

Emil Liavik Fjeld Olsen
Simen Røseth

Politisk styrke og fiskal disiplin i norske kommuner

Kommunestyresammensetning og ROBEKs innvirkning på kommunalt underskudd

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi

Veileder: Jørn Rattsø

Juni 2023

Emil Liavik Fjeld Olsen
Simen Røseth

Politisk styrke og fiskal disiplin i norske kommuner

Kommunestyresammensetning og ROBEKs innvirkning på kommunalt underskudd

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Jørn Rattsø
Juni 2023

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Sammendrag

Denne masteroppgaven undersøker om svake politiske styrer er mer eksponert for kommunalt underskudd, deretter om det er mulig å tallfeste behandlingseffekten av å bli listet på ROBEK for en kommune. Sammenhengen mellom politisk styrke og kommunalt underskudd har utspring i teori om ulik finansiering mellom stats- og kommunenivå og maktkamp mellom interessegrupper som representerer ulike sektorer. Vi måler politisk styrke ved bruk av ENOP og dummyvariabler for ulike koalisjonstyper. Ved bruk av faste effekter analyserer vi et paneldatasett for perioden 2001-2014, og finner ikke støtte for at det er en sammenheng mellom politisk styrke og underskudd etter å ha kontrollert for økonomiske, demografiske og politiske faktorer. Vi benytter difference-in-differences, to-veis faste effekter, syntetisk difference-in-differences og event-studie for å undersøke behandlingseffekten av ROBEK. Estimering av behandlingseffekt er metodisk krevende grunnet problemer knyttet til endogen selektering og komplisert behandlingssynamikk. Det gjør at vi får tvetydige resultater rundt behandlingseffekten. Resultatene er også situasjonsbetinget fordi de varierer med innføringsår og behandlingsslengde. Vi har erfart at det er lite hensiktsmessig å se på den generelle behandlingseffekten av ROBEK og at man heller bør fokusere rundt heterogeneiteter og dynamikken i tilpasning på ROBEK-kommuner.

Abstract

This master's thesis examines the relationship between weak political boards and municipal deficits, and subsequently to ascertain the feasibility of quantifying the treatment effect associated with municipalities listed on the ROBЕК register. The link between political strength and municipal deficits originates from theories of unequal allocation of funds between the state and municipal levels, as well as power struggles among interest groups representing diverse sectors. The measurement of political strength is conducted employing ENOP and dummy variables for different coalition types. Employing fixed effects, a panel dataset for the period 2001-2014 is analyzed and we find no evidence for a positive relationship between political strength and deficits after controlling for economic, demographic and political factors. We utilize difference-in-differences, two-way fixed effects, synthetic difference-in-differences and event study to investigate the treatment effect of ROBЕК. Estimation of treatment effect is proven to be methodologically demanding, primarily due to challenges arising from endogenous selection and the intricate dynamics associated with treatment. Consequently, the results are ambiguous in terms of the treatment effect. Furthermore, the results obtained are contextual as variations emerge dependent on the year of introduction and duration of treatment. Based on our findings, it is deemed less appropriate to attempt an estimation of the general treatment effect. Instead, it is suggested that the focus should be shifted towards understanding heterogeneities and exploring the dynamics of adaptation within ROBЕК municipalities.

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på vår mastergrad ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU. Arbeidet med oppgaven har vært lærerikt, utfordrende og interessant, og vi tar med oss gode og dårlige erfaringer videre i livet.

Vi vil takke Jørn Rattsø for god veiledning, og legger ved noen sitater vi føler oppsummerer arbeidsprosessen godt:

Men hva er dette??? – 10. februar

Ser ut som dere har kontroll – 26. mars

Jeg ble bekymret av denne «sitat fra tekst» - 25. April

... ikke gitt at det funker – 2. mai

Artig å jobbe med dere (selv om dere driver med småfisk). Lykke til – 28. Mai

Ellers vil vi takke medstudenter og venner som har gjort studieløpet ålreit, familie og andre som føler de fortjener en takk.

Emil Liavik Fjeld Olsen og Simen Røseth

Trondheim, 31. Mai 2023

Innhold

Figurer	x
Tabeller	x
1 Introduksjon	1
2 Fiskal ubalanse og politisk disiplin	3
2.1 Etterspørselsmodell	4
2.2 Budsjettbalansekrav	6
2.3 Politisk styrke og budsjettunderskudd	7
3 Bakgrunn	9
3.1 Norsk kommunefinansiering	10
3.2 Desentralisering i norsk offentlig sektor	11
3.3 Hvordan ivaretas budsjettbalanserestriksjoner i Norge i dag	11
4 Datamateriale	13
4.1 Avhengig variabel	13
4.2 Uavhengige variabler	14
4.3 Deskriptiv statistikk	17
5 Metode og estimeringsstrategi	20
5.1 Grunnmodell	20
5.2 Politikkanalyse	22
6 Resultater	28
6.1 Resultater for grunnmodell	28
6.2 Politikkanalyse av ROBEK	31
7 Oppsummering og diskusjon	40
7.1 Økonometriske utfordringer faste effekter	40
7.2 Arbeidsstrategi og erfaringer	41
7.3 Diskusjon	42
Vedleggsliste	46
Referanser	47
Vedlegg	52

Figurer

Figur 1: Oversikt over innmeldinger og antall kommuner på ROBEK Merk at det er for datasettet vårt og vår definisjon av ROBEK slik at det vil avvike fra faktiske tall	15
Figur 2: Fremstilling av parallelle trender for 2009.....	32
Figur 3: Fremstilling av parallelle trender for kommuner med 2-årig behandling i 2006 .	34
Figur 4: Dynamisk utvikling av ROBEK-kommuner på tvers av behandlingstid og lengde.	38
Figur 5: Femårig behandling fra 2009	57
Figur 6: Femårig behandling fra 2009	57
Figur 6: Toårig behandling fra 2006	57
Figur 7: Treårig behandling med ulike innføringsår	57

Tabeller

Tabell 1: Antall år med netto underskudd	10
Tabell 2: Antall år på rad med underskudd	12
Tabell 3: Deskriptiv statistikk	18
Tabell 4: Politisk styrke og sosialistisk påvirkning	19
Tabell 5: Faste effekter på politikkvariabler.....	29
Tabell 6: Faste effekter med sjekk på ROBEK og dynamikk	31
Tabell 7: DID-analyser på 5-årig behandling i 2009.	33
Tabell 8: DID-analyser på 2-årig behandling fra 2006	34
Tabell 9: Event-studie og dynamisk tilpasning	36
Tabell 10: To-veis faste effekter.	37
Tabell 11: Modellsammenligning TVFE, DID, SDID og event.....	39

1 Introduksjon

I Norge har vi en stor offentlig sektor, om lag 30% av arbeidsstyrken er sysselsatt i sektoren. Fra 70-tallet er antall årsverk i det offentlige mer enn tredoblet i følge Statistisk Sentralbyrå (2014). Trenden i Norge de siste tiårene har vært mer beslutningsfrihet for kommunene. Når kommunene i større grad selv får bestemme hvordan midler skal fordeles er klassisk økonomisk forståelse at det gir mer effektiv bruk av ressurser, fordi de kjenner utgiftsbehovene bedre enn sentrale myndigheter.

Hypotesen om at svakere politiske styrer fører til større underskudd, *weak government hypothesis*, ble formulert og funnet evidens for av Roubini og Sachs (1989). For norske lokale forhold fant Borge (2005) støtte for hypotesen når han studerte underskudds-utvikling i norske kommuner mellom 1991-1999. Hovedargumentet til Borge var at mer fragmenterte kommunestyre i større grad sliter med *common pool*-problemer. Med *common pool* referes det til konkurrerende interessegrupper som ønsker størst mulig egen nytte, og som ikke har tilstrekkelig insentiver til å ta beslutninger som gangner alle.

Vi vil i første omgang undersøke om funnene til Borge (2005) er gjeldende ved bruk av paneldata for perioden 2001-2014, og ved å estimere ulike modellspesifikasjoner med faste effekter og undersøke dynamikk rundt ROBEK og politisk styrke. Vi skiller oss fra Borge (2005) ved å benytte nyere data, lenger tidsperiode og modifiserte variabler. Med dette som motivasjon er den første problemstillingen:

Problemstilling 1: Er svakere politiske styrer mer eksponert for kommunalt underskudd?

Desentraliseringstrenden medfører mer autonomi og selvstendighet for kommunene, i denne oppgaven relevant for budsjettprosessen. Vanlig forståelse av lokale budsjetter som finansieres av en fellespott er at det gir mindre ansvarliggjøring i budsjettprosessen på grunn av distansen mellom inntektskilden og bruken. Kombinasjonen av mer selvstendighet og en stadig voksende offentlig sektor gjør at det oppstår et behov for statlig kontroll av lokal budsjettering, i litteraturen kalt budsjettbalansekrav.

I Norge ble Register om betinget godkjenning og kontroll (ROBEK) innført i 2001. Det er mye internasjonal litteratur på hvordan innføringen av budsjettbalansekrav påvirker økonomisk effektivitet og politiske beslutningsprosesser. Hvordan innføringen av ROBEK i 2001 har påvirket kommunenes budsjettatferd er studert av bl.a. Hopland (2013) som finner en disiplinerende effekt på alle kommuner. Til forskjell fra slike studier ønsker vi å undersøke behandlingseffekten av å bli listet på ROBEK, ikke effekten av at ROBEK blir innført.

Det har medført flere utfordringer og har resultert i noen svakheter, men satt i sammenheng med desentraliseringstrenden synes det å være et behov for å undersøke hvor effektivt offentlig regulering fungerer, knyttet til beslutningsfrihet og kommunalt underskudd. Her benyttes flere ulike metoder for å løse problematikken rundt ROBEK, herunder difference-in-differences, to-veis faste effekter, syntetisk difference-in-differences og event-studie. Dette er ment å bidra til at man får en bedre forståelse av den faktiske effekten tilknyttet etterlevelse av ROBEK og hvordan det påvirker kommunene å havne på listen. Derfor vil vi undersøke:

Problemstilling 2: Hva er behandlingseffekten for kommuner som havner på ROBEK?

Oppgavens første hovedanalyse begrenses av at vi har skilt ut kommuner der lokale lister og felleslister er representert i kommunestyret. Vi har begrenset tidsperioden som følge av innføring av KOSTRA i 2001 og kommunesammenslåing som gir lite sammenlignbare tall fra valgperioden 2015-2019. Oppgavens andre hovedanalyse begrenses av at ROBEK som behandling er vanskelig å kvantifisere grunnet endogen seleksjon av behandling og en komplisert behandlingsdynamikk.

I tråd med innholdsfortegnelsen inneholder oppgaven 7 kapitler. Først gjennomgås aktuell tidligere teori i kapittel 2, før det aktualiseres for norske forhold i kapittel 3. Særlig hvordan ROBEK fungerer i Norge i lys av tidligere teori på hvordan budsjettbalanserestriksjoner fungerer. I kapittel 4 forklares det hvor dataen er hentet og det gis tolkninger på variablene i modellen. Videre, i kapittel 5, blir grunnmodellen presentert før vi går videre med å presentere metoder som søker å løse problematikk rundt endogen seleksjon og komplisert dynamikk rundt ROBEK i kapittel 5.2. Resultater presenteres i kapittel 6, mens vi i kapittel 7.1 og 7.2 presenterer utfordringer og erfaringer ved analyse. Til slutt kommer diskusjon og et forsøk på å danne et springbrett for senere forsøk på å håndtere problemene knyttet til behandlingseffekt av ROBEK i kapittel 7.3.

2 Fiskal ubalanse og politisk disiplin

Grunnmodellens utgangspunkt er studiet av sammenhengen mellom politisk styrke og økonomisk styring og i teori om hvordan *common pool*-problemer påvirkes av politiske faktorer, mens utvidelsen undersøker budsjettbalansekrav fra sentrale myndigheter. Litteraturen om utforming av offentlig sektor strekker seg tilbake til (Musgrave, 1959; Oates, 1972). I denne oppgaven er vi interessert i å si noe generelt om underliggende årsaker til budsjettunderskudd. Hagen og Vabo (2005) beskriver selve budsjetteringsprosessen som et *common pool*-problem fordi de som utformer budsjettet har insentiver til å drive opp utgifter. Von Hagen og Harden (1995) påpeker hvordan budsjettbalansekrav er som et institusjonelt virkemiddel og reduserer problemene. Alesina og Tabellini (1990) og Persson og Svensson (1989) utformet teoretiske modeller der politisk styrke på samme måte reduserer problemene.

For å identifisere og forstå drivkrefter bak underskudd er det nødvendig med forståelse av lokalpolitikk. Politikeres nytte forstås enten som avhengig av makt, som impliserer politikere som søker å maksimere nytten for å bli gjenvalgt, eller som avhengig av velgernes nytte (Barro, 1979). Den siste tolkningen innebærer et kostnadspress fordi velgere ønsker midler mot sine behov, det betyr at lokalpolitikere implisitt får høyere nytte av underskudd. Lokalpolitikere ender opp med en konflikt mellom velgernes kostnadsetterspørsel og fiskale krav fra sentrale myndigheter. Press fra sentrale myndigheter om mer effektiv drift ofte er upopulære lokalt, det kan resultere i en aversjon mot å gjennomføre nødvendige strukturelle kutt og heller finne kortsiktige løsninger (Nyhus et al., 2018).

I grove trekk har offentlig sektor tre overordnede mål: forvaltning, stabilitet og effektivitet/fordeling. Musgrave (1959) betraktet offentlig sektor som en velferds-maksimerende aktør og dannet et slags konsensus om at effektivitet best sikres lokalt, som også støttes av desentraliseringsteoremet Oates (1972). Offentlig ressursbruk antas å være mer effektiv hvis den bestemmes lokalt istedenfor sentralt, fordi de i større grad er skikket for å tilby varer og tjenester til innbyggerne i kommunen. I Norge er store deler lokale budsjetter finansiert gjennom overføringer fra sentralmyndighetene. Et slikt system åpner for strategisk underskuddspolitik fra lokale myndigheter, der det forventes en redningspakke i etterkant. Ifølge Rattsø (2003) er det ikke et problem i Norge, han peker særlig på at det er vanskelig for norske kommuner å vike fra sentrale retningslinjer og at det kan få politiske konsekvenser å drive risiko-politikk. På den annen side kan stor grad av sentral finansiering gi avstand mellom finansieringen og forvaltningen, som kan redusere insentivene for å drive ansvarlig budsjettpolitikk.

Common pool problemet

Kjernen i problemet er felles finansiering, *common pool*, av noe som gir ulik nytte for ulike personer, og derfor åpner for usolidarisk atferd. Hardin (1968) beskrev *common pool*-problemet allmenningers tragedie, det er når offentlige goder overforbrukes fordi brukerne ikke har noen insentiver til måtehold. Videre påstås det at situasjonen er uunngåelig uten politisk regulering, Ostrøm (1990) viser imidlertid flere eksempler på at det er mulig.

Common pool problemer i denne oppgaven handler om interessegrupper fra forskjellige sektorer som alle ønsker en vridning av offentlige midler mot sine kostnadsbehov. Kostnaden for en kommune av å levere en tjeneste potensielt er lavere enn den faktiske kostnaden, fordi det er fellesfinansiert. Hvordan disse insentivene påvirkes av politisk styrke og institusjoner er av relevans for oppgaven. Forstår problemet som større i heterogene kommuner fordi man antar at det er flere, sprikende kostnadsbehov. Derfor undersøkte Borge (2005) om politisk styrke fanger opp under-liggende *common pool* problemer, med en hypotese om at heterogene kommuner har mer fragmenterte styrer, men fant ikke støtte for det. I denne oppgaven søker vi ikke å forstå årsakene til *common pool* problemer eller hvordan den påvirker, men godtar det som en forklaring på hvorfor politisk styrke, potensielt, påvirker budsjettunderskudd.

2.1 Etterspørselsmodell

Driftsunderskudd over tid fører med seg gjeldsakkumulasjon, for å unngå autokorrelasjon brukes derfor netto renteutgifter og netto avdrag som mål på gjeld i kommuner. For å forklare hvordan driftsunderskudd og gjeld henger sammen og hvordan renta i modellen skal forstås presenteres det her en enkel dynamisk budsjettmodell. Gjeldsnivået en kommune kommer inn i en periode med medfører begrensninger for budsjettet. Det koster å betjene gjeld og det påvirker driftsresultatet negativt.

Vi tar utgangspunkt i at en kommune har et budsjett gitt ved:

$$ND_t = I_t - U_t \quad (2.1)$$

Netto driftsresultat ND_t skal være lik inntektene I_t fratrukket utgiftene U_t . Vi antar at kommunen er nyttemaksimerende og tilpasser seg der inntekter er lik kostnader. Vi antar her at inntektene ligger fast, mens utgiftene er en funksjon av etterspørsel etter offentlige tjenester $f(D_t)$ som antas å avhenge positivt, men avtagende av nytten til innbyggerne. Prisen på offentlige tjenester er gitt ved p . Vi forstår her kommunens valg av tjeneste-produksjon som et resultat av velgernes (gjennom ulike interessegrupper) etterspørsel etter tjenester, etter Barro (1979). Da har vi at:

$$U_t = pf(D_t) \quad (2.2)$$

Videre ønsker vi å forklare gjeldsakkumulasjonen, som er gitt ved:

$$G_t = G_{t-1} - A_t + pf(D_t) + R_t - I_t \quad (2.3)$$

Hvor G_t angir akkumulert gjeld i tidspunkt t , mens R_t gir rentekostnader. A_t representerer avdrag. Antar forenklet at rentekostnader er gitt ved forrige periodes gjeld, slik at:

$$R_t = rG_{t-1} \quad (2.4)$$

Her representerer r rentesatsen. Som igjen settes inn i uttrykket for gjeld, slik at:

$$G_t = (1 + r)G_{t-1} + pf(D_t) - I_t - A_t \quad (2.5)$$

Vi ser at den akkumulerte gjelda avhenger av forrige periodes gjeldsgrad, renter og prisen på offentlig tjenesteproduksjon, som igjen er gitt ved den generelle etterspørsels-funksjonen $f(D_t)$. Netto driftsresultat i periode t er gitt ved:

$$ND_t = \underbrace{I_t - pf(D_t)}_{=0} - \underbrace{(1 + r)G_{t-1}}_{\text{er ideelt lik 0}} + \Omega + \rho \quad (2.6)$$

Ω og ρ er en sjokkparametere for henholdsvis økonomiske og politiske sjokk. Denne generelle ligningen kan brukes til å vise at politikere som ikke tar hensyn til tidligere års underskudd (her representert ved G_{t-1}) vil styre mot underskudd og høyere gjeld. Dette kan illustreres i neste periode, der:

$$ND_{t+1} = I_{t+1} - pf(D_{t+1}) - (1+r)G_t + \Omega + \rho \quad (2.7)$$

Setter inn for G_t , analogt med ligning 2.5:

$$\begin{aligned} ND_{t+1} &= I_{t+1} - pf(D_{t+1}) - (1+r)[(1+r)G_{t-1} + pf(D_t) - I_t - A_t] + \Omega + \rho \\ \Rightarrow ND_{t+1} &= I_{t+1} - pf(D_{t+1}) - (1+r)^2G_{t-1} - (1+r)(pf(D_t) - I_t - A_t) + \Omega + \rho \end{aligned} \quad (2.8)$$

Neste periodes driftsresultat påvirkes av underskuddet for to perioder siden, som igjen vil påvirkes av underskuddet for 3 perioder siden osv. Vi ser at man generelt får en selvforsterkende renteeffekt for hver periode som går uten at man gjør noe med gjelden, og hvor man drar med seg gjeldsakkumulasjonen inn i fremtidige budsjett. Vi skal i det videre undersøke årsaker til underskudd i kommuner. Det er forventet at gjeld påvirker underskuddet i kommunen gjennom betjeningskostnadene det innebærer å ta med seg gjeld fra en periode til den neste. Vi ser av modellen ovenfor at gjeldsdynamikken fanges opp av netto avdrag på lån og netto rentekostnader. I etterspørselsmodellen ovenfor antar vi at man fanger opp opptak av gjeld i periode t ved tilfellet der $ND_t < 0$.

Videre har vi inkludert parameterne for økonomisk og politisk sjokk for å vise at selv om det vedtas et budsjett i balanse, eller som til og med dekker inn akkumulert gjeld, kan det være andre sjokk i økonomien som gjør at kommuner driver i underskudd. Av økonomiske sjokk tenkes det på uforutsette utgifter, resesjoner eller fraflytting/ nedleggelse av viktig inntektskilder, eksempelvis industri. Andre sjokk som derimot er mer i hendene til makthavende fanges også opp her, eksempelvis at man overvurderer inntektene man får inn, eller man får økte kostnader på tjenesteyting utover de rammene man legger til grunn. Av politiske sjokk menes det her at det eksempelvis bestemmes sentralt endringer i skattelover som påvirker kommuneøkonomi, endringer i krav av tjenesteytelse eller uventede høye tariff lønner ved lønnsforhandlinger.

Hvis en kommune vedtar et budsjett i ubalanse er risikoen for å bli listet på ROBEK stor, derfor kan det friste å vedta budsjett med urealistiske inntekter og/eller utgifter, og låne midler i etterkant. Såkalt spekulativ budsjettering. De fleste kommuner vedtar budsjetter i balanse, dermed vil regnskapsmessige underskudd være resultat av at man ikke holder budsjettet, det kan f.eks. være på grunn av utgiftssjokk eller kutt som følge av at nødvendige strukturendringer ikke gjennomføres, fordi de anses som for politisk risikable. Med budsjettbalansekrav er det ikke fritt fram for kommunene å styre med underskudd over tid, det viktigste budsjettbalansekravet i Norge er at driftsresultatet er positivt. Det vil si at løpende inntekter må dekke løpende utgifter, rentekostnader og avdrag på gjeld (Borge & Rattsø, 2002). Årsaken til at politikere ønsker å opprettholde tjeneste-produksjonen kan tolkes med at de er kortsiktige og at de ønsker å gjenvelges, og at kutt i tjenesteproduksjon reduserer mulighetene for at det skjer, fordi de kan være politisk upopulære. Underskudd gir heller ikke kommunen mulighet til å investere midler som forventes å gi fremtidig inntekter, som igjen øker risikoen for gjeldsakkumulasjon.

Det er utfordrende å si noe om hva som driver underskuddet. Tolkningen om at tjenesteproduksjonen er et resultat av etterspørsel fra pressgrupper gir implikasjoner om at de driver underskuddet. Mer generelt fremstår det trygt å hevde at kanalen mellom

underskudd og gjeld avhenger av politiske forhold, kan f.eks. trekke fram informanter fra kommuner som har vært i ROBEK, som påpeker at nødvendige kutt hvis økonomien er anstrengt avhenger av at politisk motstandsvilje er lav (Nyhus et al., 18).

Hensikten med etterspørselsmodellen er å studere hvordan gjeldsdynamikken i en kommune påvirker beslutninger og kommunalt underskudd, hvor vi også ønsker å få frem at parametere som netto avdrag og netto renter er hensiktsmessige måleenheter for å fange opp gjeldsdynamikken. Vi har også her vist at akkumulerende gjeld påvirkes av forrige periodes gjeld, som igjen påvirkes av forrige periodes gjeld, altså at akkumulert gjeld i seg selv er autokorrelert per definisjon.

