

Kommunepolitikk og lokal ulikhet.
En diskontinuitetsstudie av lokale
politiske regimer og inntektsulikhet
målt ved Gini-indeks

Sakityan August Kangkesu Nirmalanathan

Trondheim, September 2020

Masteroppgave i samfunnsøkonomi
Institutt for samfunnsøkonomi
Fakultet for økonomi
Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Veileder: Professor Jørn Rattsø

Abstract

This master thesis investigates the degree to which local political entities are able to affect a local income inequality indicator in the sample period 2004-2018. The analysis evaluates local councils in Norwegian municipalities as socialist majority-coalitions and non-socialist majority-coalitions in order to determine whether the causal effect of socialist majority-coalitions could reduce the income inequality in the Norwegian localities. The empirical framework used in this analysis is the Sharp Regression discontinuity design (RD). The implementation of the RD design exploits strict institutional features, namely the majority rule, as a threshold to assign local political entities to treatment or control groups, w.r.t. the share of socialist-coalition seats in the local councils at the threshold. The RD-estimate derives the local average treatment effect and has attractive properties in terms of causal interpretation.

The key findings from the analysis is that weak permanent (incumbency throughout the sample period) socialist majority-coalitions has a causal effect on the local Gini-coefficient. The results from the analysis offers a statistically significant treatment effect of -23.4%. The interpretation is that municipalities with weak permanent socialist majority-coalitions, compared to weak permanent non-socialist majority-coalitions on average will yield -23.4% reduced values for the Gini-coefficient. The findings suggests that local political entities are able to influence income inequality to some degree, but this takes time due to the slow adjustments to local policy. Limitations and possible sources for bias of the interpretations of long-term effects for det RD-estimates are discussed briefly.

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på min mastergrad ved Institutt for samfunnsøkonomi på NTNU. Først og fremst vil jeg takke min veileder, Professor Jørn Rattsø, for verdifulle tilbakemeldinger og gode råd. Jeg vil også rette en stor takk til familien Nirmalanathan og Elizabeth Marie Normann som har vært motiverende skikkelser i løpet av skriveprosessen.

Denne masteroppgaven er i sin helhet et selvstendig arbeid, og skrevet av undertegnede.

Sakityan August Kangkesu Nirmalanathan

14.09.2020

Sammendrag

Denne masteroppgaven undersøker lokale politiske regimers grad av påvirkning på en lokal inntektsulikhetsindikator i perioden 2004-2018. Analysen betrakter kommunestyre med sosialistiske og ikke-sosialistiske kommunestyre for å undersøke om sosialistiske majoritetskoalisjoner har en kausaleffekt som utjevner den lokale inntektsulikheten. Det metodiske rammeverket som benyttes for å trekke statistisk inferens er Sharp Regression Discontinuity Design. Diskontinuitetsdesignet utnytter institusjonelle forhold ved lokale valg og tilordner kommunestyre kontroll- og behandlingsstatus med hensyn på den sosialistiske representasjonsandelen i kommunene. Diskontinuitetsdesignet har attraktive egenskaper for å undersøke lokale gjennomsnittlige behandlingseffekter.

Hovedfunnene i analysen er at svake permanente kommunestyre med sosialistiske majoritetskoalisjoner har en kausaleffekt på inntektsulikhetsindikator, representert ved Gini-indeks. Resultatene fra analysen tilbyr bevis for at svake permanente sosialistiske majoritetskoalisjoner har 23.4% lavere gjennomsnittlige verdier for Gini-koeffisienten sammenlignet med svake permanente ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. Implikasjonen av resultatene er at lokale politiske partier kan påvirke inntektsulikheten i noen grad, men dette vil ta tid. Begrensninger ved tolkningen av RD-estimatet over tid adresseres kort i analysen.

Innhold

Abstract	i
Forord	ii
Sammendrag	iii
1 Introduksjon og litteratur	1
1.1 Problemstilling	4
2 Bakgrunn og rammeverk for analysen	5
2.1 Kommunalpolitisk rammeverk	6
2.1.1 Momenter ved det lokale valgsystemet	6
2.1.2 Kommunenes ansvars og inntektsgrunnlag	7
2.2 Politiske partier	8
2.2.1 Politiske koalisjoner	9
2.3 Teoretisk rammeverk for inntektsulikhetsindikator	14
2.3.1 Gini-koeffisienten	14
3 Data	17
3.1 Datasett	17
3.1.1 Valg av tidsperiode	17
3.1.2 Valg av tverrsnittsenheter	18
3.1.3 Manglende data	18
3.2 Variabler	19
3.2.1 Avhengig variabel - Gini-koeffisienten	19
3.2.2 Sosialistisk representasjonsandel	20
3.2.3 Kontrollvariabler	20
3.3 Gruppeobservasjoner	21
3.3.1 Mean-difference testing	21
4 Metode og empirisk spesifikasjon	25
4.1 Valg av metode	26
4.2 Regression Discontinuity Design (RD)	26

4.2.1	Forutsetninger oppsummert	31
5	Empirisk analyse og resultater	33
5.1	Spesifikasjonstester	34
5.1.1	Sortering i området rundt terskelverdien	35
5.1.2	Randomisering for kontinuitet	38
5.1.3	Balanse-test	39
5.2	Resultater	42
5.2.1	Grafisk presentasjon av utvalgene	42
5.2.2	Sensitivitetsanalyse av diskontinuitetsutvalg	44
5.2.3	Alle Kommunestyreter	47
5.2.4	Kommunestyreter med endring i politisk posisjon	47
5.2.5	Kommunestyreter med permanent politisk posisjon	47
5.3	Diskusjon	48
5.3.1	Drøfting av resultater	48
6	Konklusjon	52
	Referanser	54
A	Begrepsforklaring	56
B	Øvrige tabeller	57
B.1	Kommunesammenslåinger	58

Figurer

1.1	OECD Gini-Indeks	1
2.1	Venn-diagram koalisjoner	12
2.2	Majoriteter og representasjonsandeler i kommunestyrene	14
2.3	Grafisk fremstilling av Gini-koeffisienten	15
4.1	Behandlingseffekten τ i en enkel lineær RD-modell	28
5.1	Distribusjoner av normaliserte sosialistiske representasjonsandeler: Aggregert	35
5.2	Distribusjoner av normaliserte sosialistiske representasjonsandeler: Endret maktposisjon	36
5.3	Distribusjoner av normaliserte sosialistiske representasjonsandeler: Uendret maktposisjon	36
5.4	Grafisk presentasjon av RD: Alle kommunestyrer	43
5.5	Grafisk presentasjon av RD: Endret maktposisjon	43
5.6	Grafisk presentasjon: Uendret maktposisjon	44

Tabeller

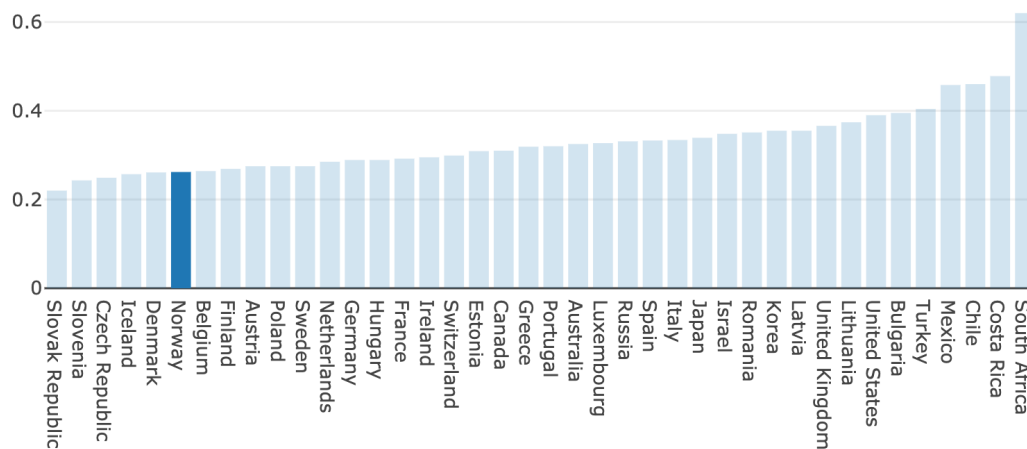
2.1	Kommunesektorens inntekter: Statsbudsjettet 2019	8
2.2	Kontemporære regjerings sammensetninger	10
2.3	Antall <i>kjernekoalisjoner</i> med majoritetsoppslutning	10
2.4	Koalisjonsutvidelser,	11
2.5	Koalisjonsmajoriteter i kommunene	13

3.1	Gjennomsnittlige målinger av Gini-koeffisienter i kommunene fra 2004-2018.	19
3.2	Deskriptiv statistikk for variabler	21
3.3	Mean-difference testing for hele utvalget	22
3.4	Oversikt over posisjonsbytter, <i>Turnover</i>	23
3.5	Mean-difference testing, kommunestyre med posisjonsendringer	24
5.1	Randomisering for kontinuitet	38
5.2	Balanse-tester	41
5.3	Resultater	46
5.4	Permanente koalisjoeffekter med konfidensintervall	50
B.1	Kommunesammenslåinger	58

Kapittel 1

Introduksjon og litteratur

Inntektsulikheten i Norge har over tid vist seg å være blant de mest jevnt fordelte landene i en global kontekst.¹ I figur 1.1 er Gini-koeffisienten for de 37 OECD-landene rangert i stigende rekkefølge. Norge er uthevet i figuren og rangert blant de landene med lavest inntektssulikhet på nasjonalt plan.²



Figur 1.1: Diagrammet viser Norges plassering, rangert etter de 37 OECD-landene.

1. OECD målinger for perioden 2004-2019 stadfester dette.

2. Income inequality (indicator) OECD (2020), «OECD - Income Inequality», 2019, sjekket 26. august 2020.

Inntektsulikheten er dog økende i industrialiserte land, også i Norge. Litteraturen om drivkreftene bak ulikheten med tilhørende evalueringer av politiske virkemidler som kan redusere ulikheten er svært omfattende. Oppgaven er i stor grad motivert av litteraturen som studerer emner om regional variasjon av ulikhet. Eksempler på slike studier er Glaeser, Resseger og Tobio (2009) som studerer urban inntektsulikhet ved betraktning av ferdighetskomposisjonen til urbane innbyggere.³ I studien presenteres resultater som viser til at en tredjedel av variasjonen i inntektsulikhet kan tilordnes ulikheter i ferdigheter. De regionale ulikhetene i ferdigheter relateres så til historiske utdanningstrender og innvandring, samtidig som det konkluderes med at ulikheter i avkastning på ferdigheter kan relateres til lokal tilstedeværelse av industri. Baum-Snow og Pavan (2013) relaterer en raskere utvikling i spredningen i timelønn for større byer sammenlignet med mindre byer.⁴ I Skandinavisk sammenheng motiveres oppgaven hovedsaklig av Petterson-Lindbom (2008) som undersøker kausaleffekten av lokale sosialistiske stemmeandeler på lokale fiskale og økonomiske nøkkelvariabler for Sveriges 288 lokale politiske regimer. Artikkelen betrakter valgperiodene i tidsintervallet 1974-1994.⁵ Petterson-Lindbom undersøker om sosialistiske stemmeandeler i kommunene har en kausaleffekt på variabler som kommunens komsom per capita, konsum som andel av inntekt per capita, arbeidsledighetsraten og antall ansatte i kommunen.

Det er utfordrende å estimere kausaleffekter av sosialistiske stemmeandeler på økonomiske variabler fordi partier ikke blir tilfeldig valgt for å styre lokale politiske regimer. Det kan for eksempel være umålbare preferanser som stemmeberettigede har, som videre kan relateres til fundamentale forhold i den lokale økonomien. En korrelasjon mellom utfallsvariabel og lokale sosialistiske stemmeandeler kan derfor ikke betraktes som en kausaleffekt. Slike endogenitetsproblemer ved politiske institusjoner adresseres av Aghion, Alesina & Trebbi (2008) ved å belyse karakteristikker i en politisk enhet som kan påvirke valgpreferanser hos de stemmeberettigede.⁶ Et konkret eksempel på endogenitet kan være at fattige kommuner stemmer for mer redistribusjon av inntekten i kommunen etter betraktning av inntektsulikheten. Valget av den politiske representasjonen vil derfor ikke være tilfeldig. Endogenitet benyttes

3. Kristina Tobio Edward L. Glaeser Matt Resseger, «Inequality in cities», *Journal Of Regional Science*, 2009, 617–630.

4. Ronni Pavan Nathaniel Baum-Snow, «Inequality and City Size», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, 2013, 1535–1548.

5. Per Petterson-Lindbom, «Do Parties Matter for Economic Outcomes? A Regression-Discontinuity Approach», *Journal of the European Economic Association* Vol. 6-5, 2008, 15.

6. Francesco Trebbi Philippe Aghion Alberto Alesina, «Endogenous Political Institutions», *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, 2004, 565–611.

i denne oppgaven som en samlebetegnelse for problemer vedrørende utelatt variabel og simultanitet som medvirker til at estimater blir forventningsskjeve.

Kausaleffekten kan estimeres dersom valget av politisk maktinnehaver er randomisert, fordi randomisering innebærer at det ikke er noen systematiske forskjeller mellom kommuner med ulike partier i politisk posisjon. En slik randomisering vil være urealistisk som følge av de naturlige egenskapene til en demokratisk valgprosess. Det er dog mulig å approksimere randomisering ved bruk av modeller som er nærliggende randomiserte kontrollstudier. Petterson-Lindbom utnytter de institusjonelle egenskapene ved lokale valg for å gjøre inferens om partieffekten ved bruk av *Sharp Regression Discontinuity Design*. Konkret benytter forfatteren det faktum at parti-kontrollen endres diskontinuerlig ved 50% av stemmeandelen i kommunene. For å finne partieffekten av ulike økonomiske variabler differensierer Petterson-Lindbom mellom sosialistiske og ikke-sosialistiske kommunestyre. Argumentasjonen forankres i at det er klare skillelinjer mellom hvilke partier som tilhører de forskjellige politiske blokkene i Sverige. Hovedidéen bak diskontinuitetsdesignet er å sammenligne observasjoner av utfallsvariabelen i nærområdet av en terskelverdi som inngår i en kontinuerlig variabel.⁷ Denne terskelverdien avgjør om observasjonene får behandlingsstatus eller kontrollstatus. Den lokale gjennomsnittlige behandlingseffekten vil ha kausale egenskaper fordi det antas at de politiske enhetene i nærområdet av behandlingsterskelen har like karakteristikk, foruten behandlingen. De politiske enhetene i behandlingsgruppen vil dermed vise til det kontrafaktiske utfallet sammenlignet med kontrollgruppen, fordi det antas at observasjonene i dette området vil være *så godt som randomisert*.⁸ Resultatene fra analysen viser til at lokale sosialistiske regimers offentlige forbruk er 2-3% høyere enn ikke-sosialistiske regimer. Det konkluderes med at arbeidsledighetsraten er 7% lavere i sosialistiske regimer som videre begrunnes med at sosialistiske regimer har 4% flere offentlig ansatte.

Slike studier påviser geografisk variasjon i ulikhet lokalt, noe som motiverer videre undersøkelse om hvordan lokale politiske institusjoner kan påvirke ulikheten. Det kan være lokale fundamentale forhold som gir ulike regioner komparative fortrinn som skaper variasjon i arbeidsmarkeder, kompetansekompisjonen og lokale utdanningstilbud. For å påvirke ulikheten må politiske representanter tilrettelegge for utbedring av tjenestetilbudet i lokalitetene ved for eksempel å incentivere mobiliseringen av nye næringer indirekte ved utbedring av infrastruktur eller andre virkemidler som det lokale mandatet

7. Petterson-Lindbom bruker "*vote-share*" / stemmeandel

8. Thomas Lemieux David S. Lee, «Regression Discontinuity Designs in Economics», *Journal of Economic Literature*, Vol. 48, 2010, 281–355.

har. Det kunne vært interessant å undersøke slike virkemidler, men denne analysen vil i det følgende konsentrere seg om hvordan ulike politiske systemer avspeiler innbyggernes preferanser om utjevning gjennom lokale valg.

1.1 Problemstilling

Med utgangspunkt i de attraktive egenskapene til diskontinuitetsdesignt er det derfor interessant å undersøke det regionale aspektet for i inntektsulikheten i Norge. Det regionale ulikhetsaspektet beskrives best på kommunenivå ved en lokal ulikhetsindikator. Problemstillingen som undersøkes i oppgaven formuleres på følgende måte: I hvilken grad påvirkes den lokale inntektsulikheten av sosialistiske majoritetskoalisjoner i kommunestyrene? Framgangsmåten for oppgaven vil for det meste følge Petterson-Lindbom, men det utføres flere modifikasjoner for praktisk anvendelse i det norske politiske landskapet. Hypotesen som fremsettes er at kommunestyre med sosialistisk majoritetsrepresentasjon fører til lavere inntektsulikhet sammenlignet med kommunestyre med ikke-sosialistisk majoritetsoppslutning. De lokale politiske jurisdiksjonene defineres i denne oppgaven som norske kommuner med politiske representanter som det enkelte kommunestyret tildeles gjennom en demokratisk valgprosess. I denne analysen utnyttes andelen av kommunestyrerepresentanter i stedet for stemmeandelen som Petterson-Lindbom, for å determinere behandlingen på en eksplisitt måte. Valget begrunnes med at kommunestyrerepresentantene vil være en direkte avspeiling av representantskapet som tjenesteyter i løpet av valgperioden. Majoritetsrepresentasjonsandelen vil enten være sosialistisk eller ikke-sosialistisk. Det vil derfor være en tydelig deterministisk variabel for majoritetsrepresentasjonen i kommunestyrene.

Opgaven er strukturert på følgende måte. I kapittel 2 vil bakgrunnen for det politiske og teoretiske rammeverket for analysen presenteres. I kapittel 3 vil datamaterialet presenteres, og enkle utvalgstester foretas for å beskrive forskjellen mellom sosialistiske og ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. Kapittel 4 presenterer formelt metoden som benyttes i analysen. I kapittel 5 gjennomføres analysen etter at det utføres diverse spesifikasjonstester for å styrke kredibiliteten til estimatene. Deretter diskuteres resultatene fra analysen. I kapittel 6 konkluderes oppgaven.

