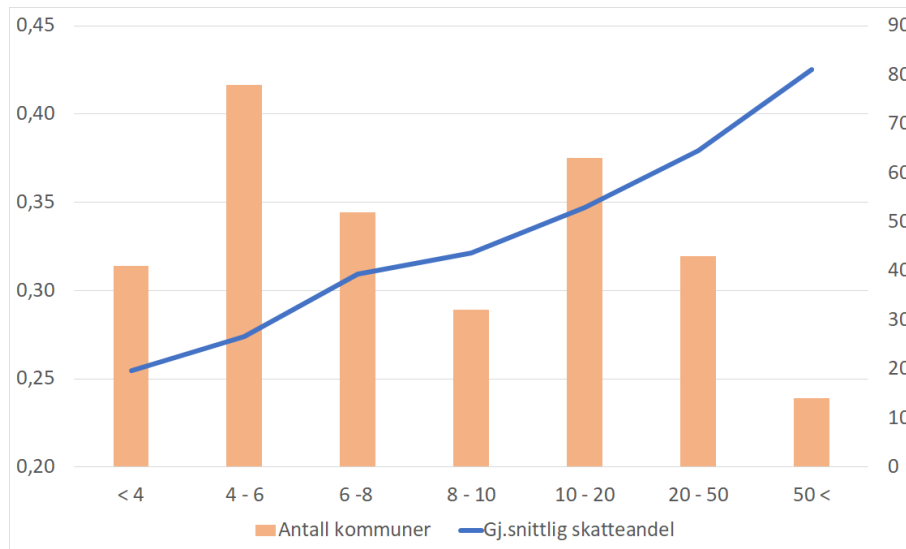


Gjennomsnittlig skatteandel gruppert etter ruralandel.

I figur 6 ser vi hvordan skatteandelen faller med økt ruralandel, og at forskjellen mellom

de mest urbane og de mest rurale kommunene er ganske stor når det kommer til hvor mye inntekt de får samlet selv. At figur 7 viser hvordan skatteandelen øker med økt befolkningsstørrelse er ikke veldig overraskende da folketall og urbanisering er to sider av samme sak.

Figur 9: Gjennomsnittlig skatteandel etter befolkningsstørrelse



Gjennomsnittlig skatteandel gruppert etter befolkningsstørrelse.

### 4.1.3 Øvrige forklaringsvariable

Videre inkluderes et sett med andre variabler som kan tenkes å bidra til å forklare variasjon i effektiviteten, men testing av disse er ikke hovedfokus i denne oppgaven.

Den første er en variabel for graden av politisk styrke i kommunestyret. Borge Falch og Tovmo (2008) og Borge og Haraldsvik (2009) har vist at politisk styrke er knyttet til økt effektivitet. Dette kan komme som følge av bedre evne til å holde hardere budsjettskranker eller gjennom sterkere forhandlingskraft. Måten den politiske styrken måles på er ved bruk av Herfindahl-Hirschman indeksen.

$$HHI = \sum_{p=1}^P SH_p^2 \quad (4.1)$$

Her er  $SH_p$  andelen representanter fra parti  $p$ . Hvis alle representantene i styret er fra samme parti er  $HHI$  lik 1. Indeksen tar lavere verdi (reduert politisk styrke) hvis fragmenteringen i styret øker, altså at flere partier er representert. Den laveste verdien som kan oppnås er  $1/P$ , og oppstår når setene er likt fordelt mellom de  $P$  partiene.

Jeg inkluderer en politisk variabel til i form av andel sosialister i kommunestyret, *SOS*. Den er definert som andelen seter som holdes av arbeiderpartiet og partiene til venstre for det (SV og Rødt). Tidligere studier har funnet at høy sosialistandel kan forklare lav effektivitet i gamlehjem og i utdanning (se s. 14 i Borge og Haraldsvik). En mulig årsak til det kan være at det er vanskeligere for sosialister å pålegge hardere budsjettskranker for tjenesteprodusentene fordi de er mer opptatt av tjenestekvalitet.

Valgdeltakelse, *VALG*, inkluderes også da den kan være en årsak til redusert ineffektivitet ved at politikerne blir tettere fulgt av velgerne. Dette kan komme av at høy valgdeltakelse gir politikerne insentiver til å operere mer etter velgernes og resten av befolkningens interesse enn etter spesielle interessegrupper i offentlig sektor. (Borge, Falch og Tovmo, 2008).

Kontrollvariable for strukturelle karakteristika inkluderes også i form av en variabel for befolkningsstørrelse, *POP*, og en variabel for hvor stor andel av befolkningen som bor i spredtbygde strøk, *RUR*. For å utforske hvorvidt skatteandelen er en robust forklaringsvariabel benytter jeg ytterligere en økonomisk variabel - kommunenes samlede inntekter, justert for kostnadsforskjeller og indeksert (gjennomsnitt = 100), *REV*. Denne er hentet fra de årlige Kommuneproposisjonene i forbindelse med statsbudsjettet.