2.2 Budsjettbalansekrav

Tidligere studier har vist at strengere budsjettrestriksjon er estimert å gi lavere offentlig pengebruk (von Hagen, 1991), i denne oppgaven relevant som lavere budsjettunderskudd. For tyske kommuner økte gjeldsgraden når budsjettrestriksjoner ble fjernet (Christofzik & Kessing, 2018). Der det er budsjettbalanserestriksjoner, som gjør det vanskeligere å drive med underskudd, fører budsjettbalanseproblemer til hyppigere finansielle justeringer i amerikanske stater (Poterba, 1994). Hvordan budsjettbalansekrav fungerer i direkte demokratier er undersøkt for sveitsiske kantoner av Feld og Kirchgassner (1999), som generaliserer funnene sine til at budsjettprosesser er mest effektive hvis de bestemmes «fra toppen». Gremi et al. (2016) finner at budsjettrestriksjoner fra sentrale myndigheter er estimert til å gi lavere offentlig pengebruk og følgelig forbedret driftsbudsjett.

Med desentralisering følger naturlig sentrale krav til lokalmyndighetenes finansielle forvaltning, budsjettbalansekrav. Forståelsen om at desentralisering av noen tjenester er fordelaktig fordi lokalmyndigheter har bedre forutsetning for effektiv allokering for sine områder er fra (Oates, 1972). Desentralisering er synonymt med mer beslutningsfrihet for lokalpolitikere, men om de er underlagt større press enn en nasjonalpolitiker med tanke på forsvarlig budsjettering er usikkert. *Fiscal illusion* handler om at offentlige utgifter vurderes feil og Oates (1999) forklarer fenomenet i denne konteksten som ulik ansvarliggjøring av velgerne når rammetilskuddene til lokalmyndigheter kommer fra en sentral, nasjonal pott. Hvis finansieringen kommer fra skatteinntekter, vil velgerne i *mindre* grad ansvarliggjøre politikerne for å drive underskuddspolitik.

Hines og Thaler (1995) har laget en autorativ oversikt over funn av *flypaper effect*, som betyr at økte overføringer fra sentrale myndigheter, rammetilskudd, fører til økte utgifter i større grad enn tilsvarende økninger i lokalt forankrede inntekter som inntektsskatt. Tovmo og Falch (2002) finner for norske kommuner at denne effekten er sterkere jo mer fragmentert kommunestyret er. På den andre siden kan man se for seg at lokalpolitikere i større grad konfronteres med sine valg direkte. Uansett hvordan økt beslutningsfrihet påvirker lokalpolitikernes atferd må sentrale myndigheter ta stilling til utforming av budsjettrestriksjonene. Det skilles mellom myk og hard tilnærming (von Hagen, 1991), den harde innebærer at sentrale myndigheter krever at lokalmyndighetene opererer innenfor rammene, den myke åpner for at omfanget av tilskudd er tøyelig. Sistnevnte er en kilde til ineffektivitet i offentlig sektor fordi lokalmyndigheter gambler med *common pool* ressurser for å møte velgernes krav i håp om å bli finansielt reddet av sentrale myndigheter (Hindriks & Myles, 2013). Faren med myk budsjettbetingelse er at utgiftene lokalt overgår skatteinntektene. Von Hagen og Harden (1995) argumenterer for at *fiscal illusion*-problemer reduseres med budsjettbalansekrav.

Budsjettbalansekrav fungerer tilsynelatende for sentrale myndigheter som ønsker å forbedre den fiskale disiplinen ovenfor lokale myndigheter. Det er generelt to forhold som gjør det særlig aktuelt å innføre budsjettbalansekrav, for det første vil større grad av desentralisering øke behovet for krav fra sentrale myndigheter, for det andre er det enighet om at offentlig sektor ikke kan fortsette å vokse for alltid. Ved å innføre restriksjoner i lokal budsjettering fjerner man insentiver til overforbruk og dekker behovet for kontroll.

2.3 Politisk styrke og budsjettunderskudd

Politisk styrke er i økonomisk litteratur et mål på politisk gjennomføringsmotstand. Hvor store eksternaliteter det er knyttet til politiske beslutninger avhenger av styringskoalisjonens sammensetning og hvordan den politiske makten er sentrert. I denne oppgaven måles det første av en indeks med fire koalisjonstyper (Kalseth & Rattsø, 1998), opprinnelig (Roubini & Sachs, 1989). Det andre måles av ENOP, *effective number of parties*, som gir et overslag på hvor mange partier som har effektiv forhandlingsstyrke i et kommunestyre. I denne oppgaven er vi mest interessert i å se på hvordan ENOP påvirker budsjettunderskudd og behandlingseffekten til ROBEK.

Det er ulike teorier om hvordan fragmentering påvirker politisk styrke. Et standpunkt er at økt fragmentering gir svakere politisk styring fordi det er vanskeligere å danne konsensus, og følgelig *common pool* problemer. Et annet standpunkt er at et styre blir sterkere av økt fragmentering fordi det øker den politiske konkurransen. Ashworth et al. (2014) argumenterer med at uten politisk konkurranse holdes politikerne mindre ansvarlig og er i større grad tilbøyelig til en eller annen form for selvberikelse. Uten konkurranse kan rett og slett folkevalgte drive egoistisk politikk uten at de reelt sett gambler med sin posisjon. I denne oppgaven anser vi den første forklaringen som mest plausibel, som bl.a. Kalseth og Rattsø (1998), det betyr at vi går videre med en undersøkelse av *weak government hypothesis*, at svakere styrer fører større underskudd fordi de har vanskeligere for å bli enige og derfor ender med å sløse bort midler. Hypotesen ble først empirisk undersøkt, og funnet støttet for av Roubini og Sachs (1989). Persson og Svensson (1989) predikerer at over tid vil offentlige utgifter havne et sted mellom hva styrende fra forskjellige blokker vil foretrekke, fordi konservative vil hente inn mindre skatt enn sosialistiske og motsatt vil sosialistiske bruke mer. Liknende viser Alesina og Tabellini (1990) hvordan politisk uenighet mellom styrende og kommende regjering fører til en suboptimal gjeldsspiral, der gjeldsnivået også legger føringer for etterfølgeren, jamfør etterspørselsmodellen i kapittel 2.1.

Kanalen mellom koalisjonsstyrke og budsjettunderskudd er ifølge Roubini og Sachs (1989) et budsjettkonsensusproblem, i en svak koalisjon er det mange partiprogrammer å ta hensyn til. Forfatterne peker særlig på to faktorer som gjør budsjettering vanskelig i en svak koalisjon. Først er det vanskelig å finne optimalt budsjett på grunn av informasjon- og timingsforskjeller, og at det vil være lettere for en svak koalisjonspart å stoppe endringer enn å gjennomføre endringer. Videre utfordring er hvor klar kanalen fra politisk enighet til faktisk ressursbruk er. Forskjellige politiske institusjoner har forklaringskraft for ulik gjeldspolitik. Sammenhengen mellom politisk styrke og norske kommuners økonomiske effektivitet er velstudert; politisk styrke reduserer administrasjonskostnader (Kalseth & Rattsø, 1998), partifragmentering driver opp utdanningsutgifter lokalt (Falch & Rattsø, 1999), politisk styrke øker effektiviteten (Borge et al., 2008), politisk styrke forbedrer vedlikehold av offentlige bygg (Borge & Hopland, 2012).

Hvordan måle fragmentering

I litteraturen er det ikke noe klart skille mellom bruken av Herfindahl-Hirschman-indeksen (HHI) og ENOP, som begge fanger opp fragmentering. Endringer i kommunestyresammensetninger vil få like stort forholdsmessig utslag i ENOP og HHI. Det betyr at endrede kommunestyresammensetninger etter et valg fanges opp likt av begge målene, men kvalitativ tolkning blir litt forskjellig. Fragmentering i sin enkleste form er hvor mange partier som er representert, hvis styrkeforholdet inkluderes er fragmentering i større grad målt, mens man ideelt sett i tillegg klarer å inkludere koalisjoner og samarbeid vil det overgå.

Herfindahl-Hirschman-indeksen er definert som:

$$HHI = \sum_{p=1}^p Andel_p^2 \quad (2.3.1)$$

der *Andel* er seteandelen til parti *p*. HHI tar en verdi mellom 0 og 1, der 1 innebærer at det kun er et parti representert i kommunestyret og at fragmenteringsgraden øker med lavere verdi mot uendelig mange i HHI=0. ENOP er den inverse av HHI:

$$ENOP = \left(\sum_{p=1}^p Andel_p^2 \right)^{-1} \quad (2.3.2)$$

ENOP tar verdier fra 1 til teoretisk uendelig. I et spesialtilfelle der alle representerte partier er like store vil ENOP være likt antall partier. Målet er forholdsvis lett tolkbart i den forstand at et kommunestyre med ENOP lik 2,5 er halvparten så fragmentert som et på 5. ENOP lik 1 betyr at det kun er ett parti, mens høyere ENOP forstås med flere partier med reell forhandlingskraft. ENOP ble utarbeidet av Laakso og Taagepera (1979), som forklarte det som et mål der partier vektet etter deres relative styrke, samtidig som antall partier telles. Det blir et slags mål på antall partier som reelt sett er representert i kommunestyret, egentlig er det et mål på antall «relevante» partier.

Begge målene mangler noen form for politisk nyanse, det er nødvendigvis slik at et fragmentert kommunestyre med stor overvekt fra en blokk vil ha færre forhandlingsutfordringer enn et like fragmentert kommunestyre med omtrent like store blokker. Når man måler politisk konsentrasjon er det som *egentlig* er relevant forhandlingsstyrken. ENOP fanger opp relative velgerandeler, men er kun et mål på reelt antall parter hvis det ikke er noen koalisjoner eller form for samarbeid.

For analysens del er det ikke avgjørende hvilken vi velger, kommunestyresammensetningen blir fanget opp uansett. Hovedargumentet for å velge ENOP framfor HHI er at den objektivt sett er lettere å tolke og sammenlikne kvalitativt. Et annet argument for å foretrekke ENOP, som beskrevet i Caulier (2011), er at HHI spriker i likevekt, det betyr at den gir ulikt resultat for 2, 3 eller 4 partier med akkurat like stor innflytelse.

I kritikk av ENOP som mål på maktkonsentrasjon påpeker Taagepera og Shugart (1989) at man kan få en bestemt verdi av veldig mange forskjellig antall reelle partier, og at grad av fragmentering kan øke selv om antall partier representert er uendret. ENOP skal altså representere konsentrasjonen av makt, eller den politiske maktas styrke, forhandlingsstyrke. Det tas ikke hensyn til koalisjoner eller allianser, det betyr at *reell* forhandlingsstyrke ikke måles. Det er gjort utallige forsøk på mer presise mål, bl.a. nevnes utbedringer av forfatteren selv, Taagepera (1999) og av andre (Caulier & Dumont, 2005; Feld & Grofman, 2010).

3 Bakgrunn

I Norge har kommunene ansvaret for å tilby et bredt utvalg tjenester til befolkningen, i stor grad finansiert av sentralmyndighetene¹. Det er tjenester som eldreomsorg, barnehager, barneskoler, vann- og avløpssystemer, kommunale veier etc. Kommunene har, fra både naturens og demografiens side, ulike utgangspunkt for å levere dette. Regjeringen har et uttalt mål om at norske innbyggers bostedskommune i liten grad skal avgjøre tilbudet av disse tjenestene (NOU 2022:10, s. 26), derfor er det utviklet et utjevningssystem som gir kommunene likere utgangspunkt for å produsere tilstrekkelige tjenester for sine innbyggere. Størrelsen på rammetilskudd fra staten til kommunene bestemmes derfor etter bl.a. inntektsutjevnings-, sentralitetsindeks- og befolknings- og geografiske vekter.

En slik modell for likest mulig tjenesteproduksjon får konsekvenser for forholdet mellom lokale og sentrale myndigheter. For det første er det de lokale myndighetene som er ansvarlig for å levere eller produsere tjenestene, som kan skape et behov for å innføre kontrollmekanismer for å sikre at midlene brukes effektivt. For det andre åpner det for spekulativ underskuddspolitik og muligens manglende insentiver til å levere tjenester av tilstrekkelig kvalitet, fordi det koster mer. Ved å innføre formelle krav til kvalitet og budsjettbalansekrav kan sentrale myndigheter kontrollere og sikre fiskal ansvarlighet i kommunene.

Vanlig forståelse av kommunalt underskudd er at det skyldes enten økonomiske sjokk eller politiske heterogeniteter. Det finnes flere eksempler på ganger kommuner har havnet på ROBEK som følge av sjokk, et eksempel er Terra-skandalen², som kan kategoriseres som et selvforsyldt sjokk. Et nyere sjokk er koronautbruddet som ga både inntektssvikt og økte utgifter, og endte med nødvendige statlige støttepakker for flere kommuner. Andre kommuner kan oppleve kostnadssjokk, som følge av at nye krav til kvalitet innføres av staten, f.eks. nye boligforskrifter. Selv om det er en rekke sjokk som svekker kommuneøkonomien, og potensielt føre dem inn på ROBEK, viser en studie av kommuner i Nordland at det er ikke plutselige hendelser som sender kommuner inn på lista, men heller svak økonomistyring over tid (Fylkesmannen i Nordland, 2015).

Det er ikke uvanlig at kommuner styrer med underskudd. Tabell 1 viser antall år med underskudd for de 308 kommunene vi studerer mellom 2001-2014. Det er påfallende hvor få tilfeller det er av kommuner som ikke driver med underskudd en eneste gang i perioden, kun 7,1%. Halvparten av kommunene har underskudd i minst 4 år. Budsjetter vedtas i balanse, det betyr enten at kommuner er spesielt utsatt for økonomiske sjokk eller at spekulativ budsjettering er utbredt. Spekulativ budsjettering betyr f.eks. at inntekter rapporteres høyere enn de faktiske fordi man forventer høyere fremtidige inntekter.

¹ Sentralmyndighetene (sentrale myndigheter) referer til det høyeste, nasjonale myndighetsnivået. Direkte oversatt av central government.

² Kommuner som, med sikkerhet i framtidige inntekter, tok opp ulovlige lån i høyrisikofond USA i 2007.

Tabell 1: Antall år med netto underskudd mellom 2001-2014

Antall år med underskudd	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Antall kommuner	22	31	35	61	51	44	31	16	13	3	1
Frekvens (%)	7,1	10,1	11,4	19,8	16,6	14,3	10,1	5,2	4,2	1,0	0,3

3.1 Norsk kommunefinansiering

Praktiserende inntektssystem med mer beslutningsfrihet lokalt ble innført i 1986, 10 år senere ble trenden videreført, kommunene skulle bestemme mer selv (NOU 2005:18 s. 27). Argumentene gikk på mer handlingsfrihet til lokale hender med bedre beslutningsgrunnlag, fremme enklere økonomiplanlegging for kommunene og et mer rettferdig system mellom kommunene (NOU 1996:1, s. 74). I hovedsak finansieres kommunebudsjettet av skatteinntekter og statlig rammetilskudd, i tillegg er brukerbetalinge noe brukt, særlig innenfor helse og eldreomsorg. Informantkommuner peker på brukerbetaling som et middel for å bedre driftsbalansen, f.eks. hvis man er i fare for å havne på ROBEK (Nyhus et al., 2018). I 2019 utgjorde brukerbetalinge knapt 15% av kommunenes driftsinntekter (Kommunal- og distriktsdepartementet, KDD, 2020b). Andre betydelige inntektskilder er konsesjonskraft og inntekter fra kraftrettigheter og salg, men det gjelder ikke alle kommuner.

Frie inntekter er summen av rammetilskudd og skatteinntekter, det utgjør om lag 70-80 prosent av kommuners inntekter, resten er avgifter og gebyrer på offentlige tjenester (KDD, 2021). I 2014 ble totalt 7,5 milliarder kr omfordelt mellom kommunene pga. ulik skatteinntekt. Oslo, Bærum og Stavanger ble «trukket» over halvparten av dette, og Oslo dekket alene utjevningen til de 36 kommunene som fikk mest. Skatteutjevningen betyr ikke at kommuner med skatteinntekter under lands-gjennomsnittet blir kompensert, det avhenger av om finansieringen av tilleggs-kompensasjonen er større enn kompensasjonen de mottar. Inntektsutjevning betyr at skatteinntekter fra inntekter, formue og naturressurser omfordeles (NOU 2022:10, s. 83-92).

Rammefinansieringen bestemmes av et innbyggertilskudd (i tillegg til storbytilskudd, distriktstilskudd og veksttilskudd), som er en sats per innbygger i kommunen. Geografiske og demografiske faktorer som gir kommunene ulikt utgangspunkt til å levere tjenester legger grunnlag for en kostnadsnøkkel. Utgiftsutjevning er innført for å omfordele midler fra kommuner som er «billige i drift» til kommuner med mer utfordrende utgangspunkt til å levere adekvate tjenester. Tankegangen om at relativt velstående kommuner skal kompensere relativt fattige kommuner finner man også i bl.a. Oates (1999). Distrikts-tilskuddet i kommuner i Troms og Finnmark utgjør f.eks. over 10% av totale frie inntekter.

Det er begrenset spillerom for kommunene til selv å justere inntekter for å dekke opp høyere forbruk (Borge & Rattsø, 1998), og selv om kommunene selv står fritt, inntil en maksimalprosent, å velge eiendomsskatt og formuesskatt er det få kommuner som viker fra maksimal skattesats (NOU 2020:20, s. 254). Trenden de 3-4 siste tiårene er at en større andel av de statlige overføringene til kommunene er frie. Utviklingen fortsatte i omleggingen av inntektssystemet i 1997, der et unisont utvalg (NOU 1996:1, s. 36, s. 74) argumenterte for at økt andel rammetilskudd ville øke kommunesektorens effektivitet.

Utvalgets anbefalinger førte også til endringer i utgifts- og inntektsutjevningen, for å fremme et likeverdig, desentralisert kommunefinansierings-system.

3.2 Desentralisering i norsk offentlig sektor

Optimal grad av desentralisering finnes det ikke noe fasitsvar på, men trenden i Norge de siste 3-4 tiårene har vært økt desentralisering. Et eksempel er når øremerkede midler til barnehage ble omgjort til frie midler i 2011 (KDD, 2011), hvor argumentene fra regjeringen den gang var at å fremme kommunens prioriterings-frihet skulle føre til en sterkere og mer effektiv kommunesektor. Når budsjetter bestemmes lokalt og finansieres sentralt har man en situasjon med vertikal fiskal ubalanse, da er sentrale myndigheter nødt til å ta stilling til hvilken budsjettrestriksjonstilnærming de skal legge seg på. I litteraturen skiller man mellom myk og hard budsjettskranke, Kornai et al., (2003) viser til faren ved mer lokal beslutningsfrihet uten at avhengigheten til sentral finansiering løses opp eller opp med et *soft budget problem*. Det betyr i sin enkelhet, for denne oppgaven, at kommuner forventer å reddes hvis de ikke holder budsjettet og dermed har reduserte insentiver for ansvarlig økonomistyring. Hopland (2013) finner at bedret budsjettbalanse som følge av innføringen av ROBEK, ikke skyldes redningspakker fra sentrale myndigheter.

Det blir et spørsmål om budsjetter skal bestemmes lokalt eller sentralt. Hvordan det påvirker budsjettbalansen er undersøkt av Hagen og Vabo (2005) som ikke fant sammenheng mellom sentralisert budsjettprosess og bedret budsjettbalanse for norske kommuner. Størrelsen på desentraliseringseffekter er usikker, Rattsø (2003) peker på at gevinstene som Oates (1972) fremhever ikke er særlig fremtredende i det norske systemet, fordi fokuset er på lik tjenesteproduksjon heller enn effektiv allokering. Rodden (2006) går lenger og påstår at desentralisert finansiering åpner for moralsk risikabel atferd, at velgere og kreditorer i det hele tatt ganske svake insentiver for å disiplinere lokale myndigheter. Det kan man tolke som en alternativ formulering av behovet for budsjettbalansekrav.

3.3 Hvordan ivaretas budsjettbalanserestriksjoner i Norge i dag

Register om betinget godkjenning og kontroll forkortes ROBEK. En oppføring i ROBEK betyr at statsforvalteren, som er statens stedfortreder i kommunen, må godkjenne budsjett, låneopptak og langsiktige leieavtaler. Før innføringen av ROBEK var alle kommuner pålagt lignende budsjettbalansekrav. Kommuner som etter 2001 holder seg innenfor kravene (Kommuneloven, 2018, §28-1), er underlagt mindre restriksjoner enn før registeret ble innført, det kan ses på som at kommunene fikk økt beslutningsfrihet. Det påpekes i Borge og Hopland (2020) at det også øker kommunenes indre insentiver til å drive mer effektivt fordi de gis større allokeringfrihet og dermed selv står fritt til å, i større grad enn tidligere, bestemme hvor de ønsker å bruke midlene.

Innmelding i ROBEK skjer i henhold til Kommuneloven §28, der det kommer frem at så lenge ett av betingelsene ikke er oppfylt, er ikke f.eks. låneopptak gyldig før det er godkjent av departementet. Utmelding av ROBEK avhenger av hvilken bokstav i paragrafen kommunen er meldt inn på, f.eks. vil en kommune meldes ut av registeret hvis de fatter et driftsbudsjett uten merforbruk, hvis de i utgangspunktet er meldt inn på et driftsbudsjett med merforbruk (Kommuneloven, 2018, §28-5). Underskudd i regnskapet er den vanligste grunnen for å bli listet på ROBEK, et slikt underskudd oppstår dersom kommunen har et negativt driftsresultat som ikke kan dekkes av egne midler satt av i disposisjonsfond.

Om oppføring på ROBEK står det i kommuneloven § 60 nr. 1 c): «kommunestyret [...] har vedtatt at et regnskapsmessig underskudd skal fordeles ut over det påfølgende

budsjettår». Det harmoniserer med Bohn og Inman (1996) som finner at budsjettrestriksjoner er mest effektive når de krever at det er balanse innen året er omme og ikke godtar at underskudd skal dekkes inn «på nyåret». Bohn og Inman (1996) fremhever også at budsjettbalansekrav er mest effektive hvis de pålegges ex post, for Norge gjelder det ifølge Hopland (2014) gjennom en *list of shame*-effekt, at det er en politisk kostnad for sittende styre å havne på registeret. Hopland (2013) finner at lokale myndigheter forbedrer driftsbalansen ved å havne på registeret, uten at det drives av redningspakker fra sentrale myndigheter.

Hvis en kommune driver med driftsunderskudd er det et krav om at det dekkes inn innen 2 år. Dvs. at det kreves et totalt overskudd, på budsjettet, de neste to årene tilsvarende underskuddet. Budsjettunderskudd skal altså dekkes inn i løpet av to år, av Tabell 2 ser vi at kun 27 % av kommunene vi studerer styrer med underskudd mer enn to år på rad. Ser også at en relativt stor andel kommuner styrer med underskudd i to år på rad, drøyt 40%. Det er naturlig å spekulere i at grunnen til at det for mange stopper der er at det fanges opp og at kommunen havner på ROBEK, som er et vanskelig sted å drive underskuddspolitik fra.

Tabell 2: Antall år på rad med underskudd

Antall år på rad med underskudd	0	1	2	3	4	5	6
Antall kommuner	22	78	125	48	25	9	1
Frekvens (%)	7,1	25,3	40,6	15,6	8,1	2,9	0,3

4 Datamateriale

All data som benyttes i analysen er offentlig data hentet fra Statistisk sentralbyrå og kommunedatabasen (Norsk Senter for Dataforskning, NSD). Alle økonomiske variabler er omregnet til faste 2001-priser. Dataen for kommuner er hentet for kommunestatusen per 2017/2018, avhengig av hvilken kategorisering SSB opererer med i de forskjellige tabellene. Totalt 8 kommuner ble slått sammen 01.01.2018 (KDD, 2020a), og anses derfor ikke som et problem da de er utelatt fra analysen. Den omfattende kommunesammenstillingen som trådte i kraft 01.01.2020 kommer etter datainnsamlingen vår.