Kapittel 2

Bakgrunn og rammeverk for analysen

Norske kommuner er å betrakte som svært homogene. Denne påstanden forankres i det faktum at den sentrale myndighet legger et rammeverk med like institusjonelle forutsetninger for kommunene. Kommunene kan innenfor rammene fastsatt av stortinget implementere ytterligere bestemmelser for å omfordele inntekten i kommunene. Det er i aller høyeste grad det samme utvalget av politiske partier som representeres i hver kommune, men det er også tilstedeværelse av representasjon fra lokale partier og lister samt felleslister i kommunestyrene. Dette utgangspunktet tilrettelegger for å innsnevre idiosynkratiske faktorer som kan påvirke konklusjonen om hvorvidt det eksisterer en kausalsammenheng mellom politisk sammensetning i kommunestyrene og lokal inntektsulikhet i Norge. Denne analysen utnytter homogeniteten i de institusjonelle forutsetningene nasjonalt. Tverrsnittstudier av forskjellige land inkluderer et bredt spekter av politiske styreformer, variabilitet i tolkning av ideologi og andre institusjonelle forhold som kan være utfordrende å kvantifisere. Konformiteten i meningsgrunnlaget blant partiene både lokalt og sentralt er helt essensiell for å kunne differensiere mellom den sosialistiske og ikke-sosialistiske partisammensetningen som blir presentert i dette kapitlet. Det hender dog at lokale representanter bestrider stortingsrepresentanter fra samme parti i enkeltsaker, men slike uoverensstemmelser kan løses innbyrdes på eksempelvis landsmøtet til de enkelte partier.

Kapitlet deles inn i tre deler. Delkapittel 2.1 beskriver det kommunalpolitiske rammeverket for å klargjøre styringsgrunnlaget for de lokale administrative enhetene. Dette er hensiktsmessig for å tydeliggjøre rammeverket for det lokale valgsystemet og kommunen som en administrativ enhet. I

delkapittelet vil det bli redegjort for det lokale valgsystemet, rollefordelingen mellom stat og kommune og hvordan diverse prosjekter og aktiviteter generelt finansieres. Deretter vil en oversikt over de politiske partiene som benyttes i analysen presenteres og klassifiseres etter politiske koalisjoner. Begrunnelsen og determineringen av koalisjonene i dette kapittelet er grunnleggende for den videre analysen i kapittel 5.3. Kapittel 2.3 redegjør for det teoretiske rammeverket for Gini-koeffisienten, som er den avhengige variabelen i analysen.

2.1 Kommunalpolitisk rammeverk

2.1.1 Momenter ved det lokale valgsystemet

Kommunestyrevalget følger en demokratisk valgprosess og avholdes hvert fjerde år, to år etter stortingsvalget. Regjeringen fastsetter valgdagen til en mandag i september, vanligvis i løpet av de to første ukene i måneden.⁹ Valget gjelder i fire år og den sittende ordfører kaller inn det nye kommunestyret til et konstituerende møte, vanligvis innen utgangen av påfølgende måned.

For å ha stemmerett ved et kommunestyrevalg må man være norsk statsborger som har fylt 18 år innen utgangen av det året som valget avholdes. Statsborgere i andre nordiske land er også berettiget stemmegivning dersom man har fylt 18 år innen utgangen av valgåret, og er registrert bosatt i valgkommunen før 30. Juni i valgåret. Utenlandske statsborgere som har fylt 18 år innen utgangen av valgåret får også stemme ved valget. Denne gruppen må også ha vært registrert bosatt i Norge de tre siste årene innen valgdagen. I et kommunestyrevalg er det altså flere som har stemmerett sammenlignet med et stortingsvalg, da utelukkende norske statsborgere har stemmerett ved stortingsvalget.

Hver kommune utgjør en politisk jurisdiksjon. Den beslutningstagende myndighet i hver kommune er et folkevalgt kommunestyre som skal reflektere de avgitte stemmene i valgkretsen. Kommunen bestemmer selv hvor mange politiske representanter som skal tjenestegjøre i kommunestyret, men må forholde seg til minimumskravene i kommuneloven kapittel to, paragraf syv. Etter lovgivningen er minimumskravet for antall kommunestyremedlemmer elleve representanter for en kommune med innbyggertall færre enn 5 000, mens

9. Ole T. Berg, «kommunestyre- og fylkestingsvalg», Rammeverk for gjennomføring av demokratisk valgprosess, 2019, sjekket 15. februar 2020, https://snl.no/kommunestyre-og_fylkestingsvalg.

for en kommune med innbyggertall over 300 000 må det være minst 43 representanter i kommunestyret.¹⁰ Kravene stilles som minimumsrepresentasjon for nedre og øvre befolkningsgrenser, men det finnes ytterligere bestemmelser for minimumsrepresentasjon for innbyggertall mellom ytterpunktene.

Valgoppgjøret i kommunen skjer i to omganger. Først avgjøres fordelingen av politisk representasjon etter den proporsjonale representasjonsmodellen, også kjent som oddetallsmodellen. Denne fordelingsmodellen ble introdusert av Andres Sainte-Lagüe.¹¹ Deretter vil de respektive politiske partiene avgjøre hvilke kandidater som skal representere mandatene som partiet er blitt tildelt. Partienes representanter i kommunestyrene konkluderes ved kandidatkåringen. I kommunevalget vil velgerne ha muligheten til å påvirke utfallet av kandidatkåringene ved å gi kandidatene en tilleggsstemme.¹²

2.1.2 Kommunenes ansvars og inntektsgrunnlag

Regjeringen gjennom stortinget avgjør ansvarsområdene til kommunene i Norge. Ansvarsområdene innebefatter blant annet forsyning av delvis kollektive goder og tjenester som barnehager, grunnskoler, primærhelsetjenester, alders- og sykehjem, hjemmehjelp og sosialhjelp. Andre goder og tjenester som forvaltes av kommunene er infrastruktur som kommunale veier, vann- og avløpssystemer, avfallshåndtering og brannvesen. Kommunen fungerer også som regulerings- og planmyndighet.

Kommunenes inntektsgrunnlag er i stor grad skatt som pålegges alminnelig inntekt og formue. Denne skatten betales av personlige skatteyttere som er bosatt i de respektive kommunene. Trinnskatt, trygdeavgift samt majoriteten av skatteinntektene fra bedrifter tilfaller staten. En annen viktig inntektskilde for kommunene er kommunale avgifter og egenbetalinger som finansierer de løpende driftskostnadene i kommunene. Kommunene står fritt til å implementere eiendomsskatt på primærbolig- og fritidseiendom. Rammene for skattesatsene bestemmes av stortinget, som hvert år fastsetter minimums- og maksimumsgrenser på skatt av alminnelig inntekt og formue, så vel som eiendomsskatt. Skattesatsen for eiendomsskatt og kommunale avgifter varierer mellom kommunene. I tillegg til skatteinntektene som inndrives fra

10. Lovdata, «Kommuneloven, §7. Kommunestyrets av fylkestingets sammensetning», 2006, sjekket 15. februar 2020, <https://lovdata.no/lov/1992-09-25-107/%C2%A77>.

11. Daniel M. Smith Jon H. Fiva, «Norwegian Parliamentary Elections, 1906-2013: Representation and Turnout Across Four Electoral Systems», *working paper - Department of Economics, BI*, 2017, 6.

12. Tilleggsstemmer er også kjent som *slengere* på folkemunne.

innbyggerene og eiendomsinnehavere i kommunen suppleres kommunenes inntektsgrunnlag ytterligere fra staten i form av rammetilskudd og øremerkede tilskudd.¹³ Rammetilskudd er frie midler som kommunene disponerer etter lokale prioriteringer mens øremerkede tilskudd er ad hoc-tilskudd der staten prioriterer formålet. Sistnevnte kan for eksempel være prisvriente tilskudd som kan knyttes opp mot en spesifikk aktivitet eller for å dekke en spesifikk kostnad.¹⁴ Kommunens øvrige inntektsgrunnlag innhentes fra momskompensasjon, renter og utbytter. I tabell 2.1 finnes en oversikt over kommunesektorens inntektsgrunnlag som andeler av total inntekt, aggregert på nasjonalt nivå. Tallene er innhentet fra statsbudsjettet for 2019.

Kommunesektorens inntekter: Statsbudsjettet 2019	
Inntektskilde	Andel
Skatteinntekter	40 %
Avgifter og egenbetalinger	14 %
Rammetilskudd	32 %
Øremerkede tilskudd	6 %
Momskompensasjon	5 %
Renter og utbytter	3 %

Tabell 2.1: Tabellen viser andelsmessige inntektsposter for kommunesektorens inntekter fra statsbudsjettet 2019.

2.2 Politiske partier

I denne analysen betraktes representanter i kommunestyrene fra de politiske partiene i valgperiodene fra og med 2003 til og med 2018. Representantene i kommunene er valgt etter en demokratisk valgprosess og kan dermed betraktes som en fullverdig gjenpart av avgitte stemmer. Deskriptiv statistikk blir formelt presentert i kapittel 3.2.

Det partipolitiske bildet i Norge defineres ut i fra en konvensjonell politisk venstre- til høyreakse som baserer seg på ideologisk forankring. Langs venstreaksen representeres politiske partier med sosialistisk forankring, mens partiene langs høyreaksen representerer partier med borgerlige prinsipper. I

13. KS.no, «Kommunenes skatteinntekter – hva består de av?», se figur 1. Finansiering av kommunesektoren, 2019, sjekket 27. februar 2020, <https://www.ks.no/fagomrader/okonomi/skatteinntekter/kommunenes-skatteinntekter--hva-bestar-de-av/>.

14. Jon Magnussen, «Øremerkede tilskudd», 2020, sjekket 27. februar 2020, https://sml.sn1.no/%5C%C3%5C%B8remerkede_tilskudd.

denne perioden er det i alt 22 politiske partier som har stilt til kommunestyrevalget på tvers av kommunene. Kandidatene som velges inn i kommunestyret representerer i aller største grad etablerte politiske partier, men det er også stilt kandidatur fra både felleslister, lokale lister og lokale partier. Lokale lister er representanter som ønsker å stille til kommunevalg uavhengig av et politisk parti.¹⁵ Partiuavhengige lister som lokale lister oppstår som regel når det er en stedsspesifikk politisk sak som er anliggende, og representanter har ofte representasjonstid til det anliggende blir prioritert lokalt. Felleslister på den annen side oppstår som regel i kommuner der representasjonen ikke er tilstrekkelig på grunn av lavt innbyggertall. Som følge av dette kan kandidaten stille til valg for flere partier samtidig. Ofte samarbeider partiene om å etablere en konsolidert kandidatliste. Kandidatene stiller som regel til valg på felleslister for partier med lik ideologisk forankring. Kandidatur tilsluttet felleslister er kun lovlige ved kommunestyrevalg.

De etablerte partiene som representeres i kommunestyrene i denne analysen er Norges kommunistiske parti (Nkp), Rødt (R), Sosialistisk venstreparti (Sv), Arbeiderpartiet (Ap), Senterpartiet (Sp), Venstre (V), Kristelig folkeparti (KrF), Miljøpartiet de grønne (MDG), Høyre (H), Fremskrittspartiet (FrP), Pensjonistpartiet (Pp), Kystpartiet (Kp), Demokratene (D), Samefolkets parti (SfP), lokale lister, felleslister og andre lokale partier der ideologisk forankring er udefinert. Sistnevnte grupperes separat og er ikke overlappende med lokale lister eller felleslister som også representeres i kommunestyre i valgperiodene.

2.2.1 Politiske koalisjoner

For å kunne gjøre en distinksjon mellom sosialistiske og borgerlige partier er det hensiktsmessig å betrakte regjeringssammensetningene i valgperiodene. Partikoalisjoner i regjeringen vil i stor grad kunne gjenspeile foretrukne partisamarbeid lokalt.

I tabell 2.2 vises tidligere regjeringssammensetninger.¹⁶ Det er særlig de tre siste regjeringssammensetningene som benyttes for å determinere koalisjonene i analysen, men tidligere regjeringer er også inkludert for å tydeliggjøre det historiske samarbeidsaspektet. Senterpartiet har historisk sett inngått flere koalisjoner med de verdikonservative partiene, sist ved Bondeviks første regjering. Partiet har de senere årene inngått koalisjoner med partier fra den sosialistiske fløyen i det sentrale valget. De senere regjeringskoalisjone-

15. Disse listene omtales gjerne som bygdelister på folkemunne.

16. Hentet fra regjeringen.no

Regjerings sammensetninger			
Periode	Regjering	Partier	Parlamentarisk grunnlag
1989-1990	Syse	H, KrF, Sp	Mindretallsregjering
1990-1996	Brundtland III	Ap	Mindretallsregjering
1996-1997	Jagland	Ap	Mindretallsregjering
1997-2000	Bondevik I	KrF, V, Sp	Mindretallsregjering
2000-2001	Stoltenberg I	Ap	Mindretallsregjering
2001-2005	Bondevik II	KrF, H, V	Mindretallsregjering
2005-2013	Stoltenberg II	A, Sp, Sv	Flertallsregjering
2013-	Solberg	H, FrP, V, KrF	Mindretallsregjering

Tabell 2.2: Regjeringer, partisammensetning og parlamentarisk grunnlag.

ne tilordnes dominerende relevans, og er avgjørende for determineringen av kjernekoalisjoner. I analysens betraktningsperiode observeres hovedsaklig to kjernekoalisjoner i regjeringen. Den *sosialistiske kjernekoalisjonen*¹⁷ består av Arbeiderpartiet, Sosialistisk venstreparti og Senterpartiet, mens den *borgerlige kjernekoalisjonen* består av Høyre, Kristelig folkeparti og Venstre. Koalisjonsdetermineringen anvendes i lokale styringsregimer, og nærmere bestemmelser for utvidede koalisjoner presiseres.

Kjernekoalisjoner med majoritetsoppslutning i kommunene				
Valgperiode	Sosialistiske	Borgerlige	Ingen kjernemajoriteter	sum
	(1)	(2)	(3)	(4)
2003-2006	263	31	132	426
2007-2010	215	36	175	426
2011-2014	198	62	166	426
2015-2019	247	28	151	426

Tabell 2.3: Tabellen viser antall kommuner i perioden der kjernekoalisjoner har majoritetsoppslutning.

Tabell 2.3 viser antall kommunestyreder der representasjonsandelen til kjernekoalisjonene utgjør mer enn 50% av representasjonen i kommunestyrene. Det opprettes binære variabler som angir majoritetsoppslutning for sosialistiske og borgerlige kjernekoalisjoner. Det observeres fra kolonne 1 at det er tydelig overvekt av sosialistiske kjernemajoriteter i periodene, mens borgerlige kjernemajoriteter som observeres i kolonne 2 er mindre pregede. I kolonne 3

17. Se Tillegg A for begrepsforklaring

tallfestes de resterende kommunestyrene; de kommunestyrene som hverken har majoritetsoppplutning fra en sosialistisk eller borgerlig kjernekoalisjon. Tallene i kolonne 3 er høye fordi representasjonsandelen fra de resterende partiene, fellestater og lokale lister ikke er inkludert. For å danne et korrekt bilde av majoritetsoppplutning i kommunene vil de resterende partiene klassifiseres etter hvilke kjernekoalisjoner de kollaborerer med. Den *utvidede sosialistiske koalisjonen* vil være representantene fra partiene som inngår i den kjernesosialistiske koalisjonen samt Norges kommunistiske parti (Nkp), Rødt (R) og Miljøpartiet de grønne (MDG). Tilsvarende vil partiene som inngår i den *utvidede borgerlige koalisjonen* bestå av den kjerneborgerlige koalisjonen, Fremskrittspartiet (FrP), Kystpartiet (Kp), Pensjonistpartiet (Pp) og Demokratene (D). Klassifiseringen av partiene som tillegges kjernekoalisjonene er gjort med utgangspunkt i de enkelte partienes ideologiske tilhørighet og verdigrunnlag. I tabell 2.4, kolonne 2 fremkommer fordelingen av utvidede majoritetskoalisjoner for periodene.

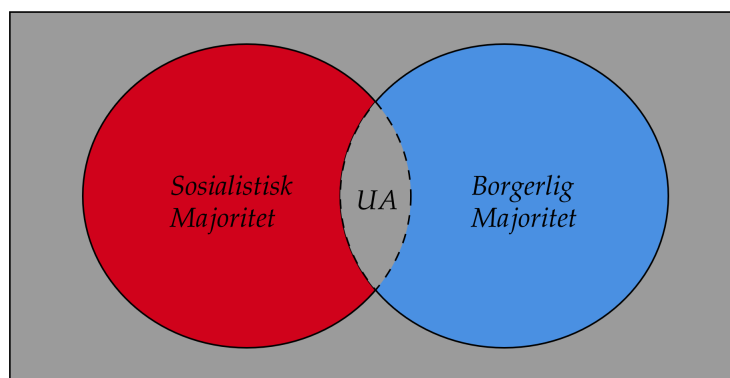
Koalisjonsutvidelser: Koalisjonsmajoriteter i kommunene			
Valgperiode	Kjernekoalisjon (1)	Utvidet koalisjon (2)	(2)+UA (3)
Sosialistiske majoriteter			
2003-2006	263	268	326
2007-2010	215	221	284
2011-2014	198	208	260
2015-2019	248	277	332
Borgerlige majoriteter			
2003-2006	31	114	172
2007-2010	36	148	211
2011-2014	62	171	223
2015-2019	28	98	153

Tabell 2.4: Tabellen viser antall kommunestyre med politisk koalisjonsmajoritet i valgperiodene.