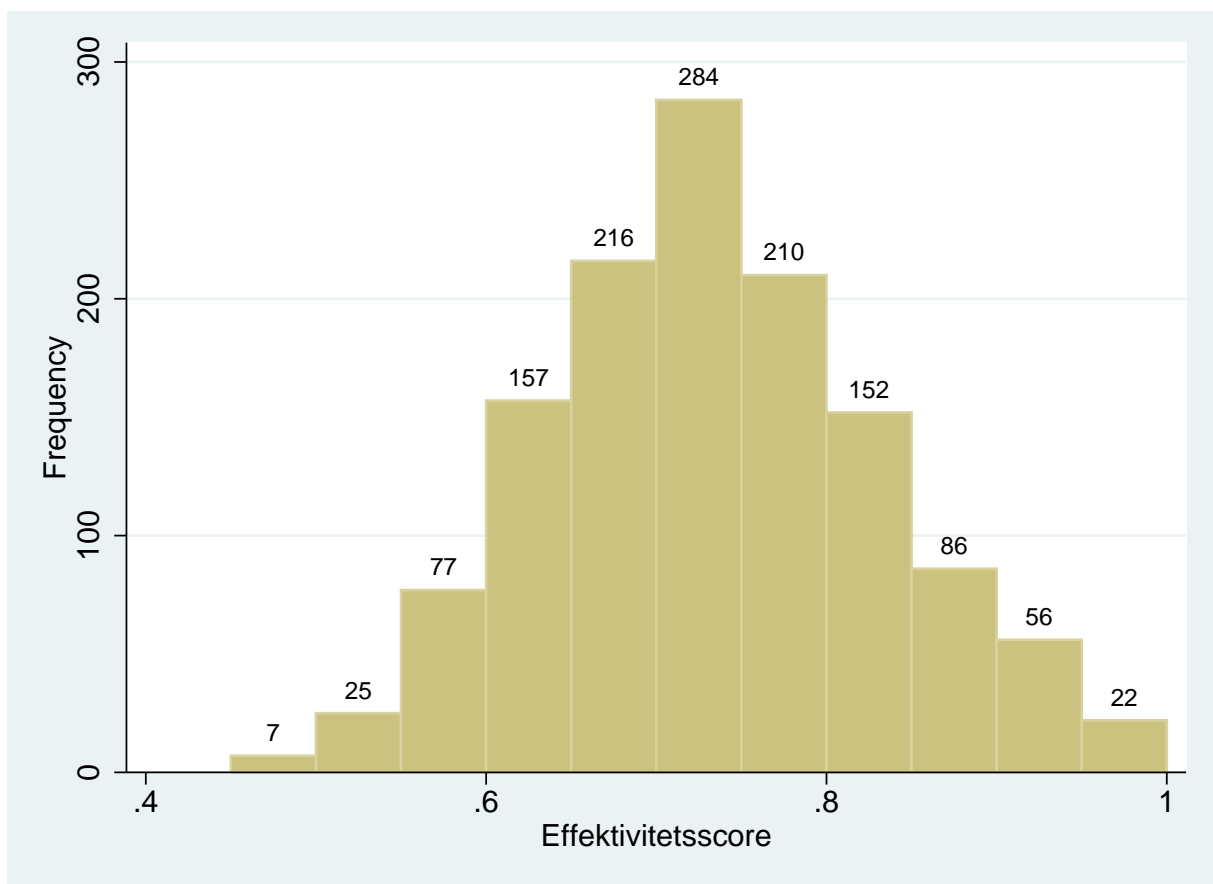
## 4.2 Deskriptiv statistikk

Variabel	Gj.snitt	St.avvik	Min	Max
<i>ES</i>	0,734	0,100	0,456	1
<i>R</i>	0,322	0,084	0,130	0,602
<i>HHI</i>	0,254	0,070	0,136	0,606
<i>SOS</i>	0,347	0,134	0	0,810
<i>VALG</i>	65,52	4,86	52,4	86,4
<i>REV</i>	101,42	6,78	94	165
<i>RUR</i>	0,438	0,263	0,007	1
<i>POP</i> (i tusen)	14,2	22,6	2,58	269,96

Tabell 2: Deskriptiv statistikk

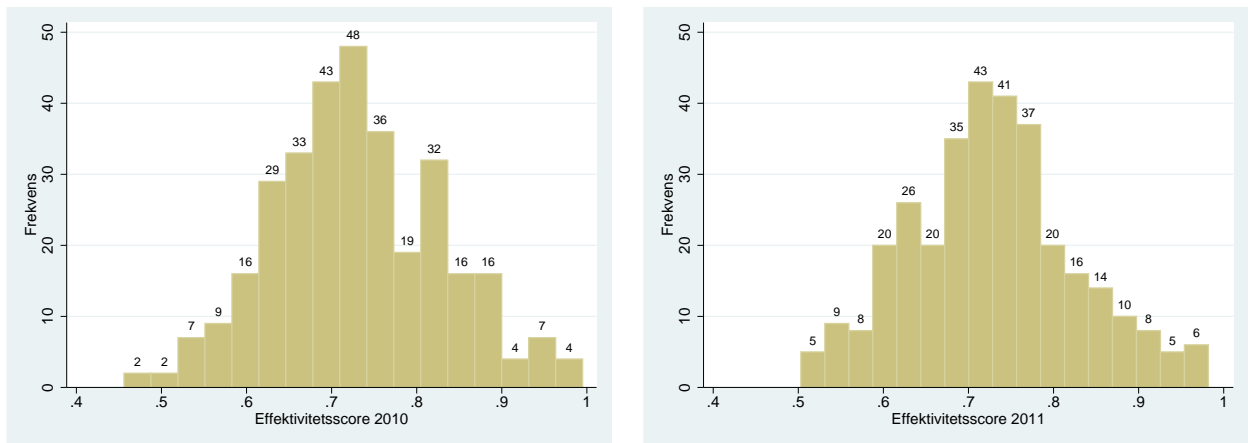
Tabell 2 viser deskriptiv statistikk for variablene som skal benyttes i analysen.<sup>7</sup> Vi ser her at skatteinntektenes andel av kommunenes brutto driftsinntekter i gjennomsnitt har vært på 32,2%, men har variert fra så lite som 13% til så mye som 60,2%. Effektivitetsscoren var i gjennomsnitt på 0,734, som vil si at utvalget i snitt kunne redusert kostnadene sine med 26,6% uten å redusere produksjonen hvis de skulle vært like effektive som kommunene som utgjør fronten. Variabelens natur gir selvsagt et utvalg maxobservasjoner lik 1, mens den laveste observerte scoren er på 0,456. Som følge av at folketall er fordelt slik det er, med gjennomsnitt på 14 200 innbyggere og lang hale til høyre opp til en maxverdi på 269 960 innbyggere, bruker jeg log av folketall (*pop*) videre i oppgaven.

