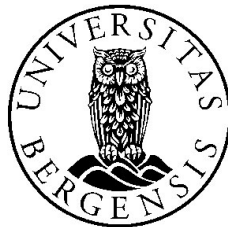


Politiske og institusjonelle trekk:
En kvantitativ studie av norske kommuners budsjettbalanse

Johan Ellingsen Wold



Masteroppgave

Vår 2021

Institutt for sammenliknende politikk
Universitetet i Bergen

Forord

Etter fem år i Bergen som student ved Universitetet i Bergen markerer denne masteroppgaven slutten på mitt liv som student. Jeg må rette en generell takk til *Institutt for Sammenliknende Politikk* for å ha loset meg gjennom både et bachelor- og masterprogram.

Først og fremst vil jeg takke min veileder professor Tor Midtbø for uvurderlig hjelp i forbindelse med gjennomføringen av prosjektet. Takk for konstruktive tilbakemeldinger, motivasjon og innspill langs hele skriveprosessen. Takk også for tiden før masteroppgaven hvor dine gode evner som formidler har åpnet øynene mine for de uendelige mulighetene som kvantitativ metode gir.

Jeg vil takke medstudenter og øvrige tilknyttet forskningsgruppen *Medborgere, opinion og representasjon* for faglige diskusjoner, kommentarer og innspill tidlig i skriveprosessen. Jeg ønsker å takke Hans og øvrige medstudenter som har delt lesesal ved Sofie Lindstrøms hus, for sosialt påfyll (spesielt før pandemien) og faglige diskusjoner.

Til slutt må jeg takke min mor Torill for støtte, oppmuntring og korrektur. Takk også til min kjæreste Malin for god støtte under dette lange pandemiåret. En generell takk til alle mine øvrige venner og familie som har hjulpet meg gjennom dette året, enten ved å høre på mine utfordringer med masteroppgaven, eller ved å gi meg noe annet å tenke på. Dere blir alle satt stor pris på.

Fredag 2. juni 2021
Johan Ellingsen Wold

Abstract

This thesis examines what political and institutional factors effect municipalities fiscal balance. Previous research in this field has tended to investigate single phenomenon's effect on fiscal balance. This thesis aims to take a broader view and investigate what effects persist when controlling for the other explanations on fiscal balance that has been used in earlier research. By doing this, the study will uncover what phenomenon can explain the variation observed in the fiscal balance in Norwegian municipalities. It will also present one new explanation that can explain variations in the fiscal balance and a new way of measuring political fragmentation using the executive council found in most Norwegian municipalities. To investigate what political and institutional factors effect municipalities fiscal balance, the study constructs an original dataset linking municipalities economic, demographic, political and institutional variables together using a variety of different datasets¹²³. Because the institutional variables have a high amount of missing values, imputation will be used to improve the amount of data that is available. This dataset then covers 424 municipalities from 2001-2016 and is analysed using time-series cross-sectional methods. In line with previous research, this thesis finds that balanced budget rules through ROBEK has a strong positive significant and robust impact on the fiscal balance of the municipalities. Furthermore, this study finds that cooperation between parties seems to diminish the effect of political fragmentation in line with the findings from one qualitative study, although this finding is not as strong as the previous and weakens some, when influential cases are removed and the models are estimated again. However, this study can't seem to find an effect from political fragmentation and budget institutions like some of the previous studies in this field have found.

¹ (En del av) de data som er benyttet her er hentet fra «Kommunal organisering, 2004_a», «Kommunal organisering 2008_a», «Kommunal organisering 2012_a», «Kommunal organisering 2016_a». Undersøkelsen er finansiert av Kommunal- og Regionaldepartementet og Kommunal- og Moderniseringsdepartementet. Data i anonymisert form er stilt til disposisjon av Norsk institutt for by- og regionforskning gjennom Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD). Verken Norsk institutt for by- og regionforskning, Kommunal- og Regionaldepartementet eller NSD er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkninger som er gjort her.