Datasettet begrenser seg til 2001-2014. Innføringen av regnskaps- og rapporteringssystemet KOSTRA i 2001 gjør at vi ikke sammenlikner data før og etter 2001, etter anbefaling av NSD. I Norge er det lokalvalg hvert fjerde år, for å få full effekt av valget i 2011 har vi med data til og med 2014.

For å sikre best mulig sammenlikningsgrunnlag har vi fjernet kommuner med ordfører eller varaordfører fra lokale lister eller felleslister, fordi de er vanskelig å plassere politisk, f.eks. vil ikke en sammenlikning av Meråker Tverrpolitiske Bygdeliste og Kautokeino Fastboendes Liste være særlig innsiktsfull. Noen kommuner er nye i perioden, f.eks. Re i 2002 og noen kommuner har mangelfull data for enten politiske eller økonomiske parametere. Bystyrene i Oslo og Bergen skiller seg fra resten av landet fordi det etter valg dannes et kabinett, i motsetning til den vanlige formannskapsmodellen der alle partiene er representert. Siden vi skal sammenlikne intrakommunalt, og søker et likest mulig institusjonelt sammenlikningsgrunnlag er Oslo og Bergen utelatt. Alle kommuner som er utelatt fra analysen er i Vedlegg A.

Fordelen med å studere forskjeller innad i Norge i motsetning til mellom land er bl.a. at datainnsamlingen og -grunnlaget for analysen er likt, kommunene er også underlagt samme institusjonelle rammeverk, derfor vil eventuelle forskjeller i større grad være et sterkt funn.

4.1 Avhengig variabel

Vi bruker kommunalt underskudd som avhengig variabel. Den tar utgangspunkt i netto driftsresultat, som er definert som:

$$\text{Netto driftsresultat} = \text{Brutto driftsresultat} + \text{resultat eksterne finansieringstransaksjoner} + \text{motpost avskrivninger} \quad (4.1)$$

Brutto driftsresultat referer til driftsinntekter minus driftsutgifter, eksterne finansieringstransaksjoner referer til netto avdrag, netto renter og kommunalt utlån, utbytte og eieruttak. I tillegg korrigeres netto driftsresultat for avskrivninger slik at disse ikke gir utslag på resultatet (NSD). Vi omgjør denne ved å gange alle postene med (-1) for å få kommunalt underskudd. Det betyr at alle positive verdier tolkes som at en kommune drives med netto driftsunderskudd, mens alle negative verdier tolkes som et netto driftsoverskudd. Fordelen med å bruke kommunalt underskudd som avhengig variabel er at den er lett tolkbar og at den er lettere å koble mot sjokk og politiske forskjeller.

Alternativt kunne man benyttet gjeld som en avhengig variabel. Utfordringen er kommuner som av ulik grunn har stor gjeld, de vil ha utgifter knyttet direkte til betjeningen av den,

derfor kan de drive med underskudd uten at det kan spores direkte til økonomiske sjokk eller politiske ulikheter.

4.2 Uavhengige variabler

Vi ønsker i utgangspunktet å se på politiske drivere til driftsunderskudd i kommune-Norge, med fokus på politisk fragmentering og politisk styreform. Interessevariablene våre er politisk fragmentering, målt gjennom ENOP, og politisk styrke, målt av type koalisjon. Resten av variablene fungerer som kontrollvariabler.

Frie inntekter

Frie inntekter er definert som summen av rammetilskudd fra staten og skatt på inntekter og formue. Skatt på inntekter og formue tilskrives alle skatteinntektene som tilfaller kommunen direkte, deriblant eiendomsskatt, avgift på konsesjonskraft eller kommunale avgifter på drift (f.eks. vann og avløp). I rammetilskudd menes alle rammeoverføringer fra staten til kommunen, herunder frie tilskudd som er ment å dekke kommunens frie disposisjonsramme og lovpålagt drift.

I kapittel 2.2 ble *fiscal illusion* og *flypaper effect* presentert. *Fiscal illusion* handler om at velgerne ansvarliggjør politikerne i mindre grad for uansvarlig bruk av ressurser hvis de kommer fra en *common pool*. *Flypaper effect* er en forlengelse av dette fenomenet, som viser at økte overføringer fra sentrale myndigheter til lokale fører til større utgiftsøkning enn en tilsvarende økning i det som omtales som lokalt forankrede inntekter. I tråd med forskningen som er referert til godtar vi at *flypaper effect* har fotfeste i norsk kommunefinansiering og ønsker ikke å undersøke det videre. Derfor anser vi det som unødvendig å dele opp inntektene, vi er i denne oppgaven altså kun interessert i inntektens påvirkning på underskudd. Derfor ser vi ikke på rammetilskudd og skatt på inntekt og formue separat, men på dem samlet som frie inntekter.

Økonomiske variabler

Frie inntekter fanger ikke opp dynamikken ellers i kommunen, derfor er det nødvendig å inkludere som antas å påvirke kommunalt underskudd. Akkumulert gjeld inkluderes, men jamfør etterspørselsmodell i kapittel 2.1 betyr utfordringene med autokorrelasjon at den ikke inkluderes direkte. Istedenfor benyttes netto renter og netto avdrag på lån som to separate variabler for å fange opp effekten. De kan karakteriseres som «flytende» variabler. Det er, ifølge Borge (2005), mer pålitelige variabler når det kommer til tall fra kommune-regnskapet.

En annen kommunespesifikk variabel som kan antas å påvirke kommunale finanser er privatdisponibel inntekt. Her henter vi data fra skatteoppgjøret via SSB, hvor vi bruker gjennomsnittlig privat inntekt for alle personene som er 17 år eller eldre som mål på privatdisponibel inntekt.

Demografiske variabler

Vi har med tre demografiske parametere i analysen, barn, yngre og eldre. Barn er definert som andelen av befolkningen som er mellom 0-5 år, yngre er andelen som er mellom 6-15 år, mens eldre er andelen som er over 80 år. De demografiske parameterne er inkludert fordi demografiske grupper representerer forskjellig utgiftsbehov for kommunen, som er pålagt å produsere, til en viss grad, likeverdige tjenester. Fra SSB har vi hentet inn årlig data for befolkningen, per alder.

Dette er grupper som representerer ulike, store utgiftsposter som alle er underlagt lokal tjenesteproduksjon, noe som trekker i retning av økt forventet underskudd. En annen tolkning, som gir samme implikasjon, er at de representerer ulike interessegrupper. Tanken er at større grupper får mer midler, gjennom politisk representasjon eller lobbyvirksomhet.

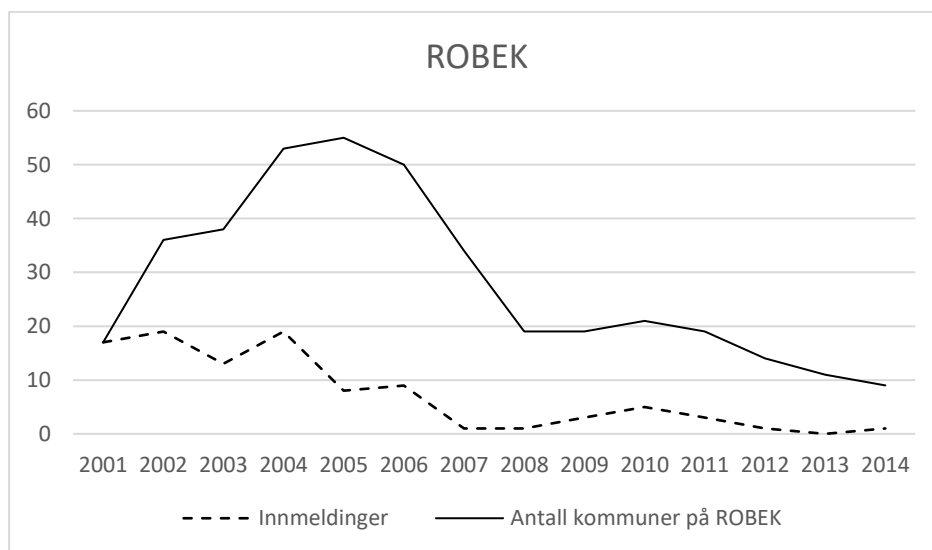
Vi ønsker å kontrollere for størrelse på kommunen, derfor inkluderes befolkning innad i kommunen 1. januar inneværende år som en kontrollvariabel. Det antas også at befolkning har en direkte effekt på inntektene gjennom skatt på inntekt og formue, men også gjennom omfordelingsprinsippet av statlige rammetilskudd.

ROBEK

ROBEK er en dummyvariabel som er lik 1 et år hvis kommunen er oppført i registeret 1. januar det året, argumentet for det er at kommuners budsjett vedtas normalt i midten av desember og vil derfor ha samme status som 1. januar påfølgende år (Hopland, 2013). Med den definisjonen vil vi langt på vei studere kommuner som vet de er på ROBEK når de fatter budsjett. På den annen side vil kommuner varsles av kommunedirektøren eller statsforvalter hvis de styrer mot ROBEK, dermed vil det være kommuner som vet at de listes i løpet av det neste året i budsjettforhandlingene. For det er, som nevnt i kapittel 3, sjelden en stor overraskelse for kommunene som havner på ROBEK.

Fullstendig oversikt over inn- og utmeldinger av ROBEK er hentet fra (KDD). ROBEK ble innført i 2001, fra da til 2014 var over halvparten av kommunene vi studerer listet minst én gang (159 av 308). For kommunene som var oppført var gjennomsnittsvarigheten på 4,5 år. Videre var 30 kommuner inne over halvparten av perioden og 47 kommuner var inne mer enn én gang.

I Figur 1 presenteres en oversikt over antall ROBEK-innmeldinger i datasettet, før vi rensker for politikkanalysen. Det er flest innmeldinger de første årene etter at registeret ble innført, med 19 innmeldinger i både 2002 og 2004. Følgelig er det flest kommuner registrert på ROBEK i starten av perioden, med en topp i 2005 på 55 kommuner. Trenden for antall innmeldinger og antall kommuner på registeret er tydelig avtakende. Kan tolkes som en unyansert indikator på at kommunene har tilpasset seg etter at ROBEK ble innført.



Figur 1: Oversikt over innmeldinger og antall kommuner på ROBEK

Merk at det er for datasettet vårt og vår definisjon av ROBEK slik at det vil avvike fra faktiske tall

I politikkanalysen av ROBEK velger vi derimot å gjøre noen tilpasninger. Vi rensker datasettet for alle kommuner som havner på ROBEK i perioden 2001-2003 fordi vi mener det ikke er nok perioder til å identifisere før-trenden, mens den øvre grensen på 2015-valget er satt for å unngå problematikk fra kommunesammenslåing. Vi fjerner også alle kommuner som er inne og ute av ROBEK flere ganger underveis i perioden, for å lettere identifisere den isolerte effekten av å havne på ROBEK. En fullstendig oversikt over utelatte kommuner finnes i Vedlegg A. Til politikkanalysen har vi da 49 ROBEK-kommuner som vi kan bruke til å tallfeste behandlingseffekten av ROBEK. Disse kommunene er gjennomsnittlig inne i ROBEK i 3,6 år, med en medianlengde er 3 år.

Andel sosialister i kommunestyret

Måler andelen sosialister i kommunestyret. Tar verdier fra 0 til 1 der 0 er fravær av sosialister og 1 er utelukkende sosialister. Sosialister er definert som Arbeiderpartiet, Sosialistisk Venstreparti og Rødt/Rød Valgallianse. AP er det største partiet på sosialistisk side, og er relativt til de andre partiene stort. Sosialistisk blokk er mindre fragmentert enn ikke-sosialistisk blokk, derfor inkluderes SOC for at ENOP ikke skal fange opp ideologiske forskjeller. Data for andel sosialister er hentet fra SSB, der vi har hentet tall for antall representanter for hvert parti og summert opp andelen fra de nevnte tre partiene. For alle valgene var gjennomsnittsandelen sosialister 35%. 21 kommuner hadde sosialistisk flertall hele perioden.

I litteraturen er vanlig forståelse av ideologi at det er en konflikt, først og fremst, mellom sosialistisk og ikke-sosialistisk side (Blom-Hansen et al., 2006; Strøm & Leipart, 1993). I medie-Norge er det veletablert at det også er en tredje blokk, sentrumpartiene. Det var derfor naturlig å teste om en slik blokk enkelt lot seg studere. Tok utgangspunkt i det største partiet, Senterpartiet. Nasjonalt har Senterpartiet siden tusenårsskiftet regjert med partier vi kategoriserer som sosialistiske, i motsetning til 1900-tallet da de regjerte med sentrums- og borgerlige partier. Den «vinglete» tendensen for det selverklært ideologiløse partiet er enda tydeligere på lokalt nivå. Blant de kommunene vi har inkludert i analysen vår i tidsrommet 2001-2014 samarbeider de med sosialistiske partier i 54% av tilfellene og følgelig 46% med ikke-sosialistiske. For oppgavens del innebærer det at vi unngår å forsøke å opprette en egen sentrumsblokk, og heller følger analyse av to blokker.

ENOP

Effektive antall partier som mål på fragmentering er diskutert i kapittel 2.3. Det er et mål på antall effektive partier som sitter i kommunestyret, i motsetning til alternativet antall effektive partier som stiller til valg. ENOP er en av interessevariablene våre, og vi ønsker å teste om denne har en positiv effekt på kommunalt underskudd.

Koalisjonstype

Koalisjonstype er i denne analysen et mål på politisk styrke, der POW1-POW4 er styrke i stigende grad, i tråd med Kalseth og Rattsø (1998), som er en moderering av Roubini og Sachs (1989). Minoritetsstyre med kun ett parti anses som sterke enn majoritet med ulikt parti, søker altså å identifisere motstanden til konsensus i et styre. Selv om det som forklart også er fraksjoner innad i partier, antas det at det tross alt er større forskjeller mellom partier. Derfor anses POW3 som et sterkere styringsalternativ til POW2.

- POW1: Minoritet med ordfører og varaordfører fra forskjellig parti
- POW2: Majoritet med ordfører og varaordfører fra forskjellig parti
- POW3: Minoritet med ordfører og varaordfører fra samme parti
- POW4: Majoritet med ordfører og varaordfører fra samme parti

Forventer at sterkere koalisjoner driver underskuddet ned fordi konsensusmotstanden, eller budsjetteksternalitetene som beskrevet av Hagen og Vabo (2005) reduseres med sterkere koalisjoner. Frekvensen av ulik koalisjonstype er angitt under Tabell 3, det er tydelig at den svakeste koalisjonen er den vanligste.

4.3 Deskriptiv statistikk

Deskriptiv statistikk for alle variablene presenteres i Tabell 3 nedenfor. Alle de økonomiske variablene er omregnet til faste 2001-priser og nedjustert til per innbygger.

Gjennomsnittlig kommunalt underskudd for de 308 kommunene er -1225 kroner per innbygger. Vi ser at det er stor variasjon mellom kommunene, enkelte kommuner driver med et overskudd på rett i underkant av 30 000 kroner per innbygger, på motsatt ende av skalaen har en kommune underskudd rett over 45 000 kroner per innbygger i løpet av et år. Vi ser også at mediankommunen drives med omtrentlig 873 kroner i overskudd per innbygger. Det tyder på at vi har en venstreskjev fordeling på kommunalt underskudd, hvilket også er i tråd med hva vi forventer. En høyreskjev fordeling kan tolkes som at majoriteten av kommuner hadde drevet med positivt underskudd, mens en normalfordelt fordeling impliserer at kommuner i større grad hadde samlet seg rundt budsjettbalanse (0 i netto driftsunderskudd).

Antall innbyggere i en kommune er av interesse fordi det er antatt å representere skattegrunnlaget til en viss grad. Videre er utviklingen i innbyggertall særlig spennende i kommuner som har negativ utvikling. Vi ser da av Tabell 3. at den gjennomsnittlige kommunen i vårt datasett har omtrent 11 000 innbyggere, mens medianen er på «bare» 5600. I Norge er det noen få relativt store kommuner, og mange små, som gjør at distribusjonen blir veldig skjevfordelt.

Kommunene mottar i snitt 32 586 kroner per innbygger i frie inntekter. Netto avdrag har en gjennomsnittlig verdi på 1646 kroner per innbygger, mens netto renter ligger på 129 kroner per innbygger. Det er påfallende at til tross for den relativt lave gjennomsnittlige verdien av netto renter har den forholdsvis sprikende ytterpunkter. Gjennomsnittlig personinntekt er på 181 670 NOK for personer over 17 år. Det er 8,43% barn i alderen 0-5 år, 12,2% yngre i alderen 6-15 år og ca. 5,3% som er over 80 år i gjennomsnitt.

Tabell 3: Deskriptiv statistikk (2001-2014). Alle økonomiske verdier i faste 2001-priser og pr capita.

VARIABLER	(1) N	(2) gj.snitt	(3) median	(4) std.avv	(5) min	(6) maks
<i>Økonomiske variabler</i>						
Kommunalt underskudd	4,308	-1,225	-873.8	2,780	-29,744	45,160
Frie inntekter	4,308	32,586	31,058	9,366	0	97,492
Netto avdrag	4,308	1,646	1,515	831.9	-3,116	11,237
Netto renter	4,308	128.6	317.7	1,891	-20,914	50,546
Gjennomsnittlig personinntekt	4,308	181,670	178,999	35,837	0	337,150
<i>Demografiske variabler</i>						
Barn 0-5 år	4,308	0.0843	0.0842	0.0129	0.0464	0.129
Yngre 6-15 år	4,308	0.122	0.122	0.0127	0.0729	0.174
Eldre 80+ år	4,308	0.0527	0.0519	0.0153	0.0186	0.103
Befolkning	4,308	11,039	5,633	17,080	561	182,035
<i>Politiske variabler</i>						
POW4	4,308	0.0785	0	0.269	0	1
POW3	4,308	0.310	0	0.463	0	1
POW2	4,308	0.116	0	0.320	0	1
POW1	4,308	0.496	0	0.500	0	1
Andel sosialister	4,308	0.368	0.353	0.141	0	1
ENOP	4,308	4.325	4.314	1.006	1.652	7.873
Antall kommuner	308	308	308	308	308	308

Når det gjelder koalisjonstyper er det høyest andel med den svakeste styreformen, hvor 50% har ordfører og varaordfører fra ulike partier. Vi ser også at det er 31% av kommunene som har et minoritetsstyre med ordfører og varaordfører fra samme parti. Det er derimot kun 7,8% som har den sterkeste styreformen med et majoritetsstyre med ordfører og varaordfører fra samme parti. Ordfører og varaordfører fra samme parti finner vi i mindre enn 1 av 5 tilfeller (10% mindretall, 8% flertall). 18% av kommunene har den svakeste varianten hele perioden, mens bare 3 kommuner har varaordfører og ordfører fra samme parti hele perioden.

Vi har drøftet at andelen sosialistisk er av interesse på grunn av graden av partifragmentering og frekvensen av flertall i kommunestyre. Vi har presentert andelen sosialister og andel sosialistisk flertall i Tabell 4. Her er det spesielt framtreddende hvor stor andel av koalisjoner med ordfører og varaordfører som er fra samme parti, med 72,6% av tilfellene. Dette kan tolkes som at Arbeiderpartiet oftest får nok seter til å styre som et majoritetsparti. Dette inntrykket kan også spores til POW2, hvor man kan anta at arbeiderpartiet i koalisjon med andre partier i mange tilfeller har nok seter til å danne en majoritetskoalisjon.

Vi er også interessert i graden av partifragmentering i kommunestyret. I Tabell 3 ser vi at det gjennomsnittlige kommunestyret har 4,3 effektive partier. Den minst fragmenterte kommunen har 1,65 effektive partier, mens den mest fragmenterte kommune har 7,9 effektive partier. Vi ser av Tabell 4 at andelen sosialister synker når partifragmenteringen øker. Det er i tråd med det vi forventer, da vi allerede har etablert at det kun er tre partier

som defineres som sosialistiske, mens alle andre tilhører ikke-sosialistisk blokk. Det innebærer at når antall partifragmentering øker, vil et tak på 3 partier være begrensende når vi ser på andeler. Det at også andelen sosialistisk flertall synker med økt partifragmentering følger samme logikk, hvor sannsynligheten for sosialistisk flertall vil synke når det er flere partier.

Tabell 4: Sammenhengen mellom politisk styrke og sosialistisk påvirkning

Politisk styrke	Antall observasjoner	Andel sosialister	Andel sosialistisk flertall
<i>Politiske regimer (POW)</i>			
POW4	95	55,7	72,6
POW3	382	35,8	18,6
POW2	147	44,2	44,2
POW1	608	32,7	32,7
<i>ENOP</i>			
Første kvartil	308	45,4	43,5
Andre kvartil	308	37,9	18,5
Tredje kvartil	308	34,4	9,4
Fjerde kvartil	308	29,7	2,9
Totalt	1232	36,9	18,5

Det er skjevhet mellom politisk styrke og sosialistisk representasjon. Ser at den sterkeste styreformen har en markant større andel sosialistisk flertall enn den svakeste. Vi argumenterer for at vi ikke inkluderer en variabel som fanger opp om det er partier fra forskjellig blokk som styrer. Argumentet vi bruker er at det ikke lenger er belegg for å hevde at hovedskille i norsk politikk går mellom sosialistisk og ikke-sosialistisk side. Med det erkjenner vi også at vi i mindre grad er kapable til å skille ideologi fra politisk styrke, som er et tydelig faktum fra Tabell 4.

5 Metode og estimeringsstrategi

5.1 Grunnmodell

Formålet med denne modellen er å undersøke den kausale sammenhengen mellom politisk styrke og kommunalt underskudd ved bruk av mål på politisk styrke som presentert i kapittel 2.3.

ENOP skal fange opp maktkonsentrasjonen i kommunestyret og er, sammen med *POW1 – POW3*, det som i modellen representerer politisk styrke. Vi undersøker om svakere politiske styrer fører til høyere underskudd, som beskrevet i kapittel 4.2 betyr det at høyere verdier på *ENOP* og *POW* er symptomatisk med svakere styre. Vi forventer derfor en positiv sammenheng mellom *ENOP* og kommunalt underskudd og sterkest positiv sammenheng mellom *POW1* og kommunalt underskudd i tråd med Roubini og Sachs (1989). *SOC* inkluderes for at målene våre på politisk styrke ikke skal være skjeve på grunn av ulik fragmentering i sosialistisk og ikke-sosialistisk blokk.

Ligning 5.1 er en moderering av Borge (2005) hvor også vi benytter kommunalt underskudd per innbygger som en kontinuerlig variabel. Det innebærer at de estimerte modellene tolkes som at én enhets økning i x forventes å øke kommunalt underskudd med β_x enheter, alt annet likt. Vi estimerer ulike spesifikasjoner av den generelle ligningen gitt ved:

$$\begin{aligned} \text{kommunalt underskudd}_{it} = & \\ & \beta_1 \Delta \text{frie inntekter}_{it} + \beta_2 \text{frie inntekter}_{it-1} + \beta_3 \text{renter}_{it} + \beta_4 \text{avdrag}_{it} + \beta_5 \mathbf{X}_{it} + \beta_6 \text{SOC}_{it} \\ & + \beta_7 \text{ENOP}_{it} + \beta_8 \text{POW3}_{it} + \beta_9 \text{POW2}_{it} + \beta_{10} \text{POW1}_{it} + \beta_{11} \text{ROBEK} + \lambda_t + u_{it} \end{aligned} \quad (5.1)$$

Hvor *kommunalt underskudd_{it}* gir det kommunale underskuddet for kommune i i år t , λ_t er et tidsspesifikt konstantledd og u_{it} et restledd som fanger opp ikke-observerbare faktorer.