Figur 10: Histogram for effektivitetsscore

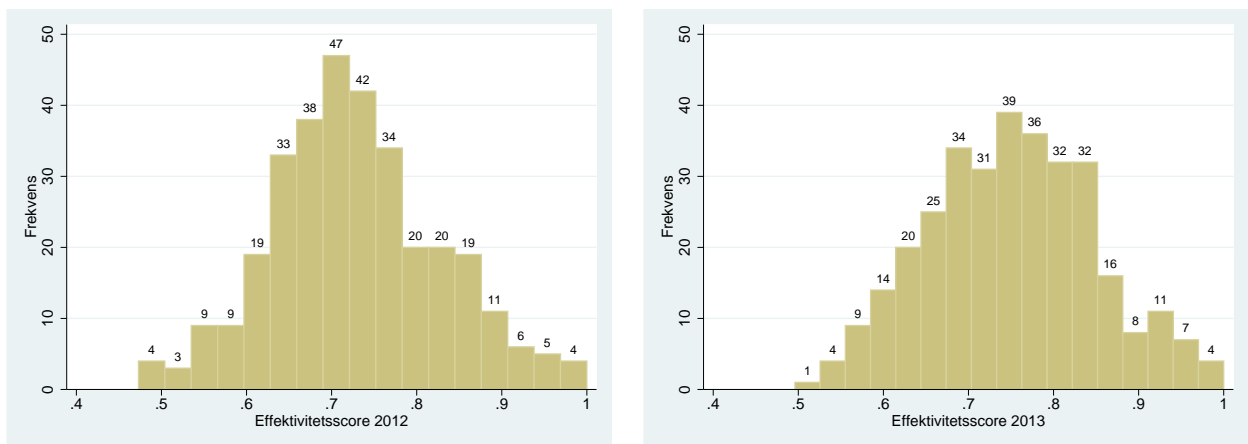


Figur 8 viser histogram for effektivitetsscoren for alle observasjonene i datasettet. For alle observasjonene er den gjennomsnittlige effektivitetsscoren 0,734, med laveste observert verdi lik 0,456 og høyeste er selvsagt lik 1. I figur 9 ser vi nærmere på fordelingene for de to første årene, og i figur 10 har vi de to siste årene.

<sup>7</sup>Det ble ikke publisert statistikk for bosettingsmønster for 2010. Verdiene for *RUR* i 2010 benytter derfor 2011-data.



Figur 11: Histogram for effektivitetsscore, 2010 og 2011.



Figur 12: Histogram for effektivitetsscore, 2012 og 2013.

Fra 2010 til 2011 i figur 9 ser det ut til at et antall kommuner blir mer effektive, selv om høyeste observerte score synker fra 0,995 til 0,982, er det i 2011 blitt flere kommuner med score over 0,9 i tillegg til at medianen har gått fra 0,72 til 0,727.

Figur 10 viser først et generelt fall i effektiviteten igjen. Fall i laveste observerte score, fall i gjennomsnittet og medianen, og færre kommuner med effektivitetsscore over 0,9. 2013 er året hvor alt dette snur igjen. Én av de to maksobservasjonene (på 1) er dette året, det er året med flest kommuner med score over 0,9 og med et gjennomsnitt på 0,751 og median lik 0,747 er det det beste året også i de målene.

Når det gjelder tallene for *HHI*, *SOS* og *VALG* har alle disse utgangspunkt i kommunevalgene som forekommer hvert 4. år. Verdiene som oppnås i et valg ett år, varer fra det neste kalenderåret til og med kalenderåret for det neste valget. Kommunevalget i 2007 gir verdiene for 2010 til 2011, mens valget i 2011 gir endring i verdiene fra og med 2012, altså



ut varigheten til mitt datasett. Det kan være interessant å se hvordan gjennomsnittene for disse var i hver sin valgperiode.

Variabel	2010-2011	2012-2013
<i>HHI</i>	0,249	0,259
<i>SOS</i>	0,347	0,346
<i>VALG</i>	63,38	65,67

Tabell 3: Gj.snitt for politiske variable pr valgperiode

Som vi kan se i tabell 3 er det små forskjeller. *SOS* er tilnærmet lik, mens *HHI* økte med 4%. Valgdeltakelsen økte derimot med 2,29 prosentpoeng.

### 4.3 Korrelasjon og multikolaritet

Ved estimeringen av regresjonsligningen kan korrelasjon mellom variablene bli en årsak til feil i analysen. Høy korrelasjon er det som kalles multikolaritet, noe som kan resultere i feilvurdering av en parameter's signifikans som følge av for høy varians. I tabell 4 rapporteres korrelasjonskoeffisientene mellom hver av variablene.

Variabler	<i>R</i>	<i>HHI</i>	<i>SOS</i>	<i>VALG</i>	<i>REV</i>	<i>RUR</i>	<i>pop</i>
<i>R</i>	1.000						
<i>HHI</i>	-0.217	1.000					
<i>SOS</i>	-0.091	0.424	1.000				
<i>VALG</i>	-0.108	0.119	-0.203	1.000			
<i>REV</i>	-0.280	0.228	0.054	0.312	1.000		
<i>RUR</i>	-0.487	0.171	-0.146	0.371	0.308	1.000	
<i>pop</i>	0.581	-0.229	0.083	-0.445	-0.442	-0.732	1.000

Tabell 4: Korrelasjonsmatrise

De største korrelasjonskoeffisientene er mellom de tre variablene *RUR*, *pop* og *R. pop* til *RUR* har en negativ koeffisient på 0.732 og *pop* til *R* har en positiv koeffisient på 0.581. Med tanke på at *R* er den sentrale variabelen i oppgaven kan det bli interessant å se hvordan den påvirkes når *pop* inkluderes i estimeringen. Det samme gjelder *R* og *RUR* som er negativt korrelert med koeffisient lik 0,487. Positiv korrelasjon mellom *HHI* og

*SOS* er naturlig siden det vi definerer som den sosialistiske siden er dominert av ett parti, Arbeiderpartiet, og den ikke-sosialistiske siden består av flere partier, som vil si at hvis sosialistandelen i et kommunestyre er høy vil også indikatoren for politisk styrke være høyere. Koeffisienten dem imellom er lik 0,424.

Undersøker korrelasjonen for *RUR* og *pop* med *R* nærmere ved å estimere regresjonsligning mellom disse:

$$RUR = 0,978 - 0,244pop_{it} \quad R^2 = 0,54$$

(28,05)      (17,5)

$$R = 0,367 - 0,102RUR_{it} \quad R^2 = 0,24$$

(41,4)      (-5,21)

$$R = 0,205 + 0,054pop_{it} \quad R^2 = 0,34$$

(17,82)      (11,68)

$$R = 0,224 + 0,049pop_{it} - 0,020RUR_{it} \quad R^2 = 0,35$$

(10,53)      (7,89)      (1,04)

I ligningene ser vi først at ruralandel reduseres med økt befolkningsstørrelse, og at sammenhengen er signifikant. Det sammenfaller med koeffisienten i tabellen. Ser også at når andel folk i spredtbygde strøk øker, reduseres skatteandelen, mens økt befolkningsstørrelse gir økt skatteandel - begge kommer ut som signifikante i hver sin ligning. Når begge variablene estimeres sammen opp mot skatteandel ser vi at de kommer ut med forventede fortegn og at befolkningsstørrelsen estimeres til å ha signifikant effekt, men at ruralandens effekt på skatteandel tilsynelatende ikke er signifikant lenger når den er i selskap med befolkningsstørrelsen. I følge  $R^2$  er det ganske lite forklaringskraft i alle tilfellene opp mot skatteandel, og jeg ser ikke for meg at multikollinearitet blir en faktor.