Den gjenstående representasjonen som ikke inkluderes i de utvidede koalisjonene i kommunestyrene er dermed fra Samefolkets parti, fellestater, lokale lister og andre lokale partier. Determineringen av den ideologiske tilhørigheten til grupperingene er utfordrende. Manglende variabelinformasjon om fellestater, lokale lister og andre partier i forhold til ideologisk tilhørighet gjør at de overnevnte grupperingene konsolideres under variabelen *uavklart ideologisk tilhørighet (UA)*. I tabell 2.4, kolonne 3 utvides hhv. de allerede

utvidede sosialistiske og borgerlige koalisjonene ytterligere med den aggregerte representasjonsandelen fra partier/lister med uavklart ideologisk tilhørighet. Tallene er svært høye sammenlignet med tallene fra de andre kolonnene i samme tabell. Implikasjonen er at flere av de samme kommunene inngår som både sosialistiske og borgerlige majoriteter etter at den uavklarte representasjonsandelen inkluderes i begge utvidede koalisjoner. Dette strider med modellforutsetningene som blir presentert i kapittel 4.2. Problematikken billedliggjøres i figur 2.1.

For å korrigere dette avledes en trenær variabel ved å subtrahere dummyvariabelene som determinerer hhv. sosialistiske og borgerlige majoriteter med den uavklarte representasjonsandelen fra tabell 2.4, kolonne 3. De nye tallverdiene som inngår i den trenære variabelen er $[1, 0, -1]$, der 1 representerer kommunestyre med sosialistisk majoritet, 0 representerer kommunestyre med uavklart majoritet og -1 representerer borgerlig majoritet. På denne måten kan de overlappende uavklarte majoritetene identifiseres, og således fjernes slik at majoritetsoppslutningen i kommunestyrene kan klassifiseres som to gjensidig utelukkende grupperinger.¹⁸



Figur 2.1: Venn-diagrammet viser hvordan den trenære variabelen identifiserer kommunestyre med uavklart majoritetsoppslutning

I tabell 2.5, kolonne 1 observeres de kommunestyrene i periodene der representasjonsandelen fra den utvidede sosialistiske koalisjonen og den uav-

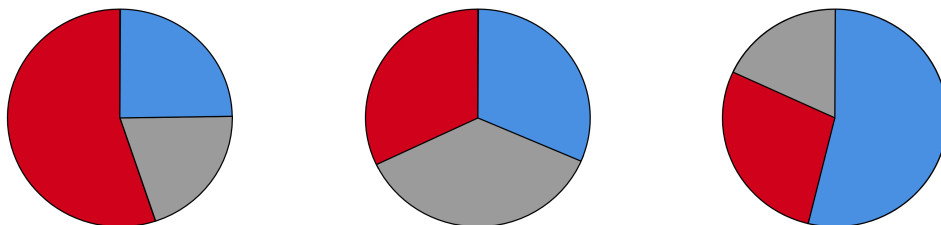
18. Dersom de kommunestyrene med uavklart majoritetsoppslutning hadde blitt inkludert ville estimatet blitt forventingskjevnt fordi det strider med modellforutsetningene for Regression Discontinuity Design, se delkapittel 4.2

klarte representasjonsandelen i felleskap skaper majoritetsoppslutning. Et vilkårlig kommunestyre fra kolonne 1 betraktes for å presisere intuisjonen. Dersom den uavklarte representasjonsandelen velger å stå i opposisjon til den utvidede sosialistiske representasjonsandelen sammen med den utvidede borgerlige representasjonsandelen i kommunestyret, vil det ikke forårsake en borgerlig majoritetsoppslutning. Dette er fordi den uavklarte representasjonsandelen og den utvidede borgerlige representasjonsandelen i felleskap ikke vil utgjøre mer enn 50% av representasjonsandelen i kommunestyret. Representasjonsandelen til et slikt kommunestyre eksemplifiseres i figur 2.2a. I tråd med argumentasjonen er det hensiktsmessig å anta at den uavklarte representasjonsandelen vil kunne dra nytte av å kollaborere med den utvidede sosialistiske koalisjonen. I kolonne 2 observeres det borgerlige motstykket til kolonne 1, mens kolonne 3 viser antall kommunestyrer i periodene der den uavklarte representasjonsandelen enten alene eller i felleskap, oppnår eller avgjør majoritetsoppslutningen i kommunestyret. Eksempler på representasjonsandelen i de forskjellige kommunene illustreres i figur 2.2. Sammenlignes tallene i tabell 2.4, kolonne 2 med tabell 2.5, kolonne 1 og 2 vil sistnevnte være en bedre approksimasjon for å determinere sosialistiske og borgerlige majoritetskoalisjoner i kommunestyrene.

Endelig grunnlag: Koalisjonsmajoriteter i kommunene				
Valgperiode	Sosialistiske (1)	Borgerlige (2)	Udefinerte majoriteter (3)	N/A (4)
2003-2006	254	100	58	14
2007-2010	215	142	63	6
2011-2014	203	166	52	5
2015-2019	273	94	55	4
sum 2003-2019	945	502	228	102

Tabell 2.5: Tabellen viser resultater fra en ternær variabel som viser antall kommuner med sosialistiske og borgerlige majoritetskoalisjoner samt kommuner der ideologisk majoritet er uavklart.

Det endelige grunnlaget for koalisjonsmajoriteter som presenteres i tabell 2.5 er essensiell da formålet med analysen er å vurdere om det eksisterer en kausalsammenheng mellom lokale sosialistiske styringsregimer og inntektsulikhet. Distinksjonen tilrettelegger for videre betraktningen av et binært forhold med utgangspunkt i sosialistiske majoriteter. En sosialistisk eller ikke-sosialistisk majoritetskoalisjon gir nå en klar indikasjon på det politiske



(a) Sosialistisk majoritet (b) Uavklart majoritet (c) Borgerlig majoritet

Figur 2.2: Figurene viser kommunestyre etter utvidede sosialistiske, uavklarte og borgerlige majoritetskoalisjoner.

styringsregimet i et kommunestyre. I utvalgsperioden ser man fra tabellen at det finnes 945 kommunestyre med sosialistiske majoritetskoalisjoner, 502 kommunestyre med borgerlige majoritetskoalisjoner og 228 kommunestyre der den uavklarte representasjonen alene eller i felleskap med andre utvidede koalisjoner oppnår majoritetsoppslutning. Det presiseres at representasjonsandelen i kommunene ikke varierer i løpet av valgperioden, i motsetning til inntektsulikhetsindikatoren som vil kunne variere innad og på tvers av valgperiodene.

2.3 Teoretisk rammeverk for inntektsulikhetsindikator

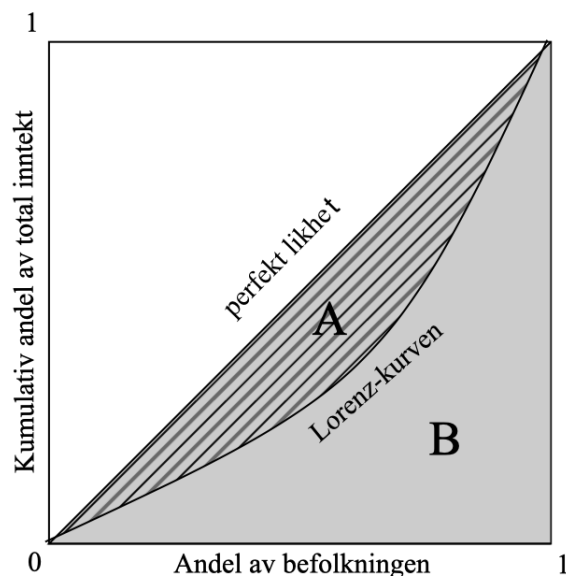
Inntektsulikhhet kan måles på mange måter. Det er i denne oppgaven blitt tatt utgangspunkt i Gini-koeffisienten. I 2.3.1 vil Gini-koeffisientens egenskaper belyses ved analytisk og grafisk fremstilling.

2.3.1 Gini-koeffisienten

Gini-koeffisienten er et statistisk mål på spredning. Koeffisienten ble utviklet av Corrado Gini i 1912¹⁹ for å måle inntektsulikheten i en frekvensfordeling. Koeffisienten tilbyr mer informasjon om fordeling av inntekt i en økonomi enn

19. Michael P. Todaro, «Economic Development, 12th. Edition», *Ch. 5: Poverty, inequality and development*, 2015, 15.

gjennomsnitts- og medianinntekt. Koeffisienten er definert i intervallet 0 og 1, der ekstremverdien 0 impliserer perfekt likhet i fordelingen, mens 1 impliserer en perfekt skjev fordeling. I det første tilfellet vil alle enheter i populasjonen ha samme inntekt, og i det siste tilfellet vil én enhet i populasjonen ha hele inntekten.



Figur 2.3: Illustrasjonen viser likhetslinjen og Lorenz-kurven.

Figur 2.3 betraktes ytterligere for å forsterke intuisjonen av koeffisienten. Den horisontale aksene representerer andelen av befolkningen mens den vertikale aksene representerer den kumulative andelen av inntekten i økonomien. Både den vertikale og horisontale aksene er definert i intervallet $[0,1]$. Den diagonale linjen viser til tilfellet for *perfekt likhet*. Langs denne linjen vil inntekten være proporsjonalt fordelt med andelen av befolkningen. Eksempelvis innebærer dette at 50% av befolkningen mottar 50% av inntekten. *Lorenz-kurven* viser til den faktiske distribusjonen av inntekten til befolkningen i økonomien. I figuren vil 50% av befolkningen generere mindre enn 50% av inntekten i økonomien. Det presiseres at Gini-koeffisienten i dette tilfellet kun er en indikator på fordelingen av den totale inntekten i de geografiske enhetene. Koeffisienten tar ikke høyde for hvor stor inntekt som fordeles og således heller ikke noe om økonomisk velstand eller andre fundamentale forhold i økonomien.

La området $(A+B)$ under likhetslinjen være $y = x$, mens arealet under Lorenz-kurven (B) være $y = L(x)$

$$\int_0^1 [x - L(x)] dx \quad (2.1)$$

Uttrykket i 2.1 angir det bestemte integralet for ulikhetsområdet "A" i figur 2.3. Idealområdet er arealet under likhetslinjen "(A+B)". Ginikoeffisienten finnes ved å dividere ulikhetsområdet på idealområdet.

$$G = \frac{\int_0^1 [x - L(x)] dx}{\frac{1}{2}}, \quad 0 \leq G \leq 1. \quad (2.2)$$

$$G = 2 \int_0^1 [x - L(x)] dx \quad (2.3)$$

Løser ut det bestemte integralet

$$G = 2 \left[\frac{1}{2} x^2 \Big|_0^1 - \int_0^1 L(x) dx \right] \quad (2.4)$$

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(x) dx \quad (2.5)$$

Relasjon 2.5 gir Gini-koeffisienten for en definert Lorenz-kurve ($L(x)$). Størrelsen av Gini-koeffisienten bestemmes av den kombinerte konveksiteten til Lorenz-kurven i planet definert under likhetslinjen.

Kapittel 3

Data

Det balanserte paneldatasettet som benyttes i analysen tar utgangspunkt i de kommunene som eksisterte i 2017. På dette tidspunktet var det 426 kommuner i Norge.²⁰ Referanseåret 2017 begrunnes med den omfattende restruktureringen av kommunesektoren som ble gjennomført med umiddelbar virkning påfølgende år. I analysen benyttes allment tilgjengelig data fra Statistikkbanken til Statistisk sentralbyrå (SSB) og fra kommunedatabasen ved Norsk Senter for Dataforskning (NSD). Datasettet består av observasjoner fra valgperiodene fra 2004-2018, totalt fire valgperioder da datatilgjengeligheten for den lokale Gini-koeffisienten kun er tilgjengelig i perioden 2004-2018.

I delkapittel 3.1 blir valg av tidsperiode, tverrsnittsenheter samt informasjon om manglende data presentert. I 3.2 beskrives den avhengige og uavhengige variabelen samt de variablene som inngår i kontrollfunksjonene. Det siste delkapittelet i kapitlet betrakter gruppeobservasjoner som motiverer den videre analysen.

3.1 Datasett

3.1.1 Valg av tidsperiode

Utvalgsperioden i analysen baserer seg på observasjoner gjort i tidsperioden 2004-2018. Bakgrunnen for periodevalget er sammensatt av flere elementer. Først og fremst begrunnes periodevalget med at den avhengige variabelen i

20. Norsk Senter for Dataforskning - Kommunedatabasen.

analysen, den lokale Gini-koeffisienten, kun er definert for dette tidsintervallet. Etter nøye vurdering er det ikke forsøkt å estimere koeffisienten for tidligere år, da dette ville blitt en ugunstig approksimasjon basert på den nasjonale Gini-koeffisienten og tilhørende standardavvik.²¹ Ved å unngå approksimasjon av lokale koeffisienter reduseres muligheten for målefeil, og dermed forventningsskjevne estimater.²² Et annet avgjørende element for periodevalget er at de lokale politiske jurisdiksjonene som inngår i kommunelisten for 2017 ikke utsettes for mange endringer i tidsintervallet.²³ Valget er gjort for å redusere antall manglende observasjoner. En oversikt over kommunesammenslåingene for utvalgsperioden er gitt i appendiks B.1. Sist, men ikke minst begrunnes periodevalget med at determineringen av de politiske koalisjonene i større grad blir tydeliggjort ved regjerings sammensetningene i perioden slik det argumenteres for i kapittel 2.2.1.

3.1.2 Valg av tverrsnittsenheter

Tverrsnittsenhetene som inngår i analysen er de 426 kommunene fra kommunelisten i 2017. Valget av kommuner som tverrsnittsenheter begrunnes med analysens formål, nemlig å undersøke om det eksisterer en kausalsammenheng mellom inntektsulikhet og den sosialistiske representasjonsandelen i kommunestyrene. Som tidligere nevnt kan valget også begrunnes som gunstig på grunn av de homogene institusjonelle forutsetningene for kommunene.

3.1.3 Manglende data

Kommuner som har vært med i kommunesammenslåinger i utvalgsperioden 2004-2018 vil ikke benyttes i analysen. Dette fordi at det ikke tillates at de politiske jurisdiksjonene endres. I analysen benyttes kun data fra uendrede kommuner. Eksempel på dette er kommunestyre som får nye geografiske grenser i 2018. Det observeres blant annet at flere kommuner i Trøndelagsregionen ble konsolidert. En slik konsolidering vil få konsekvenser for representasjonsandelen kommunestyrene. Totalt er det 102 observasjoner som

21. Etter samtale med tabell-ansvarlig fra SSB var det ikke anbefalt ettersom eldre nasjonale Gini-koeffisienter allerede var en approksimasjon på grunn av manglende datagrunnlag.

22. Jefferey M. Wooldridge, «Introductory Econometrics - A Modern Approach, 6th. Edition», *Ch. 9.4: Measurement Error in the Dependent Variable*, 2016, 287–289.

23. I kommunelisten for 2018 har folkerike kommuner i Trøndelagsregionen, Vestfold og Telemark fått nye kommunenumre og endringer av politiske jurisdiksjoner har blitt foretatt.

mangler for at paneldatasettet skal være perfekt balansert mellom avhengig og uavhengig variabel.

3.2 Variabler

3.2.1 Avhengig variabel - Gini-koeffisienten

Beregningen av koeffisientene er gjort med utgangspunkt i EUs definisjon av husholdningsvekter. Inntekten er definert som husholdningens skattepliktige og skattefrie inntekter, fratrukket skatt, fordelt på antall forbruksenheter i husholdningen. Antall forbruksenheter er beregnet ved bruk av EUs ekvivalensskala, der første voksne får vekt lik 1, neste voksne vekt lik 0.5, mens hvert barn får vekt lik 0.3.²⁴ På denne måten vil det være mulig å sammenligne store og små husholdninger. Observasjonene er målt for inntekt i inneværende skatteår slik at observasjonen fra et år blir utregnet det påfølgende året. Studenthusholdninger og aleneboende barn under 18 år er ikke inkludert. Se kapittel 2.3.1 for nærmere forklaring av Gini-koeffisienten. Deskriptiv statistikk for hele observasjonsgrunnlaget til koeffisienten er gitt i tabell 3.2. Maksimums- og minimumsverdier for koeffisienten er gitt for hele datasettet. For å si noe om de ekstremverdiene beregnes gjennomsnittlige Gini-koeffisienter for kommunene i med høyeste og laveste verdier utvalgsperioden.

Deskriptiv tabell: Gjennomsnittlig Gini-koeffisient				
#	Kommune	Høyeste	Kommune	Laveste
1	Oslo	0.3229	Grane	0.1780
2	Bærum	0.3140	Holtålen	0.1795
3	Asker	0.3101	Hornindal	0.1803
4	Stavanger	0.2945	Skaun	0.1808
5	Hole	0.2906	Tjeldsund	0.1812

Tabell 3.1: Gjennomsnittlige målinger av Gini-koeffisienter i kommunene fra 2004-2018.

I tabell 3.1 vises de fem høyeste og laveste gjennomsnittsverdiene i Gini-koeffisienten for hele utvalgsperioden. Oslo kommune har den skjeveste

24. SSB, «Metadata, inntekt etter skatt per forbruksenhet, EU-ekvivalensskala», Variabeldefinisjon, 2019, sjekket 25. april 2019, <https://www.ssb.no/a/metadata/conceptvariable/vardok/3363/nb>.

fordelingen av inntekt og Grane kommune har den minst skjeve fordelingen av inntekt i landet. Det er tydelig representasjon av urbane kommuner der inntektsulikhetn er skjevost fordelt, mens de laveste observasjonene for inntektsulikhet observeres i rurale kommuner.

3.2.2 Sosialistisk representasjonsandel

Som beskrevet i kapittel 2.2.1 er hovedvariabelen den sosialistiske representasjonsandelen i de 426 kommunestyrene i Norge i utvalgsperioden. Den sosialistiske representasjonsandelen er sammensatt av forskjellige politiske partier og ble begrunnet i kapittel 2.2.1. Den sosialistiske representasjonsandelen observeres i intervallet mellom 0 og 1, der 0 indikerer fravær av sosialistisk representasjon i kommunestyret, mens 1 indikerer at hele kommunestyret har representasjon fra pariter med forankring i sosialistisk verdigrunnlag. I tabell 3.2 oppsummeres deskriptiv statistikk for den sosialistiske representasjonsandelen, for hele datasettet.