² (En del av) de data som er benyttet er hentet fra kommunedatabasen til NSD – Norsk senter for forskningsdata AS. NSD er ikke ansvarlig for analyse av dataene eller for de tolkninger som er gjort her.

³ (En del av) de data som er benyttet er hentet fra Statistisk sentralbyrå sin tabell 04812. SSB er ikke ansvarlig for analyse av dataene eller for de tolkninger som er gjort her.

Tabell- figur og regresjonstabelloversikt

Kapittel 2

Tabell 1.1: Brutto og netto driftsresultat som andel av inntekter (prosent). Kommunekasse 2006-2015.

Kapittel 4

Figur 4.1: Manglende verdier og kombinasjonen av manglende og observerte verdier i utvalgte variabler i tidsperioden 2001-2016.

Figur 4.2: Manglende enheter i prosent, i tidsperioden 2001-2008.

Figur 4.1: Manglende verdier i prosent for kommuner med negativt (til venstre, $N = 976$) og positivt (til høyre, $N = 2335$) netto driftsresultat i tidsperioden 2001-2008.

Figur 4.2: Manglende enheter i prosent for kommuner med mindre enn 5000 innbyggere (til venstre, $N = 1879$) og med et innbyggertall mellom 5000-19999 (til høyre, $N = 1159$) i tidsperioden 2001-2008.

Figur 4.3: Manglende enheter i prosent for kommuner med innbyggertall over 20000 ($N = 320$) i tidsperioden 2001-2008.

Figur 4.4: Matrisegraf av manglende verdier (rødt) og fra mørk til hvit i nedadgående rekkefølge for tidsperioden 2001-2008 i utvalgte variabler.

Figur 4.5: Parallell koordinasjonsgraf over utvalgte variabler i tidsrommet 2001-2008, rødt viser manglende verdier og blått viser eksisterende verdier for OB-variabelen. Grafen fungerer slik at hver enkelt variabel har sin egen fordeling vist. De røde linjene starter utenfor grafen og de blå viser verdi. OB-variabelen viser inndelingen på tre kategorier.

Figur 4.6: Root Mean Squared Error av ulike imputasjonsmetoder.

Figur 4.7: Mean Absolute Error av ulike imputasjonsmetoder.

Figur 4.8: KS-test for de ulike imputasjonsmetodene.

Tabell 4.1: Korrelasjonsmatrise mellom utvalgte variabler i tidsperioden 2001-2008. Blank celle tilsvarer ingen verdi, med andre ord, det er ingen manglende variabler i blanke kolonner. Lesing av denne korrelasjonsmatrisen gjøres ved at variablene loddrett inneholder manglende verdier og vannrett har man de observerte verdiene, summen av dette blir en korrelasjonsmatrise som viser hvilke verdier de uobserverte variablene opptrer på i de observerte variablene. Dette muliggjøres ved å bruke en skyggematrise som tar verdien 1 for manglende verdier og 0 for observerte verdier.

Tabell 4.2: Oversikt over verdiene fra imputasjonsmetodene MICE, MI Bayesian, Amelia II, missForest ved modellmålene RMSE, MAE og KS.

Kapittel 5

Figur 5.1: Netto driftsresultat per innbygger i 1000 kroner fordelt på år. Kommunene som er markert, står for ekstremverdiene. Over 20 eller under -7,5 i netto driftsresultat per innbygger i 1000 kroner.

Figur 5.2: Budsjettorganisering, fordelinger av imputerte og ikke-imputerte data.

Figur 5.3: Valgordning formannskap, fordelinger av imputerte og ikke-imputerte data.

Figur 5.4: Antall kommuner på ROBEK hvert år i perioden 2001-2016.

Tabell 5.1: Deskriptiv statistikk numeriske variabler

Kapittel 7

Regresjonstabell 7.1 OLS: Modellrapporter fra sammenslåtte OLS-regresjoner. Panelkorrigerte standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt inneværende år for surveyspørsmålene og registerdataene. Tidsdummyer er inkludert i alle kolonnene, men estimatene blir ikke rapportert.