Den såkalte variansinflasjonsfaktoren (VIF) kan brukes til å si noe om multikollinearitet er et problem, hvor en faktor over 10 sies å være grensen for hva som er "for høy".

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

Fra den siste av hjelperegresjonene får vi en VIF lik 1,54, som altså antyder at inkluderingen av *pop* og *RUR* ikke vil "blåse" opp variansen til skatteandelen noe nevneverdig i de videre estimeringene.  $R^2$  er fra regresjonen av *pop* og *RUR* på *R*.

## 4.4 Estimeringsmetode og utfordringer

På grunn av at den avhengige variabelen  $ES$  er beregnet slik at en del av observasjonene vil være lik 1, mens resten er under dette, er det naturlig å bruke Tobit-modellen for å analysere variasjonen i effektivitet. Tobit-modellen er en modell hvor den avhengige variabelen er begrenset, men kontinuerlig innenfor begrensningen. Måten det gjøres på er å estimere en latent variabel  $y^*$ , som den observerte verdien  $y$  settes lik hvis den er innenfor begrensningen eller lik begrensningen hvis  $y^*$  estimeres "forbi" denne. Man kan også si at regresjonsmodellen er sensurert ovenfra ved 1. Med paneldata definerer vi tobit-modellen på følgende vis

$$\begin{aligned} y_{it}^* &= \beta_0 + X_{it}\beta + \epsilon_{it}, \\ y_{it} &= 1 \quad \text{hvis} \quad y_{it}^* \geq 1 \\ y_{it} &= y_{it}^* \quad \text{hvis} \quad y_{it}^* < 1 \end{aligned} \tag{4.2}$$

hvor  $X_{it}$  er en vektor av forklaringsvariable,  $\beta$  er en vektor av parametre som skal estimeres, og hvor det er vanlig å anta at restleddet er delt i en enhetsspesifikk og idiosynkratisk komponent,  $\epsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$ . Disse komponentene antas vanligvis å være normalfordelte, med nullgjennomsnitt og varians lik henholdsvis  $\sigma_\alpha^2$  og  $\sigma_u^2$ , og at de begge er uavhengig av  $x_{i1}, \dots, x_{iT}$ .

Modellen beskriver da to ting, sannsynligheten for at en observasjon  $y_{it}$  er lik 1, gitt  $x_{it}$ , eller fordelingen til  $y_{it}$  hvis den er under 1. Estimering av modellen gjøres med maximum likelihood (ML), hvor det er nettopp de to nevnte tingene som bygger opp likelihood-funksjonen, som er utgangspunktet for operasjonene. Faktisk er dette summen av hva en vanlig probit-modell og en trunkert regresjonsmodell ville estimert.

Normalt skal ikke de estimerte koeffisientene etter ML tolkes direkte som marginaleffekt på den avhengige variabelen, da det vil føre til en slags "utelatt variabel"-skjevhet. Den forventede verdien til den avhengige variabelen er nemlig avhengig av sannsynligheten for at en observasjon er mindre enn 1, som vil si at marginaleffekten av en endring i en av forklaringsvariablene på den avhengige variabelen er gitt av den estimerte koeffisienten multiplisert med sannsynligheten for å ha et sub-1 utfall. Hvis denne sannsynligheten er nær 1 for en gitt enhet vil marginaleffekten være svært lik den estimerte koeffisienten. I mine data er det kun to observerte 1-ere, som gjør at jeg antar at sannsynligheten for sub-1 observasjon er svært høy, noe som igjen gjør at de estimerte koeffisientene i mitt

tilfelle kan tolkes direkte som marginaleffekter med stor sikkerhet.<sup>8</sup>

Det umiddelbare problemet er at siden den avhengige variabelen,  $ES$ , er en relativ score og er avhengig av andre enheter's score i datasettet, vil restleddet være seriekorrelert og dermed gjøre standard inferens ugyldig. Simar og Wilson (2007) viser "bootstrap"-metoder for å rette opp i problemet. I en IMF-rapport av Afonso og St.Aubyn (2005) finner de at bootstrap-resultatene var lik det de fikk ved standard tobit metode, og det samme gjelder Borge og Haraldsvik (2009). Da bootstrappingen innebærer operasjoner i estimeringen av selve effektivitetsscoren begir ikke jeg meg ut på dette, men holder meg til standard metode.

#### 4.4.1 Pooled og random effects modeller

Når man antar at  $\alpha_i$  er ukorrelert med  $X_{it}$  blir det aktuelt med pooled tobit modell og random effects tobit modell, da disse vil gi konsistente og forventningsrette estimatører under de gitte forutsetningene. Som følge av at den enhetsspesifikke komponenten, også kjent som den uobserverte heterogeniteten, er i restleddet i hver periode vil  $\epsilon_{it}$  være seriekorrelert i tverrsnittet (skal ikke forveksles med seriekorrelasjonen nevnt over). Det fører til at standarfeil og påfølgende testobservatører blir ukorrekt hvis det ikke tas høyde for. Random effects tobit estimeringen tar høyde for dette ved hvordan likelihood-funksjonen formuleres, mens pooled estimeringen er avhengig av klustrede standardavvik.

I utgangspunktet velger man random effects over pooled modell fordi den er mer effisient. Ved å estimere modellene på begge disse måtene kan man sammenligne resultatene fra dem for å forsøke å forstå skjevhetene som oppstår ved å la  $\alpha_i$  være fullstendig igjen i restleddet i motsetning til delvis igjen.

Er derimot variansen til den uobserverte heterogeniteten helt uviktig vil ikke random effects estimatorene være noe forskjellig fra de i pooled-tilfellet. Det kan testes om panelvariansen som andel av total varians er signifikant med å gjennomføre en såkalt Likelihood ratio-test. Den foregår slik at man estimerer modellen to ganger - en gang uten restriksjoner og en gang hvor nullhypotesen er implementert. LR-testobservatøren benytter så log likelihood-verdiene fra disse estimeringene slik:

$$LR = 2[\log L_{UR} - \log L_{MR}]$$

---

<sup>8</sup>Se Verbeek s. 240.