3.2.3 Kontrollvariabler

Kontrollvariabler er inkludert i analysen for å fange opp enhetsspesifikke effekter som varierer mellom gruppene. Kontrollvariablene blir også benyttet for å redusere utelatt-variabelskjevhet som kan kontaminere estimatene. De vil senere også bli benyttet til å foreta spesifikasjonstester for å styrke kredibiliteten til RD-estimatene. Variabelen vil i løpet av oppgaven normaliseres til terskelverdien.

I analysen inngår to aldersvariabler som kontrollvariabler. Variablene betrakter den unge befolkningen (0-17 år) i hver kommune som andel av befolkningen. Den eldre befolkningen (67-90+ år) avgrenses etter lov om folketrygd som utbetaler alderspensjon til personer over 67 år. disse demografiske variabelen inkluderes som kontrollvariabel for å redegjøre for alderssammensetningen i kommunene. Kontrollvariabler for utdanning inkluderes som befolkningens andelsmessige utdanningsnivåer for høyeste fullførte utdanning. Her benyttes utdanningsnivåene grunnskole, videregående, kort høyere utdanning på høyskole- eller universitetsnivå (inntil 4 år) og lang høyere utdanning på høyskole- eller universitetsnivå (mer enn 4 år). Kontrollvariabel for medianinntekten for husholdningen i kommunene oppgis i kr. Innbyggertall inngår også som kontrollvariabel.

Deskriptiv statistikk: Alle observasjoner					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Gini-koeffisienten	6,302	.2144024	.0304593	.149	.674
Hovedvariabel					
Sosialistisk rep.Andel	6,288	.5334712	.1844373	0	1
Kontrollvariabler					
Medianinntekt	5,882	434988.8	76344.18	249000	667000
Populasjon	6,298	11463.63	35071.89	200	673469
Andel unge (0-17)	6,298	.223844	.0262448	.130712	.317474
Andel eldre (67-90+)	6,298	.1602949	.0347188	.065767	.2811388
Grunnskole	6,298	.2652821	.0552211	.1257146	.4974619
Videregående skole	6,298	.3603911	.0376685	.2042161	.4895719
Kort høyere utdanning	6,298	.1375811	.0316933	.0618729	.2525402
Lang høyere utdanning	6,298	.0300936	.0192539	0	.1723821

Tabell 3.2: Hele datasettet, se antall observasjoner

3.3 Gruppeobservasjoner

Formålet med analysen er å avdekke om det er en kausalsammenheng mellom inntektsulikhet og den sosialistiske representasjonsandelen i kommunestyrene. For å kunne betrakte det anliggende er det naturlig å sammenligne deskriptiv statistikk for variablene som inngår i analysen med hensyn på koalisjonsmajoritetene som det redegjøres for i tabell 2.5. Det er spesielt interessant å avdekke om det er signifikante forskjeller i de gjennomsnittlige verdiene for sosialistiske og borgerlige majoritetskoalisjoner. Uavklarte majoriteter blir ikke betraktet i det følgende.

3.3.1 Mean-difference testing

I tabell 3.3, kolonne 1 vil man kunne observere gjennomsnittsmålinger for variablene i kommunestyre med sosialistisk majoritetsrepresentasjon. I kolonne 2 observeres borgerlige gjennomsnittsmålinger for variablene og i kolonne 3 observeres differansen i gjennomsnittsverdiene fra kolonne 1 og 2. Differansen i gjennomsnittsmålingene testes for å undersøke om det er statistisk signifikante forskjeller i kommunestyrene med ulik ideologisk majoritetsrepresentasjon.

Deskriptiv statistikk: Sosialistiske og borgerlige majoritetsutvalg			
Variable	Sosialistiske gj.snitt (1)	Borgerlig gj.snitt (2)	differanse (1)-(2) = (3)
Gini-koeffisient	0.2091	0.2236	-0.0144***
Sosialistisk representasjonsandel	0.6618	0.3792	0.2826***
Kontrollvariabler			
Medianinntekt	422013.60	462206.1	-40192.45***
Populasjon	8427	18408	-9981***
Andel unge (0-17)	0.2169	0.2380	-0.0210***
Andel eldre (67-90+)	0.1688	0.1413	0.0275***
Grunnskole	0.2706	0.2440	0.0267***
Videregående skole	0.3648	0.3581	0.0067***
Kort høyere utdanning	0.1349	0.1451	-0.0102***
Lang høyere utdanning	0.0285	0.0346	-0.0061***

Tabell 3.3: Deskriptiv statistikk for utvalg etter ideologisk majoritetsopplutning. T-testobservator for to utvalg for å determinere statistisk signifikans i differansen mellom sosialistiske og borgerlige gjennomsnittsmålinger. Uten uavklarte majoriteter. Signifikansnivå 0.05, p-verdier < 0.1*, 0.05**, 0.01***

Nullhypotesen formuleres for å undersøke om gjennomsnittsmålingene i utvalget med sosialistisk majoritetsrepresentasjon er lik gjennomsnittsmålingene i utvalget med borgerlig majoritetsrepresentasjon. Alternativhypotesen er at gjennomsnittsmålingene for de to gruppene er forskjellige. Testobservatoren vises i relasjon 3.1.

$$t = \frac{\bar{x}_{1it} - \bar{x}_{2it}}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \quad (3.1)$$

T-testene for to gjensidig utelukkende utvalg gjennomføres for samtlige variabler som inngår i analysen. T-verdiene er svært høye og alle differansene er statistisk signifikante med p-verdier under 0.01. Det observeres at Gini-koeffisienten er 1.44 prosentpoeng, eller 6.26% lavere i kommuner med sosialistiske maktinnehavere sammenlignet med kommuner med borgerlige maktinnehavere. Observasjonsgrunnet er noe ubalansert ettersom kommuner med sosialistisk majoritetsrepresentasjon utgjør 64.6%, mens de kommunestyrene med borgerlig majoritetsrepresentasjon utgjør 35.4%. Andre

nevneverdige variabler er den gjennomsnittlige medianinntekten og populasjonen i kommunene. Tabellen viser at den gjennomsnittlige medianinntekten for husholdningene i sosialistiske kommunestyre som 40 000 kr, eller 8.6% lavere enn i borgerlige kommunestyre. Samtidig er befolkningsgjennomsnittet i sosialistiske kommunestyre 54.2% lavere enn i borgerlige kommunestyre. Differansen i alders- og utdanningsdistribusjonen er jevnere fordelt.

Tabell 3.4 viser antall kommunestyre som skifter mellom sosialistiske, borgerlige og uavklarte majoritetsoppslutninger i utvalgsperioden. I alt er det 244 kommunestyre som har en *permanent* majoritetskoalisjon i politisk posisjon gjennom hele utvalgsperioden. Av disse har 159 kommunestyre sosialistisk majoritetsoppslutning mens 61 har borgerlig majoritetsoppslutning. *Turnover* viser til antall ganger en kommune veksler mellom politiske regimer i posisjon gjennom utvalgsperioden.

Antall kommunestyre etter vekslinger i politisk posisjon					
<i>Gjennomsnittlige representasjonsandeler(%)</i>					
Obs.	Turnover	Antall	Sosialistisk	Borgerlig	Uavklart
3567	0	244	56.93	34.81	8.25
1182	1	79	46.56	44.99	8.41
1359	2	91	50.60	40.19	9.19
180	3	12	47.36	41.79	10.84

Tabell 3.4: Datasettet tar for seg fire valgperioder og et vilkårlig kommunestyre kan dermed skifte majoritetsoppslutning inntil tre ganger; ved valget i 2007, 2011 og 2015.

Av de 426 kommunestyrene i perioden skifter 79 kommunestyre politisk posisjon én gang, 91 kommunestyre skifter politisk posisjon to ganger, mens kun 12 kommunestyre skifter den politiske posisjonen i kommunestyret ved alle valg.

Tabell 3.5 viser gjennomsnittsmålinger av variablene i kommunestyre som veksler mellom politiske majoritetskoalisjoner i utvalgsperioden. Nullhypotesen om at gjennomsnittsmålingene i gruppene er like kan ikke forkastes for Gini-koeffisienten og variablene for høyere utdanning. Funnene av en insignifikant gjennomsnittsforskjell i Gini-koeffisienten motiverer videre undersøkelse av kommunetyper med permanente majoritetskoalisjoner gjennom hele utvalgsperioden. Dette vil analyseres i kapittel 5. Gapet mellom den gjennomsnittlige medianinntekten og populasjonen reduseres også betraktelig sammenlignet med funnene i tabell 3.3. Observasjonsgrunnlaget i tabell 3.5 er mer balansert

mellom gruppene sammenlignet med observasjonsgrunnlaget i tabell 3.3. I tabellen er 53.86% av observasjonene av sosialistiske majoritetskoalisjoner, mens 46.14% av observasjonene er av borgerlige majoritetskoalisjoner.

Deskriptiv statistikk: Sosialistiske og borgerlige majoritetsutvalg			
Variable	Sosialistiske gj.snitt (1)	Borgerlig gj.snitt (2)	differanse (1)-(2) = (3)
Gini-koeffisient	0.2157	0.2175	-0.0018
Sosialistisk representasjonsandel	0.5908	0.4118	0.1789***
Husholdningens medianinntekt	435 491	446 100	-10 609***
Populasjon	11 275	17 892	-6 617***
Andel unge (0-17)	0.2196	0.2303	-0.0167***
Andel eldre (67-90+)	0.1633	0.1497	0.0135***
Grunnskole	0.2690	0.2564	0.0126***
Videregående	0.3583	0.3624	-0.0040***
Kort høyere utdanning	0.1387	0.1391	-0.0003
Lang høyere utdanning	0.0298	0.0306	-0.0007

Tabell 3.5: Deskriptiv statistikk for utvalg etter kommunestyre med regimeendring(er). T-testobservator for to utvalg for å determinere statistisk signifikans i differansen mellom sosialistiske og borgerlige gjennomsnittsmålinger. Uten uavklarte majoriteter. Signifikansnivå 0.05, p-verdier < 0.1*, 0.05**, 0.01***

Kapittel 4

Metode og empirisk spesifikasjon

I dette kapitlet beskrives metodevalget for den videre analysen om forholdet mellom den avhengige og uavhengige variabelen. Kapitlet tar seg metodevalget og presenterer formelt metoden som benyttes i analysen.

Regression discontinuity design (heretter: RD) ble for første gang introdusert av Thistlewaite & Campbell (1960),²⁵ mens rammeverket for teorien og anvendelse av diskontinuitetsdesignet har blitt formalisert gjennom flere publikasjoner i nyere tid. Dette fordi de asymptotisk forventningsrette egenskapene til RD-estimatet er interessante med hensyn på kausalitet. Litteraturen som evaluerer politikk mot økonomiske nøkkelvariabler ved hjelp av RD-metoden benyttes til stadighet. Nærliggende analyser som benytter RD-metoden er for eksempel Fiva, Folke & Sørensen (2018) som finner at større sosialistisk representasjon i kommunestyre leder til høyere eiendomsskatt, økt offentlig forbruk på barnehager og lavere forbruk på eldreomsorg.²⁶ Utledningen av modellen følger hovedsaklig fremgangsmetoden til Gitt Angrist & Pischke (2009), supplert med Lee & Lemieux (2010),²⁷ samt Hahn et al.(2001)²⁸

25. Donald T. Campbell Donald L. Thistlewaite, «An Alternative to the Ex-Post Facto Experiment», *Journal of Educational Psychology*, vol. 51, 1960, 309–317.

26. Rune J. Sørensen Jon H. Fiva Olle Folke, «The Power of Parties: Evidence From Close Municipal Elections in Norway», *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 120, 2018, 3–30.

27. David S. Lee, «Regression Discontinuity Designs in Economics».

28. Wilbert Van der Klaauw Jinyong Hahn Petra Todd, «Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design», *Econometrica*, Vol.69, 2001, 201–209.

4.1 Valg av metode

Metodevalget er motivert av det som ønskes undersøkt i analysen. De attraktive egenskapene om asymptotisk forventningsrette kausaleffekter vil være forklarende i større grad enn tradisjonelle estimeringsmetoder. Metodevalget er også gjort i lys av de økonometriske utfordringene som oppstår ved konvensjonelle estimeringsmetoder for evaluering av politikk. Faust and Irons (1999) argumenterer for svake bevis i politiske studier vedrørende partikontrollens innflytelse på økonomiske variabler.²⁹ Dette som følger av at ordinære regresjonsmodeller ofte kontamineres av simultanitet og utelattvariabel problemer. RD-metoden unngår slike endogenintetsfeller ved å gjøre inferens basert på like observasjoner i en kontroll og behandlingsgruppe. Ved implementering av en sterkt eksogen behandlingsindikator som element i en kontinuerlig variabel, kan observasjoner i nærområdet til behandlingsindikatoren betraktes som like observasjoner, foruten behandlingen.

4.2 Regression Discontinuity Design (RD)

Sharp Regression discontinuity design utnytter som nevnt kontinuitet i en forklaringsvariabel x_{it} der x_0 er et element som inngår som en behandlingsdeterminerende terskelverdi. Modellen presenteres formelt i det følgende.

Sharp RD benyttes når behandlingsstatus er en diskontinuerlig og deterministisk funksjon av en forklaringsvariabel x_{it} . Behandlingsstatus formaliseres som en binær variabel slik det fremkommer av relasjon 4.1, der x_0 er terskelverdien. Tverrsnittshenheten mottar behandling kun dersom observasjonen for x_{it} er større eller lik terskelverdien.

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{dersom } x_{it} \geq x_0 \\ 0 & \text{dersom } x_{it} < x_0 \end{cases} \quad D_{it} \in \{0, 1\} \quad (4.1)$$

I analysen vil x_{it} være den sosialistiske representasjonsandelen i kommunestyret, mens terskelverdien er indikativ for en sosialistisk majoritetskoalisjon for $x_0 \geq 0.5$, eller 50% av representasjonsandelen i kommunestyret. Behandlingsstatusen for sosialistisk majoritetskoalisjon er en deterministisk funksjon

29. John S. Irons Jon Faust, «Money, politics and the post-war business cycle», *International Finance Discussion Papers*, 572 - Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), 1999, 3–30.

av den sosialistiske representasjonsandelen i kommunestyrene, og diskontinuerlig fordi et kommunestyre kun mottar behandlingen dersom $x_{it} \geq x_0$. Det presiseres at behandlingen i analysen viser til at en kommune får en sosialistisk majoritetsrepresentasjon i kommunestyret. Et kommunestyre kan av den grunn ikke observeres i både behandlings- og kontrollgruppen simultant i samme valgperiode fordi behandlingsstatusen er et gjensidig utelukkende forhold. Metoden betrakter observasjoner i nærheten av terskelverdien som lokalt randomisert fordi tverrsnittene i området antas å ha lik karakteristikk. Behandlingseffekten vil derfor kunne tolkes som en lokal gjennomsnittlig kausaleffekt.

En enkel lineær modell betraktes for å underbygge intuisjonen.

$$\mathbb{E}[Y_{0it}|x_{it}] = \alpha_i + \beta x_{it} \quad (4.2)$$

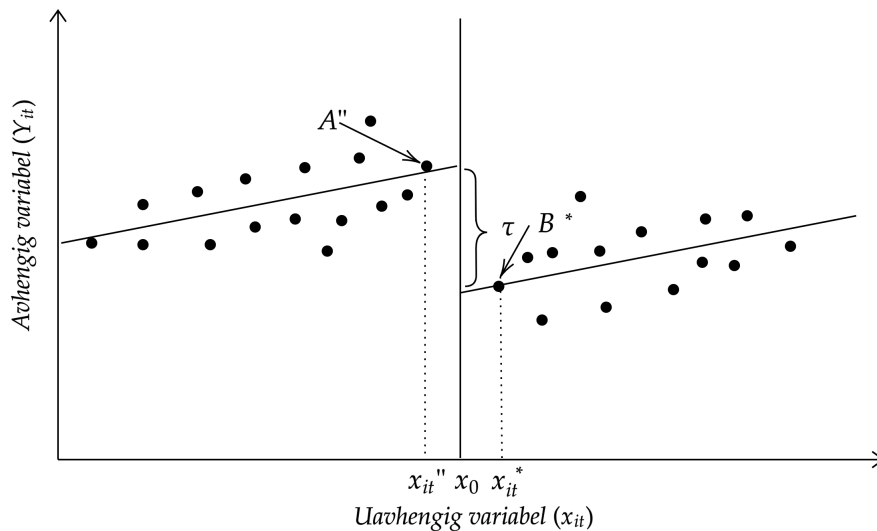
$$\mathbb{E}[Y_{1it}|x_{it}] = \mathbb{E}[Y_{0it}|x_{it}] + \tau \quad (4.3)$$

Relasjon 4.2 uttrykker forventningsverdien av Y_{0it} , som representerer den avhengige variabelen for observasjoner i kontrollgruppen, betinget på den kontinuerlige variabelen x_{it} . Kontrollgruppen viser til de tverrsnittene som ikke mottar behandling, altså kommuner med ikke-sosialistisk majoritetsoppslutning, som følge av at $x_{it} < x_0$. I analysen vil den avhengige variabelen være en inntektsulikhetsindikator. Relasjon 4.3 gir et uttrykk for den avhengige variabelen for observasjoner i behandlingsgruppen; de kommunestyrene med sosialistisk majoritetsoppslutning. Effekten τ representerer kausaleffekten av sosialistisk majoritetsrepresentasjon på inntektsulikhetsindikatoren på ved behandling. Med utgangspunkt i disse relasjonene kan følgende modellspesifikasjon formaliseres.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \tau D_{it} + \epsilon_{it} \quad (4.4)$$

Relasjon 4.4 betraktes i det følgende der α_i er den uobserverbare heterogeniteten og ϵ_{it} er det idiosynkratiske restleddet. Den uobserverbare heterogeniteten er kommunespesifikk og antas å være konstant over tid. Det idiosynkratiske restleddet på den annen side er eksogent støy i de enkelte kommunene som varierer usystematisk i tids- og kommunedimensjonene. I modellen er forklaringsvariabelen x_{it} antatt å være betinget uavhengig av ϵ_{it} . Det samme gjelder D_{it} , som representerer behandlingsindikatoren forklart i 4.1, ettersom at det binære forholdet ikke bare er korrelert, men også deterministisk av den sosialistiske representasjonsandelen x_{it} .