Regresjonstabell 7.2 Tilfeldige Effekter: Modeller med tilfeldige effekter. Panelkorrigerte standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt inneværende år for surveyspørsmålene og registerdataene. Enhets- og tidsdummyer er inkludert i alle kolonnene, men estimatene blir ikke rapportert.

Regresjonstabell 7.3 Fulle Modeller: Panelkorrigerte standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt inneværende år for surveyspørsmålene og registerdataene. Enhets – og tidsdummyer er inkludert i kolonnene med tilfeldige og faste effekter, tidsdummyer i kolonnen med OLS, men estimatene blir ikke rapportert.

Innholdsfortegnelse

Kapittel 1. Introduksjon	1
1.1. Forskningsspørsmål	1
1.2. Motivasjon for forskningsspørsmålet	2
1.3. Bidrag til feltet	3
1.4. Oppgavens struktur og oppbygning	5
Kapittel 2. Bakgrunn og kontekst	6
2.1. Norges kommunesektor	6
2.2. Kommunereform	6
2.3. Kommuneloven av 1992	7
2.4. Kommunenes politiske system	7
2.5. Inntektssystem og utgifter for kommunesektoren	8
2.6. Den økonomiske situasjonen i kommunene	9
2.7. Skattefinansiering og skattediskresjon	10
2.8. Rammetilskudd	11
2.9. Budsjett og administrasjon	12
2.10. ROBEK	13
Kapittel 3. Teori	14
3.1. Konflikter mellom politiske partier og inaktivitet	14
3.2. Allmenning	18
3.2.1. Allmenning i andre institusjonelle kontekster	20
3.3. Ideologi	21
3.4. Budsjettregler	22
3.5. Budsjettinstitusjoner	23
Kapittel 4. Forberedelse til dataanalyse	26
4.1. Datarensing og manglende verdier	26
4.2. Manglende verdier og deres natur: MCAR, MAR og MNAR	28
4.3. Undersøkelse av enheter med høy andel manglende verdier	30
4.4. Parallelt koordinasjonsplot	37
4.5. Korrelasjonsmatrise	38
4.6. MAR eller MNAR?	39
4.7. Imputasjonsmetode	40
4.8. missForest	45
Kapittel 5. Data	47

5.1.	Local Government Dataset	48
5.2.	Avgrenset tidsperiode	48
5.3.	Presentasjon av variabler	50
5.3.1.	Avhengig variabel – Netto driftsresultat per innbygger	50
5.3.2.	Størrelse på formannskapet, ENoP og andel sosialister i kommunestyret	53
5.3.3.	Økonomiske kontrollvariabler	54
5.3.4.	Kontrollvariabler om kommunenes demografi	55
5.3.5.	Kategoriske variabler	58
5.3.6.	Organisering budsjett (OB)	58
5.3.7.	Valgordning til formannskap	59
5.3.8.	ROBEK	60
5.3.9.	POW	62
Kapittel 6.	Metode	62
6.1.	Utfordringer med TSCS-data	64
6.2.	Autokorrelasjon	64
6.3.	Homoskedastisitet	65
6.4.	Ingen «contemporaneous» standardfeil	66
6.5.	Sammenslått OLS med panelkorrigerte standardfeil	66
6.6.	Tilfeldige eller faste effekter	67
6.6.1.	Faste effekter	67
6.7.	Antakelser i paneldata	69
6.7.1.	Stasjonaritet	69
6.7.2.	Lineært	69
6.7.3.	Normalitet	69
6.7.4.	Statistiske utliggere	70
6.7.5.	Multikollinearitet	70
Kapittel 7.	Resultater og analyse	70
7.1.	OLS-regresjon	71
7.1.1.	Budsjettinstitusjoner	73
7.1.2.	Budsjettregler	74
7.1.3.	Politisk fragmentering	74
7.1.4.	Størrelsen på formannskapet	75
7.1.5.	Valgordning til formannskapet	76
7.1.6.	Ideologi og politisk styrke	76
7.1.7.	Kontrollvariabler	77
7.1.8.	Økonomiske kontrollvariabler	77
7.2.	Modeller med tilfeldige effekter	78