Pooled tobit modellen er den med restriksjon og gir  $\log L_{MR}$ , og random effects modellen er følgelig uten restriksjon og gir  $\log L_{UR}$ . Nullhypotesen forkastes hvis  $LR$  er større enn kritisk verdi i  $\chi^2$ -fordelingen. Med én frihetsgrad er kritisk verdi for 5% og 1% signifikansnivå henholdsvis 3,84 og 6,63. Hvis nullhypotesen forkastes er random effects å foretrekke over pooled tobit modellen, noe jeg kommer tilbake til i kapittelet om resultatene.

## 5 Empirisk spesifisering

### 5.1 Modellen

Jeg skal her se nærmere på den empiriske spesifiseringen i anledning å teste hypotesen om overføringsavhengighet fører til lavere effektivitet. Som nevnt i kapittel 4.1.2 er egne skatteinntekter som andel av totale inntekter en god indikator på overføringsavhengighet, og det er derfor skatteandelen som er den viktigste variabelen å se på i mine undersøkelser. Derfor starter jeg med kun den som forklaringsvariabel, og legger så stegvis til de neste for å se om skatteandelens effekt er robust. Modellen vil være på statistisk, level-log funksjonsform:

$$ES_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 HHI_{it} + \beta_3 SOS_{it} + \beta_4 VALG_{it} + \beta_5 REV_{it} + \beta_6 pop_{it} + \epsilon_{it} \quad (5.1)$$

hvor høyere  $R$ , altså redusert overføringsavhengighet, forventes å gi økt effektivitetsscore. Alle de andre variablene er i level form, utenom  $pop$  som er log av folketallet. Jeg inkluderer også årsummier for å fange opp tidskonstante effekter. I forhold til formålet med oppgaven er hypotesene som skal testes dermed:

$$\begin{aligned} H_0 : \quad & \beta_1 = 0 \\ H_1 : \quad & \beta_1 \neq 0 \end{aligned} \quad (5.2)$$

## 6 Resultater av estimering

### 6.1 Resultater

Resultatene fra pooled tobit estimeringen rapporteres i tabell 5 på neste side. Innledningvis, i modell *A*, er skatteandelen eneste forklaringsvariabel, sett bort i fra årsummiene. Ikke uventet er den signifikant ulik null til 1% signifikansnivå, og med forventet fortegn. Den estimerte effekten sier at en økning i skatteandelen på 10 prosentpoeng gir 4,28 prosentpoeng økning i effektiviteten.

I neste steg legger jeg til de tre politiske variablene for å undersøke om skatteandelens effekt er robust. Den estimerte effekten av skatteandelen er røfflig den samme som i første steg, og de estimerte effektene av de politiske variablene er heller små. I tillegg ser vi at det kun er politisk styrke (*HHI*) som har forventet fortegn av de tre nykommerne. Den estimerte effekten av valgdeltakelse, som holder til 1% signifikansnivå, tilsier at en 10 prosentpoengs økning i valgdeltakelsen reduserer effektiviteten med 0,04 prosentpoeng. Borge, Falch og Tovmo (2008) finner, riktig nok ved OLS-estimering med et annet effektivitetsmål som avhengig variabel, at økt valgdeltakelse har en signifikant og positiv effekt på effektiviteten.

Steg *C* får lagt til to nye variabler, korrigert inntekt og bosettingsmønster. Begge disse kommer ut som signifikant til 1% signifikansnivå og med forventede fortegn. Koeffisientene jeg har estimert her tilsier at en 10 prosentpoengs økning i en kommunes inntekter vil redusere effektiviteten med 3 prosentpoeng. En 10 prosentpoengs økning for andelen innbyggere i tettbygde strøk gir her 1,41 prosentpoengs økning i effektiviteten. I dette steget har det nå skjedd endringer med variablene som var med fra steg *B*. All signifikans er nå borte fra valgdeltakelsen, og effekten av sosialistandel i kommunestyret har endret fortegn til en forventet negativ retning, dog fremdeles ikke signifikant. Nå er derimot politisk styrke kommet ut til 5% signifikansnivå og med en mer betydningsfull estimert effekt på 1,2 prosentpoengs effektivitetsforbedring som følge av 10 prosentpoengs økning i indeksen. Det mest interessante er kanskje at den estimerte effekten av skatteandelen er blitt mer enn halvert og holder til 5% signifikansnivå.

VARIABLES	A	B	C	D	E
R	0.428*** (6.195)	0.412*** (5.828)	0.150** (2.214)	0.147** (2.211)	-0.007 (-0.112)
HHI		0.021 (0.345)	0.120** (2.045)	0.096* (1.706)	0.122** (2.457)
SOS		0.017 (0.499)	-0.027 (-0.789)		
VALG		-0.004*** (-4.461)	-0.001 (-0.914)		
REV			-0.003*** (-4.752)	-0.003*** (-5.126)	-0.002*** (-2.648)
RUR			-0.141*** (-6.723)	-0.143*** (-7.756)	-0.043* (-1.941)
pop					0.060*** (7.916)
2011	0.014*** (3.959)	0.013*** (3.791)	0.002 (0.479)	0.001 (0.418)	-0.003 (-0.925)
2012	0.013*** (3.272)	0.022*** (5.135)	0.002 (0.439)	0.000 (0.051)	-0.005 (-1.242)
2013	0.035*** (8.118)	0.044*** (9.458)	0.023*** (4.418)	0.021*** (4.772)	0.018*** (4.073)
Constant	0.581*** (25.636)	0.851*** (11.567)	1.062*** (12.923)	1.022*** (14.733)	0.752*** (10.637)
$\sigma$	0.093*** (28.309)	0.090*** (29.228)	0.083*** (31.941)	0.083*** (31.732)	0.078*** (31.386)
Log likelihood	1234.7	1269.1	1374.1	1372.5	1457.2
Observations	1,292	1,292	1,292	1,292	1,292

Robust t-statistics in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabell 5: Resultater av pooled tobit estimering.

Koeffisientene for årsummyene for 2011 og 2012 har også mistet sin signifikans. Det kan bety at det ikke er noen felles endring for alle kommunene i dette tidsrommet etter det er kontrollert for andre variable.