Kommunalt underskudd er et resultat av inntekter og utgifter. Først kontrollerer vi på inntektssiden der vi vurderer frie inntekter som tilstrekkelig for å fange opp forskjeller i inntektsgrunnlag. Vi skiller oss fra modellen til Borge (2005) ved at vi ikke deler opp inntekter etter skatt og rammetilskudd, som argumentert for i kapittel 4.2. Vi erkjenner funnene som beskrevet i kapittel 2.2 om *fiscal illusion* og *flypaper effect* og vurderer det som utenfor rekkevidden til denne oppgaven å ettergå de funnene. Det innebærer også at vi ikke nyanserer *common pool*-utfordringer som oppstår av ulik finansiering og heller undersøker påvirkningen av politiske faktorer.

Vi vil fange opp initiell gjeld i kommunen, hvor dynamikken er forklart i etterspørselsmodellen i kapittel 2.1, og den medfølgende autokorrelasjonen som oppstår av å bruke gjeldsakkumulasjon som variabel direkte gjør at vi i stedet benytter renter og avdrag som uavhengige variabler. Økonomiske sjokk forventes i modellen å kanaliseres gjennom netto renter og avdrag, og frie inntekter. Da vil kostnadssjokk fungere gjennom økte priser på tjenesteproduksjon og inntektssjokk som endring i frie inntekter.

I tillegg til å ikke dele opp frie inntekter skiller vår modellspesifikasjon seg fra Borge (2005) på tre punkter. Først bruker vi *ENOP* istedenfor *HHI* som mål på maktkonsentrasjon som argumentert for i kapittel 2.3. Vi inkluderer heller ikke en variabel for om ordfører og varaordfører er fra samme blokk, det er fordi argumentet for å ha med det er at

hovedskillet i norsk politikk er mellom sosialistisk og ikke-sosialistisk side, med en markant sentrumsblokk som beskrevet i kapittel 4.2, anser vi ikke det som riktig. ROBEK ble innført etter perioden Borge (2005) studerte, og anses som en moderert versjon av budsjett-balansekravet som blir gjennomgått i Borge (2005). Den inkluderes for å fange opp eventuelle underliggende dynamikker rundt politisk styrke og effekten på kommunalt underskudd.

ROBEK inkluderes for å kontrollere for om de er pålagt restriksjoner ved valg av budsjett. Den er gitt ved en dummy-variabel som tar verdien 1 hvis kommune i er i ROBEK 1. januar år t , og forventes å ha et negativt fortegn.

Vi kontrollerer for frie inntekter, hvor vi inkluderer den førstedifferensierte av frie inntekter og en lagget variabel for frie inntekter. Koeffisienten til den førstedifferensierte kan sees på som den kortsiktige effekten av økte frie inntekter, mens koeffisienten til den laggede variabelen kan sees på som den langsiktige effekten av en økning i frie inntekter. Det forventes at fortegnet til disse variablene er negative, og at den kortsiktige effekten er større enn den langsiktige. Dette begrunnes med at vi antar myopiske politikere at den kortsiktige gevinsten av å øke tjenestetilbudet eller redusere underskuddet vurderes som større på kortsikt enn på langsikt.

Videre inkluderer vi et sett med kontrollvariabler for å kontrollere for andre tidsvarierende, kommunespesifikke faktorer. Vi har inkludert et sett med demografiske variabler, som inkluderer variabler på befolkningstall, alderskomponenter og gjennomsnittlig personlig inntekt. For alderskomposisjonen innad i kommunene har vi brukt andel barn 0-5 år, andel yngre 6-15 år og andel eldre 80+. Som forklart i kapittel 2.1 vil en del av etterspørselen fanges opp gjennom interessegruppene de definerte befolkningsgruppene implisitt ønsker høyere underskudd gjennom at de ønsker å vri midler mot sine kostnadsbehov. Vi forventer at effekten av befolkning og gjennomsnittlig personinntekt på inntekt fanges opp av frie inntekter, men kontrollerer for de for å undersøke om det er noen underliggende mekanismer.

Vi vil kontrollere for politisk ideologi, der vi undersøker hvordan kommunalt underskudd påvirkes av andelen kommunestyrerepresentanter fra sosialistisk blokk. Det er fordi sosialistisk side er mindre fragmentert enn ikke-sosialistisk side, fordi det er færre partier og ett stort. Disse variablene endres kun hvert 4. år, og derfor vil de ha autokorrelasjon per definisjon. Vi kontrollerer for dette ved å estimere dynamiske modeller med ett og toårig lags på kommunalt underskudd og klyngede standardavvik. Ved inkludering lagget avhengig variabel kan FE få en forventningsskjev estimator som underestimerer effekten av lagget variabel (Nickell, 1981; Verbeek, 2017).

Ved estimering av paneldata, vil man optimalt sett estimere slik at man utnytter både tverrsnitts- og tidsvariasjonen i datasettet. Ulempen med denne estimeringsmetoden er at den baserer seg på den ganske restriktive antakelsen om at kommunespesifikke, faste effekter er strengt eksogene (Verbeek, 2017). Siden kommunespesifikke, konstante effekter påvirker variasjonen i kommunalt underskudd, f.eks. geografisk beliggenhet eller tilgjengelighet til ressurser, kan vi ikke argumentere for at antakelsen om eksogenitet holder.

For å illustrere hvordan man får mer pålitelige estimater ved bruk av faste effekter, dekomponerer vi restleddet u_{it} .

$$u_{it} = \eta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5.2)$$

Da gir η_i faktorer som varierer mellom kommunene, men som er tidskonstante. v_t fanger opp faktorer som varierer over tid, men som påvirker likt på tvers av kommunene. ε_{it} gir et idiosynkratisk restledd, som fanger opp de resterende ikke-observerbare faktorene som varierer både på tvers av kommuner og tid (Wooldridge, 2020).

Ved bruk av faste effekter klarer vi dermed å eliminere leddet η_i , slik at vi i praksis kun ser på variasjonen innad i kommunene. Det inkluderes også årsummier for å kontrollere for tidseffekter som er konstante på tvers av kommunene, men som varierer over tid, som gjør at også feilleddet v_t hensyntas ved estimering av faste effekter. Vi kan da kontrollere for politiske og økonomiske sjokk som påvirker alle kommunene i lik grad, eksempelvis endringer i styringsrente underveis i perioden, gitt at disse sammenhengene er relativt like på tvers av kommunene. Vi inkluderer også klyngede standard-avvik i estimatene våre for å ta hensyn til generelle former for autokorrelasjon og heteroskedastisitet (Verbeek, 2017).

Etter å ha dekomponert restleddet og brukt faste kommune- og tidseffekter til å kontrollere for enhetspesifikke og konstante effekter, er det fortsatt en bekymring at det resterende restleddet ε_{it} er korrelert med kommunalt underskudd. Dette er faktorer som påvirker underskuddet, men som i stor grad er uavhengig av det politiske landskapet, og effekten av politiske drivere kan bli over-/ underestimert. Det undersøkes dermed flere ulike modellspesifikasjoner for å se om modellen er sensitiv til endringer i kontrollvariablene, og for om det er underliggende dynamikk i kontrollvariablene.

5.2 Politikkanalyse

Etter å ha estimert grunnmodellen går vi videre med å estimere effekten av ROBEK. Vi vil evaluere og kvantifisere effekten av ROBEK som behandling. Vi forventer at ROBEK fungerer som tiltenkt, og at effekten både er negativ og av økonomisk betydning for behandlingskommunene. Før vi går videre til de ulike estimeringsmetodene vi bruker vil vi gå gjennom noen problemer rundt ROBEK som behandling, og som blir adressert ved utvikling av ulike estimeringsmetoder.

Problematikk tilknyttet ROBEK

Det første problemet vi vil adressere er at ROBEK blir bestemt endogent. Den vanligste årsaken til at kommuner blir meldt inn i ROBEK er tidligere års underskudd, som også er den avhengige variabelen i analysen. Det innebærer at kommuner som havner på ROBEK også er kommuner som oftest, relativt til andre, har høyere underskudd. Det gjør at det er vanskelig å etablere en kontrollgruppe som tilfredsstillende antakelsen om parallelle trender, spesielt over flere innføringsgrupper. Det ideelle ville vært å finne noen kriterier eller fellestrekk i observerbare variabler eller i underskuddet, eksempelvis ved bruk av diskontinuitetsanalyse.

Behandlingsdynamikken er komplisert, kommuner listes ikke på ROBEK samtidig og det varierer hvor lenge de er registrert. Det er utfordrende fordi de fleste metodene vi bruker antar homogen eller konstant behandlingseffekt over tid, og det er vanskelig å generalisere hvilke perioder kommuner får behandling og hvordan dette skal tallfestes. Det er rimelig å anta at kommuner reagerer ulikt på innmeldelse i ROBEK og at tilpasningen varierer over tid.

Med disse problemene rundt ROBEK som behandling, skal vi presentere ulike estimeringsstrategier for å evaluere og tallfeste effekten av ROBEK.

Difference-in-differences

Vi begynner politikkanalysen av ROBEK med en enkel difference-in-differences (DID) analyse. Denne metoden egner seg til å kunne takle endogen behandling, fordi vi kan sortere kontrollgruppen basert på kriterier som gjør at vi sitter igjen med et utvalg som har sammenlignbare karakteristika og hvor det tilsynelatende er tilfeldig hvilke kommuner som havner på ROBEK og ikke, og hvor vi har noen kommuner som får behandling mens andre ikke får behandling. Denne analysen nærmer seg en diskontinuitetsanalyse.

Ved estimering av behandlingseffekter vil det være et gjennomgående fokus på antakelsen om parallelle trender. Antakelsen om parallelle trender går ut på at den gjennomsnittlige trenden til utfallsvariabelen mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen er tilstrekkelig parallelle i perioden før behandling, og er en avgjørende forutsetning for å trekke inferens ut av politikkanalyse. Denne antakelsen kommer av at man ønsker å estimere behandlingseffekten ved å se på endringen i trender mellom en behandlingsgruppe og en kontrollgruppe, og hvor man isolert sett ikke har annen påvirkning enn behandlingen.

DID antar også at behandlingseffekten vil holde seg relativt konstant over tid. Med problematikken rundt komplisert dynamikk og endogen selektering av hvem som havner på ROBEK, studerer vi to behandlingsgrupper som får behandling på samme tidspunkt, og hvor kommunene er inne på ROBEK like lenge. Vi ser på kommuner med en femårig behandlingsperiode med 2009 som innføringsår og en toårig behandlingsperiode med 2006 som innføringsår. Videre antas det at kommunenes underskuddstrend påvirkes likt mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen på grunn av eksterne sjokk eller utelatte variabler. Den generelle ligningen vi estimerer er gitt ved:

$$\text{kommunalt underskudd}_{it} = \alpha + \beta_1(\text{post}_t) + \beta_2(\text{behandling}_i) + \tau(\text{post}_t * \text{behandling}_i) + \beta \mathbf{X}_{it} + u_{it} \quad (5.3)$$

Hvor post_t er en dummy som er lik 1 for alle kommuner i perioden etter behandlingen, mens behandling_i er en dummy som er lik for alle kommuner som er på ROBEK på tidspunkt t . Da blir interaksjonsleddet mellom disse to DID-estimatet, som gir gjennomsnittsverdien på de behandlede (ATE) gitt ved τ (Wooldridge, 2020). Vi dekomponerer tidsforskjellen mellom den behandlede gruppen og kontrollgruppen, og tar den gjennomsnittlige forskjellen mellom de to. Matematisk kan det skrives som (Verbeek, 2017):

$$\hat{\tau} = \Delta \bar{y}_{i2}^{\text{behandlet}} - \Delta \bar{y}_{i2}^{\text{kontroll}} \quad (5.4)$$

Her representerer Δ endring, slik at $\Delta \bar{y}_{i2}^{\text{behandlet}} = \bar{y}_{i2}^{\text{behandlet}} - \bar{y}_{i1}^{\text{behandlet}}$, og tilsvarende for kontroll. \bar{y} er gjennomsnittsverdi. En konsistent og effektiv estimering av behandlingseffekten er basert på at man antar at trenden på utfallsvariabelen ville hatt samme trend i fravær av behandling. Vi kan derimot ikke verifisere at trendene er like etter behandlingen, ettersom noen kommuner har fått behandling som påvirker trendene. Man antar i stedet at behandlings- og kontrollgruppen har parallelle trender i perioden før behandlingen skjer. Vi tilpasser kontrollgruppen i før-perioden slik at antakelsen om parallelle trender holder, og verifiserer dette grafisk og ved bruk av en F-test hvor vi dekomponerer årene før behandling ved bruk av et interaksjonsledd mellom år og behandlingsgruppen.

Den enkle DID-analysen gjør at vi kan identifisere behandlingseffekten i spesifikke situasjoner, og kan estimere behandlingseffekten for relativt små behandlingsgrupper. Den har derimot den ulempen at den kun fanger opp den gjennomsnittlige behandlingseffekten gjennom hele perioden kommunen er på ROBEK, og gjør at vi ikke kan si noe spesifikt om heterogenitet i behandlingen og den dynamiske tilpasningen gjennom perioden en

kommune er inne på ROBEK. Eksempelvis er det interessant å se på om kommunen gradvis greier å redusere underskuddet, eller om man får en sjokk-effekt av å havne i ROBEK slik at kommunen i det året den havner på ROBEK reduserer underskuddet mye, men ikke i senere perioder. Vi går dermed over til å estimere den dynamiske tilpasningen til kommunene når de havner på ROBEK.

Event studie

Fordelen med denne metoden er at det er relativt lett å se på og teste for parallelle trender, og man kan si noe om behandlingseffekten fra år til år. Ulempen med metoden er at det er en tidkrevende prosess å finne kontrollgrupper som oppfyller parallelle trender, og vanskelig å finne universelle kriterier som gjør at vi kan studere behandlingseffekten på tvers av innføringsår. Vi har undersøkt sorteringskriterier for å innfri antakelsen om parallelle trender, blant annet ved å sortere på antall år med underskudd, antall år med sekvensielle underskudd og differanse i underskudd mellom år. Vi har også prøvd å bruke underliggende variabler som antas å ha sammenheng med underskuddsutvikling, deriblant innbyggertall, personlig inntekt, sentralitet, gjeld per innbygger og alderssammensetning.

Først normaliserer vi rundt behandlingsåret. Året før behandling defineres som -1, to år før defineres som -2 osv., mens året etter behandling blir defineres som 1 osv. Denne metoden kan sees på som en videreutvikling av to-veis faste effekter, hvor vi kan utnytte paneldata-strukturen i datasettet til å studere den dynamiske tilpasningen som følge av ROBEK.

Den generelle modellen vi ønsker å estimere er nå gitt som:

$$\text{kommunalt underskudd}_{it} = \alpha + \sum_{j=2}^4 \beta_j (\text{Lead } j)_{it} + \sum_{k=0}^T \gamma_k (\text{Lag } k)_{it} + \mu_i + \lambda_t + \beta_k \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.5)$$

Hvor lead(lag) er antall år til(fra) kommunen havner på ROBEK. Vi holder år -1 som baseline og utelater dermed denne fra modellen, det betyr at vi normaliserer resultatene rundt differansen mellom kontrollgruppen og behandlingsgruppen i år -1. Vi inkluderer årsummier gjennom λ_t , og definerer lead og lag som et interaksjonsledd mellom dummyvariabelen behandling_i og tid til behandling. Koeffisienten til lead(lag) vil dermed representere forskjellen mellom kontrollgruppe og behandlingsgruppe i lead(lag), $j(k)$. Det kontrafaktiske utfallet i denne situasjonen blir de kommunene som aldri mottar behandling, og vi forankrer forskjellen mellom de som får behandling og kontrollgruppen i baseline-perioden (-1), det innebærer at dersom antakelsen om parallelle trender skal være oppfylt i dette tilfellet, bør summen av alle før-behandlingsperiodene være tilnærmet lik 0. Dette undersøkes gjennom en F-test på samlet statistisk signifikans for alle før-periodene, samt ved visualisering av punkttestimatene.

Vi ser på dynamikken i tilpasningen som følge av ROBEK, derfor er det rimelig å anta at denne varierer mellom kommuner som er på ROBEK en kort periode kontra kommuner med langvarig behandlingsperiode. Vi benytter dermed de to samme behandlingsgruppene som ved enkel DID, henholdsvis toårig behandling fra 2006 og femårig behandling fra 2009. Mediankommunen i datasettet er på ROBEK i 3 år, og ved å fjerne alle kommuner som ikke oppfyller det kan vi dekomponere behandlingseffekten for de årene kommunen er på ROBEK.

To-veis faste effekter

Selv om en enkel DID-analyse muliggjør estimering av behandlingseffekten for noen behandlingsgrupper, er den ikke like effektiv når det kommer til å estimere behandlingskommuner som havner på ROBEK på ulike tidspunkt. Event-studie takler det bedre, men det er utfordrende å finne noen universelle kriterier for en effektiv kontrollgruppe. Det er også vanskelig å tolke den estimerte effekten når behandlingskommunene har ulik lengde på ROBEK. Vi vil nå rette fokuset over mot en estimeringsmetode som håndterer problematikken rundt behandlingsperiode i større grad, og da spesielt tilknyttet heterogen timing.

To-veis faste effekter (TVFE), er en mye brukt og anerkjent måte å estimere effekten av behandling på ulikt tidspunkt (De Chaisemartin & d'Haultfoeuille, 2022). Metoden egner seg til å fange opp effekten på tvers av behandlingsperioder. TVFE kan sees på som en utvidelse av en standard DID-analyse, hvor man i større grad utnytter at vi har et paneldatasett og i vårt tilfelle også kan klare å fange opp behandlingseffekten selv om kommunene blir behandlet på ulikt tidspunkt. Da er modellen vi ønsker å estimere gitt ved:

$$\text{kommunalt underskudd}_{it} = \alpha + \tau^{2 \times 2 \text{ DD}} \text{PostEvent}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \psi_i t + \beta_k \mathbf{X}_{it} + u_{it} \quad (5.6)$$

Her er α et konstantledd, PostEvent_{it} en dummy-varaiabel som er lik 1 for alle perioder etter behandling for kommune i , $\psi_i t$ gir gruppe-spesifikke trender. μ_i fanger opp kommunespesifikke faste effekter, mens λ_t fanger opp tids-invariante faktorer som påvirker alle kommuner relativt likt. Ved å estimere denne modellen vil man gjennom $\tau^{2 \times 2 \text{ DD}}$ kunne identifisere gjennomsnittlig behandlingseffekt på de behandlede (ATT). Goodman-Bacon (2021) har vist at man ved estimering av *staggered*³ behandling ved denne metoden estimerer et varians-vektet gjennomsnitt av separate DID analyser. Da estimerer man behandlingseffekten opp mot de kommunene som aldri har vært på ROBEK, kommuner som tidligere har blitt behandlet på ROBEK og kommuner som blir behandlet i ROBEK på et senere tidspunkt (Goodman-Bacon, 2021; Wooldridge, 2020).

Denne estimeringsmetoden forutsetter en litt annen tilnærming rundt antakelsen om parallelle trender, ettersom vi nå fanger opp tidseffekten λ_t for alle kommunene i . Ved å sette alle kontrollvariabler lik 0 for alle (i, t) vil vi kunne spore gjennomsnittsverdien for kommunalt underskudd gjennom λ_t . Vi prøver å nærme oss antakelsen om parallelle trender ved å estimere en modell med kommunespesifikke lineære trender, gitt ved $\Psi_i t$, hvor Ψ_i fanger opp den lineære trenden for kommune i .

En forutsetning ved TVFE er absorberende behandlingseffekt. Absorberende behandling betyr at en kommune som behandles regnes som behandlet fra det året kommunen meldes inn i ROBEK og i alle fremtidige perioder, det anses i tilfellet ROBEK som en urimelig antakelse. Vi prøver å kontrollere for dette ved å gjøre en estimering med en dummy-varaiabel som tar verdi lik 1 *kun* når kommune i er på ROBEK, mens den tar verdien 0 dersom kommune i ikke er på ROBEK, uavhengig av om kommunen tidligere har vært der. Vi kaller denne varianten for «skiftende behandling».

DID og SDID for varierende timing

Ved bruk av to-veis faste effekter klarer vi i større grad å hensynta at ROBEK-kommunene har ulike innføringsår, men svakhetene tilknyttet verifisering av parallelle trender og absorberende behandling anses som for store til å stole på estimatene. Derfor estimerer

³ Refererer til en situasjon der behandlingen skjer på ulike tidspunkt.

vi heller hver enkelt innføringsgruppe ved bruk av separate DID-analyser, før vi finner en vektet gjennomsnittlig behandlingseffekt på de behandlede kommunene.

Fordelen med denne estimeringsmetoden er at vi igjen har muligheten til å undersøke for parallelle trender. Hovedutfordringen blir at vi må sortere kontrollgruppen på noen universelle kriterier for å oppnå parallelle trender, fordi vi i praksis deler opp datasettet slik at hver enkelt innføringsgruppe estimeres opp mot en samlet kontrollgruppe som aldri får behandling. Vi setter opp T antall DID-analyser på samme form som ligning 5.3, og finner ATE for hver separate DID-analyse. Etter at vi har estimert $\hat{\tau}$ for alle de relevante periodene regner vi ut et vektet gjennomsnitt basert på antall kommuner som meldes inn i ROBEK i innføringsår t og antall med behandling for hver innføringsgruppe. Da får vi den vektete gjennomsnittlige behandlingseffekten på de behandlede (ATT) gitt ved:

$$\widehat{ATT}^{(S)DID} = \sum_{\text{for } a \in A} \frac{T_{etter}^a}{T_{etter}} * \hat{\tau}_a^{(s)did} \quad (5.7)$$

Leddene T_{etter}^a/T_{etter} representerer vektningen for hver innføringsgruppe a . Da gir T_{etter}^a antallet behandlingkommuner i innføringsgruppe a på det siste behandlingstidspunktet, og T_{etter} gir det totale antallet post-behandlingsperioder observert i behandlingsgruppen (Arkhangelsky et al., 2021).

Ved estimering av DID på denne måten tar vi med oss de samme fordelene og ulempene som ved estimering av enkel DID. Det oppstår derimot et problem når vi ikke lenger kan separere analysene på behandlingstidspunkt og deretter finne en kontrollgruppe som innfrir antakelsen om parallelle trender. Vi separerer nå kun på innføringsår, det byr på utfordringer å finne universelle kriterier for kontrollgruppa som sørger for at vi har parallelle trender. Ved visualisering ser vi at antakelsen om parallelle trender ikke holder, som gjør at vi introduserer en videreutvikling av DID, syntetisk difference-in-differences (SDID).

Denne metoden er inspirert av nyere DID analyser hvor man konstruerer en syntetisk kontrollgruppe med identiske parallelle trender (Abadie et al., 2010). SDID skiller seg fra metoden om syntetisk kontroll ved at trendene i før-perioden ikke må ha *identiske* parallelle trender, men at det holder med tilstrekkelige parallelle trender. Poenget med SDID er at den vil vekte om alle observasjonene i før-behandling slik at pre-trendene er tilstrekkelig parallelle mellom kontrollgruppen og behandlingsgruppen. Mer formelt kan vi skrive at man vekte observasjonene slik at:

$$\sum_{i=1}^{N_{co}} \hat{w}_i^{sdid} Y_{it} \approx N_{tr}^{-1} \sum_{i=N_{co}+1}^N Y_{it} \quad \forall t = 1, \dots, T_{pre} \quad (5.8)$$

Vi ser også på tidsvektene $\hat{\lambda}_t^{sdid}$ som balanserer før-eksponert periode med etter-eksponert periode. Da kan vi oppsummere SDID-estimatoren som:

$$(\hat{\tau}^{sdid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^N (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \hat{w}_i^{sdid} \lambda_t^{sdid} \right\} \quad (5.9)$$

Til sammenligning kan vi skrive den vanlige DID-estimatoren på samme måte som:

$$(\hat{\tau}^{did}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^N (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \right\} \quad (5.10)$$

Forskjellen ligger i vektingsparameterne \hat{w}_i^{sdid} og $\hat{\lambda}_t^{sdid}$ som veker observasjonene på henholdsvis enhet og periode. I korte trekk tillegger vi enhets- og tidsobservasjonene vektning slik at antakelsen om parallelle trender er oppfylt ved å løse optimeringsproblemet 5.8. For enhetsobservasjonene tillater vi et konstantledd for å få mer fleksibilitet i datasettet, og en reguleringsparameter for å øke spredningen og unikheter i observasjonene (Arkhangelsky et al., 2021).