7.2.1. Budsjettregler og valgordning til formannskap_____	80
7.2.2. Forskjeller mellom OLS og tilfeldige effekter for kontrollvariablene _____	81
7.3. De tre fullstendige modellene_____	82
7.3.1. Budsjettregler _____	84
7.3.2. Valgordning formannskap_____	84
7.4. Resultater uten imputering _____	86
7.5. Sammendrag hypoteser_____	87
Kapittel 8. Konklusjon _____	89
8.1. Studiens begrensninger_____	91
8.2. Videre forskning i lys av studiens funn _____	92
Litteraturliste _____	94
Appendiks _____	101

Kapittel 1. Introduksjon

1.1. Forskningsspørsmål

Norske kommuner har tidligere vist svake økonomiske resultater. Hovedindikatoren for økonomisk balanse netto driftsresultat sank fra 5 prosent av inntektene i 1997 til mindre enn 2 prosent i 1999 (Borge 2005, 325). Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi viser den samme tendensen de senere årene, med svakere resultater enn på 90-tallet (TBU 2019, 13). Generalistkommuneprinsippet sier at alle kommuner er lovpålagt å levere de samme tjenestene til borgerne sine (Dølvik og Vinsand 2005, 33). Dette prinsippet har blitt bygget opp med gradvise reformer de siste 40-50 årene. Gjennom betydelig utjevning av ressurser mellom kommunene skal det være slik at kommunene har likeverdige muligheter til å løse sine oppgaver (Dølvik og Vinsand 2005). Selv med betydelig utjevning av ressurser ser man store variasjoner i økonomiske resultater blant kommunene. Dette kan føre til at budsjett(u)balansen i norske kommuner fører til ulik kvalitet på tjenestene avhengig av hvilken kommune og dens økonomiske situasjon. Paradokset med budsjett(u)balanse selv om man i utgangspunktet skal bli kompensert gjennom utjevning av ressursene tyder på at det må finnes andre forklaringer på hvorfor kommuner har så store variasjoner når det kommer til økonomisk situasjon. Kommuner som havner i budsjett(u)balanse kan i verste fall måtte kutte i velferdstilbudet til sine innbyggere og dermed kan kommunens økonomiske situasjon ha en direkte effekt på deres evne til å utføre de lovpålagte oppgavene. Dette kan føre til ulikheter innad i landet og i verste fall til første- og andrerangsborgere basert på geografi og kommunens økonomi. Siden skatteutjevningen skal motvirke ulemper ved demografi eller økonomi som kommunen måtte ha vil det være institusjonelle strukturer og politiske faktorer som skiller kommunene. Derfor er det viktig å undersøke hvilke institusjonelle strukturer eller politiske faktorer som påvirker kommunenes økonomiske situasjon. Studien inkluderer fenomenet budsjettinstitusjoner og det er kun Tovmo (2007) som har gjort dette i tidligere studier av kommunenes økonomi. Tidligere studier har heller ikke inkludert formannskapets rolle i kommunene og hvilken effekt formannskapet kan ha på budsjettbalansen i norske kommuner. Undersøkelser viser blant annet at formannskapene har fått en større rolle enn tidligere (Monkerud, et al 2016b). I norske kommuner har det også skjedd en endring i hvordan man velger formannskapet og flere kommuner velger nå å bruke avtalevalg fremfor forholdstallsvalg. En endring som kan være interessant å undersøke i seg selv. Samtidig er spørsmålet om dette fenomenet viser samarbeid mellom partiene eller om det er et annet mål

på politisk styrke. Denne studien vil inkludere institusjonelle strukturer og politiske faktorer for å se om dette kan forklare variasjonene i kommunenes økonomiske resultater.

Forskningsspørsmålet blir dermed:

Hvilke politiske faktorer og institusjonelle strukturer påvirker norske kommuners budsjettbalanse i årene 2001-2016, etter man har tatt hensyn til økonomiske og kommunespesifikke forhold?