Som følge av resultatet i steg *C*, hvor *SOS* og *VALG* hver for seg ikke har noen signifikant effekt, vil jeg teste om de har en samlet signifikans eller om det er en gyldig forenkling å utelukke de, som jeg gjør i neste steg. Dette gjør jeg med en LR-test og får en testobservator lik 3,2. Den kritiske verdien i  $\chi^2$ -fordelingen med 2 frihetsgrader er 4,61 for 10% signifikansnivå, og jeg kan derfor ikke forkaste nullhypotesen om at de to variablene er uten effekt samlet - ergo er steg *D* en gyldig forenkling. Mens koeffisientene til skatteandelen, inntekten og bosettingsmønsteret estimeres forholdsvis likt, har den gjenværende politiske variabelens effekt endret seg noe. Den er nå redusert med 1/5 og kommer ut til 10% signifikansnivå.

Steg *E* gir resultatene fra det siste tillegget, log til folketallet. Den kommer ut til 1% signifikansnivå med forventet positivt fortegn. I Borge og Haraldsvik (2009) presiserer de at virkningen av befolkningsstørrelse ikke indikerer stordriftsfordeler, men at det viser at variasjon i effektivitet er knyttet til befolkningsstørrelsen, nærmere bestemt at større kommuner har høyere effektivitetsscore, som også vil si at variasjonen i effektivitet er større blant små kommuner. Grunnen til at variabelen ikke indikerer stordriftsfordeler er at det allerede er kontrollert for befolkningsstørrelse i utregningen av effektivitetsscoren siden den er regnet ut fra en effektivitetsfront med variabelt skalautbytte.

Virkningen av tillegget er av stor betydning. Mens politisk styrke og inntekt kommer ut til henholdsvis 5% og 1% signifikansnivå, og førstnevnte har en større estimert effekt, reduseres effektene til bosettingsmønster og skatteandel ganske mye. Skatteandelens effekt har sågar fått negativt fortegn og er av så lav absoluttverdi at den nå er langt unna signifikans (standardfeilen er nesten uendret).

Som nevnt i 4.4.1 vil en random effects modell gi mer effisiente estimatorer enn en pooled modell under gjeldende forutsetninger, og det er det jeg skal se mer på under.



VAR	A2	B2	C2	D2	E2
R	0.310*** (6.163)	0.319*** (6.353)	0.158*** (3.141)	0.156*** (3.125)	0.008 (0.160)
HHI		0.043 (0.971)	0.083* (1.920)	0.087** (2.161)	0.099** (2.548)
SOS		0.026 (1.074)	0.007 (0.289)		
VALG		-0.001** (-1.976)	-0.000 (-0.090)		
REV			-0.002*** (-3.705)	-0.002*** (-3.732)	-0.001* (-1.840)
RUR			-0.135*** (-7.677)	-0.137*** (-8.056)	-0.037* (-1.891)
pop					0.062*** (8.459)
2011	0.010*** (2.652)	0.010*** (2.733)	0.003 (0.762)	0.003 (0.747)	-0.002 (-0.524)
2012	0.009** (2.464)	0.012*** (3.065)	0.002 (0.409)	0.001 (0.380)	-0.003 (-0.941)
2013	0.031*** (8.606)	0.034*** (8.707)	0.023*** (5.589)	0.022*** (6.098)	0.019*** (5.125)
Constant	0.622*** (34.197)	0.688*** (13.453)	0.903*** (13.889)	0.902*** (16.652)	0.673*** (11.437)
$\sigma_\alpha$	0.083*** (23.640)	0.082*** (23.206)	0.073*** (23.198)	0.073*** (23.248)	0.066*** (23.061)
$\sigma_u$	0.042*** (43.820)	0.042*** (43.594)	0.042*** (43.823)	0.042*** (43.855)	0.041*** (43.932)
Log likelihood	1809.8	1813.6	1851.5	1851.4	1884.9
Observations	1,292	1,292	1,292	1,292	1,292

z-statistics in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabell 6: Resultater av random effects tobit estimering.

I tabell 6 er den samme stegvise fremgangsmåten estimert på nytt, men denne gangen er det tatt hensyn for den enhetsspesifikke komponenten i restleddet ved å gjøre random effects tobit. I 4.4.1 ble det nevnt en LR-test for å se om random effects modellen er lik pooled modellen. Her finner jeg testobservatorer mellom 855,4 og 1150,2 for alle stegene, noe som vil si at hypotesen om at de to modellene er like forkastes med god margin.

Første steg ut,  $A_2$ , gir også at skatteandelen kommer ut til 1% signifikansnivå slik som ved pooled tobit estimeringen, men størrelsen på koeffisienten er redusert med nesten 1/4 i forhold til hva den var i første runde.

I neste steg, i  $B_2$ , ser vi først at fortegnene kommer ut som de gjør i  $B$ . Også denne gang er det kun skatteandelen og valgdeltakelsen som kommer ut som signifikante, men denne gangen øker effekten til skatteandelen litt fra det første steget. Den estimerte koeffisienten til politisk styrke er mer enn doblet i størrelse i forhold til  $B$  og gir 0,43 prosentpoengs økning i effektiviteten hvis den får en 10 prosentpoengs økning, men kommer altså fremdeles ikke ut som signifikant i dette steget. Samme som i første runde kommer ikke den estimerte effekten av sosialistandelen ut som hverken signifikant eller med det forventede fortegnet, i motsetning til hva Borge og Naper (2006) finner i sin undersøkelse av effektivitet i utdanningssektoren.

Når variablene korrigert inntekt og ruralandel legges til i  $C_2$  halveres den estimerte effekten til skatteandelen. Den har nå ganske lik estimert effekt som den får i pooled modellen, men endringen fra det forrige steget til det gjeldende er mindre her med random effects modellen. Også i dette steget kommer den ut til 1% signifikansnivå og sier at en 10 prosentpoengs økning i skatteandelen gir 1,58 prosentpoengs økning i effektivitet. Noe av årsaken til at skatteandelens effekt halveres slik kan blant annet være at høyere ruralandel er forbundet med mindre innbringende næringsaktivitet, i hvert fall konsentrasjonen av slik næring, og dermed lavere skattegrunnlag for kommunen, eller det kan komme av lavere eiendomsverdier på grunn av mindre trykk på tilgjengelig areal og tilgang til "amenities". Derfor forklarer ruralandelen noe av variasjonen i skatteandelen i seg selv. Når det gjelder de to nye variablene kommer de ut ganske likt det de gjorde i  $C$ , negative og til 1% signifikansnivå, og med ganske like effekter. For de politiske variablene skjer omtrent den samme endringen her som det gjorde fra  $B$  til  $C$ .