For å underbygge intuisjonen til τ betraktes en kommune i i perioden t som får verdien $x_{it} = x_0$. Forholdet illustreres i Figur 4.1. Behandlingseffekten tilordnes de individene som har mottatt behandlingen. Terskelverdien x_0 skiller de som mottar behandlingen på høyre side av den vertikale linjen fra de som ikke mottar behandlingen på venstre side. Det er rimelig å anta at individet med behandling vil motta verdien Y som samsvarer med observasjonen for B^* . For det kontrafaktiske tilfellet mottar individet A'' . $B^* - A''$ vil dermed angi kausaleffekten τ på den avhengige variabelen som følge av at kommunen mottar behandlingen. Sammenhengen illustrerer intuisjonen om at observasjoner i nærområdet rundt terskelverdien kan benyttes for å estimere behandlingseffekten dersom tverrsnittsenhetene representert ved B^* og A'' er sammenlignbare. I figuren avgrenses nærområdet langs første-aksen i intervallet $[x_{it}'', x_{it}^*]$. Jo nærmere observasjonene ligger terskelverdien desto bedre vil behandlingseffekten kunne estimeres.



Figur 4.1: Behandlingseffekten τ i en enkel lineær RD-modell

For tilfellet der $\mathbb{E}[Y_{0it}|x_{it}]$ har en ikke-lineær sammenheng må relasjon 4.4 manipuleres for å korrigere for dette. Tilfellet for ikke-lineæritet betraktes i relasjon 4.5 der notasjonen $f(x_{it})$ viser til en ikke-lineær funksjon av forklaringsvariabelen x_{it} .

$$Y_{it} = f(x_{it}) + \tau D_{it} + \epsilon_{it} \quad (4.5)$$

x_{it} determinerer den binære variabelen D_{it} også i denne modellspekifika-

sjonen. Dersom $f(x_{it})$ er kontinuerlig i området rundt x_0 vil det være mulig å estimere funksjonen i 4.5. $f(x_{it})$ kan formaliseres som en polynomisk spesifisering av forklaringsvariabelen x_{it} , av orden n og kan ta følgende funksjonelle form.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it}^2 + \cdots + \beta_n x_{it}^n + \tau D_{it} + \epsilon_{it} \quad (4.6)$$

Modellspesifikasjonen i relasjon 4.6 tillater ikke-lineære trendfunksjoner for de betingede forventningsfunksjonene $\mathbb{E}[Y_{0it}|x_{it}]$ og $\mathbb{E}[Y_{1it}|x_{it}]$. Denne utvidelsen av den initielle modellen benyttes for å avdekke om den lineære modellen er feilspesifisert. På denne måten kan man avdekke ikke-lineære sammenhenger mellom kontroll- og behandlingsgruppen. Det presiseres at inkluderingen av polynomiske kontrollledd må benyttes med varsomhet fordi det heller ikke er hensiktsmessig at sammenhengen overtilpasses (overfitting). Det er derfor normativt å benytte polynomiske utvidelser av lavere orden for forklaringsvariabelen x_{it} .

De betingende forventningsfunksjonene betraktes for å tydeliggjøre modellspesifikasjonen for ikke-lineære forhold. I relasjonene normaliseres x_{it} som avvik fra terskelverdien. Transformasjon for normaliseringen rundt terskelverdien er gitt ved $\tilde{x}_{it} \equiv x_{it} - x_0$. Årsaken til at normaliseringen foretas er fordi det er ønskelig at behandlingsindikatoren D_{it} fortsatt determineres av x_{it} for en gitt terskelverdi x_0 . Dersom marginenstørrelsen for observasjonene som avviker fra terskelverdien er positiv vil dette indikere kommunestyre med sosialistisk majoritetsrepresentasjon, mens negative verdier for marginenstørrelsen vil indikere ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. Det presiseres at observasjonene i nærområdet for terskelverdien vil ha svake majoritetskoalisjoner.

$$\mathbb{E}[Y_{0it}|x_{it}] = f_0(x_{it}) = \alpha_i + \beta_{01}\tilde{x}_{it} + \beta_{02}\tilde{x}_{it}^2 + \cdots + \beta_{0n}\tilde{x}_{it}^n \quad (4.7)$$

$$\mathbb{E}[Y_{1it}|x_{it}] = f_1(x_{it}) = \alpha_i + \tau + \beta_{11}\tilde{x}_{it} + \beta_{12}\tilde{x}_{it}^2 + \cdots + \beta_{1n}\tilde{x}_{it}^n \quad (4.8)$$

For å kunne fremstille en modell hvor behandlingseffekten kommer til uttrykk, generaliseres de betingede forventningsfunksjonene til en konsolidert modell der alle observasjoner betraktes, i motsetning til klassifiseringen for kontroll- og behandlingsgrupper etter de betingede forventningsfunksjonene fra relasjon 4.7 og 4.8. Modellspesifikasjonen følger relasjon 4.9, der det siste leddet viser til behandlingseffekten τ .

$$\mathbb{E}[Y_{it}|x_{it}] = \mathbb{E}[Y_{0it}|x_{it}] + \mathbb{E}[Y_{1it} - Y_{0it}|x_{it}] \quad (4.9)$$

Ved å substituere de polynomiske regresjonene av orden n ved de betingede forventningene kan følgende modellspesifikasjon utledes.

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \alpha_i + \beta_{01}\tilde{x}_{it} + \beta_{02}\tilde{x}_{it}^2 + \cdots + \beta_{0n}\tilde{x}_{it}^n \\ & + \tau D_{it} + \beta_1^*\tilde{x}_{it} + \beta_2^*\tilde{x}_{it}^2 + \cdots + \beta_n^*\tilde{x}_{it}^n + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4.10)$$

I relasjon 4.10 er estimatene fra den betingede forventningsfunksjonen til de som mottar behandling uttrykt ved $\beta_n^* = [\beta_{1n} - \beta_{0n}]$ etter definisjonen fra leddet for avvik i utfallsvariabelen fra relasjon 4.9.

Validiteten til RD-estimatet basert på modellspesifikasjonene i relasjon 4.6 og 4.10 er sentrale for å avgjøre om den polynomiske utvidelsen bidrar til en adekvat beskrivelse av $\mathbb{E}[Y_{0it}|x_{it}]$. Ved å inkludere den polynomiske utvidelsen kan man avdekke om størrelsen mellom A og B, kan tilordnes behandlingen, eller om trendfunksjonene er feilspesifiserte.

For å redusere sannsynligheten for slike feilspesifikasjoner av modellen kan man se på et symmetrisk intervall fra terskelverdien med størrelsen δ , slik at observasjoner i intervallet $[x_0 - \delta, x_0 + \delta]$ benyttes for å estimere behandlingseffekten. De betingede forventningsfunksjonene til utfallsvariabelen for henholdsvis behandlings- og kontrollgruppen kan noteres på følgende form.

$$\mathbb{E}[Y_{0it}|x_0 - \delta < x_{it} < x_0] \simeq \mathbb{E}[Y_{0it}|x_{it} = x_0] \quad (4.11)$$

$$\mathbb{E}[Y_{1it}|x_0 + \delta > x_{it} \geq x_0] \simeq \mathbb{E}[Y_{1it}|x_{it} = x_0] \quad (4.12)$$

hvorpå forventningsverdien til utfallsvariabelen for behandlingseffektens asymptotiske egenskaper når $\delta \rightarrow 0$ uttrykkes som,

$$\begin{aligned} & \lim_{\delta \rightarrow 0} \mathbb{E}[Y_{0it}|x_0 - \delta < x_{it} < x_0] - \lim_{\delta \rightarrow 0} \mathbb{E}[Y_{1it}|x_0 + \delta > x_{it} \geq x_0] \\ = & \mathbb{E}[Y_{1it} - Y_{0it}|x_{it} = x_0] \end{aligned} \quad (4.13)$$

Relasjon 4.13 betrakter behandlingseffekten etter observasjonene i det symmetriske intervallet for størrelsen δ som avvik fra terskelverdien x_0 . Observasjonene i dette intervallet kalles for diskontinuitetsutvalget. Sammenligning

av gjennomsnittlige utfall på begge sider av terskelverdien vil kunne gi et estimat for behandlingseffekten. Dette innebærer at det finnes tilstrekkelig med observasjoner i diskontinuitetsutvalget. Angrist og Lavy (1999) RD-estimer blir mindre presise i populasjonssammenhengen når diskontinuitetsintervallet reduseres med størrelsen δ , vil polynomiske ledd som behøves for å modellere $f(x_{it})$ reduseres. Dersom modellen er spesifisert riktig vil RD-estimatet τ ved D_{it} være stabilt når intervallet $|\delta| \rightarrow 0$ og antall polynomiske kontrollledd utelates.³⁰

4.2.1 Forutsetninger oppsummert

For at RD-estimatet skal kunne ha kredibilitet må to forutsetninger være oppfylt. Den første betingelsen dreier seg om uavhengighet i behandling og den andre betingelsen dreier seg om kontinuitet i forklaringsvariabelen x_{it}

Uavhengighetsbetingelsen er trivielt oppfylt ettersom det er perfekt systematisk korrelasjon mellom hovedvariabelen x_{it} og behandling, fordi metodens rammeverk er konstruert slik at behandlingsindikatoren er betinget deterministisk av hovedvariabelen x_{it} for en gitt terskelverdi x_0 . All variasjonen i behandlingsgruppen tilordnes dermed x_{it} og kan ikke være korrelert med andre faktorer. Behandling er også uavhengig av utfall i den avhengige variabelen.

Kontinuitet er en matematisk egenskap som sikrer at man kan observere enheter på begge sider av terskelverdien x_0 , som er vilkårlig nærliggende denne terskelen. Kontinuitetsbetingelsen impliserer at det ikke er noen andre faktorer foruten behandlingen som gjør at den avhengige variabelen endres ved behandlingstærskelen. RD-metoden utnytter konformiteten i karakteristikken til observasjoner i området rundt terskelverdien. En endring i den avhengige variabelen vil derfor kunne tilordnes behandlingen. For at kontinuitetsbetingelsen skal holde må man anta at alle andre faktorer, observert som uobserverte, har en *glatt* utvikling med hensyn på x_{it} . Dersom alle andre faktorer er kontinuerlig med hensyn på x_{it} vil størrelsen mellom kontroll- og behandlingsgruppen ved terskelverdien tolkes som en kausaleffekt av behandlingen, da det ikke er mulig å observere data for kommunestyre med samme verdi av x_{it} i samme valgperiode i både kontrollgruppen og behandlingsgruppen. Dette undersøkes i kapittel 5.1.2 der kontrollvariabler regresseres på den normaliserte sosialistiske representasjonsandelen. Det er ingen formelle måter å teste om det eksisterer kontinuitet, fordi dette innebærer at man må

30. Jörn-Steffen Pischke Joshua D. Angrist, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion* (2009), 189–195.

observere behandlede og ubehandlede enheter simultant, noe som ikke vil være mulig i dette metodiske rammeverket. Det vil dog være mulig å teste for dette indirekte ved å undersøke om observasjonene i området rundt terskelverdien er randomisert. Dette vil bli gjort ved å utføre spesifikasjonstester delkapittel 5.1

Den siste forutsetningen er at tverrsnittsenhetene ikke kan sortere seg på en eller annen side av terskelverdien. Denne forutsetningen innebærer at tverrsnittsenhetene ikke besitter evnen til å konkret manipulere verdien x_{it} . Dersom enhetene kunne ha valgt hovedvariablen x_{it} , ville kommunestyrene selv hatt muligheten til å velge en verdi for å få behandling. Dersom dette er tilfellet vil RD-estimatet ha svært lite kredibilitet da metoden utnytter likhet i området rundt terskelverdien.

Kapittel 5

Empirisk analyse og resultater

Siktemålet for analysen er å undersøke om det eksisterer en lokal gjennomsnittlig behandlingseffekt på lokal inntektsulikhet, der behandling tilordnes kommunestyre med sosialistisk majoritetskoalisjon. For det kontrafaktiske tilfellet vil kommunestyre være ikke-sosialistiske og identifiseres som en kontrollgruppe. Det binære forholdet tilrettelegger for bruk av Sharp RD-metoden, ettersom behandlingen er deterministisk av den sosialistiske representasjonsandelen. Behandlings- og kontrollgruppen er derfor et gjensidig utelukkende forhold da kommunestyre ikke kan observeres med både sosialistisk og ikke-sosialistisk majoritetskoalisjoner i samme valgperiode.

I analysen betraktes derfor tre overordnede utvalg. For å undersøke om det finnes en lokal gjennomsnittlig behandlingseffekt på regional inntektsulikhet betraktes først forholdet for alle kommunestyre i utvalgsperioden. Deretter er det interessant å undersøke forskjellige kommunetyper. Kommunetyperne klassifiseres etter hvordan kommunenes innbyggere stemmer ved gjentatte kommunestyrevalg i utvalgsperioden. Det skilles mellom to kommunetyper; De kommunestyrene som veksler mellom politiske majoritetskoalisjoner minst én gang i løpet av utvalgsperioden, og de kommunestyrene som har en permanent majoritetskoalisjon i posisjon gjennom hele utvalgsperioden. Distinksjonen av kommunetyperne fremkommer i diskusjonen av tabell 3.4.

Som diskutert i kapittel 4.2 er diskontinuitetsutvalg med få observasjoner problematisk for RD-estimering fordi tolkningen er basert på ikke-parametriske validitetskriterier gjennom rammeverket for potensielt utfall.³¹ Dersom diskontinuitetsutvalget er begrenset vil ikke hovedvariabelen som

31. Jinyong Hahn, «Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design».

determinerer behandlingen ha kontinuerlige egenskaper. RD-estimatene hvis estimert år-for-år, ved hjelp av en ikke-parametrisk estimeringsmetode vil ha lite kredibilitet som følge av få observasjoner i diskontinuitetsutvalget. For å adressere dette vil observasjoner for alle år sammenkobles slik at man sikrer at antall observasjoner i diskontinuitetsutvalgene er tilstrekkelige for inferens. Derfor kombineres RD-metoden med støttere regresjoner fra fixed-effects modeller som tar den funksjonelle formen som gitt i 5.1, som også inkluderer λ_t for å korrigere for tidsspesifikke effekter. Koalisjonseffekten av en sosialistisk majoritetsrepresentasjon vil bli representert ved τ .³² RD-estimatene på den annen side benytter separate lineære OLS-regresjoner for observasjoner på begge sidene av terskelverdien. Observasjonene som avgrenses av avviksstørrelsen δ fra terskelverdien omtales videre som *diskontinuitetsutvalget*. Differansen i skjæringspunktet i de to lineære OLS-regresjonene vil gi den lokale gjennomsnittlige behandlingseffekten av en sosialistisk majoritetskoalisjon, etter utledningen i 4.13.

$$\ln G_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta \tilde{x}_{it} + \tau D_{it} + \epsilon_{it} \quad (5.1)$$

For å undersøke om RD-estimatene er forventningsrette utføres en rekke spesifikasjonstester i delkapittel 5.1 før resultatene presenteres i delkapittel 5.2. Videre vil resultatene diskuteres i lys av de metodiske forutsetningene i delkapittel 5.3.

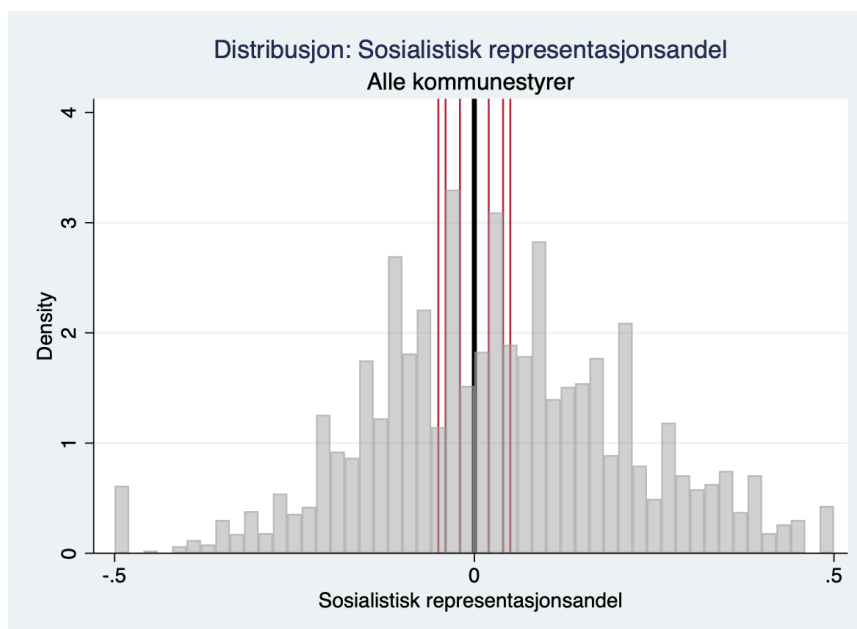
5.1 Spesifikasjonstester

For å undersøke om det eksisterer lokale gjennomsnittlige behandlingseffekter av sosialistiske majoritetskoalisjoner på den lokale inntektsulikheten vil det i det følgende bli utført spesifikasjonstester for å redegjøre for validiteten til RD-estimatene ved å teste antagelsene for modellen. Først undersøkes tetthetsfordelingen til de overordnende utvalgene for å kunne utelukke selvseleksjon i området rundt terskelverdien. Deretter testes kontinuitetsbetingelsen som ble diskutert i kapittel 4.2.1, ved å sjekke om andre variabler påvirker den sosialistiske representasjonsandelen. Avslutningsvis utføres en balanse-test for å undersøke om det finnes andre behandlinger i området rundt terskelverdien.