1.2. Motivasjon for forskningsspørsmålet

Kommunene har et ansvar overfor sine borgere til å levere gode velferdstjenester slik at de kan leve gode liv. Dette er spesielt viktig for de utsatte gruppene barn, unge og eldre. Som nevnt tidligere får norske kommuner skatteutjevning slik at hver enkelt kommune skal kunne gi adekvate tjenester til alle sine innbyggere. Til tross for dette opplever mange kommuner at den økonomiske situasjonen er tøff (KommunalRapport 2009). Som artikkelen viser mener 33 prosent av alle kommunedirektører (rådmenn) at budsjettforslaget de legger frem vil svekke tjenestetilbudet til innbyggerne i 2010 (KommunalRapport, 2009). Den samme tendensen vises også nå hvor 42 prosent av kommunene venter at de går i underskudd i 2020 (Nasjonen 2021). Dette virker til å være et paradoks, fordi kommunene skal i utgangspunktet få store nok overføringer fra staten til å kunne gi et likeverdig tilbud til sine innbyggere. Det er også store variasjoner i kommunenes økonomiske resultater som tyder på at det kan være andre grunner til at de sliter. Siden økonomi- og demografivariabler ikke kan forklare all variasjonen som observeres kan det bety at andre forklaringer kan finnes. Forskning på norske kommuners økonomi vil derfor være verdifullt slik at man kan identifisere fenomener som har en effekt. Dette kan ha en direkte effekt på kommunenes mulighet til å gi et likeverdig og forsvarlig tjenestetilbud til sine innbyggere. Derfor ser denne studien på om politiske faktorer og institusjonelle strukturer kan forklare variasjonen i norske kommuners økonomiske situasjon.

Påvirkningen til politiske institusjoner har fått stor oppmerksomhet de siste 25 årene, både teoretisk og empirisk. Tidlige teoretiske bidrag var Persson og Svensson (1989) og Alesina og Tabellini (1990), mens Roubini og Sachs (1989_{a,b}) gir empirisk bevis basert på data fra OECD-land. Det meste av litteraturen har brukt data på nasjonalt nivå, men det finnes også studier som bruker data på regionale- og lokale nivåer. Bidrag fra amerikansk kontekst Alt og Lowry (1994) og Poterba (1994) undersøker effekten av splittet makt mellom kamrene i amerikanske stater og finner at stater med splittet makt har høyere budsjettunderskudd enn stater hvor makten i begge kamre er samlet hos ett parti. Feld og Kirchgässner (1999) viser at sveitsiske kommuner

med direktedemokrati har lavere gjeld enn kommuner med et representativt system. Pettersson (2001) undersøker om ideologi spiller en rolle i valg av gjedspolicy blant svenske kommuner. Ashworth og Heyndels (2005) viser effekten av politisk fragmentering på budsjettbalansen i flamske kommuner i gode og dårlige økonomiske tider. Petersson-Lidbom (2010) undersøker myke budsjettrestriksjoner basert på et dynamisk forpliktelsesproblem. Hans funn tyder på at den predikterte effekten ved å gå fra en hard til en myk budsjettrestriksjon er en økning i gjeld på mer enn 20 prosent. Slike kostnader viser en sannsynlig forklaring på hvorfor mange stater har innført sterkere kontroll over økonomien til lavere forvaltningsnivåer innenfor staten (Hopland 2013).

Nyere studier som undersøker lokale forvaltningsnivå er: Bonfatti og Forni (2019) som undersøker en italiensk reform av budsjettregler, Chritofzik og Kessing (2018) gjør det samme for en tysk reform. Andre studier som undersøker effektene av finansielle regler og overvåkning av lokal sektor er Ben-Bassat et al (2016) som gjør dette for israelske kommuner, Argimón og de Cos for spanske kommuner. I tillegg finnes det en stor litteratur som undersøker hvordan budsjettinstitusjoner og budsjettregler påvirker gjeldspolicyen (von Hagen 1991; Poterba 1994; Bohn og Inman 1996; Hallerberg og von Hagen 1999), Poterba (1994).