Akkurat som i første runde tester jeg at  $D_2$  er en gyldig forenkling av  $C_2$ . LR-testobservatoren er lik 0,2, noe som vil si at hypotesen om at de to utelukkede politiske variablene ikke har noen samlet signifikans heller ikke her kan forkastes. De fire gjenværende variable-

ne's effekter estimeres til omtrent like størrelser som i forrige steg, hvor koeffisienten til politisk styrke øker litt, til 0,087, og samtidig krysser terskelen over til 5% signifikansnivå. Dete vil nå si at en 10 prosentpoengs økning av den gir 0,87 prosentpoengs økning i effektiviteten. En grunn til dette kan være at politisk styrke-variabelen henger sammen med sosialistandelen og at noe av effekten til politisk styrke ble fanget opp av variabelen for sosialistandel når den var inkludert. Effektene til skatteandel og ruralandel har hatt henholdsvis en reduksjon og en økning på 0,02 prosentpoeng. Dette gir estimert økning i effektivitet på 1,56 prosentpoeng av 10 prosentpoengs økning i skatteandelen, og 1,37 prosentpoengs økning i effektiviteten av 10 prosentpoengs økning i andelen bosatt i tettsted (redusert *RUR*).

I forhold til forskjellen mellom pooled og random effects modellen kan vi ta utgangspunkt i *D* og *D2*. Skatteandelens effekt er estimert større i random effects, mens de resterende tre estimeres til lavere absoluttverdier enn de gjorde i pooled modellen. Som nevnt i 4.4.1 blir den uobserverte heterogeniteten  $\alpha_i$  fullstendig oversett i pooled modellen. I denne oppgaven hvor kommuner er enheten i datasettet, kan noe av det som blir fanget opp i  $\alpha_i$  for eksempel være geografiske forhold, klima, eller kulturelle forskjeller.

Helt til sist legges variabelen *pop* til, log til folketallet. Den kommer ut som statistisk signifikant til 1% signifikansnivå og estimerer 0,62 prosentpoengs økning i effektiviteten av en 10% økning i kommunens befolkning. Med den kommer også ganske store reduksjoner i de estimerte effektene for 3 av de 4 andre variablene, hvor variabelen for politisk styrke er unntaket med en liten økning i sin estimerte effekt. Den gir nå rett under ett prosentpoengs økning i effektivitet av 10 prosentpoengs økning i politisk styrke. Både korrigert inntekt og ruralandel kommer ikke lenger ut som statistisk signifikante til 5% signifikansnivå, men til 10%. Effekten av 10 prosentpoengs økning i tettstedsbeboere gir nå kun en effektivitetsforbedring på 0,37 prosentpoeng.

Som i det siste steget i pooled modellen, resulterer inkluderingen av *pop* med at skatteandelen mister all signifikans. Her er den riktig nok fremdeles estimert til å være positiv, men den har blitt veldig liten - en 10 prosentpoengs økning i skatteandelen øker nå effektiviteten med kun 0,08 prosentpoeng.

Når folketallet ikke blir kontrollert for vil utelatt variabelskjevhet kunne bli et problem, og har gjort seg spesielt gjeldende for skatteandelen og ruralandelen, som vi kunne se indikasjoner på i kapittel 4.3. De to største korrelasjonskoeffisientene var mellom nettopp de to nevnte variablene og *pop*. Den negative koeffisienten mellom *pop* og *RUR* og det at

*pop* har positiv effekt på effektiviteten gjør at koeffisienten til *RUR* estimeres enda lavere når *pop* er utelatt - enda lavere vil her si en større negativ effekt. Etter å ha kontrollert for folketallet blir altså den negative effekten til ruralandelen mindre, slik at den som sagt holder til 10% signifikansnivå nå. Det å utelate folketallet førte altså til en enda større overestimering for skatteandelen, da nesten 95% av den estimerte effekten dens i *D2* forsvinner i *E2* - nå er den fjernt fra signifikans.

I Borge og Naper (2006) finner de signifikante effekter for blant annet politisk styrke, korrigert inntekt, bosettingsmønster og folketall, riktig nok i en undersøkelse av utdanningssektoren og ikke av en slik samlet effektivitetsscore som jeg har sett på her. De benytter derimot ikke log av folketall slik som meg, men en lineær folketallsvariabel.

Jeg gjør et forsøk med å estimere det siste steget om igjen, denne gangen med en lineær folketallsvariabel i stedet for log, for å se om skatteandelen kommer annerledes ut av det. Jeg benytter pooled tobit modellen med klustrede standardfeil (t-verdi i parentes).

$$ES = 1,032 + 0,051R_{it} + 0,092HHI_{it} - 0,003REV_{it} - 0,100RUR_{it} + 0,001POP_{it} \quad (6.1)$$

(26,42)
(1,58)
(2,81)
(8,90)
(9,58)
(11,95)

De estimerte effektene her er ikke så alt for ulik de i Borge og Naper (2006). Mens den estimerte effekten til politisk styrke her er litt under halvparten av hva de fant, er min estimerte effekt av inntekten litt over dobbelt så sterk. Effektene av ruralandel og folketall er faktisk ganske like, hvor en 10 prosentpoengs økning i ruralandel her reduserer effektiviteten med 1 prosentpoeng, mot deres reduksjon på 0,78 prosentpoeng. Forskjellen fra min egen estimering i *E* er at bosettingsmønster og politisk styrke også kommer ut til 1% signifikansnivå denne gangen, sammen med inntekt og folketall. Med t-verdi på 1,58 kommer ikke skatteandelen ut som signifikant her heller, selv ikke til 10% signifikansnivå.

Det kan være interessant å se hvor godt modellen predikerer effektivitetsscore, og hvordan de siste stegene sammenligner med hverandre. For å gjøre det lar jeg først Stata predikere utfallene, for så å beregne korrelasjonskoeffisient mellom observert score og predikert score.