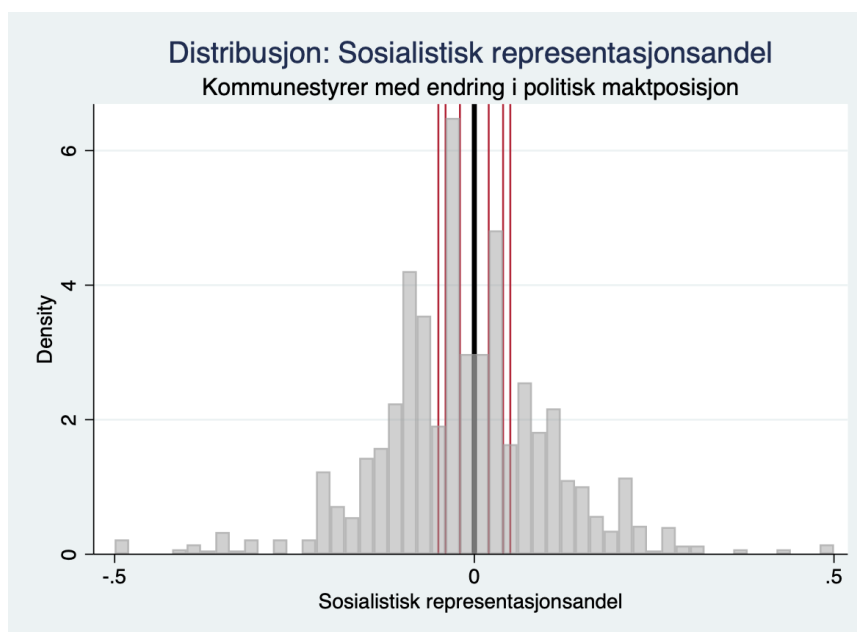
32. Per Petterson-Lindbom, «Do the Size of the Legislature Affect the Size of Government? Evidence from Two natural Experiments», *Journal of Public Economics*, Vol. 96, 2012, 269–278.

5.1.1 Sortering i området rundt terskelverdien

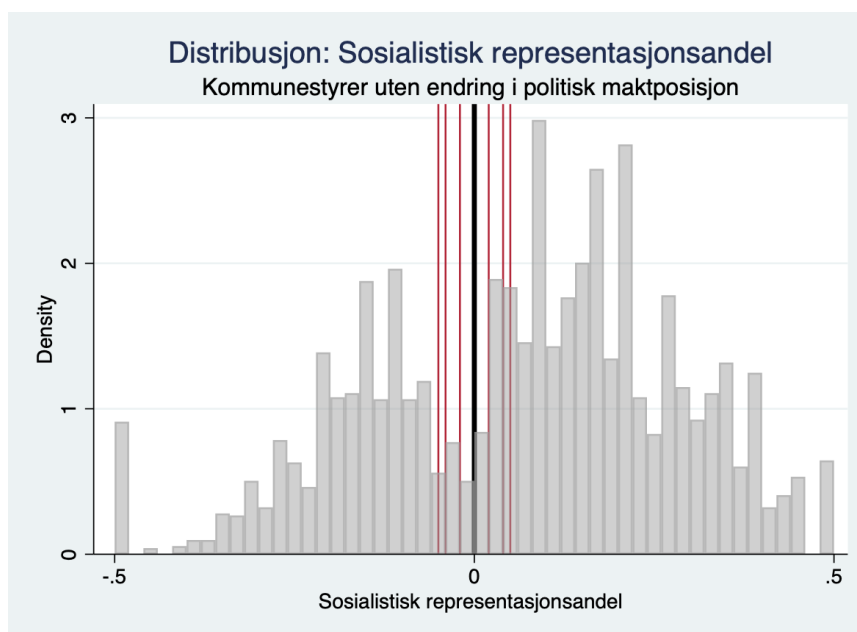
Før man kan foreta en statistisk analyse i henhold til RD-metoden er det helt essensielt å vurdere om lokalitetene besitter evnen til å presist påvirke hovedvariabelen som determinerer kontroll- og behandlingsgruppen. Den politiske representasjonen i kommunestyrene er et resultat av en demokratisk valgprosess der mandatene tildeles partiene etter den proporsjonale representasjonsmodellen som diskutert i kapittel 2.1. Dette fremsettes som et sterkt bevis på at kommunestyre ikke har evnen til å manipulere eller sortere seg på den ene eller andre siden av terskelverdien som determinerer hvilke kommunestyre som mottar behandlingen. For å underbygge argumentasjonen presenteres distribusjonen av sosialistiske representasjonsandeler for utvalgene.



Figur 5.1: Distribusjon av sosialistiske representasjonsandeler for alle kommunestyre i utvalgsperioden.



Figur 5.2: Distribusjon av sosialistiske representasjonsandeler for kommunestyre med endring i maktposisjon i utvalgsperioden.



Figur 5.3: Distribusjon av sosialistiske representasjonsandeler for kommunestyre med uendret maktposisjon i utvalgsperioden.

Fraværende systematisk seleksjon av sosialistiske representasjonsandeler i området rundt terskelverdien er indikativt for kontinuitet i den normaliserte forklaringsvariabelen \tilde{x}_{it} i nærområdet rundt terskelverdien $\tilde{x}_0 = 0$.

Den sosialistiske representasjonsandelen er normalisert til terskelverdien slik at positive verdier representerer kommunestyre med sosialistisk majoritetsrepresentasjon, og negative verdier representerer kommunestyre med ikke-sosialistisk majoritetsrepresentasjon. Terskelverdien representeres ved den sorte vertikale linjen, mens de røde vertikale linjene representerer symmetriske diskontinuitetsutvalg. Det velges tre diskontinuitetsutvalg for observasjoner som benyttes for å estimere RD-estimatene, etter forklaringen av relasjon 4.13. Diskontinuitetsutvalgene betrakter observasjoner i området langs første-aksen som befinner seg i avviksstørrelsen, δ , fra terskelverdien. $\delta = \pm 0.02$ benytter eksempelvis observasjoner av kommunestyre med en sosialistisk representasjonsandel i diskontinuitetsintervallet $[48\%, 52\%]$, med tilsvarende analogi for $\delta = \pm 0.04 \rightarrow [46\%, 54\%]$ og $\delta = \pm 0.05 \rightarrow [45\%, 55\%]$.

Figur 5.1 viser tetthetsfordelingen til sosialistiske representasjonsandeler for alle kommunestyre i utvalgsperioden. Figur 5.2 viser tetthetsfordelingen til kommunestyre som endrer majoritetskoalisjon minst én gang i løpet av utvalgsperioden, mens figur 5.3 viser tetthetsfordelingen av den sosialistiske representasjonsandelen for kommunestyre som ikke veksler mellom majoritetskoalisjoner gjennom utvalgsperioden. Det observeres at samtlige distribusjoner er foruten klyngedannelser i områdene avgrenset av diskontinuitetsutvalgene. Ved videre betraktning av figur 5.2 kan det observeres at det er flere observasjoner i diskontinuitetsintervallene sammenlignet med figur 5.3. Årsaken til dette kan være at kommunestyre som veksler mellom sosialistiske og ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner i løpet av utvalgsperioden har en mer balansert fordeling av representantskapet enn de kommunestyre som har samme politiske majoritetsrepresentasjon gjennom hele utvalgsperioden. Argumentasjonen kan også forklare færre kommunestyre i diskontinuitetsutvalgene for kommunestyre med vedvarende sosialistisk majoritetsrepresentasjon og høyere sosialistiske representasjonsandeler utenfor diskontinuitetsintervallene som kan observeres i figur 5.3. Den høyreskjeve fordelingen i figur 5.3 samsvarer også funnene fra tabell 3.4 som viser til høyere gjennomsnittlige sosialistiske representasjonsandeler i kommunestyre med vedvarende majoritetsrepresentasjon gjennom hele utvalgsperioden.

5.1.2 Randomisering for kontinuitet

For å undersøke om observasjonene for \tilde{x}_{it} er tilfeldig fordelt regresseres den normaliserte sosialistiske representasjonsandelen på kontrollvariablene. Spesifikasjonstesten utføres for å utforske mulighetene for at relevante pre-behandlingskarakteristikker ikke kontaminerer resultatene for behandlingseffekten som determineres av \tilde{x}_{it} . For å avgjøre om kontrollvariablene har en statistisk signifikant effekt på den sosialistiske representasjonsandelen i kommunestyret testes kontrollvariablene som inngår i analysen for individuell og sammenhengende statistisk signifikans for alle kommunestyrer.

Avhengig variabel: Sosialistisk representasjonsandel	
Variabel	koeffisient
Innbyggertall	5.78e-07 (3.96e-07)
Medianinntekt	2.88e-07* (1.59e-07)
Andel Unge i befolkningen (0-17 år)	0.0722 (0.2530)
Andel Gamle (67-90+ år)	-0.0535 (0.3509)
Andel med grunnskoleutdanning	-0.3585 (0.2335)
Andel med videregående utdanning	-0.0717 (0.2530)
Andel med kort høyere utdanning	0.3063 (0.4574)
Andel med lang høyere utdanning	0.2996 (0.5785)
F-test	16.61
P-value:	0.000

Tabell 5.1: Avhengig variabel er normalisert til terskelverdien som representerer sosialistisk koalisjonsmajoritet. Modellen inkluderer, men rapporterer ikke tidsspesifikke effekter og uavklarte majoriteter representert ved dummy variabler. Clustered standardavvik på kommunenivå for observasjonene er oppgitt i parentes under tilhørende koeffisienter. Signifikansnivå 0.05, p-verdier $< 0.1^*$, 0.05^{**} , 0.01^{***} .

Regresjonsmodellen i spesifikasjonstesten estimeres med fixed-effect metoden for alle kommunestyrer for å korrigere for effekter som ikke varierer

over tid. Modellen inkluderer også t-1 dummyvarialer for å kontrollere for tidsspesifikk effekter, samt en dummvariabel som fanger opp effekten til den uavklarte representasjonsandelen. Dersom effektene ikke er statistisk utsagnskraftige vil dette kunne bidra til å redusere standardavviket til estimatene ved å inkludere kontrollvariablene i modellspesifikasjonen til støttere regresjonene. Dersom de ikke er statistisk utsagnskraftige og de inkluderes, vil heller ikke estimatet forandres i stor grad. Resultatene fra modellen fremkommer av tabell 5.1. Det observeres at samtlige kontrollvariabler ikke har en individuell statistisk signifikant effekt på den sosialistiske representasjonsandelen for et signifikansnivå på 5%, mens nullhypotesen for at kontrollvariablene i felleskap ikke har en effekt på den sosialistiske representasjonsandelen må forkastes etter gjennomført F-test som rapporterer en p-verdi under 0.1%. Den individuelle uavhengigheten til kontrollvariablene styrker kredibiliteten til RD-estimatene i analysen som presentert i kapittel 5.2.

5.1.3 Balanse-test

Fordi nullhypotesen om statistisk signifikans i felleskap ble forkastet utføres en ytterligere spesifikasjonstest for å undersøke om kontrollvariablene har en signifikant effekt i diskontinuitetsutvalgene individuelt. Kontrollvariablene benyttes som utfallsvariabel mot den normaliserte sosialistiske representasjonsandelen for å undersøke om det eksisterer andre behandlinger som har en diskontinuitetseffekt ved terskelverdien. Resultatene av balanse-testen presenteres i tabell 5.2 som koalisjonseffekter for alle kommunestyre (1), kommunestyre med endring i politisk majoritetskoalisjon (2) og for kommunestyre som har samme majoritetskoalisjon i posisjon gjennom hele utvalgsperioden(3).³³ RD-estimatene for de forskjellige utvalgene undersøkes for diskontinuitetsutvalgene.

Tabell 5.2 viser RD-estimatene for koalisjonseffekter der kontrollvariabler benyttes som avhengig variabel. For diskontinuitetsutvalget $\delta = \pm 0.02$ har ingen av kontrollvariablene en statistisk utsagnskraftig lokal gjennomsnittlig behandlingseffekt ved terskelverdien. Det samme gjelder diskontinuitetsutvalget for $\delta = \pm 0.04$, foruten koalisjonseffekten for kommunestyre med vedvarende majoritetskoalisjon i løpet av tidsperioden, der RD-estimatet for populasjonen har en p-verdi på 0.074. Dog størrelsen ikke er statistisk utsagnskraftig for gjeldende signifikansnivå kan retningen av estimatet forklare at observasjonene for befolkningen i kommunestyre med vedvarende sosialistiske

³³. Tallene i parentesene brukes for å identifisere koalisjonseffekten for de forskjellige utvalgene som betraktes i tabell 5.2.

styringsregimer er lavere enn i kontrollgruppen. For $\delta = \pm 0.05$ betraktes flere observasjoner sammenlignet med de andre diskontinuitetsutvalgene for å estimere RD-estimatene. Populasjonsvariabelen i utvalget for alle kommunestyre har en p-verdi på 0.098. med samme retning i estimatet som i tilfellet for $\delta = \pm 0.04$. Koalisjonseffekten for kommunestyre med vedvarende politiske styringsregimer viser også samme retning på estimatet for innbyggertallet med p-verdi 0.095, mens husholdningens medianinntekt er statistisk utsagnskraftig med p-verdi 0.04. RD-estimatet for husholdningens medianinntekt for slike kommuner forklarer at sosialistiske kommunestyre i gjennomsnitt har omlag 100 000kr lavere medianinntekt. Estimaten for $\delta = \pm 0.05$ bør tolkes med varsomhet, ettersom distansen fra terskelverdien er større enn for de andre diskontinuitetsutvalgene. Koalisjonseffektene i utvalget for kommunestyre med vedvarende majoritetskoalisjoner i utvalgsperioden bør spesielt vurderes med varsomhet. Dette fordi at observasjonene i kontroll- og behandlingsgruppen ikke nødvendigvis har homogene karakteristikk, noe som er en forutsetning for at tolkningen av den lokale gjennomsnittlige behandlingseffekten kan tilordnes kausale egenskaper. Avslutningsvis er det verdt å nevne at sosialistiske majoritetskoalisjoner ikke har en statistisk signifikant effekt på hverken den yngre eller eldre befolkningsandelen i kommunene for samtlige utvalg. Det samme gjelder utdanningsvariablene som angir andeler av befolkningen etter høyeste fullførte utdanning. Heller ikke for utdanningsvariablene har koalisjonseffekten statistisk utsagnskraftighet for samtlige utvalg.

Effekt ved diskontinuiteten for kontrollvariabler.							
	Populasjon	Median inc	Andel Unge	Andel Eldre	GS-andel	VGS-Andel	LangHU
$\delta = \pm 0.02$							
Koalisjonseffekt ₁	-173 961 (146 092)	81 501 (112 114)	-0.0070 (0.01866)	0.01475 (0.02442)	0.02098 (0.03804)	0.01554 (0.03709)	0.00873 (0.03855)
Koalisjonseffekt ₂	-203 784 (169 784)	73 469 (118 833)	-0.01761 (0.02085)	0.03043 (0.02534)	0.01449 (0.03836)	0.00582 (0.03998)	-0.00066 (0.03214)
Koalisjonseffekt ₃	-7 565 (10 430)	158 262 (169 893)	0.04257 (0.04063)	-0.08239 (0.07221)	0.06761 (0.10363)	0.06059 (0.07571)	-0.06941 (0.06891)
$\delta = \pm 0.04$							
Koalisjonseffekt ₁	-38 832 (30 402)	21 114 (32 425)	0.00458 (0.00842)	0.00024 (0.01053)	-0.00022 (0.01809)	0.00973 (0.01181)	-0.00175 (0.00869)
Koalisjonseffekt ₂	-41 421 (36 877)	39 726 (36 657)	-0.00197 (0.00904)	0.01219 (0.01078)	0.00815 (0.01792)	-0.00401 (0.01118)	0.00074 (0.01245)
Koalisjonseffekt ₃	-21 676* (12 147)	-75 683 (30 234)	0.02634 (0.02033)	-0.04372 (0.02492)	-0.01310 (0.04296)	0.05841 (0.02109)	-0.02976 (0.02587)
$\delta = \pm 0.05$							
Koalisjonseffekt ₁	-31 201* (18 867)	12 026 (26 477)	0.00099 (0.0070)	0.00934 (0.00923)	0.00996 (0.01521)	0.00718 (0.0093)	-0.00871 (0.01055)
Koalisjonseffekt ₂	-31 200 (22 670)	35 394 (29 485)	-0.00337 (0.00776)	0.01608 (0.01023)	0.01443 (0.15811)	-0.00469 (0.00913)	-0.00481 (0.01104)
Koalisjonseffekt ₃	-26 788* (16 055)	-99 340** (48 373)	0.01499 (0.01623)	-0.01314 (0.01902)	0.00684 (0.03493)	0.0493* (0.0264)	-0.0286 (0.02509)

Tabell 5.2: Koalisjonseffekter for diskontinuitetsutvalg med avvik fra terskelverdien representert ved δ . inkluderer, men rapporterer ikke alle tidsspesifikke effekter representert ved dummy variabler. Modellene benytter clustered standardavvik på kommunenivå for observasjonene. Signifikansnivå 0.05, p-verdier $< 0.1^*$, 0.05^{**} , 0.01^{***} .