Fremgangsmåten med SDID er helt identisk som fremgangsmåten med DID, med unntak av vektning av observasjonene. Det innebærer at SDID og DID også deler de samme utfordringene, inklusiv at vi kun separerer på innføringsår, og ikke på behandlingsslengde. Igjen må antas at behandlingseffekten er homogen og konstant over tid.

TVFE og DID utnytter begge forskjellen i underskudd mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen, likevel får vi ulike resultater mellom de to estimeringene fordi vi takler tidsvariasjonen ulikt og konstruksjonen av kontrollgruppen er forskjellig. I TVFE vil enhetsfaste og tidsfaste effekter kontrollere for alle tidsinvariante og tidsvarierende *confounding*⁴ faktorer som påvirker utfallsvariabelen. Beta-koeffisienten vil fange opp den gjennomsnittlige behandlingseffekten på de behandlede. Ved bruk av DID vil man derimot kontrollere for tidsinvariante og tidsvarierende *confounding* faktorer som påvirker utfallsvariabelen ved å differensiere endringen i utfallsvariabelen for kontrollgruppen over samme tidsperiode. Dermed antas vi at alle tidsvarierende *confounding* faktorer påvirker behandlings- og kontrollgruppen likt, og at kun behandlingseffekten forårsaker endringer i utfallsvariabelen.

Metodene skiller seg også fra hverandre i hvordan kontrollgruppa konstrueres. Ved bruk av TVFE vil man i praksis estimere behandlingseffekten for hvert innføringsår opp mot en kontrollgruppe som aldri får behandling, en kontrollgruppe som får behandling på et senere tidspunkt og en kontrollgruppe som har fått behandling, som vist av Goodman-Bacon (2021). Det resulterer i praksis til at man kan få systematisk bias i den estimerte behandlingseffekten, selv dersom man har perfekte parallelle trender og absorberende effekt. Ved estimering av DID vil man derimot kun estimere behandlingseffekten opp mot en kontrollgruppe som aldri får behandling, slik at man aldri sammenligner med andre behandlingsgrupper.

Hensikten med denne metodegjennomgangen er at vi prøver ulike tilnærminger for å takle problemer med ROBEK, mest fremtredende ved endogen behandling og komplisert behandlingsdynamikk i økonometrisk forstand. Disse tilnærmingerne søker å finne ut om vi kan si noe generelt om behandlingseffekten av ROBEK, eller om det kun er mulig å identifisere behandlingseffekten for små innføringsgrupper eller spesifikke behandlingsgrupper.

⁴ Referer til «forvirrende» eller «forstyrrende» variabler som kompliserer tolkningen. Dette er variabler som påvirker både avhengig og uavhengig variabel.

6 Resultater

6.1 Resultater for grunnmodell

Vi begynner med å presentere hovedresultatene av ulike modellspesifikasjoner av ligning 5.1, gitt i Tabell 5. Resultatene som presenteres er gitt med klyngede standardavvik og ved bruk av årsummy.

Vi begynner med å teste om de økonomiske parameterne er statistisk signifikante og har forventet fortegn. I kolonne (1) ser vi at den estimerte effekten av en økning i frie inntekter reduserer underskuddet, og at den kortsiktige effekten er sterkere enn den langsiktige, som er i tråd med forventningene. En kroners økning av frie inntekter forventes å redusere underskuddet med 8-9 øre på kort sikt, mens man på lang sikt forventer at underskuddet reduseres med 5-6 øre. Frie inntekter endres gjennomsnittlig med 1511 kroner per innbygger årlig. Alt annet likt forventes en slik endring i frie inntekter å redusere underskuddet med 120-136 kroner på kort sikt og 75-91 kroner på lang sikt, som vurderes som økonomisk signifikant. Bemerk at disse resultatene står seg også på tvers av ulike modellspesifikasjoner.

Effekten av netto renter reflekteres tungt i kommunalt underskudd. Vi ser av tabellen at på tvers av ulike spesifikasjoner er den relativt stabil, ved en én kroners økning av netto renter, forventes dette å øke underskuddet med 92 øre. Netto renter og netto avdrag er inkludert for å fange opp effekten av gjeld for en kommune. Kommunen er lovpålagt å betale avdrag på tidligere års merforbruk (Kommuneloven, 2018, §14), mens kommunen ikke har noen lovpålagte forpliktelser knyttet til betjening av rentekostnader. Vi tolker det som at rentekostnader reflekteres i kommunalt underskudd i så stor grad fordi betjeningen av rentekostnader nedprioriteres bak midler til lovpålagt og nødvendig drift i kommunen er sikret.

Det er ikke like klart om netto avdrag har en effekt på kommunalt underskudd. Ettersom kommunene er pålagt av loven å budsjettere med avdrag på lån som minst skal tilsvare kommunens avskrivninger i regnskapsåret, kan vi anta at effekten av avdrag på lån fanges opp av andre variabler. Ved å inkludere lags på underskudd blir effekten av netto avdrag signifikant til 10% kritisk verdi, som tolkes som en indikasjon på at kravet om at tidligere opptatte lån skal budsjetteres til å bli dekket innen 2 år. Det betyr at avdrag antas å bli påvirket av tidligere års merforbruk, som fanges opp av at vi inkluderer lags på kommunalt underskudd.

Vi forventer at aldersvariablene har påvirkning på det kommunale underskuddet, først og fremst gjennom at de representerer interessegrupper som ønsker kommunale midler vridd mot sine behov, og forventer derfor at disse variablene øker kommunalt underskudd. Vi ser av Tabell 5 at ingen av de estimerte verdiene er statistisk signifikante. Evaluert i punkttestimatene har andel yngre og eldre forventet fortegn, men en F-test (F-verdi: 0.11, p-verdi: 0.9528) på samlet signifikans av alderskomponentene tilsier at det ikke er statistisk evidens for at disse er signifikante.

Formålet med de øvrige modellspesifikasjonene er å teste *weak government hypothesis* (Roubini & Sachs, 1989). Først isolerer vi effekten av politisk fragmentering i kolonne (2)

og (3). Resultatene indikerer at det ikke er statistisk evidens for at partifragmentering øker kommunalt underskudd, selv om vi kontrollerer for sosialistisk andel i kommunestyret. Vi ser av kolonne (4) på koalisjonsformen at heller ikke målene på koalisjonsform, isolert sett, er statistisk signifikante. En F-test av samlet statistisk signifikans (F-verdi: 0.64, p-verdi: 0.5907) tilsier at vi ikke kan forkaste en nullhypotese om at disse kan ekskluderes. Til slutt, i kolonne (5), undersøker vi politisk styrke mer helhetlig. En F-test på den samlede statistiske signifikansen av ENOP og POW-variablene (F-verdi: 0.68, p-verdi: 0.6079) tilsier at disse kan ekskluderes, og vi finner ikke støtte for *weak government hypothesis* i Tabell 5. Det kan tenkes at de estimerte resultatene ikke klarer å fange opp den isolerte effekten av politisk styrke godt nok, og at vi ikke har lyktes i stor nok grad å skille ideologi fra politisk styrke.

Tabell 5: Faste effekter med sjekk på politikkkvariabler. Avhengig variabel: Kommunalt underskudd

VARIABLER	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Δ frie inntekter _{it}	-0.0876*** (-3.405)	-0.0868*** (-3.359)	-0.0869*** (-3.349)	-0.0881*** (-3.369)	-0.0875*** (-3.342)
frie inntekter _{it-1}	-0.0577** (-2.124)	-0.0569** (-2.084)	-0.0569** (-2.083)	-0.0583** (-2.128)	-0.0576** (-2.099)
netto renter _{it}	0.921*** (28.04)	0.920*** (28.22)	0.920*** (28.13)	0.920*** (27.98)	0.920*** (28.09)
netto avdrag _{it}	0.280 (1.341)	0.282 (1.358)	0.280 (1.364)	0.279 (1.339)	0.282 (1.360)
Gj. snittlig personinntekt _{it}	-0.00400 (-0.499)	-0.00375 (-0.471)	-0.00389 (-0.501)	-0.00382 (-0.501)	-0.00377 (-0.492)
Barn 0 – 5 år _{it}	-2,356 (-0.178)	-2,487 (-0.188)	-2,761 (-0.215)	-3,185 (-0.242)	-2,843 (-0.218)
Yngre 6 – 15 år _{it}	2,948 (0.273)	2,454 (0.225)	2,346 (0.219)	2,562 (0.242)	2,314 (0.217)
Eldre 80+ _{it}	6,619 (0.393)	5,698 (0.336)	5,718 (0.338)	6,007 (0.356)	5,329 (0.314)
log(befolkning _{it})	944.4 (0.708)	752.4 (0.570)	774.2 (0.587)	915.8 (0.690)	774.7 (0.588)
Andel sosialister _{it}			265.1 (0.237)	383.0 (0.358)	243.2 (0.212)
POW3 _{it}				-186.5 (-0.848)	-121.4 (-0.523)
POW2 _{it}				13.25 (0.0564)	57.63 (0.248)
POW1 _{it}				-163.2 (-0.578)	-57.83 (-0.218)
ENoP _{it}		-110.5 (-1.111)	-101.6 (-0.860)		-90.59 (-0.877)
Konstantledd	-7,083 (-0.637)	-4,886 (-0.435)	-5,148 (-0.451)	-6,701 (-0.601)	-5,106 (-0.452)
Observasjoner	4,000	4,000	4,000	4,000	4,000
Within R-squared	0.401	0.401	0.401	0.401	0.401
Antall kommuner	308	308	308	308	308

Robuste t-verdier i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Effekten av innbyggertall og gjennomsnittlig personinntekt forventes å bli fanget opp av frie inntekter, via henholdsvis rammetilskudd og skatt på inntekt og formue. Resultatene er ikke signifikante i tråd med forventningene. Vi bruker den naturlige logaritmen til befolkning for å kontrollere for skjevhet i distribusjonen, som gir en noe annerledes tolkning enn de øvrige variablene. I punkttestimatet forventes en 1% øke i innbyggertall å øke det kommunale underskuddet med mellom 700 og 900 NOK per innbygger, men det er statistisk insignifikant og av liten verdi.

I kapittel 2.2 og 3.3 er det diskutert hvordan ROBEK endrer dynamikken i budsjettforhandlinger og kan være opphav til varierende respons på politisk styrke. Vi vil undersøke samspillet mellom ROBEK og ENOP nærmere, og undersøke om det er noen underliggende faktorer i ROBEK som kan påvirke effekten av ENOP. I Tabell 6 har vi derfor også inkludert ROBEK som variabel. Studier viser at å havne på ROBEK virker disiplinerende (Borge & Hopland, 2020), vi er interessert i å undersøke om inkludering av ROBEK endrer effekten av ENOP og koalisjonstype.

Det forventes at en kommune som meldes inn på ROBEK reduserer underskuddet, siden mangelfull dekning av tidligere underskudd er av de viktigste årsakene til å bli listet, se kapittel 3.3 for en mer detaljert redegjørelse for ivaretagelsen av registeret. Den estimerte effekten i Tabell 6, kolonne (1) er negativ og statistisk signifikant, altså i tråd med forventningene. Den estimerte effekten av et redusert underskudd på 594 kroner per innbygger er av økonomisk betydning for kommunene.

Ved å inkludere et interaksjonsledd mellom ROBEK og ENOP, kolonne (2), undersøker vi om effekten av ENOP endrer seg som følge av at en kommune listes på ROBEK. Funn her indikerer at fragmenteringens effekt, eller konsensusmotstanden i et kommunestyre endres som følge av en ROBEK-innmelding. Særlig hvis effekten er positiv er det av betydning fordi det indikerer at partipolitisk overbevisning tilsidesettes for å få orden i økonomien, og er i tråd med det informantkommuner trekker fram som nødvendig for å komme seg ut av registeret (Nyhus et al., 2018). Den estimerte effekten i dette tilfellet er ikke statistisk signifikant, som indikerer at graden av partifragmentering ikke har effekt når kommunen er på ROBEK.

ROBEK endrer dynamikken og tidlige års underskudd, derfor ønsker vi å teste hvorvidt den estimerte effekten av ROBEK skyldes at vi ikke klarer å fange opp denne dynamikken ved å inkludere to laggede utfallsvariabler. I kolonne (3) ser vi at estimert effekt av ENOP når vi tar hensyn til at ROBEK påvirkes av tidligere års underskudd ikke endres. Når vi hensyntar denne dynamikken ser vi av kolonne (4) at den estimerte effekten av ROBEK nedjusteres, men at effekten isolert sett fortsatt er både statistisk og økonomisk signifikant.

Tabell 6: Faste effekter med sjekk på ROBEK og dynamikk. Avhengig variabel: Kommunalt underskudd

VARIABLER	(1)	(2)	(3)	(4)
Δ frie inntekter _{it}	-0.0862*** (-3.337)	-0.0859*** (-3.331)	-0.171*** (-3.967)	-0.172*** (-3.971)
frie inntekter _{it-1}	-0.0591** (-2.165)	-0.0587** (-2.153)	-0.108** (-2.523)	-0.108** (-2.530)
netto renter _{it}	0.919*** (27.39)	0.919*** (27.36)	0.912*** (20.71)	0.912*** (20.73)
netto avdrag _{it}	0.272 (1.319)	0.273 (1.321)	0.360* (1.939)	0.360* (1.937)
Gj. snittlig personinntekt _{it}	-0.00411 (-0.527)	-0.00422 (-0.541)	0.000210 (0.0300)	0.000333 (0.0476)
Barn 0 – 5 år _{it}	-5,500 (-0.426)	-5,322 (-0.411)	-6,166 (-0.444)	-6,350 (-0.459)
Yngre 6 – 15 år _{it}	1,849 (0.171)	1,878 (0.174)	9,093 (0.736)	9,086 (0.735)
Eldre 80+ _{it}	5,743 (0.338)	5,737 (0.338)	6,531 (0.373)	6,547 (0.374)
log(befolkning _{it})	897.6 (0.680)	909.4 (0.686)	179.8 (0.125)	173.5 (0.121)
Andel sosialister _{it}	239.0 (0.212)	235.5 (0.209)	428.0 (0.360)	430.1 (0.362)
ENOP _{it}	-88.25 (-0.747)	-75.58 (-0.622)	-41.30 (-0.367)	-54.33 (-0.496)
ROBEK _{it}	-594.2*** (-5.066)	-414.1 (-1.312)	-294.6 (-0.900)	-484.2*** (-3.921)
ROBEK _{it} * ENOP _{it}		-8.413 (-0.683)	-8.827 (-0.703)	
Underskudd _{it-1}			0.114 (1.358)	0.114 (1.359)
Underskudd _{it-2}			-0.0853* (-1.893)	-0.0852* (-1.892)
Konstantledd	-5,744 (-0.504)	-5,914 (-0.515)	-271.3 (-0.0218)	-150.2 (-0.0121)
Observasjoner	4,000	4,000	3,692	3,692
Within R-squared	0.406	0.406	0.420	0.420
Antall kommuner	308	308	308	308

Robuste t-verdier i parentes
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

6.2 Politikkanalyse av ROBEK

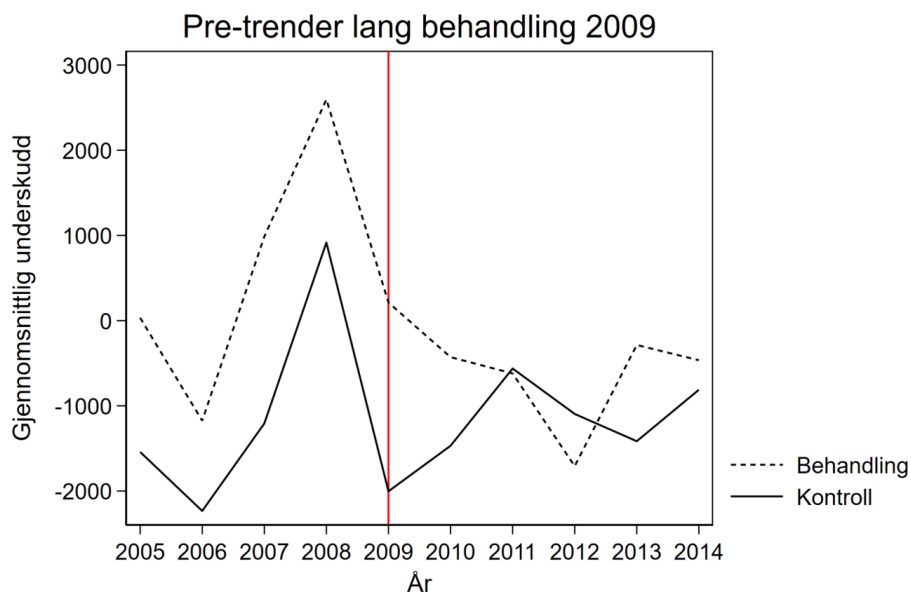
I metodekapittelet presenterte vi de mest problematiske implikasjonene ved å estimere behandlingseffekten av ROBEK, endogenitet og komplisert behandlingsdynamikk. Vi begynner med å presentere en enkel DID-analyse på femårig behandling fra 2009, før vi går videre til å presentere en enkel DID-analyse på toårig behandling fra 2006. Disse to behandlingsgruppene er valgt på bakgrunn av at de er på hver sin side av medianlengden i datasettet, og at det er tilstrekkelig antall tidsperioder i før- og etterperioden til å kunne

estimere effekten mest mulig effektivt. Formålet med disse er å fremheve at det er heterogenitet i behandlingseffekten av ROBEK på bakgrunn av innføringsår og behandlingens lengde.

Som diskutert i kapittel 5.2 egner DID seg godt som en enkel analyse av behandlingseffekt, gitt at antakelsen om parallelle trender holder og vi ser på en enkelt behandlingsperiode. Vi gjør her en DID-estimering som nærmer seg diskontinuitetsanalyse, hvor vi rensker kontrollgruppen slik at vi sitter igjen med kommuner som har en tilnærmet lik utvikling i før-perioden, men som ikke havner på ROBEK.

Vi begynner med å se på den femårige behandlingen fra 2009. Alle kommuner som er inne i ROBEK på et tidligere eller senere tidspunkt er fjernet, samt at kommuner som har relativt lavt underskudd i førperioden og alle kommuner som aldri har mer enn 1 år sekvensielt med underskudd. Da sitter vi igjen med 70 kontrollkommuner og 2 behandlingkommuner.

For å verifisere antakelsen om parallelle trender inkluderer vi en graf gitt ved Figur 2. Den viser den gjennomsnittlige trenden i før- og etter-perioden for henholdsvis behandlings- og kontrollgruppen. Vi benytter en F-test på før-periodene for å undersøke hvorvidt antakelsen om parallelle trender holder. Den viser at det ikke er statistisk signifikans for at det er parallelle trender når vi inkluderer perioden før 2007, men at vi i perioden 2007 – 2009 isolert sett ikke kan forkaste at de to gruppene har lik utvikling (F-verdi: 0.44, p-verdi: 0.5080). Det er parallelle trender i to år før behandling som vurderes som tilstrekkelig, men det sees på som en svakhet at vi ikke har parallelle trender i en lenger tidsperiode i forkant av behandling.



Figur 2: Fremstilling av parallelle trender for 2009

I Tabell 7 presenteres ulike resultater fra estimering av ligning 5.3. Først estimeres en enkel DID-modell uten kontrollvariabler, gitt ved kolonne (1). Det er ikke rimelig å anta at dette estimatet ikke påvirkes av andre, utelatte variabler, slik at vi går videre med å inkludere et fullt sett med kontrollvariabler i kolonne (2). I kolonne (3) har vi også inkludert en dummy for hvert år for å undersøke om det er noen faste tidseffekter som påvirker alle kommunene relativt likt og som påvirker estimatene. Til slutt kontrollerer vi for

kommunespesifikke, faste effekter med samme argumentasjon som ved faste effekter i grunnmodellen, hvor det antas at det er noen konstante effekter som kan påvirke behandlingseffekten. Ved estimering av faste effekter fjerner vi *behandling_i* for å unngå dummy variable trap.

Vi forventer at effekten av ROBEK er negativ og signifikant. Resultatene i Tabell 7 kolonne (1) – (3) indikerer at det er tilfelle på tvers av ulike modeller. Vi ser derimot at dersom vi estimerer modellen ved bruk av faste effekter er ikke behandlingseffekten like signifikant, noe som tyder på at det kan være noen underliggende strukturelle forhold som driver resultatene i de foregående modellene.

Tabell 7: DID-analyser på 5-årig behandling i 2009.

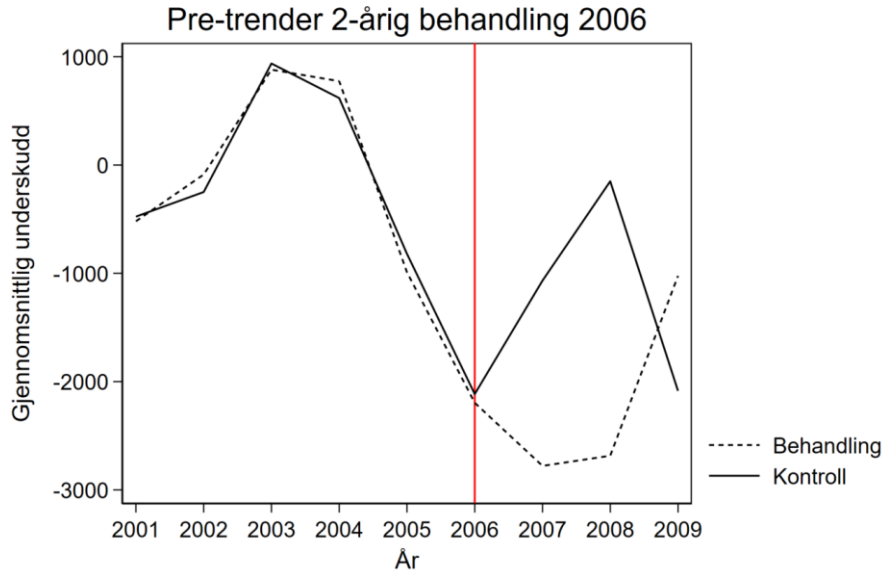
VARIABLER	(1)	(2)	(3)	(4)
post _t	-209.3 (-1.028)	-37.27 (-0.122)	2,053*** (2.759)	2,427 (1.104)
behandling _i	1,627*** (7.360)	1,116*** (4.433)	1,060*** (4.350)	
post _t * behandling _i	-950.3*** (-3.420)	-899.7*** (-4.285)	-941.8*** (-4.536)	-1,181* (-1.875)
Kontrollvar	Nei	Ja	Ja	Ja
Årsdummy	Nei	Nei	Ja	Ja
Faste effekter	Nei	Nei	Nei	Ja
Observasjoner	720	720	720	720
R-squared	0.006	0.325	0.374	0.503
Antall kommuner				72

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

Resultatene ovenfor gir en indikasjon på behandlingseffekten av ROBEK for de to nevnte kommunene, men er i liten grad generaliserbare til behandlingseffekten av ROBEK. Fordelen med estimatene over er at begge kommunene er inne i ROBEK i hele estimeringsperioden. Dette er derimot ikke representativt for resten av utvalget i datasettet, hvor medianlengden på ROBEK-lista er 3 år. Derfor ser vi på kommuner som er på ROBEK kortere enn mediankommunen, mer presist gitt ved effekten på kommuner som var på ROBEK i 2 år fra 2006, som gir 3 behandlingkommuner.