Korrelasjonskoeffisient	
Modell	ES
<i>D2</i>	0,5449
<i>E2</i>	0,6195
<i>6.1</i>	0,6079

Tabell 7: Korrelasjonskoeffisient mellom predikert og observert effektivitetsscore

Som vi ser i tabellen over er steg *D2*, hvor folketallet ikke kontrolleres for, klart dårligst. Den utgaven som benytter log av folketallet gjør også en litt bedre jobb til å predikere utfallet enn det *6.1* gjør med det rene folketallet.

## 7 Konklusjon

I denne oppgaven har jeg brukt en pooled og en random effects tobit modell for å estimere hva som forklarer variasjon i effektiviteten i kommunesektorens tjenesteproduksjon, i perioden 2010 til 2013. Formålet var å undersøke om overføringsavhengighet, målt som en kommunes skatteinntekter som andel av kommunens samlede inntekter, hadde en effekt på effektiviteten, eller mer presist om økt overføringsavhengighet fører til redusert effektivitet.

Ut i fra tidligere analyser av effektivitet i enten enkeltsektorer eller samlet effektivitet i kommunene, fant jeg forklaringsvariable som der ble funnet signifikante i sin forklaringskraft på effektiviteten som derfor og burde inkluderes i min undersøkelse. Samtidig som at de ikke burde utelates da de er funnet å forklare effektivitetsforskjeller kunne jeg bruke de til å se om den estimerte effekten av skatteandelen (målet på overføringsavhengighet) var robust.

Til syvende og sist viste resultatene mine at skatteandelen ikke har noen signifikant effekt. Det kan komme av at kommunene i så liten grad har hatt mulighet til å justere egne skatteinntekter at andelen i seg selv ikke er med på å påvirke hvor effektivt kommunen benytter midlene sine. Noe å se nærmere på kan være om hvor reelt det er at kommunen kan justere skatteinntektene i meningsfull grad.

Korrelasjonen mellom predikert og observert effektivitet gir og et hint om at det nok finnes utelatte faktorer som kan forklare effektivitetsvariasjonen. Om disse finnes og er mulige å måle kan presisjonen til modellen forbedres. Et mål på kommunale administratorers evne eller utdannelse kan være eksempler på dette.

## Referanser

- Afonso, A. og St.Aubyn, M. (2005): "Cross-country Efficiency of Secondary Education Provision." Working Paper 494, European Central Bank. URL [http://www.ecb.int/orfromtheSocialScienceResearchNetwork/electroniclibraryathttp://ssrn.com/abstract\\_id=726688](http://www.ecb.int/orfromtheSocialScienceResearchNetwork/electroniclibraryathttp://ssrn.com/abstract_id=726688).
- Barankay, I. og Lockwood, B. (2007): "Decentralization and the productive efficiency of government: Evidence from Swiss cantons." *Journal of Public Economics* 91, 165–189.
- Bird, R. (2010): "Subnational Taxation in Developing Countries: A Review of the Literature." Working Paper 5450, The World Bank, Poverty Reduction and Economic Management Network Economic Policy and Debt Department.
- Borge, L. (2014): "Effektivitet i kommunesektoren." Notatet er skrevet på oppdrag fra produktivitetskommisjonen ifb NOU 2015:1.
- Borge, L.-E., Brueckner, J. og Rattsø, J. (2014): "Partial fiscal decentralization and demand responsiveness of local public sector." *Journal of Urban Economics* 80, 153–163.
- Borge, L.-E., Falch, T. og Tovmo, P. (2008): "Public sector efficiency: the roles of political and budgetary institutions, fiscal capacity, and democratic participation." *Public Choice* 136, 475–495.
- Borge, L.-E., Nyhus, O.H. og Pettersen, I. (2014): "Effektivitet i kommunale tjenester: Analyser for 2010-2013." SØF-rapport nr 03/14.
- Borge, L.-E. og Haraldsvik, M. (2009): "Efficiency Potential and Determinants of Efficiency: An Analysis of the Care for the Elderly Sector in Norway." Working Paper 4, Department of Economics, NTNU.
- Borge, L.-E., og Naper, R. (2006): "Efficiency Potential and Efficiency Variation in Norwegian Lower Secondary Schools." *Public Finance Analysis* 62(2), 221–249.
- Borge, L.-E. og Rattsø, J. (2015): "Tax financing and tax equalization: Incentives and distribution in the welfare state." Kapittel 4 i "Interaction between local expenditure responsibilities and local tax policy", Red. Kim, J., Lotz, J. og Mau, N.J.
- Charnes, A., Cooper, W.W. og Rhodes, E. (1978): "Measuring the efficiency of decision making units." *European Journal of Operational Research* 2(6), 429–444.

- Hindriks, J. og Myles, G.D. (2013): *Intermediate Public Economics*. MIT Press.
- Lockwood, B. (2005): "Fiscal Decentralization: A Political Economy Perspective." Working Paper 721, University of Warwick, Department of economics.
- Martinez-Vazquez, J. (2007): "Revenue Assignments in the Practice of Fiscal Decentralization." Working Paper 07-09, Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University.
- Martinez-Vazquez, J. og Sepulveda, C.F. (2012): "Toward a More General Theory of Revenue Assignments." Working Paper 71, International Center for Public Policy. URL <http://scholarworks.gsu.edu/icepp/71>.
- Oates, W. (1972): *Fiscal federalism*. Harcourt Brace Jovanovich.
- Paler, L. (2007): "Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes." *Journal of Econometrics* (136), 31–64.
- Rattsø, J. (2003): "Vertical Fiscal Imbalance in a Welfare State: Norway." "Macroeconomic Stability in Decentralized Countries: The Challenge of Hard Budget Constraints," MIT Press, (133–160). Red. Rodden J., Eskeland G. og Litvack J.
- Regjeringen (2016): "Inntektsutjevningen." Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/inntektssystemet-for-kommuner-og-fylkeskommuner1/inntektsutjevningen/id548665/> (Hentet 29. april 2017).
- Schwager, R. (1999): "Administrative federalism and a central government with regionally biased preferences." *International Tax and Public Finance* 6, 165–189.
- Simar, L. og Wilson, P. (2013): "Keeping the Public Purse: An Experiment in Windfalls, Taxes, and the Incentives to Restrain Government." *American Political Science Review* 107(4), 706–725. URL <http://www.jstor.org/stable/43654030>.
- Varian, H. R. (1992): *Microeconomic analysis, 3rd edition*. Norton.