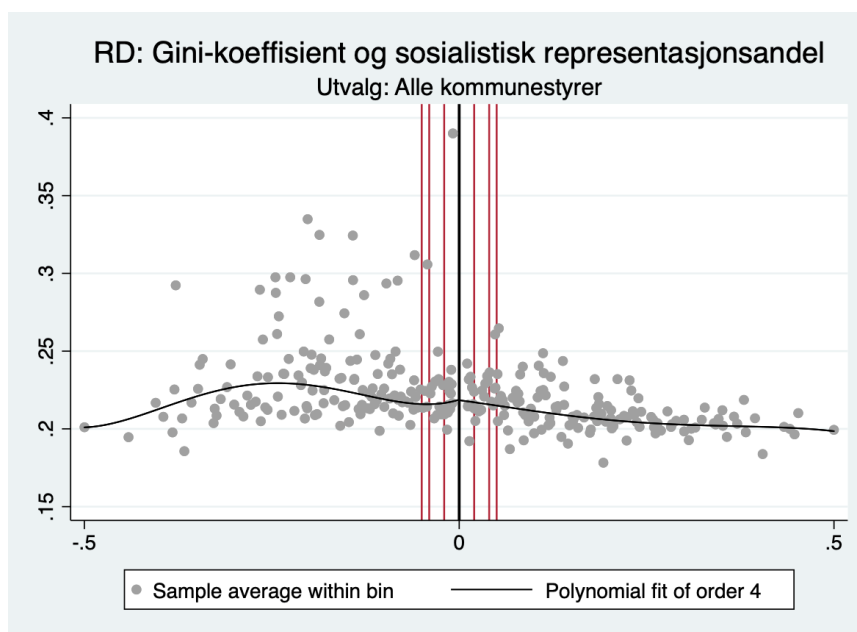
5.2 Resultater

5.2.1 Grafisk presentasjon av utvalgene

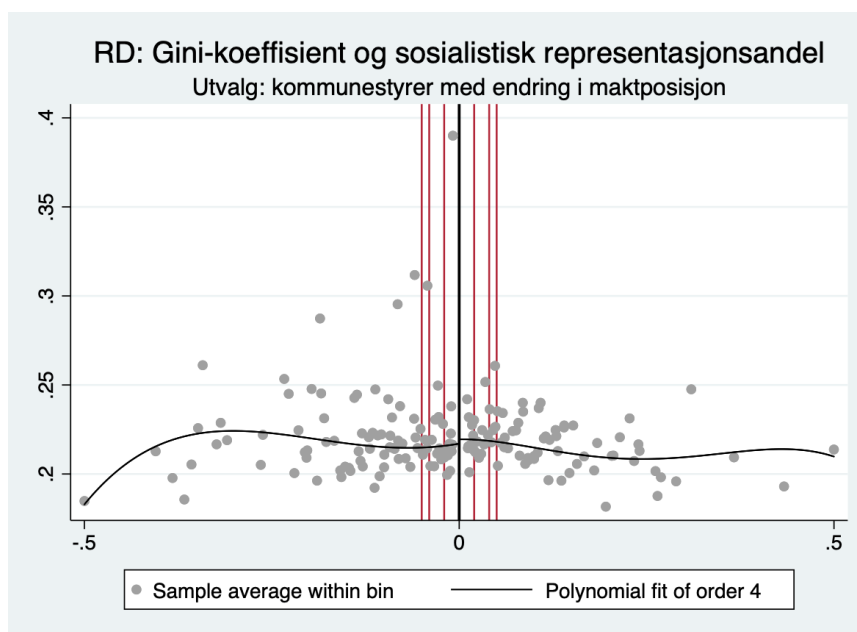
Det presenteres tre figurer for utvalgene som betraktes i analysen. Alle figurene har den normaliserte sosialistiske representasjonsandelen langs første-aksen mens den lokale Gini-koeffisienten er representert langs andre-aksen. Langs første-aksen er observasjonene på høyre side av terskelverdien kommunestyre med sosialistisk majoritetsrepresentasjon, mens observasjonene på venstre side av terskelverdien er kommunestyre med ikke-sosialistisk majoritetsrepresentasjon. Punktene i figuren representerer gjennomsnittsverdier for nærliggende observasjoner i en predefinert punktbredde. Punktbredden er valgt så smal som mulig slik at observasjonsutnyttelsen er optimal. Figurene benytter regresjonsmodeller med fjerde-ordens polynomer av den normaliserte sosialistiske representasjonsandelen på begge sider av terskelverdien for å glatte regresjonene og korrigere for ikke-lineær adferd for lokalitetene i kontroll og behandlingsgruppen.³⁴

Figur 5.4 illustrerer forholdet mellom den lokale Gini-koeffisienten og den sosialistiske representasjonsandelen for alle kommunestyre, Figur 5.5 betrakter kun observasjoner av kommunestyre som endrer majoritetsrepresentasjon minst én gang i utvalgsperioden, og figur 5.6 benytter kun observasjonene for kommunestyre som har en vedvarende majoritetsrepresentasjon i løpet av hele utvalgsperioden. Observasjonene som befinner seg i de symmetriske diskontinuitetsutvalgene benyttes for å estimere RD-estimatene. Fra 5.4 og 5.5 observeres det at gapet mellom kontroll- og behandlingsgruppen er smalt eller ikke tilstedeværende ved terskelverdien, mens i figur 5.6 er gapet betraktelig større. Observasjonene i figurene motiverer videre undersøkelse av behandlingseffekten for de forskjellige utvalgene.

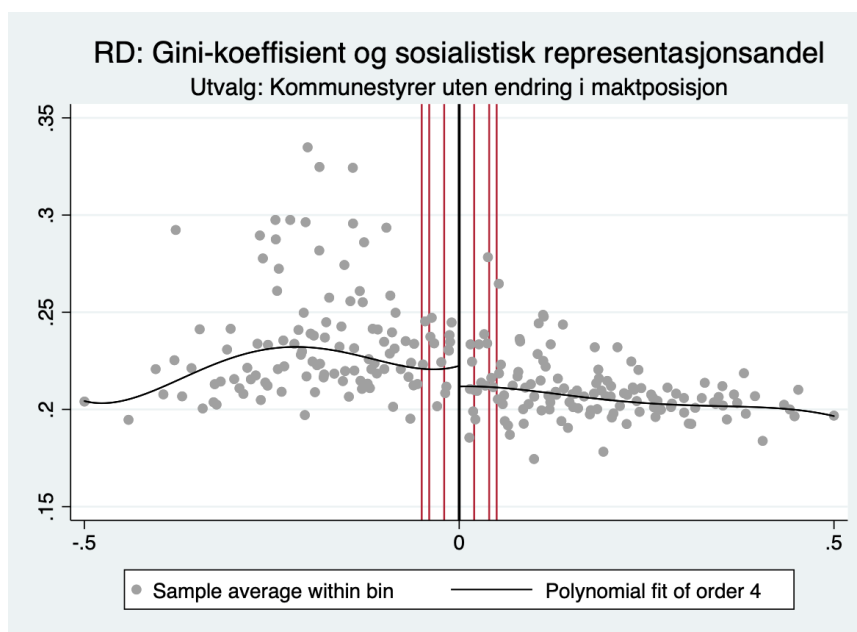
34. Jack Porter, «Estimation in the Regression Discontinuity Model», *Unpublished paper - Department of Economics, Harvard University*, 2003, 20–24.



Figur 5.4: RD-modell med observasjoner av alle kommunestyre i utvalgsperioden.



Figur 5.5: RD-modell med observasjoner av kommunestyre med veksling(er) i majoritetsrepresentasjon i løpet av utvalgsperioden.



Figur 5.6: RD-modell med observasjoner av kommunestyre med uendret majoritetsrepresentasjon i utvalgsperioden.

5.2.2 Sensitivitetsanalyse av diskontinuitetsutvalg

Diskontinuitetsintervallet bør være bredt nok til å inkludere et tilstrekkelig antall observasjoner for at RD-estimaterne kan betraktes som asymptotisk forventningsrette estimater. Samtidig må diskontinuitetsintervallet være smalt nok for at kommunestyrene på begge sidene av terskelverdien skal kunne betraktes som observasjoner med homogene karakteristikker. Dersom dette er tilfellet tillates tolkningen av den lokale gjennomsnittlige behandlingseffekten som en kausaleffekt. Det utføres derfor sensitivitetsanalyser for å undersøke om det er vesentlige endringer i RD-estimaterne i området rundt terskelverdien når diskontinuitetsintervallet endres.

For å kunne undersøke om RD-estimaterne kan vurderes som asymptotisk forventningsrette er det hensiktsmessig å estimere forskjellige diskontinuitetsutvalg, analogt til de diskontinuitetsutvalgene som ble benyttet i balanse-testene. Resultatene fra balanse-testene på relevante variabler som beskriver fundamentale forhold i de forskjellige kommunene har ingen signifikante effekter ved terskelverdien, noe som impliserer at man ikke finner støtte i påstanden om at eksisterer andre behandlinger som vil kontaminere RD-estimaterne på koalisjonseffekten for den lokale Gini-koeffisienten.

Resultatet av RD-estimatene er presentert i tabell 5.3. For å kunne tolke estimatene vil den lokale Gini-koeffisienten transformeres på naturlig logaritmisk form slik at koalisjonseffektene som angis i tabellen kan tolkes som semi-elastisiteter. Estimatet benytter observasjoner av sosialistiske og ikke-sosialistiske majoritetsrepresentasjoner i de tre diskontinuitetsutvalgene for $\delta = [\pm 0.02, \pm 0.04, \pm 0.05]$, som avviksstørrelser fra terskelverdien. Modellspe-sifikasjonen i kolonne (5)-(7) angir RD-estimatet til koalisjonseffekten for alle kommunestyre-rer i utvalgsperioden. På tilsvarende måte angis RD-estimatene til koalisjonseffekten for kommunestyre-rer med endring i majoritetsrepresenta-sjonen i løpet av utvalgsperioden i kolonne (9)-(11), mens koalisjonseffekten for kommunestyre-rer med permanent majoritetsrepresentasjon angis ved mo-dellspe-sifikasjonene i kolonne (12)-(14). Modellspe-sifikasjonene som angir RD-estimatet for de ulike utvalgene etter diskontinuitetsutvalg betraktes i lys av en ikke-parametrisk estimeringsmetode.

I modellspe-sifikasjonene i kolonne (1)-(4) rapporteres koalisjonseffekte-ne fra en binær variabel som indikerer sosialistisk majoritetsrepresentasjon, som vist ved 5.1. For disse modellene benyttes observasjoner for alle kom-munestyre-rer i utvalgsperioden. Den binære variabelen er deterministisk av den normaliserte sosialistiske representasjonsandelen. Modellene utvides for polynomiske ledd, fra første til fjerde orden for å korrigere for ikke-lineære sammenhenger i den sosialistiske representasjonsandelen. Disse modellene er støttere-gresjoner som estimeres ved hjelp av fixed-effects metoden for å korrigere for den uobserverbare heterogeniteten og for å utnytte variasjonene innad i kommunene. Parametriske modellspe-sifikasjoner med fixed-effects og dummy-variabel som angir estimatet for koalisjonseffekter er tidligere brukt som estimeringsmetode. Resultatene av koalisjonseffekten ved estimering av støttere-gresjonene vil diskuteres i lys av resultatene av koalisjonseffekten fra RD-estimatene for det samme utvalget. Modellspe-sifikasjon i kolonne (4) utvides for kontrollvariabler i kolonne (8) for å adressere utelatt variabel pro-blemet som kan kontaminere koalisjonseffekten gjennom korrelasjon med den deterministiske forklaringsvariabelen. Ved å inkludere kontrollvariablene skal ikke koalisjonseffekten påvirkes, men standardavviket bør reduseres dersom kontroll-funksjonen er korrekt spesifisert.

Modellspe-sifikasjonene estimert ved fixed effects inkluderer også en binær variabel som fanger opp effekten fra de kommunestyrene som har en uavklart majoritetsreprestasjon. I tillegg til dette implementeres tidsdummyvariab-ler i fixed-effects spesifikasjonene for å korrigere for tidsspesifikke effekter. Estimatene benytter cluster-robuste standardavvik på kommunenivå i alle modellspe-sifikasjoner for å korrigere for heteroskedastisitet i restleddet.

Koalisjonseffekten: Alle kommunestyre								
Modell	FE (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)	RD (5)	RD (6)	RD (7)	FE (8)
Koalisjonseffekt	0.002549 (0.00505)	0.002982 (0.00504)	0.00653 (0.00580)	0.00653 (0.00593)	-0.28847 (0.18688)	-0.05259 (0.04692)	-0.04019 (0.03628)	0.00715 (0.00523)
Polynomisk orden	1	2	3	4	1	1	1	4
Utvalg	Hele	Hele	Hele	Hele	± 2	± 4	± 5	Hele
Antall observasjoner	5434	5434	5434	5434	417	1214	1360	5031
Sosialistiske obs. i δ	3526	3526	3526	3526	219	610	685	3226
Ikke-sosialistiske obs. i δ	1908	1908	1908	1908	198	604	675	1805
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja

Koalisjonseffekten: Kommunestyre med og uten endring i politisk majoritetsposisjon i utvalgsperioden							
Modell	RD(9)	RD(10)	RD(11)	RD (12)	RD (13)	RD (14)	
Koalisjonseffekt	-0.27749 (0.20898)	-0.00171 (0.05445)	0.00386 (0.04141)	-0.4895* (0.25084)	-0.2340*** (0.06891)	-0.1872*** (0.06331)	
Polynomisk orden	1	1	1	1	1	1	
Utvalg	± 2	± 4	± 5	± 2	± 4	± 5	
Antall Observasjoner	322	930	1050	95	283	310	
Sosialistiske obs. i δ	160	417	476	59	193	209	
Ikke-sosialistiske obs. i δ	162	513	574	36	91	101	
Kontrollvariabler	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	

Tabell 5.3: Tabellen viser koalisjonseffekten ved RD-modeller ved modell 5, 6, 7, 9, 10, 11, 12, 13 og 14. Fixed-effects modeller: 1, 2, 3, 4 og 8 inkluderer, men rapporterer ikke alle tidsspesifikke effekter og uavklarte majoriteter representert ved dummy variabler. Sosialistiske og ikke-sosialistiske observasjoner viser til de observasjonene som betraktes for å avgjøre koalisjonseffekten. Benytter clustered standardavvik på kommunenivå i alle modellspesifikasjonene. Signifikansnivå 0.05, p-verdier $< 0.1^*$, 0.05^{**} , 0.01^{***} .

5.2.3 Alle Kommunestyre

Koalisjonseffektene til utvalget for alle kommunestyre er gitt i tabell 5.3 for kolonne (1)-(4) og (8). De fire første modellene estimeres ved hjelp av fixed-effects metoden der den normaliserte sosialistiske representasjonsandelen utvides for polynomiske kontrollledd av lavere orden. Det observeres ingen statistisk signifikante effekter. Ei heller for RD-estimatene for samtlige diskontinuitetsutvalg yter signifikante størrelser.

5.2.4 Kommunestyre med endring i politisk posisjon

Den sosialistiske koalisjonseffekten på den lokale inntektsulikheten for kommunestyre med endring i politisk majoritetskoalisjon i løpet av utvalgsperioden presenteres fra kolonne (9) til (11), med gravis økende diskontinuitetsintervaller. RD-estimatet i kolonne (9) baseres på totalt 322 observasjoner som avgrenses ved diskontinuitetsmarginen $\delta = \pm 0.02$ fra terskelverdien. Her benyttes 160 observasjoner av sosialistiske majoritetskoalisjoner og 162 ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. RD-estimatet i kolonne (10) estimeres på grunnlag av 930 observasjoner for $\delta = \pm 0.04$, med 417 sosialistiske majoritetskoalisjoner og 513 ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner, mens RD-estimatet for det bredeste diskontinuitetsintervallet, $\delta = \pm 0.05$, benytter 1050 observasjoner med 476 sosialistiske majoritetskoalisjoner og 574 ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. Resultatene av koalisjonseffekten fra tabell 5.3, kolonne (9) med det smaleste diskontinuitetsintervallet tilbyr en statistisk insignifikant behandlingseffekt som foreslår at kommunestyre med sosialistisk majoritetskoalisjon gir 27% lavere inntektsulikhet i kommunen sammenlignet med ikke-sosialistiske kommuner. I kolonne (10) benyttes omlag tre ganger observasjonsgrunnlaget sammenlignet med kolonne (9), men koalisjonseffekten er insignifikant og tilbyr 0.17% redusert ulikhet sammenlignet med observasjonene i kontrollgruppen. Også i kolonne (11) for den største δ -verdien er effekten insignifikant, mens retningen av effekten skifter fortegn og størrelsen av skiftet er ubetydelig.

5.2.5 Kommunestyre med permanent politisk posisjon

Den sosialistiske koalisjonseffekten for kommunestyre med permanent majoritetskoalisjon i løpet av utvalgsperioden betraktes i tabell 5.3 i kolonne (12)-(14). I likhet med de andre utvalgene estimeres RD-estimatene på grunnlag av

observasjoner i ulike diskontinuitetsutvalg. For det smaleste diskontinuitetsutvalget er observasjonsgrunnet kraftig redusert. Den lokale gjennomsnittlige behandlingseffekten av sosialistisk majoritetsrepresentasjon benytter totalt 95 observasjoner på begge sidene av terskelverdien, med kun 59 observasjoner av sosialistiske majoritetskoalisjoner og 36 observasjoner av ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. I diskontinuitetsutvalget for $\delta = \pm 0.04$ benyttes totalt 283 observasjoner for å estimere koalisjonseffekten, med 193 observasjoner av sosialistiske majoritetskoalisjoner og 91 ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. For $\delta = \pm 0.05$ estimeres koalisjonseffekten på grunnlag av 310 observasjoner, med 209 sosialistiske majoritetskoalisjoner og 101 ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. Resultatene for koalisjonseffekten til de permanente sosialistiske kommunestyre på inntektsulikhet er alle statistisk signifikante for p-verdier under 10%- og 1%-nivået. Koalisjonseffekten for det smaleste diskontinuitetsutvalget tilbyr et RD-estimat som er statistisk signifikant under 10%-nivået, der tolkningen er at kommuner med sosialistiske majoritetskoalisjoner har omlag 49% lavere lokal ulikhet enn ikke-sosialistiske kommuner. Troverdigheten til dette estimatet diskuteres i delkapittel 5.3. Koalisjonseffekten basert på diskontinuitetsutvalget for $\delta = \pm 0.04$ er statistisk utsagnskraft på 1%-nivået. Tolkningen av RD-estimatet er at kommuner med sosialistisk majoritetskoalisjon i kommunestyret er ca 23% lavere enn kommuner med ikke-sosialistiske kommunestyre. Diskontinuitetsutvalget for $\delta = \pm 0.05$ er statistisk signifikant på samme nivå som det foregående utvalget, og koalisjonseffekten viser til at kommuner med sosialistiske majoritetskoalisjoner har omlag 19% lavere målinger av den lokale Gini-koeffisienten enn kommuner med ikke-sosialistiske kommunestyre.