Ved estimering av disse kommunene var det mer omfattende å renske kontrollgruppen for å innfri antakelsen om parallelle trender. Til gjengjeld gir estimatene mer identiske pre-trender mellom gruppene. Når vi har rensket datasettet basert på observert underskudd de siste 3 årene før behandling sitter vi igjen med 22 kontrollkommuner og 3 behandlingkommuner. Vi har tilpasset perioden i datasettet til å kun inkludere etterperioden hvor behandlingkommunene er ROBEK-listet for å imøtekomme antakelsen om konstant og absorberende behandlingseffekt.

Vi benytter samme fremgangsmåte som ovenfor for å verifisere antakelsen om parallelle trender. Ser av Figur 3 at utviklingen for henholdsvis kontroll- og behandling-kommunene følger hverandre ganske tett i før-perioden, noe som indikerer at antakelsen om parallelle trender er oppfylt. En F-test på samlet statistisk signifikans på alle før-periodene gir også en indikasjon på at antakelsen om parallelle trender er oppfylt (F-verdi: 0.2885, p-verdi: 0.8332).



Figur 3: Fremstilling av parallelle trender for kommuner med 2-årig behandling i 2006

De estimerte resultatene i Tabell 8 er identisk oppbygd som resultatene i Tabell 7, bare at vi ser på behandlingen i 2006. Resultatene indikerer at det ikke er noen klar behandlingseffekt av ROBEK ved kortsiktig behandling. Det tolkes som en indikasjon på at kommuner som kun er på ROBEK i en kort periode i større grad klarer å «rydde opp i eget rot», og at det ikke er hendelsen av ROBEK i seg selv som gjør at kommunene forbedrer underskuddet.

Tabell 8: DID-analyser på 2-årig behandling fra 2006.

VARIABLER	(1)	(2)	(3)	(4)
post _t	-1,356*** (-5.127)	-992.3* (-1.980)	331.9 (0.403)	-2,327 (-1.454)
behandling _i	9.639 (0.0396)	-250.5 (-0.665)	-306.9 (-0.776)	
post _t * behandling _i	-825.7 (-0.888)	-428.3 (-0.628)	-392.7 (-0.557)	-436.8 (-0.816)
Kontrollvar	Nei	Ja	Ja	Ja
Årsdummy	Nei	Nei	Ja	Ja
Faste effekter	Nei	Nei	Nei	Ja
Observasjoner	225	225	225	225
R-squared	0.144	0.275	0.382	0.469
Antall kommuner				25

Robuste t-verdier i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Vi har til nå estimert den gjennomsnittlige behandlingseffekten ved bruk av et enkelt DID-oppsett, som gir en tilsynelatende situasjonsbetinget effekt. Vi går videre til å se på den dynamiske tilpasningen til kommunene, hvor vi dekomponerer det estimerte avviket mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen ved bruk av event-studie, gitt ved

estimering av den generelle ligningen 5.5. Kontrollgruppen er identisk som ved estimering av effekten på de to behandlingsgruppene ovenfor, men nå separerer vi i leads og lags i tråd med gjennomgangen i kapittel 5.2. Presiserer at F-testen som er gjort for å verifisere parallelle trender ved enkel DID er gjort på før-periodene i estimatene som kommer her.

Her gjør vi også en tilleggsanalyse på mediankommunen i datasettet, hvor vi ser på den dynamiske tilpasningen ved treårig behandling, men hvor timingen på når kommunene meldes inn i ROBEK varierer. Her rensker vi datasettet for alle kommuner som aldri har underskudd i løpet av perioden, samt kommuner som kun har ett år med underskudd om gangen for å skape en renere kontrollgruppe som tilfredsstillende antakelsen om parallelle trender.

Det vurderes ikke som hensiktsmessig å inkludere alle leads og lags når vi estimerer den dynamiske tilpasningen av treårig behandling. Vi vurderer det som tilstrekkelig å teste/ha for parallelle trender inntil 3 år før behandlingen, og samler opp den akkumulerte effekten av alle tidligere perioder i lead4. Det samme gjør vi i etter-behandlingsperioden, hvor vi samler opp den akkumulerte effekten av alle etter-perioder i lag4. Da kan vi studere tilpasningen for treårig behandling ved estimatene i lag0-lag2, mens lag3 viser den estimerte tilpasningen det første året etter kommunen meldes ut av ROBEK.

En F-test på *alle* leads ved treårig behandling viser også at vi kan forkaste en nullhypotese om at alle leads kan ekskluderes fra modellen. Som beskrevet fanger derimot lead4 opp den akkumulerte effekten av alle tidligere perioder, slik at det er hensiktsmessig å vurdere antakelsen om parallelle trender uten denne variabelen. En F-test på kun lead2 og lead3 viser derimot kan ikke forkaste en nullhypotese om at disse kan ekskluderes fra modellen (F-verdi 0.78, p-verdi 0.4609), som styrker at antakelsen om parallelle trender holder inntil 3 år før behandling.

Vi ser av Tabell 9 estimater på tilpasningen til de ulike behandlingsgruppene. I vedlegg D ligger en illustrasjon av den estimerte dynamikken for hver behandlingsgruppe nedenfor. I kolonne (1) indikerer resultatene at kommunene ikke greier å redusere underskuddet signifikant året etter de meldes inn i ROBEK, men at behandlingseffekten etter dette er sterkt signifikant og av økonomisk betydning for kommunen. Den gjennomsnittlige behandlingseffekten gjennom hele perioden kommunene er inne på ROBEK er -1651 per innbygger for kommunene med 5-årig behandling i 2009.

Når det gjelder kort behandling ser vi av kolonne (2) at den estimerte behandlingseffekten er i tråd med resultatene fra den enkle DID-analysen. Det indikerer at vi ikke kan si noe om behandlingseffekten på kort sikt, som bekreftes av en F-test på samlet statistisk signifikans for de årene kommunene er inne på ROBEK (F-verdi: 1.81, p-verdi: 0.1847).

Ved den estimerte dynamikken til kommunene som er inne i ROBEK i 3 år, viser en F-test på de tre årene man er på ROBEK at disse bør inkluderes ved 10% signifikansnivå (F-verdi 2.45, p-verdi 0.0691). Den gjennomsnittlige effekten av treårig behandling estimeres da til å være -1394.87 kroner per innbygger, hvor effekten de to første årene også er signifikante ved 5% hver for seg. I sum er den estimerbare tilpasningen for kommuner som er på ROBEK i 3 år er relativt signifikant de to første årene, som impliserer at mediankommunen greier å redusere underskuddet nok i denne perioden. I periode 3 er det mer usikkert om kommunene har en effekt av å være i ROBEK.

Tabell 9: Event-studie og dynamisk tilpasning av ROBEK

VARIABLER	(1) 5-årig 2009	(2) 2-årig 2006	(3) 3-årig ulik timing
lead4	-1,133 (-1.039)	705.2 (0.771)	-1,036* (-1.888)
lead3	-1,286*** (-4.103)	376.0 (0.432)	217.6 (0.352)
lead2	-370.2 (-0.665)	439.6 (0.527)	302.5 (0.931)
lag0	-463.2 (-0.856)	300.4 (0.488)	-1,226** (-2.619)
lag1	-1,464*** (-2.779)	-1,405 (-1.547)	-1,604** (-2.192)
lag2	-2,475*** (-4.674)	-2,128** (-2.106)	-1,469 (-1.507)
lag3	-2,679*** (-9.601)	872.3 (0.921)	-216.3 (-0.251)
lag4	-1,080* (-1.888)		-840.8 (-1.524)
lag5	-1,746*** (-3.850)		
Periode	05-14	01-09	01-14
Observasjoner	720	200	1170
Antall kommuner	72	25	90
R-squared within	0.517	0.540	0.460

Robuste t-verdier i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Vi har frem til nå sett på ulike behandlingsgrupper og situasjoner, hvor resultatene indikerer at hvorvidt det er en estimerbar behandlingseffekt er situasjonsbetinget og tvetydig. Vi går videre til å forsøke å studere en mer generaliserbar behandlingseffekt som fanger opp effekten av å havne på ROBEK på tvers av innføringsår og behandlingsslengde, der vi begynner med å estimere ulike modellspekifikasjoner av ligning 5.6 ved bruk av TVFE. Basert på erfaringer ved estimering av enkel DID og event vurderer vi det som usannsynlig at antakelsen om parallelle trender holder uten å gjøre noe med kontrollgruppen. Vi rensker datasettet for alle kommuner som aldri har mer enn 1 år underskudd sammenhengende, som også innebærer at vi fjerner 6 behandlingskommuner. Dette er kommuner som er lite eksponert for underskudd og som antas å ha lite forklaringskraft.

I kapittel 5.2 har vi forklart svakheter og styrker med denne estimeringsmetoden, hvor en avgjørende antakelse gjelder parallelle trender. Vi estimerer en alternativ modell med gruppespesifikke trender for å prøve å fange opp heterogene trendeffekter mellom grupper (Hillman & Corral, 2017; Wooldridge 2020).

I Tabell 10 presenteres ulike modellspekifikasjoner av ligning 5.5. Vi begynner med å estimere den absorberende effekten av ROBEK i en standard TVFE modell, hvor vi utelater kommunespesifikke trender, før vi utvider til å estimere en identisk modell hvor vi inkluderer disse. Resultatene indikerer at det er en negativ effekt av ROBEK når vi inkluderer kommunespesifikke trender for å løse antakelsen om parallelle trender.

Antakelsen om absorberende behandling diskuteres i kapittel 5.2, og i kolonne (3) og (4) har vi estimert den samme modellen som i (1) og (2), men omdefinert behandlingsvariabelen til å være skiftende. De estimerte resultatene når vi tar hensyn til perioden en kommune faktisk er inne på ROBEK antyder at effekten av ROBEK er negativ også her. Resultatene i Tabell 10 indikerer at det er en estimerbar effekt av ROBEK, og at effekten øker i absoluttverdi når vi kontrollerer for kommunespesifikke parallelle trender.

Som nevnt i kapittel 5.2, er det vanskelig å verifisere hvor godt antakelsen om parallelle trender holder. Problemet med resultatet fra kolonne (4) i Tabell 10 er at det bryter med en av de grunnleggende antakelsene tilknyttet politikkanalyse ved to-veis faste effekter om absorberende behandling. Vi kan ikke verifisere den andre grunnleggende antakelsen om parallelle trender, derfor tillegger vi disse resultatene lite vekt.

Tabell 10: Estimert gjennomsnittlig behandlingseffekt på de behandlede med to-veis faste effekter. Avhengig variabel: Kommunalt underskudd.

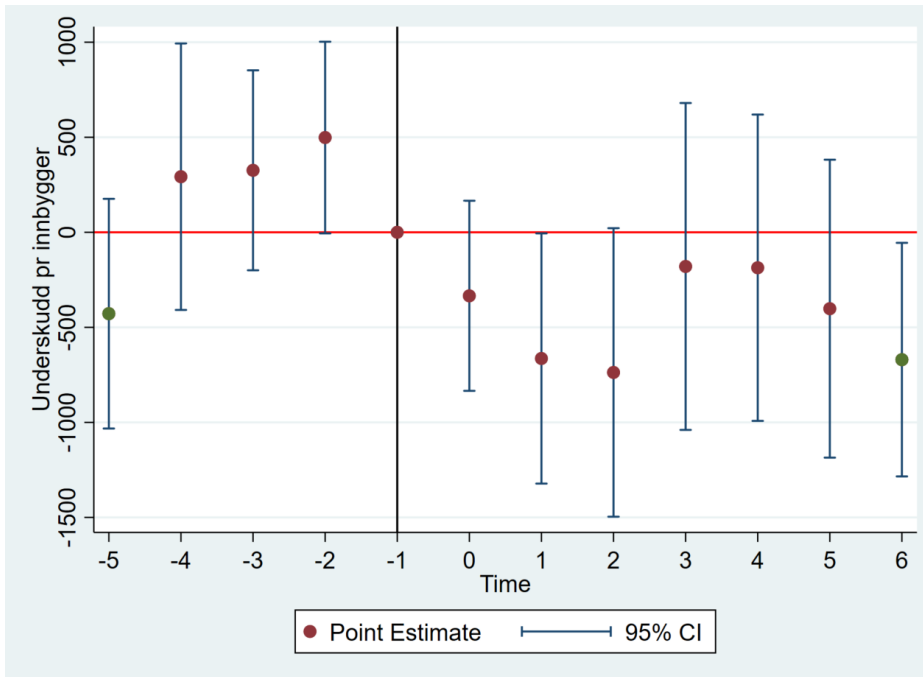
	(1)	(2)	(3)	(4)
Absorberende Behandling	-555.5*** (-2.74)	-746.0** (-1.99)		
Skiftende behandling			-542.2*** (-2.65)	-832.3*** (-3.74)
Metode	TVFE	TVFE	TVFE	TVFE
Trend	Nei	Ja	Nei	Ja
N	1612	1612	1612	1612

Robuste t-verdier i parentes, * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Vi går videre til alternative estimeringer for å undersøke om vi kan si noe spesifikt om behandlingseffekten. Ved estimering av DID estimerer vi mange separate versjoner av ligning 5.3 på ulike innføringsgrupper, før vi finner den gjennomsnittlige behandlingseffekten på de behandlede ved ligning 5.7. Ved estimering av SDID finner vi løsningen på minimeringsproblemet gitt ved ligning 5.9 for hver innføringsgruppe, før vi finner den gjennomsnittlige behandlingseffekten på de behandlede ved ligning 5.7. Vi bruker nå i stedet frie inntekter som et samlet mål for at datasettet skal bli sterkt balansert. Vi inkluderer ikke estimatene på kovariatene da de ikke er av interesse. Vi har lagt ved en grafisk representasjon av alle DID og SDID estimatene i vedlegg C, hvor den vektete summen av disse er gitt i Tabell 11. Her ser vi også av grafene at antakelsen om parallelle trender ikke kan antas å være oppfylt ved estimering av verken DID eller SDID, selv om SDID tilsynelatende er noe nærmere. Det innebærer at resultatene i Tabell 11 må sees i sammenheng med brudd på denne antakelsen.

Vi har i Tabell 11 benyttet ulike estimeringsstrategier for å si noe om den generelle behandlingseffekten av ROBEK. Vi beholder den samme kontrollgruppen som ved estimering av TVFE, som innebærer at vi har fjernet alle observasjoner som kun har 1 år eller mindre med underskudd etter hverandre. Ved estimering av event-studie benytter vi en F-test på før-periodene for å undersøke hvorvidt antakelsen om parallelle trender er oppfylt. Denne indikerer at antakelsen om parallelle trender holder i fire år før behandlingen oppstår (F-verdi: 1.29, p-verdi: 2816), men må sees i sammenheng med

visualiseringen av punktestimatene nedenfor og illustrasjon av parallelle trender for henholdsvis DID og SDID, gitt i vedlegg C.



Figur 4: Dynamisk utvikling av ROBEK-kommuner på tvers av behandlingstid og lengde.

Vi ser av Figur 4 at behandlingsskommunene systematisk har høyere underskudd i før-perioden, men at den ikke er stor nok til at det er urimelig å anta at antakelsen om parallelle trender holder. Ved grafisk undersøkelser av vedlegg C, ser vi at antakelsen om parallelle trender ikke holder ved estimering av behandlingseffekten i enkelte av behandlingsgruppene, men at man i større grad oppfyller parallelle trender ved bruk av SDID. De estimerte resultatene i Tabell 11 bør derfor tolkes med et kritisk blikk.

Tabell 11 presenterer den estimerte behandlingseffekten på de behandlede ved DID, SDID, to-veis faste effekter og event-studie. Vi prøver ulike estimeringsstrategier og vinklinger for å prøve å si noe om den generelle behandlingseffekten av ROBEK. Vi ser av kolonne (1)–(3) at resultatene på tvers av ulike estimeringsstrategier ikke fluktuerer, og at estimatene er statistisk signifikante til en kritisk verdi på 1%. Det bør sees i sammenheng med et mulig brudd på antakelsen om parallelle trender og absorberende behandling i TVFE eller relativt konstant behandlingseffekt ved DID/ SDID. Kolonne (4) er ikke lett tolkbar ettersom det varierer med hvor lenge en kommune er på ROBEK, men behandles likt. 17 kommuner i utvalget er ute av ROBEK innen 2 år, men vi estimerer den dynamiske effekten også i senere perioder for disse. Det gjør at for enhver lag-variabel vi ser på, jo mer upresis vil den estimerte effekten være. Estimatenes egnethet til å evaluere den umiddelbare tilpasningen til kommunene som havner på ROBEK, hvor vi ser av koeffisienten til lag0 at kommuner som havner på ROBEK ikke reduserer underskuddet i inneværende år.

Tabell 11: Estimert gjennomsnittlig behandlingseffekt på de behandlede med DID, SDID og TVFE. Avhengig variabel: Kommunalt underskudd

	(1) DID	(2) SDID	(3) TVFE	(4) Event
treatment	-743.1*** (-3.56)	-655.7*** (-3.15)	-627.9*** (-2.97)	
lead4				292.3 (0.83)
lead3				326.0 (1.23)
lead2				498.4* (1.96)
lag0				-334.2 (-1.32)
lag1				-663.9** (-2.00)
lag2				-737.4* (-1.92)
lag3				-179.8 (-0.41)
lag4				-186.5 (-0.46)
lag5				-401.9 (-1.02)
lag6				-670.0** (-2.16)
<i>N</i>	1736	1736	1736	1736

T-verdier i parentes
 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Oppsummert kan vi av resultatene i kapittel 6.2 konkludere med at det er utfordrende å tallfeste den konkrete behandlingseffekten av ROBEK, ettersom problematikken rundt endogen behandling og komplisert behandlingsdynamikk gjør at det er vanskelig å finne noen generelle kriterier og metoder som takler begge utfordringene på en effektiv måte. Vi finner at kommuner i enkelte tilfeller har en negativ effekt av ROBEK i tråd med forventningene, mens kommuner med kort behandlingstid ikke har en like klar effekt.

7 Oppsummering og diskusjon

Vi har presentert resultatene for problemstilling 1 og 2 i kapittel 6, men har i mindre grad vurdert resultatenes implikasjoner og validitet. Her skal vi gjennomgå noen potensielle svakheter ved estimeringene og arbeidsstrategi. I kapittel 7.3 diskuterer vi og evaluerer resultatene våre opp mot tidligere funn. Vi vil å klargjøre hva vi mener kunne vært gjort annerledes og hvordan våre erfaringer kan brukes i senere studier.

7.1 Økonometriske utfordringer faste effekter

Målefeil

En målefeil defineres som avvik mellom de observerte og faktiske verdiene til en variabel. Hvis målefeilen i den avhengige variabelen er ukorrelert med de uavhengige variablene, kan målefeilen produsere høyere varians, men punkttestimatet i seg selv har fortsatt gode egenskaper. En målefeil er derimot en bekymring dersom det er en korrelasjon mellom målefeilen og de uavhengige variablene (Wooldridge, 2020).

Vi ser på disposisjonsfond som en mulig kilde til målefeil, hvor kommuner kan bruke av tilsidesatt overskudd fra tidligere perioder for å dekke inn i perioder hvor kommuner styrer mot underskudd. Det gir en underrapportering av kommuner med positivt underskudd. I vårt tilfelle er dette en bekymring dersom disposisjonsfond er korrelert med de uavhengige variablene. Av korrelasjonsmatrisen i Vedlegg B ser vi at disposisjonsfond er lite eller ikke korrelert med noen av de uavhengige variablene. Det er også gjort estimeringer hvor vi har inkludert disposisjonsfond som uavhengig variabel for å undersøke om det er noen endringer i estimatene og om den slår ut på underskudd. Ingen av de nevnte var tilfelle, og disposisjonsfond vurderes som irrelevant i vår analyse.

Målefeil i de uavhengige variablene er en kilde til bekymring dersom det er en sammenheng mellom målefeilen og de observerte verdiene. Gitt at målefeilen er uavhengig av de observerte verdiene, gir dette en forventningsrett estimator, men med høyere varians. Hvis målefeilen derimot varierer systematisk med observerte verdier er dette en kilde til inkonsistens og bias i estimatoren (Wooldridge, 2020). I våre modeller anses det som trygt å innhente data på økonomiske, demografiske og politisk variabler gjennom SSB og NSD. Potensielle kilder til målefeil kan oppstå på grunn av feilrapportering, men kvalitetssikring ved KOSTRA, skattemelding og valg ansees som tilstrekkelig. Vi konkluderer med at målefeil kan prege datasettet, men at det ikke bør være av nevneverdig bekymring for våre estimater.

Utelatte relevante variabler

Hvis det finnes utelatte variabler som er korrelert med de uavhengige variablene er det en kilde til skjevhet i estimatene. Et brudd på denne antakelsen kan føre til over- eller underestimering av koeffisientene (Wooldridge, 2020). Vi har forsøkt å løse noe av denne problematikken ved å inkludere kommunespesifikke faste effekter, tidskonstanter og laggede variabler av utfallsvariabelen. Det er derimot fortsatt faktorer utenfor modellen som kan være og forventes å være korrelert med kommunalt underskudd og politisk

styrke, for eksempel endringer i fiskerinæring eller endringer i inntekter fra konsesjonskraft, som også vil kunne påvirke kommuner ulikt.

Vi har forsøkt å teste for utelatte relevante variabler ved å teste den samlede signifikansen av andre-, tredje- og fjerdegradsleddet til residualene for modellen estimert i kolonne (4), Tabell 6, som tolkes som en F-test for misspesifisert funksjonsform (Verbeek, 2017). Denne testen indikerer at vi ikke har evidens for misspesifisert funksjonsform (F-verdi: 0.81, p-verdi: 0.369). Testen indikerer kun at funksjonsformen til modellen er korrekt spesifisert, og fanger i liten grad opp hvorvidt vi har andre utelatte relevante variabler. Vi konkluderer med at utelatte relevante variabler kan være en kilde til endogenitet og upålitelige estimater i våre modeller.

Andre økonometriske utfordringer

Vi vil kort gå gjennom andre tester og bekymringer vi har hatt underveis ved estimering av grunnmodellen. Hvis det er høy multikollinearitet mellom variablene kan det gjøre at vi får ustabile koeffisientestimater og høyere standardavvik, som igjen påvirker vurdering rundt statistisk signifikans (Wooldridge, 2020). Vi har undersøkt hvorvidt det er grunn til å ta hensyn til multikollinearitet i modellen, hvor det er lite som tilsier at dette er et problem i vårt datasett. Dette bekreftes av korrelasjonsmatrisen i vedlegg B, der ingen av variablene har en bekymringsverdig høy korrelasjon. Vi har tidligere også presentert at vi benytter klyngede standardavvik for å hensynta at det potensielt er korrelasjon mellom restleddet i ulike tidsperioder i datasettet. Klyngede standardavvik eliminerer også problematikk tilknyttet heteroskedastisitet.

7.2 Arbeidsstrategi og erfaringer

Vi har diskutert implikasjoner rundt endogen behandling og komplisert dynamikk i kapittel 5 og 6. I dette avsnittet går vi gjennom hvilke alternativer vi har brukt og hvordan vi har forsøkt å innfri antakelsen om parallelle trender.

Ved endogen behandling hvor utfallsvariabelen er sentral i selektering av hvilke kommuner som meldes inn i ROBEK er det nærliggende å sortere på underskudd. Vi har forsøkt ulike kriterier og terskelverdier, blant annet sortering basert på antall år med underskudd, antall sekvensielle år med underskudd, differanse i observert underskudd fra år til år og gjennomsnittsverdier på underskudd. Disse metodene har delvis fungert, der vi har erfart at det fungerer for enkelte behandlingsgrupper. Ved å se på spesifikke behandlingsgrupper med lik lengde og like innføringsår er det mulig å konstruere en liten kontrollgruppe, mens sortering på antall år med sekvensielt underskudd når vi ser på flere innføringsperioder, kun delvis lyktes.

Vi har også sortert på underliggende kriterier tilknyttet underskudd og ROBEK; innbyggertall, gjennomsnittlig personinntekt, sentralitet, alderssammensetning, valg-oppslutning, gjeld per innbygger og andel ansatt i industri. Vi har også forsøkt å matche observasjoner ved bruk av propensity score matching, men det er en lite egnet metode med paneldata og *staggered* behandling. Ved bruk av disse metodene endte vi opp med mindre parallelle trender enn vi hadde fra før i de fleste tilfellene.

Ingen av vinklingene ovenfor har fungert på tvers av tid og behandlingsgrupper, og ved bruk av ulike økonometriske metoder har vi forsøkt å si noe om behandlingseffekten til ROBEK. Den gjennomgående erfaringen ved estimering av behandlingseffekten er at

metoder som er effektive til å løse et av problemene ikke klarer å løse eller går på bekostning av andre problemer.

7.3 Diskusjon

Denne oppgaven har hatt to problemstillinger. Først evaluere om det er en sammenheng mellom politisk styrke og underskudd i kommuner i perioden 2001-2014, deretter forsøke å tallfeste behandlingseffekten for kommuner som blir listet på ROBEK i løpet av perioden. Vi begynner med å diskutere resultatene og implikasjoner for problemstilling 1, før vi går videre til å diskutere rundt resultatene og implikasjoner for problemstilling 2.

Problemstilling 1

Når det gjelder første problemstilling indikerer resultatene at det ikke er sammenheng mellom svake kommunestyre og kommunalt underskudd. Vi har forsøkt flere ulike modellspesifikasjoner for å undersøke om underliggende dynamikk kan forklare det, men de målene vi har brukt på politisk styrke er ikke signifikante på tvers av alle modellspesifikasjonene. Heller ikke ved å dekomponere målene på politisk styrke finner vi årsaker til høyere underskudd. Disse resultatene er i motsetning til tidligere funn av (Borge, 2005; Hagen & Vabo, 2005), og det er også gjort lignende studier internasjonalt, der noen ikke finner støtte for sammenhengen, bl.a. (Baskaran, 2013; Schaltegger & Feld, 2009), mens andre gjør det, bl.a. (Ariza Marín et al., 2021; Artés & Jurado, 2018).

Grunnen til at funnene våre skiller seg fra Borge (2005) er uklart, men vi vil trekke frem noen hovedpunkter som skiller analysen vår fra analysen til Borge. For det første har kommuner fått mer bestemmelsesfrihet, gjennom økt andel rammetilskudd og innføringen av KOSTRA i 2001. KOSTRA skal virke disiplinerende ved at rammene rundt rapportering blir klarere. De rapporterte tallene er også mer sammenlignbare enn før, og kommunene kan benytte seg av disse tallene til å evaluere egen effektivitet og økonomi. Informantkommuner peker på KOSTRA som et preventivt sammenligningsverktøy for å unngå å bli listet på ROBEK (Nyhus et al., 2018).

Vi benytter oss av klyngede standardavvik fordi vi tar hensyn til autokorrelasjon innad i kommuner ved vurdering av signifikans. Det skiller seg fra de nevnte studiene som finner støtte for lignende problemstilling, men anses som nødvendig da interessevariabelen (og politiske variabler for øvrig) kun endres hvert fjerde år og derfor er autokorrelerte per definisjon.

Modellene som er estimert indikerer at det ikke er sammenheng mellom svakere politiske styre og kommunalt underskudd i de modellene vi estimerer. Som referert til i kapittel 4.3 og Tabell 4 er det skjevhet mellom politisk styrke og politisk representasjon. Det kompliserer muligheten for å skille ideologi fra politisk styrke, og vi erkjenner at selv om vi ikke finner støtte for *weak government hypothesis* i modellene våre, kan det være at det er støtte for det i datasettet.

ENOP som mål på politisk motstandsdyktighet har noen svakheter som kan gi utslag i resultatene. Siden den ikke måler noen form for samarbeid på tvers av partier eller i det hele tatt hvem som er sannsynlig til å danne koalisjon blir målet i noen grad unyansert. Fragmentering innad i et parti ikke er uvanlig, særlig i store partier, det kan gi uenigheter også i budsjettforhandlinger selv med ett-parti flertall. Som redegjort for i kapittel 4.2 er det ikke uvanlig at partier styrer alene, og da er åpenbart fraksjoner innad i partier interessant.

Vi har med befolkningsutvikling, som er særlig relevant med tanke på kommunens inntektsgrunnlag. I kapittel 3.2 kommer det frem at 40% av kommunens frie inntekter kommer fra skatteinntekter. Derfor kunne det vært enda mer presist hvis utviklingen i arbeidsstyrke hadde vært inkludert, om mulig også relevant arbeidsstyrke. Det er en kjent sak at innleid arbeidskraft for flere små kommuner er en stor utgiftspost, spesielt innen helse.

Videre forskning

Funnene våre bidrar til at man får testet tidligere etablerte studier rundt funn av sammenheng mellom politisk styrke og kommunalt underskudd. Disse funnene kan bidra til forståelse rundt kommuneøkonomien og sammenhengen mellom politiske faktorer og underskudd, som i forlengelsen kan relateres til gjeldsdannelse og ROBEK. Med bakgrunn i dette kan man relatere denne sammenhengen mot politisk økonomi, men det kan også tenkes at denne sammenhengen kan være relevant for disipliner som valgteori og offentlig tjenesteyting.

En alternativ innfallsvinkel kunne vært på kommunal effektivitet, hvor man eksempelvis kunne evaluert om politiske styreformer har ulik påvirkning på forskjellige kostnads-komponenter, eller mer elegant ved å konstruere en «effektivitetsscore» for kommuner. Man kunne også ettergått de underliggende økonomiske parameterne for å undersøke om effekten av disse er sterkere eller svakere basert på politiske faktorer. En annen mulig vinkling som kunne bidratt til feltet er ved å se på ulike heterogeniteter ved politiske faktorer, eksempelvis om effekten av partifragmentering kun gjelder de minst eller mest sentrale kommunene eller små/ store kommuner.

Kvalitative analyser kan også bidra til økt forståelse, f.eks. ved intervju av et representativt utvalg av kommunene for å høre om de er enige i de funnene som er gjort. En mål i det tilfellet kunne forutsette at man kanskje gjorde analyser på en noe nyere data, ettersom en politikers oppfatning av budsjettbestemmelser, årsaker til kommunale underskudd og grad av finansiell autonomi kan antas å ha endret seg mye i løpet av 9 år.

Problemstilling 2

I den andre delen av hovedanalysen vår fokuserer vi på politikkanalyse og prøver å tallfeste effekten av ROBEK som behandling. Ved bruk av ulike metodikk indikerer resultatene her i enkelte tilfeller at ROBEK har en negativ effekt på kommunalt underskudd, mens resultatene i andre tilfeller ikke finner støtte for dette. Av de resultatene vi har estimert og trekker inferens fra, fremstår effekten av ROBEK situasjonsbetinget og avhengig av en rekke faktorer.

Effektens karakter er i tråd med utfordringene presentert underveis, der det kommer frem at med underskudd som utfallsvariabel vil det være et stort problem med endogenitet. Siden modellens avhengige variabel langt på vei bestemmer interessevariabelen betyr det at ROBEK som behandling er vanskelig å kvantifisere. Den kompliserte behandlingsdynamikken som oppstår på grunn av utformingen av ROBEK innebærer generelt heterogenitet i behandlingen, som gjør det vanskelig å isolere og identifisere behandlingseffekten knyttet til ROBEK.

For kommuner som listes på ROBEK er det i mange tilfeller nødvendig å gjennomføre strukturelle kutt. Informantkommuner påpeker nødvendigheten av å legge partipolitikk til side i pressede situasjoner (Nyhus et al., 2018). I kommuner med lite gjennomtrekk av folkevalgte er det rimelig å anta at kultur spiller en større rolle. Føyelighetsgrad for

interessegrupper og delegering av midler under sub-rettferdige omstendigheter er også et resultat av kulturen i kommunestyret. Ser derfor på undersøkelse av om kultur-forskjeller førte til ulik håndtering av pressede økonomiske situasjoner, som f.eks. innmelding i ROBEK som en mulig utvidelse.

Vi definerer en kommune som ROBEK-listet hvis den er meldt inn 1. januar. Det er knyttet til når budsjett blir bestemt, normalt i midten av desember. Derfor vil vi med denne definisjonen være sikre på at kommuner som er definert som innmeldt på ROBEK var det når budsjettet ble fattet (Hopland, 2014). Vi har testet andre spesifikasjoner, og det ga utslag. Siden det er lett tilgjengelig data på inn- og utmeldingsdato er det potensielt mulig å studere dynamikken enda nærmere, utfordringen er at de andre variablene kun endres årlig, og de politiske variablene kun hver valgperiode.

I kapittel 4.1 diskuteres driftsunderskudd som avhengig variabel. Med det etablert er det naturlig å undersøke om det er andre økonomiske parametere man enklere kunne studert. Eksempelvis kunne man undersøkt om innmelding i ROBEK har en effekt på gjeldsdynamikken. For eksempel kan det tenkes at utvikling, eller respons, i brukerbetalingen ville gjort det lettere å spore politiske sammenhenger. Da kunne man testet eldre teorier om at sosialistiske styrer er flinkere til å øke inntektssiden, og om det har implikasjoner på hvordan de tilpasser seg ROBEK.

Videre forskning

Det er gjort flere studier på ROBEK, hvor blant annet Borge og Hopland (2020) har studert endringer i gjeldsdynamikken som følge av innføringen av ROBEK, mens Nyhus et al., (2018) har undersøkt faktorer som påvirker hvor lenge en kommune blir på ROBEK. Internasjonale studier fokuserer på innføringen av regulering og i mindre grad rundt håndhevelse av reguleringen. Vi prøver derimot å bidra til feltet ved å forsøke å dekke et felt mellom disse to, hvor vi prøver å se på behandlingseffekten av ROBEK.

I tråd med erfaringene vi har presentert i kapittel 7.2, har vi gjort en rekke forsøk på å konstruere en kontrollgruppe som oppfyller de sentrale antakelsene rundt parallelle trender for å estimere en spesifikk behandlingseffekt. Ved bruk av ulike økonometriske metoder har vi også forsøkt å løse de problemene som følger med ROBEK som behandling, men mange av forsøkene har enten blitt for omfattende, eller ikke klarer å oppfylle kriteriene rundt parallelle trender.

Statsforvalterens rolle i håndhevelse, varsling og informasjonsansvar åpner for forskjeller mellom fylker. Her kunne man forsøkt å identifisere om det var ulik tilnærming i fylkene, og om det gir utslag på hvilke kommuner som listes og hvor lenge de blir på registeret. Deler av en slik undersøkelse ville vært kartleggelse av informasjonsforskjeller ved kommuner som er i fare for å havne på ROBEK.

Vi ser på det som en naturlig forlengelse av vår studie å fokusere mer på heterogenitet rundt ROBEK. Det kan eksempelvis være at man klarer å identifisere noen strukturelle faktorer som gjør kommuner mer eksponert for ROBEK, som igjen kan utnyttes til å finne noen generelle kriterier. Vi ser på det som hensiktsmessig at man eksempelvis hadde brukt sannsynlighetsmodeller til å evaluere politiske faktorer, og deretter brukt denne informasjonen til å se på om disse endrer seg for ROBEK-kommuner som er inne lenge versus kort. Det kunne også vært interessant å se på om det er noen forskjeller rundt behandlingseffekten basert på politiske parametere. Her kunne man eksempelvis undersøkt om lite fragmenterte styrer i større grad evner å omstille seg.

Vår erfaring er at noen modeller tilsynelatende fungerer bedre enn andre. Den enkle DID analysen et godt startpunkt, hvor man har muligheten til å se på kommuner som får forholdsvis homogen behandling, både på innføringsår og behandlingsslengde. Herfra får man et naturlig springbrett over mot event-studie, som også kan brukes til å takle problematikken rundt varierende innføringsår, men som fortsatt sliter med å estimere effekten av ROBEK for kommuner som varierer i behandlingsslengde.

De to nevnte metodene ovenfor vurderes som hensiktsmessige ved estimering av ROBEK-effekten, fordi de greier å takle problematikken rundt endogen behandling og komplisert dynamikk til en viss grad. Når det kommer til TVFE og DID/SDID er erfaringen vår at disse metodene i mindre grad egner seg for ROBEK-analyse. Den kompliserte behandlingssdynamikken er ikke forenlig med antakelsen om absorberende behandlingseffekt for TVFE eller relativt konstant behandlingseffekt for DID/SDID. Det er fordi vi ikke klarer å separere datasettet til å kun inkludere perioden man er inne i ROBEK her.

Vårt generelle tips til de som skal studere ROBEK er at det er lite hensiktsmessig å se på den aggregerte effekten av ROBEK, men heller fokusere på heterogeniteter og dynamikken i tilpasningen på ROBEK-kommuner. Spesielt tilknyttet forskjellen i behandlingseffekten mellom ulike år. Våre resultater indikerer eksempelvis ved den dynamiske tilpasningen at det er en tilpasningseffekt år for år ved en 3-årig behandling, men det er ikke gitt at denne dynamiske tilpasningen er like klar på kortere eller lenger sikt.

Vedleggsliste

Vedlegg A: Utelatte kommuner

Vedlegg B: Korrelasjonsmatrise

Vedlegg C: Parallele trender

Vedlegg D: Illustrasjon av estimater fra Tabell 9

Referanser

- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative casestudies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American statistical Association*, 105(490), 493-505.
- Alesina, A., & Tabellini, G. (1990). A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt. *The Review of Economic Studies*, 57(3), 403-414.
- Ariza Marín, D., Goda, T., & Tabares Pozos, G. (2021). Political competition, electoral participation and local fiscal performance. *Development Studies Research*, 8(1), 24-35.
- Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D. A., Imbens, G. W., & Wager, S. (2021). Synthetic difference-in-differences. *American Economic Review*, 111(12), 4088-4118.
- Artés, J., & Jurado, I. (2018). Government fragmentation and fiscal deficits: a regression discontinuity approach. *Public Choice*, 175, 367-391.
- Ashworth, J., Geys, B., Heyndels, B., & Wille, F. (2014). Competition in the political arena and local government performance. *Applied Economics*, 46(19), 2264-2276.
- Barro, R. J. (1979). On the Determination of the Public Debt. *The Journal of political economy*, 87(5), 940-971.
- Baskaran, T. (2013). Coalition governments, cabinet size, and the common pool problem: Evidence from the German states. *European Journal of Political Economy*, 32, 356-376.
- Blom-Hansen, J., Monkerud, L. C., & Sørensen, R. (2006). Do parties matter for local revenue policies? A comparison of Denmark and Norway. *European journal of political research*, 45(3), 445-465.
- Bohn, H., & Inman, R. P. (1996). Balanced-budget rules and public deficits: evidence from the U.S. states. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 45(1), 13-76.
- Borge, L.-E. (2005). Strong politicians, small deficits: evidence from Norwegian local governments. *European Journal of Political Economy*, 21(2), 325-344.
- Borge, L.-E., Falch, T., & Tovmo, P. (2008). Public sector efficiency: the roles of political and budgetary institutions, fiscal capacity, and democratic participation. *Public Choice*, 475-495.
- Borge, L.-E., & Hopland, A. O. (2012). Maintenance and building conditions in Norwegian local governments: economic and political determinants. *Norwegian University of Science and Technology, Nro*, 8, 2012.

- Borge, L.-E., & Hopland, A. O. (2020). Less fiscal oversight, more adjustment. *European Journal of Political Economy*, 2020, Vol.63, p.101893
- Borge, L.-E., & Rattsø, J. (1998). Local government grants and income tax revenue: Redistributive politics in Norway 1900-1990. In *Fiscal Federalism and State-local Finance* (pp. 223-239). Edward Elgar Publishing.
- Borge, L.-E., & Rattsø, J. (2002). Spending Growth With Vertical Fiscal Imbalance: Decentralized Government Spending In Norway, 1880-1990. *Economics and politics*, 14(3), 351-373.
- Caulier, J.-F. (2011). The interpretation of the Laakso-Taagepera effective number of parties.
- Caulier, J.-F., & Dumont, P. (2005). The effective number of relevant parties: how voting power improves Laakso-Taagepera's index.
- Christofzik, D. I., & Kessing, S. G. (2018). Does fiscal oversight matter? *Journal of Urban Economics*, 105, 70-87.
- De Chaisemartin, C., & d'Haultfoeuille, X. (2022). Two-way fixed effects and differences-in-differences with heterogeneous treatment effects: A survey. *The Econometrics Journal*
- Falch, T., & Rattsø, J. (1999). Local public choice of school spending: Disaggregating the demand function for educational services. *Economics of Education Review*, 18(3), 361-373.
- Feld, L. P., & Kirchgassner, G. (1999). Public debt and budgetary procedures: top down or bottom up? Some evidence from Swiss municipalities. In *Fiscal institutions and fiscal performance* (pp. 151-180). *University of Chicago Press*.
- Feld, S. L., & Grofman, B. (2010). Puzzles and paradoxes involving averages: An intuitive approach. In *Collective Decision Making: Views from Social Choice and Game Theory* (pp. 137-150). *Springer*.
- Fylkesmannen i Nordland (2015). *I ROBEKs forgård: Erfaringer fra Nordland*. https://www.vista-analyse.no/site/assets/files/5664/robek191014_4.pdf
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277.
- Grembi, V., Nannicini, T., & Troiano, U. (2016). Do fiscal rules matter? *American Economic Journal: Applied Economics*, 1-30.
- Hagen, T. P., & Vabo, S. I. (2005). Political characteristics, institutional procedures and fiscal performance: Panel data analyses of Norwegian local governments, 1991-1998. *European journal of political research*, 44(1), 43-64.
- Hardin, G. (1968). The tragedy of the commons: the population problem has no technical solution; it requires a fundamental extension in morality. *science*, 162(3859), 1243-1248.
- Hillman & Corral. (2017). The equity implications of paying for performance in higher education. *American Behavioral Scientist*, 61(14), 1757-1772.

- Hindriks, J., & Myles, G. D. (2013). Intermediate Public Economics. *The MIT Press*
- Hines, J. R., & Thaler, R. H. (1995). Anomalies: The Flypaper Effect. *The Journal of economic perspectives*, 9(4), 217-226.
- Hopland, A. O. (2013). Central government control and fiscal adjustment: Norwegian evidence. *Economics of Governance*, 14, 185-203.
- Hopland, A. O. (2014). Voter information and electoral outcomes: the Norwegian list of shame. *Public Choice*, 161(1-2), 233-255.
- Kalseth, J., & Rattsø, J. (1998). Political Control of Administrative Spending: The Case of Local Governments in Norway. *Economics and politics*, 10(1), 63-83.
- Kommunal- og distriktsdepartementet. (2011). *Kommuneproposisjonen 2011*. (Prop. 124 S (2009-2010)). Prop. 124 S (2009-2010)
- Kommunal- og distriktsdepartementet. *ROBEK. Historikk 2001-2022*.
<https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneekonomi/robek-2/robek-2001-2015/id415536/>
- Kommunal- og distriktsdepartementet. (2020a). *Kommunesammenslåinger i kommune-reformen*. <https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommunestruktur/nye-kommuner/id2470015/>
- Kommunal- og distriktsdepartementet. (2020b). *Finansiering gjennom brukerbetaling i kommunesektoren*. <https://www.regjeringen.no/contentassets-f4249169c5f44e72bf84bea4ad15ff09/finansiering-gjennom-brukerbetaling-i-kommunesektoren-rapport-fra-oslo-economics.pdf>
- Kommunal- og distriktsdepartementet. (2021). *Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner*. <https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneekonomi/inntektssystemet-for-kommuner-og-fylkeskommuner/id2353961/>
- Kommuneloven. (2018). *Lov om kommuner og fylkeskommuner*. (LOV-2018-06-22-83). Lovdata. https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2018-06-22-83#KAPITTEL_8-2
- Kornai, J., Maskin, E., & Roland, G. (2003). Understanding the soft budget constraint. *Journal of economic literature*, 41(4), 1095-1136.
- Laakso, M., & Taagepera, R. (1979). "Effective" number of parties: a measure with application to West Europe. *Comparative political studies*, 12(1), 3-27.
- Musgrave, R. A. (1959). *The theory of public finance : a study in public economy*. McGraw-Hill.
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1417-1426.
- NOU 1996:1. (1996). Et enklere og mer rettferdig inntektssystem for kommuner og fylkeskommuner. *Kommunal- og distriktsdepartementet*
- NOU 2005:18. (2005). Fordeling, forenkling og forbedring. Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner. *Kommunal- og distriktsdepartementet*

- NOU 2022:10. (2022). Inntektssystemet for kommunene. *Kommunal- og distriktsdepartementet*
- NOU 2022: 20. (2022). Et helhetlig skattesystem. *Kommunal- og distriktsdepartementet*
- Nyhus, O. H., Hopland, A. O., & Haraldsvik, M. (2018). ROBEK - kort vei inn, lang vei ut: Hvorfor forblir noen lenge i registeret og hva gjøres for å komme seg ut? *SØF-prosjekt nr. 3486*
- Oates, W. E. (1972). Fiscal federalism. *Books*, Edward Elgar Publishing, 14708
- Oates, W. E. (1999). An Essay on Fiscal Federalism. *Journal of economic literature*, 37(3), 1120-1149.
- Ostrom, E. (1990). Governing the commons: The evolution of institutions for collective action. *Cambridge university press*.
- Persson, T., & Svensson, L. E. O. (1989). Why a Stubborn Conservative would Run a Deficit: Policy with Time-Inconsistent Preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 325-345.
- Poterba, J. M. (1994). State Responses to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics. *The Journal of political economy*, 102(4), 799-821.
- Rattsø, J. (2003). Vertical imbalance and fiscal behavior in a welfare state: Norway. Fiscal decentralization and the challenge of hard budget constraints, 133-160.
- Rodden, J. (2006). Hamilton's paradox: the promise and peril of fiscal federalism (Vol. 2). *Cambridge University Press Cambridge*.
- Roubini, N., & Sachs, J. D. (1989). Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European economic review*, 33(5), 903-933.
- Schaltegger, C. A., & Feld, L. P. (2009). Do large cabinets favor large governments? Evidence on the fiscal commons problem for Swiss Cantons. *Journal of public Economics*, 93(1-2), 35-47.
- Statistisk sentralbyrå. (2014). *Antall offentlige årsverk nesten tredoblet siden 1970*. <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/artikler-og-publikasjoner/offentlig-forvaltning-storrelse>
- Strøm, K., & Leipart, J. Y. (1993). Policy, Institutions, and Coalition Avoidance: Norwegian Governments, 1945–1990. *Am Polit Sci Rev*, 87(4), 870-887.
- Taagepera, R. (1999). Supplementing the effective number of parties. *Electoral studies*, 18(4), 497-504.
- Taagepera, R., & Shugart, M. (1989). Seats and Votes: The Effects and Determinants of Electoral Systems. *Yale University Press*.
- Tovmo, P., & Falch, T. (2002). The flypaper effect and political strength. *Economics of governance*, 3(2), 153-170.
- Verbeek, M. (2017). A guide to modern econometrics (Fifth edition. ed.). *Wiley Custom*.