5.3 Diskusjon

5.3.1 Drøfting av resultater

Resultatene fra Fixed-effects modellene i kolonne (1), (2), (3), (4) og (8) estimerer koalisjonseffekten av ved en dummy variabel som indikerer sosialistisk majoritetskoalisjon i kommunestyrene. Koalisjonseffektene for modellspesifikasjonene i kolonne (1)-(4) som betrakter alle kommunene gir ingen statistisk utsagnskraftige estimater. Koalisjonseffektene i disse modellspesifikasjonene viser til en tilnærmet uforandret positiv retning i semielastisitetene for størrelser mellom 0.25% og 0.65%, etter utvidelser med polynomiske ledd av lavere orden. Ved inkludering av kontrollvariabler i kolonne (8) observeres en svært liten endring i størrelsen av koalisjonseffekten. Heller ikke denne

størrelsen på 0.71% er statistisk utsagnskraftig med lavere standardavvik. Ved videre betraktning av koalisjonseffekten ved RD-estimatene for samme utvalg i kolonne (5)-(7) observeres det at det heller ikke her finnes statistisk utsagnskraftige resultater. Variabiliteten i koalisjonseffektene for de forskjellige modellspesifikasjonene tydeliggjør kritikken til Faust og Iron (1999) vedrørende bruk av enkle fixed-effects modeller for å evaluere politikk på økonomiske utfallsvariabler.

RD-estimatene viser vesentlige forskjeller hvis sammenlignet med resultatene i kolonne (1)-(4) og (8). Retningen av estimatene viser her at sosialistiske majoritetskoalisjoner har en reduserende effekt på inntektsulikhet, men altså ikke statistisk utsagnskraftig. Resultatene fra analysen finner ingen støtte i hypotesen om at lokale sosialistiske majoritetskoalisjoner reduserer inntektsulikheten. For å undersøke robustheten til funnene i det aggregerte utvalget betraktes kommunetyper med endringer i majoritetskoalisjoner og permanente majoritetskoalisjoner. Observasjonene av koalisjonseffekten i kolonne (9)-(11) betrakter kommunestyre som endrer politisk majoritetsrepresentasjon i kommunestyrene minst én gang i løpet av utvalgsperioden. Koalisjonseffekten i slike kommuner viser ingen statistisk utsagnskraftighet på den lokale Gini-koeffisienten. Retningen av estimatene gir insignifikante koalisjonseffekter på 0.17% og 0.3% for hhv. $\delta = \pm 4\%$ og $\delta = \pm 5\%$. Hypotesen om at sosialistiske majoritetskoalisjoner reduserer ulikheten i kommunestyre med endringer i politisk majoritetskoalisjon kan derfor ikke støttes fra den empiriske analysen.

Ved betraktning av kommunestyre med permanente sosialistiske majoritetskoalisjoner finnes statistisk utsagnskraftige resultater av koalisjonseffekten. I diskontinuitetsutvalget for $\delta = \pm 2\%$ tilbys en lokal gjennomsnittlig behandlingseffekt på 48.55%. Observasjonen er statistisk signifikant med p-verdi under 10%-nivået men fordi oppgaven opererer med et statistisk signifikansnivå på 5% vil ikke dette estimatet kunne tolkes som en signifikant kausaleffekt på den lokale Gini-koeffisienten. Estimatet bør tolkes med varsomhet fordi observasjonsgrunnlaget baseres på totalt 95 kommunestyre med sosialistiske og ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. Observasjonsgrunnlaget er lite adekvat for kunne betrakte dette som en kausaleffekt. For $\delta = \pm 4\%$ er koalisjonseffekten 23.4%. Implikasjonen er at kommunestyre med svake permanente sosialistiske koalisjoner har i snitt 23.4% lavere observasjoner for den lokale Gini-koeffisienten sammenlignet med vedvarende ikke-sosialistiske kommunestyre. Koalisjonseffekten for diskontinuitetsutvalget $\delta = \pm 5\%$ gir nærliggende resultater med en koalisjonseffekt på 18.72%. RD-estimatene stabiliseres i de største diskontinuitetsintervallene, men er fortsatt ganske høye. De sosialistiske koalisjonseffektene for kommunestyre med permanente majoritetskoalisjoner i løpet av utvalgsperioden betraktes i lys av deskriptive

forhold i 5.4. Koalisjonseffekten for permanente sosialistiske majoritetskoalisjoner i diskontinuitetsutvalget for $\delta = \pm 2\%$ er lite kredibelt ettersom observasjonsgrunnlaget er kraftig redusert. Dette vises både ved estimatets høye standardavvik og det brede konfidensintervallet i tabell 5.4. I samme tabell for utvidelser av diskontinuitetsutvalget reduseres standardavviket betraktelig. Konfidensintervallene er smalere for estimatene og har sterk statistisk signifikans under 1%-nivået. Estimatenes vurdering i lys av tilhørende konfidensintervaller styrker validiteten da verdier av estimatene som ligger utenfor 95% konfidensintervallet vil avvike signifikant fra forventningen til estimatet.

Koalisjonseffekt: Permanente sosialistiske koalisjonsmajoriteter						
lnGini	RD.est	Std.avvik	t-verdi	p-verdi	95%- CI	
$\delta = \pm 0.02$	-0.48955*	0.25084	-1.95	0.051	-0.9811	0.0020
$\delta = \pm 0.04$	-0.23401***	0.06891	-3.40	0.001	-0.3690	-0.0989
$\delta = \pm 0.05$	-0.18728***	0.06331	-2.96	0.003	-0.3113	-0.0631

Tabell 5.4: Tabellen viser RD-estimatene med tilhørende standardavvik, p-verdier med 95%-konfidensintervall for estimatene. Cluster-robuste standardavvik.

Koalisjonseffekten for kommunestyre med permanent sosialistisk majoritetskoalisjon for $\delta = \pm 4\%$ vurderes som en lokal gjennomsnittlig behandlingseffekt. Observasjonene i diskontinuitetsintervallet er så godt som randomisert. Dette støttes med utgangspunkt i balanse-testene som er gjennomført for det samme diskontinuitetsintervallet for permanente majoritetskoalisjoner.³⁵ -23.4 % i Gini-koeffisientens størrelsesforskjell for de ulike majoritetskoalisjonene er en betydelig størrelse og må derfor vurderes deretter. Det stilles spørsmål ved om RD-estimatene over tid vil klare å ivareta RD-egenskapene. Det er lite litteratur som vurderer langtidseffektene av RD-estimatet. Estimaten kan også være et resultat av permanente forskjeller mellom sosialistiske og ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner. Sosialistiske majoritetskoalisjoner er ofte industrikommuner med flattere med jevnere inntektsfordeling, mens ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner ofte er urbane kommuner med en skjevare inntektsfordeling, analogt til kommentarene av tabell 3.1. Vurderingen om statistisk signifikans av estimatet er gjort med grunnlag på lokal validitet, men det er hensiktsmessig å ta et forbehold ettersom videre arbeid er nødvendig for å kvalitetssikre estimatet.

En realistisk vurdering av funnene i analysen er at kommunene har

35. Se tabell 5.2 for balanse-tester og koalisjonseffekt₃ for $\delta = \pm 0.04$.

begrensede virkemidler for å påvirke den lokale inntektsulikheten dersom det er hyppige utskiftninger i majoritetsrepresentasjonen. For å undersøke dette nærmere er det foretatt hensiktsmessige differensieringer av kommunetyper med hensyn på persistens i majoritetskoalisjonenes representasjonstid, i løpet av utvalgsperioden. I kommunestyreder der majoritetskoalisjoner har lav grad av persistens i løpet av utvalgsperioden vil en sosialistisk majoritetskoalisjon ha liten til ingen effekt på den lokale inntektsulikheten representert ved lokal Gini-koeffisient. For kommunestyreder med høy grad av persistens i representasjonstiden i løpet av utvalgsperioden finnes koalisjonseffekter med lokal validitet i utvalgsperioden. Funnet underbygger argumentasjonen om at signifikante endringer i inntektsulikheter med hensyn på lokale politiske regimer bærer preg av at lokale politiske virkemidler som diskuteres i 2.1.2 kan påvirke inntektsulikheten. Hvilke bakomliggende mekanismer som driver denne ulikheten er ikke betraktet i analysen, men Fiva, Folke Sørensen (2018) finner relaterbare beviser for at eiendomsskattesatser øker med økt sosialistisk representasjonsandel i kommunestyret.³⁶ Langtidseffekten av en sosialistisk majoritetskoalisjon i utvalgsperioden synes å ha en reduserende effekt på inntektsulikheten, men litteraturen må utvikle seg vedrørende langtidseffekter av RD-estimater for å kunne påstå dette uforbeholdent.

36. Jon H. Fiva, «The Power of Parties: Evidence From Close Municipal Elections in Norway».

Kapittel 6

Konklusjon

I denne oppgaven har det blitt utført analyser for å undersøke om sosialistiske majoritetskoalisjoner har en kausaleffekt på lokal inntektsulikhet, representert ved en lokal Gini-koeffisient. For å undersøke dette har data for sosialistiske representasjonsandeler blitt konstruert, og ytterligere bestemmelser for sosialistiske og ikke-sosialistiske koalisjoner har tilrettelagt for å skille sosialistiske og ikke-sosialistiske majoritetskoalisjoner som et gjensidig utelukkende forhold. Valgene er gjort med siktemål for å implementere datamaterialet i et diskontinuitetsdesign.

Hovedfunnene i analysen er at sosialistiske majoritetskoalisjoner i kommunestyrene ikke påvirker lokal inntektsulikhet ved betraktning av alle kommunestyre. Analysen finner heller ingen støtte for påstanden om at like kommunestyre som veksler mellom svake majoritetskoalisjoner i utvalgsperioden vil kunne påvirke den lokale inntektsulikheten. Når det gjelder kommunestyre med svake, men permanente sosialistiske majoritetskoalisjoner finnes en statistisk signifikant koalisjonseffekt på den lokale inntektsulikheten. Sammenlignes de svake permanente sosialistiske majoritetskoalisjonene med de svake permanente ikke-sosialistiske majoritetskoalisjonene vil den gjennomsnittlige lokale Gini-koeffisienten for sosialistiske majoritetskoalisjoner være 23.4% lavere enn for de permanente ikke-sosialistiske kommunestyrene med svak majoritetsrepresentasjon. Konklusjonen er dermed at sosialistiske majoritetskoalisjoner ikke har en kausaleffekt på den lokale inntektsulikheten på generelt grunnlag, men tilstedeværelsen av en svak permanent sosialistisk majoritetskoalisjon viser seg å kunne påvirke inntektsfordeling når det lokale politiske regimet får virke over tid. Størrelsen til estimatet er mistenkelig høyt, men med utgangspunkt i spesifikasjonstestene og balansetestene er det lite som tyder på at estimatene er statistisk signifikante lokalt for utvalgsperioden.

Funnene i analysen manifesterer det faktum at lokale politiske krefter kan påvirke inntektsulikheten i noen grad, men mekanismer som utjevner lokale ulikheter vil ta tid. Mulige utvidelser for denne analysen er å undersøke hvilke mekanismer som bidrar til å utjevne variasjonen i den lokale inntektsulikheten. Introduksjonsvis ble det nevnt at lokale politiske virkemidler som utbedrer tjenestetilbudene lokalt vil kunne tilrettelegge for bedriftsallokeringer som videre vil kunne utvikle lokale arbeidsmarkeder som kan bidra til en utjevningseffekt på inntektsulikheten. Ved å kartlegge effektene av indirekte lokale politiske virkemidler vil man kunne identifisere mekanismene som bidrar til en utjevning av inntektsulikheten på kort og lang sikt. Dersom lokale politiske virkemidlers effekt på den lokale inntektsulikheten kan identifiseres vil persistente lokale institusjoner kunne allokere midler på en effektiv måte.

Referanser

- Berg, Ole T. «kommunestyre- og fylkestingsvalg». Rammeverk for gjennomføring av demokratisk valgprosess. 2019. Sjekket 15. februar 2020. https://snl.no/kommunestyre-_og_fylkestingsvalg.
- David S. Lee, Thomas Lemieux. «Regression Discontinuity Designs in Economics». *Journal of Economic Literature*, Vol. 48, 2010, 281–355.
- Donald L. Thistlewaite, Donald T. Campbell. «An Alternative to the Ex-Post Facto Experiment». *Journal of Educational Psychology*, vol. 51, 1960, 309–317.
- Edward L. Glaeser, Kristina Tobio, Matt Resseger. «Inequality in cities». *Journal Of Regional Science*, 2009, 617–630.
- Jinyong Hahn, Wilbert Van der Klaauw, Petra Todd. «Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design». *Econometrica*, Vol.69, 2001, 201–209.
- Jon Faust, John S. Irons. «Money, politics and the post-war business cycle». *International Finance Discussion Papers, 572 - Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)*, 1999, 3–30.
- Jon H. Fiva, Daniel M. Smith. «Norwegian Parliamentary Elections, 1906-2013: Representation and Turnout Across Four Electoral Systems». *working paper - Department of Economics, BI*, 2017, 6.
- Jon H. Fiva, Rune J. Sørensen, Olle Folke. «The Power of Parties: Evidence From Close Municipal Elections in Norway». *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 120, 2018, 3–30.
- Joshua D. Angrist, Jörn-Steffen Pischke. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. 189–195. 2009.

- KS.no. «Kommunenes skatteinntekter – hva består de av?» Se figur 1. Finansiering av kommunesektoren. 2019. Sjekket 27. februar 2020. <https://www.ks.no/fagomrader/okonomi/skatteinntekter/kommunenes-skatteinntekter--hva-bestar-de-av/>.
- Lovdata. «Kommuneloven, §7. Kommunestyrets av fylkestingets sammensetning». 2006. Sjekket 15. februar 2020. <https://lovdata.no/lov/1992-09-25-107/%C2%A77>.
- Magnussen, Jon. «Øremerkede tilskudd». 2020. Sjekket 27. februar 2020. https://sml.sn1.no/%5C%C3%5C%B8remerkede_tilskudd.
- Nathaniel Baum-Snow, Ronni Pavan. «Inequality and City Size». *Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, 2013, 1535–1548.
- OECD (2020), Income inequality (indicator). «OECD - Income Inequality». 2019. Sjekket 26. august 2020.
- Petterson-Lindbom, Per. «Do Parties Matter for Economic Outcomes? A Regression-Discontinuity Approach». *Journal of the European Economic Association* Vol. 6-5, 2008, 15.
- . «Do the Size of the Legislature Affect the Size of Government? Evidence from Two natural Experiments». *Journal of Public Economics*, Vol. 96, 2012, 269–278.
- Philippe Aghion, Francesco Trebbi, Alberto Alesina. «Endogenous Political Institutions». *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, 2004, 565–611.
- Porter, Jack. «Estimation in the Regression Discontinuity Model». *Unpublished paper - Department of Economics, Harvard University*, 2003, 20–24.
- SSB. «Metadata, inntekt etter skatt per forbruksenhet, EU-ekvivalensskala». Variabeldefinisjon. 2019. Sjekket 25. april 2019. <https://www.ssb.no/a/metadata/conceptvariable/vardok/3363/nb>.
- Todaro, Michael P. «Economic Development, 12th. Edition». *Ch. 5: Poverty, inequality and development*, 2015, 15.
- Wooldridge, Jeffrey M. «Introductory Econometrics - A Modern Approach, 6th. Edition». *Ch. 9.4: Measurement Error in the Dependent Variable*, 2016, 287–289.

Tillegg A

Begrepsforklaring

<i>Kjernesosialistisk koalisjon</i>	Sum andel av representasjon i kommunestyre- re fra Arbeiderpartiet, Sosialistisk venstreparti og Senterpartiet.
<i>Kjerneborgerlig koalisjon</i>	Sum andel av representasjon i kommunestyre- ne fra Høyre, Venstre og Kristelig folkeparti.
<i>Utvidet sosialistisk koalisjon</i>	Sum andel av representasjon i kommunestyre- rene fra Arbeiderpartiet, Sosialistisk venstre- parti, Senterpartiet, Norges Kommunistiske parti, Rødt og Miljøpartiet de grønne.
<i>Utvidet borgerlig koalisjon</i>	Sum andel av representasjon i kommunestyre- re fra Høyre, Venstre, Kristelig folkeparti, Frem- skrittspartiet, Kystpartiet, Demokratene og Pensjonistpartiet.
<i>Uavklart ideologisk tilhørig- het (UA)</i>	Felleslister, lokale lister, andre lokale partier og Samefolkets parti.
<i>Diskonitunitetsutvalg</i>	Observasjoner av kommunestyrers sosialistis- ke representasjonsandel og tilhørende obser- vasjoner for ulikhetsindikator i området rundt terskelverdien definert som $[\delta - x_0, x_0 + \delta]$.

Tillegg B

Øvrige tabeller

B.1 Kommunesammenslåinger

Kommunesammenslåinger i perioden 1999-2017		
Tidspunkt for endring	Fra kommune	Ny kommuneenhet
2017		
01.01.2017	0706 Sandefjord	0710 Sandefjord
01.01.2017	0719 Andebu	0710 Sandefjord
01.01.2017	0720 Stokke	0710 Sandefjord
2013		
01.01.2013	1901 Harstad	1903 Harstad
01.01.2013	1915 Bjarkøy	1903 Harstad
2012		
01.01.2012	1723 Mosvik	1756 Inderøy
01.01.2012	1729 Inderøy	1756 Inderøy
2008		
01.01.2008	1503 Kristiansund	1505 Kristiansund
01.01.2008	1556 Frei	1505 Kristiansund
2006		
01.01.2006	1154 Vindafjord	1160 Vindafjord
01.01.2006	1159 Ølen	1160 Vindafjord
01.01.2006	1569 Aure	1576 Aure
01.01.2006	1572 Tustna	1576 Aure
2005		
01.01.2005	1804 Bodø	1804 Bodø
01.01.2005	1842 Skjerstad	1804 Bodø

Tabell B.1: Kommunesammenslåinger

Innholdet i tabellen er hentet fra SSB. Tabellen gir en oversikt over kommunesammenslåingene i perioden 1997-2017. Datasettet som brukes tar utgangspunkt i 2017-kommunelisten fra NSD. Som følge av dette vil datamaterialet mangle data for de 25 kommunene. Befolkningstallet i tidsperioden utgjør i snitt over perioden *insert tall her* % av befolkningen.