- von Hagen, J. (1991). A note on the empirical effectiveness of formal fiscal restraints. *Journal of public economics*, 44(2), 199-210.2727(91)90025-W
- von Hagen, J., & Harden, I. J. (1995). Budget processes and commitment to fiscal discipline. *European economic review*, 39(3), 771-779.
- Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory econometrics : a modern approach* (Seventh edition. ed.). *Cengage Learning*.

Vedlegg

Vedlegg A: Utelatte kommuner

Ullensaker	Oslo	Hamar	Grue	Skjåk
Lom	Vågå	Sør-Fron	Ringebu	Flå
Fyresdal	Risør	Larvik	Holmestrand	Utsira
Modalen	Osterøy	Øygarden	Hareid	Norddal
Kristiansund	Hemne	Snillfjord	Agdenes	Aure
Orkdal	Midtre Gauldal	Skaun	Malvik	Røyrvik
Namsskogan	Leka	Bindal	Sømna	Vevelstad
Grane	Hattfjelldal	Lurøy	Rødøy	Beiarn
Tysfjord	Tjeldsund	Røst	Værøy	Flakstad
Moskenes	Ibestad	Torsken	Berg	Balsfjord
Karlsøy	Lyngen	Storfjord	Kåfjord	Skjervøy
Harstad	Kvitsøy	Ørskog	Rennebu	Meldal
Holtålen	Selbu	Tydal	Verran	Fosnes
Herøy	Dønna	Træna	Fauske	Hamarøy
Ballangen	Bø	Kvænangen	Vikna	Nærøy
Klæbu	Namdalseid	Roan	Vindafjord	Bjugn
Bergen	Sandefjord	Vindafjord	Harstad	Engerdal
Søndre land	Vestre Slidre	Krødsherad	Hyllestad	Bykle
Åseral	Audnedal	Eidfjord	Kautokeino	Selje
Sande	Lavangen	Hå	Båtsfjord	Loppa
Kvalsund	Tana	Nesseby	Leirfjord	Hadsel
Lærdal	Gaular	Haram	Namdalseid	Roan
Vikna	Nærøy	Klæbu	Tjøme	Lardal
Bjugn	Hof	Nøtterøy	Sandefjord	Holmestrand

Utelatte kommuner på grunn av ROBEK

Kommuner som har vært inn og ut av ROBEK mellom 2001-2014 og kommunene som var inne før 2004 og etter 2011.

Inderøy	Snåsa	Hammerfest	Nedre Eiker	Vågsøy
Gjemnes	Volda	Stranda	Fræna	Karasjok
Sula	Ørsta	Vestre Toten	Nord-Odal	Sør-Odal
Lenvik	Sortland	Vestvågøy	Askvoll	Bø
Ulstein	Flora	Gamvik	Voss	Naustdal
Notodden	Sauherad	Porsanger	Råde	Stord
Svelvik	Sykkylven	Ålesund	Høyanger	Øyer
Eidsvoll	Halden	Hemnes	Horten	Kvinnherad
Lindesnes	Nannestad	Narvik	Tønsberg	Vanylven
Vestnes	Årdal	Midsund	Fredrikstad	Marker
<i>Aurskog-Høland</i>	<i>Enebakk</i>	<i>Porsgrunn</i>	<i>Austevoll</i>	<i>Vaksdal</i>
<i>Gulen</i>	<i>Balestrand</i>	<i>Eid</i>	<i>Molde</i>	<i>Giske</i>
<i>Bardu</i>	<i>Nesodden</i>	<i>Nittedal</i>	<i>Åmot</i>	<i>Gausdal</i>
<i>Sør-Aurdal</i>	<i>Røyken</i>	<i>Åmli</i>	<i>Etne</i>	<i>Ulvik</i>
<i>Fusa</i>	<i>Sund</i>	<i>Meland</i>	<i>Lindås</i>	<i>Vik</i>
<i>Fjaler</i>	<i>Gloppen</i>	<i>Herøy</i>	<i>Saltdal</i>	<i>Trondheim</i>
<i>Våler</i>	<i>Elverum</i>	<i>Skien</i>	<i>Kragerø</i>	<i>Arendal</i>
<i>Rauma</i>	<i>Neset</i>	<i>Eide</i>	<i>Tingvoll</i>	<i>Alstahaug</i>
<i>Skånlund</i>	<i>Salangen</i>	<i>Tranøy</i>	<i>Vadsø</i>	<i>Frøya</i>
<i>Levanger</i>	<i>Verdal</i>			

* Kommuner i kursiv: Kommuner som fjernes basert på at de meldes inn veldig tidlig eller veldig sent.

Vedlegg B: Korrelasjonsmatrise.

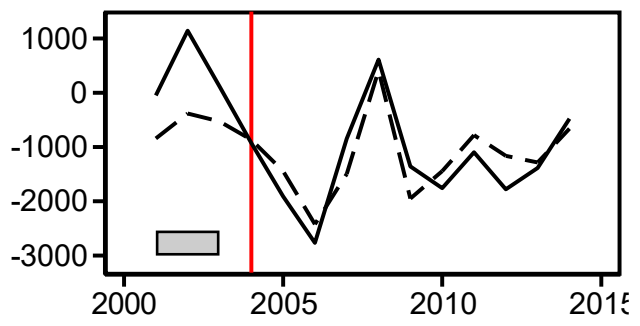
Matrix of correlations

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
(1) Underskudd	1.000																	
(2) Δfrie innt.	-0.057	1.000																
(3) lag frie innt.	-0.151	-0.211	1.000															
(4) Netto renter	0.512	0.023	0.022	1.000														
(5) Netto avdrag	-0.093	0.089	0.508	0.104	1.000													
(6) Gj.snitt inntekt	0.014	-0.003	0.041	0.083	-0.007	1.000												
(7) Barn 0-5	0.085	0.005	-0.448	-0.049	-0.274	0.381	1.000											
(8) Yngre 6-15	0.022	-0.023	-0.325	-0.066	-0.181	0.144	0.587	1.000										
(9) Eldre 80+	-0.130	0.034	0.371	-0.046	0.213	-0.560	-0.638	-0.426	1.000									
(10) Befolkning	0.186	-0.016	-0.502	0.122	-0.332	0.507	0.372	0.069	-0.565	1.000								
(11) Sosialister	0.040	-0.002	-0.044	0.180	0.096	-0.176	-0.284	-0.295	0.013	0.107	1.000							
(12) ROBEK	0.057	0.001	-0.110	0.105	-0.106	-0.105	-0.017	-0.010	0.004	0.024	0.016	1.000						
(13) ENOP	0.030	-0.046	-0.286	-0.053	-0.234	0.129	0.309	0.294	-0.182	0.251	-0.448	0.109	1.000					
(14) POW4	-0.038	0.022	0.211	0.027	0.197	-0.078	-0.204	-0.166	0.092	-0.142	0.382	-0.054	-0.521	1.000				
(15) POW3	-0.031	0.007	0.085	-0.023	0.040	-0.060	-0.045	-0.065	0.107	-0.163	-0.037	-0.027	-0.226	-0.197	1.000			
(16) POW2	0.024	-0.005	-0.071	0.064	-0.008	-0.063	-0.024	-0.052	0.034	0.063	0.177	-0.037	-0.185	-0.105	-0.240	1.000		
(17) POW1	0.034	-0.016	-0.148	-0.034	-0.138	0.138	0.167	0.183	-0.170	0.188	-0.285	0.078	0.609	-0.292	-0.666	-0.356	1.000	
(18) dispfond	-0.005	0.008	0.073	0.018	0.047	0.068	-0.045	-0.031	-0.002	-0.018	-0.021	0.077	-0.000	0.010	-0.027	0.000	0.019	1.000

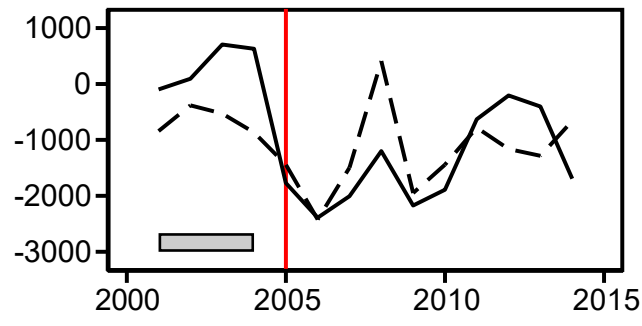
Vedlegg C: Parallele trender

DID-estimer

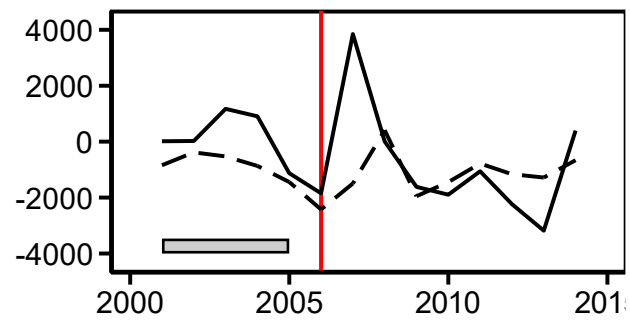
-- Control — Treated



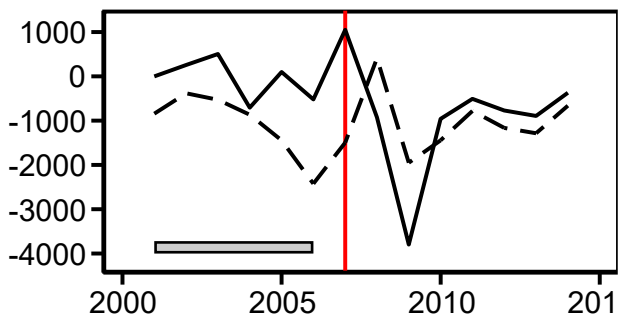
2004



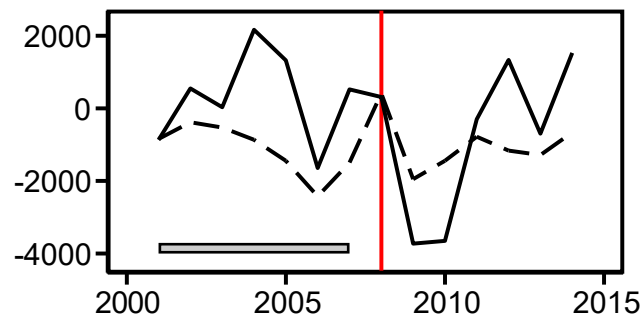
2005



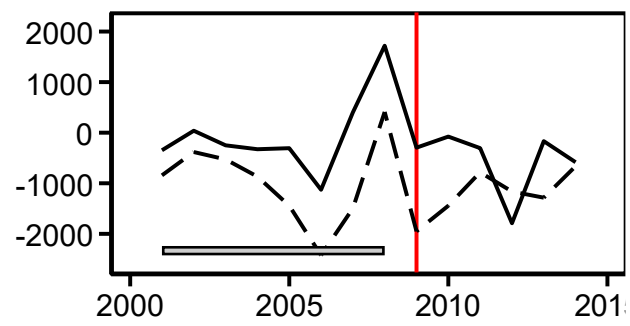
2006



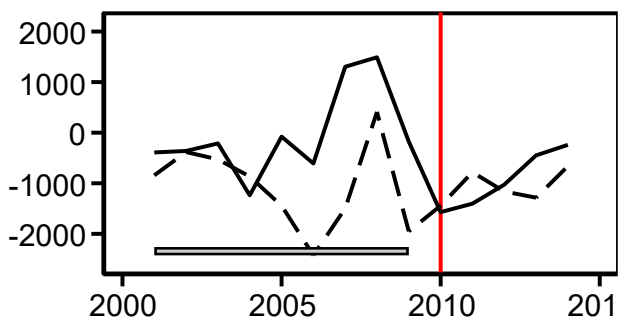
2007



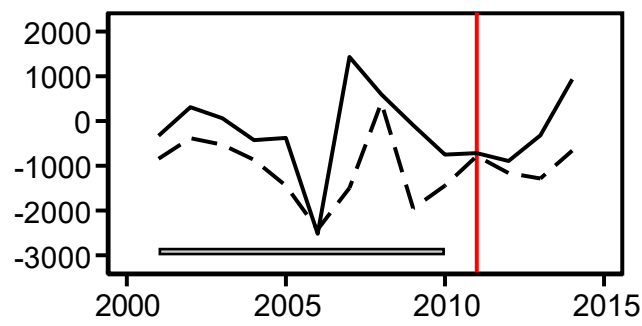
2008



2009



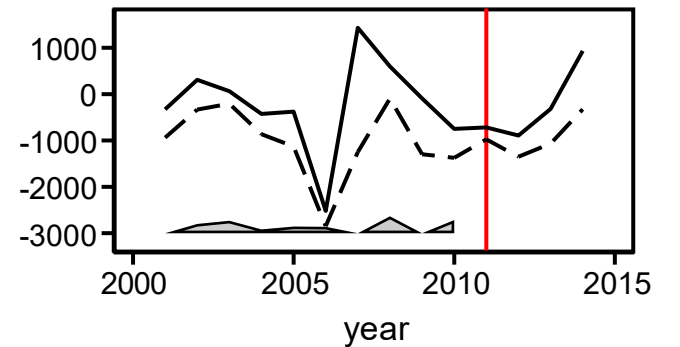
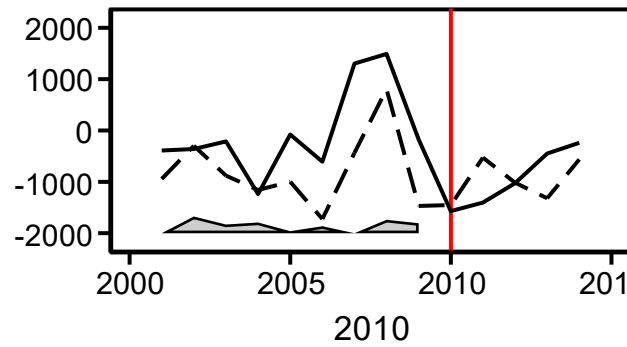
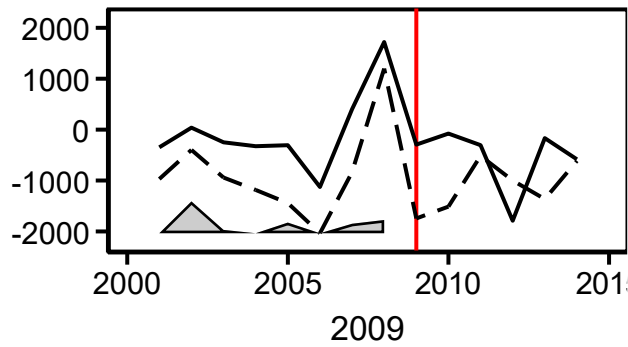
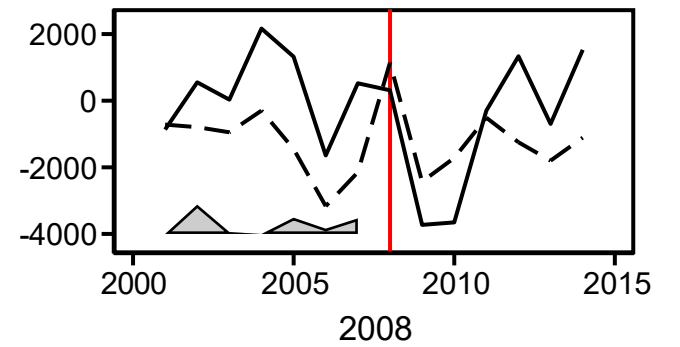
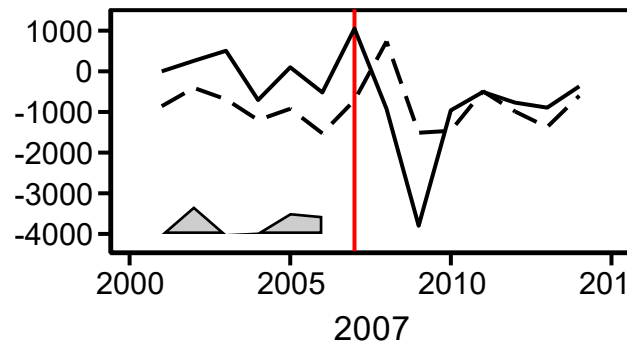
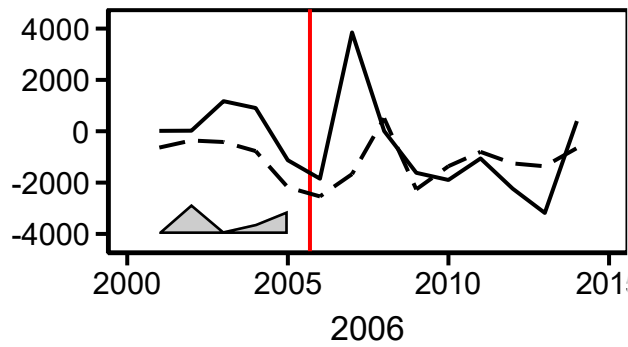
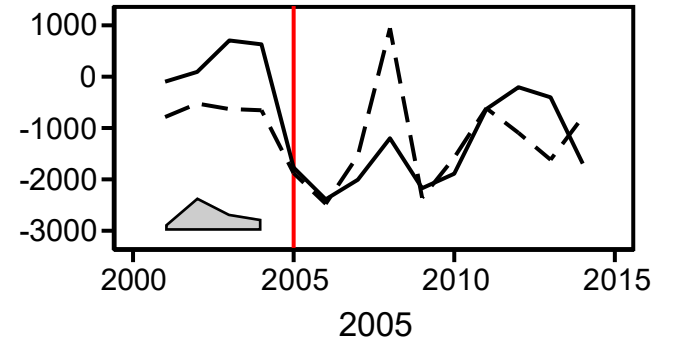
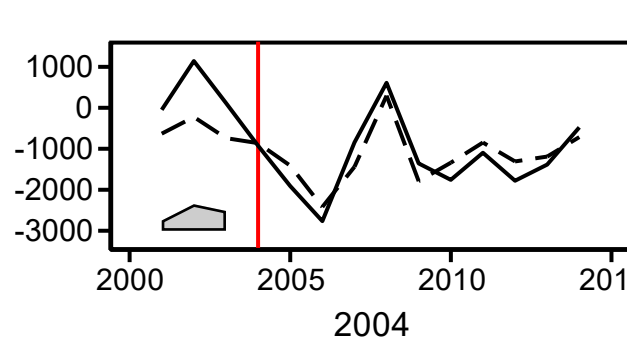
2010



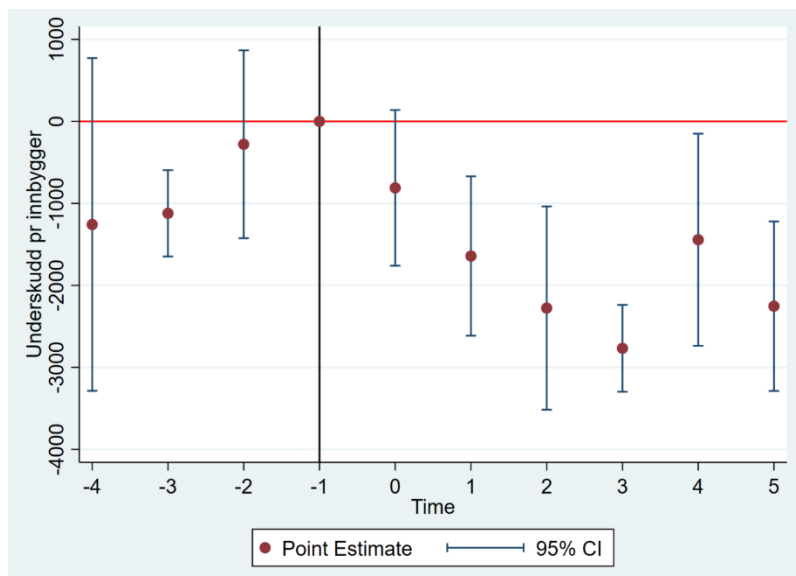
2011

SDID-estimator

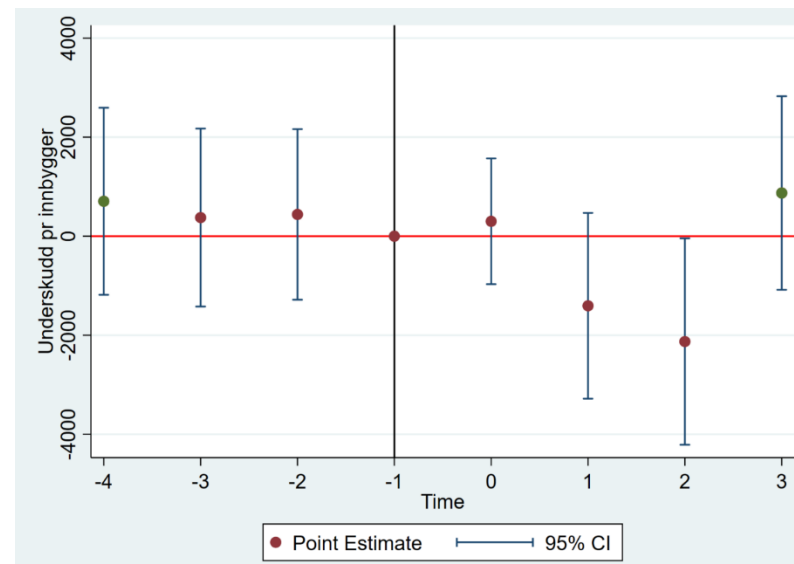
-- Control — Treated



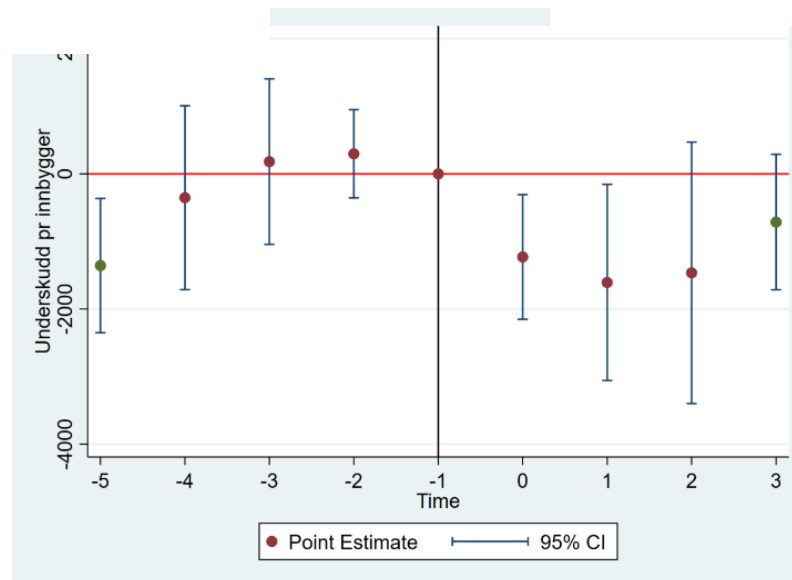
Vedlegg D: Illustrasjon av estimater fra Tabell 9



Figur 5: Femårig behandling fra 2009



Figur 7: Toårig behandling fra 2006



Figur 8: Treårig behandling med ulike innføringsår