Tidligere studier som Borge (2005), Tovmo (2007) og Hopland (2013) har også undersøkt budsjettbalanse i norsk kontekst, men har i all hovedsak konsentrert seg om enkeltfenomeners (henholdsvis: Politisk fragmenterings, budsjettinstitusjoners og budsjettreglers) effekt. Selv om det i alle disse studiene er inkludert mål på politisk fragmentering og ideologi etter funnene til Borge (2005). Denne studien skiller seg fra dem på dette punktet. Istedenfor å sette søkelys på enkeltfenomener er denne studien mer interessert i å undersøke alle forklaringene i en modell. Derfor vil tidligere forklaringer på budsjettbalanse bli inkludert i analysen. Samtidig presenteres en ny måte å måle politisk fragmentering, ved å ta utgangspunkt i formannskapets fragmentering. Kvalitativ forskning av Haraldsvik, Hopland og Nyhus (2019) viser også at samarbeid mellom partiene spiller en rolle etter eksogene økonomiske sjokk, derfor blir det også inkludert en ny teoretisk forklaring av fenomenet samt operasjonalisering av fenomenet. Siden datatilgjengeligheten for budsjettinstitusjoner og samarbeid mellom partier er begrenset på grunn av endringer i datainnsamlingen til Norsk Institutt for By- og Regionforskning, benyttes imputering for å utvide datagrunnlaget.

1.3. Bidrag til feltet

Denne studien har i all hovedsak to bidrag til forskningsfeltet. Først det metodiske bidraget deretter det teoretiske. For å utvide forskningsfeltet konstrueres et originalt datasett som dekker

surveydata, økonomiske data og data om befolkningssammensetningen over mange kommuner og lang tid. Gjennom surveydata får studien innsikt i institusjonelle strukturer i gjeldende kommune-år slik at man kan undersøke dette opp mot kommunens økonomiske situasjon på samme tid. Fordi surveydataene inneholder manglende verdier ble det også benyttet imputasjon slik at dekningsgraden av datasettet ble større. Budsjettinstitusjoner er det kun Tovmo (2007) som har undersøkt tidligere i den norske konteksten. Siden denne studien utvider datasettet, muliggjør det å undersøke om Tovmos (2007) funn fra 90-tallet også finnes i tidsperioden 2001-2016. Det har aldri tidligere blitt brukt imputering for å utvide datasettet på denne måten og det er dermed et metodisk bidrag i seg selv. En grundig gjennomgang av forutsetningen for imputering finnes i kapittel fire. Som kapittel 7.5 viser har imputeringen spilt en viktig rolle for resultatene fra analysen. Ved å benytte OLS, tilfeldige- og faste effekter gir det ny innsikt i hvordan metodiske valg spiller en rolle for konklusjonene.

Det teoretiske bidraget til litteraturen handler i stor grad om to forklaringer. Det første er at studien utvider konseptet politisk fragmentering ved å inkludere politisk fragmentering i formannskapet. Her måles politisk fragmentering gjennom hvor mange medlemmer formannskapet har over det lovpålagte minimumsantallet. En økning i antallet formannskapsmedlemmer er dermed forbundet med høyere politisk fragmentering likt som i mange teorier som sier at en økning av antallet partier eller vetoaktører vil føre til en vanskeligere beslutningsprosess. Slik at nødvendige økonomiske beslutninger kan bli tatt uten store forsinkelser. Det andre handler om samarbeid mellom partier. Kvalitativ empirisk forskning i rapporten *ROBEK – Kort vei inn, lang vei ut: Hvorfor forblir noen lenge i registeret og hva gjøres for å komme ut?* (Haraldsvik, Hopland og Nyhus 2019). Viser at kommuner som kommer seg ut av ROBEK og med det også ut av den vanskelige økonomiske situasjonen, legger til side uenighetene de måtte ha og samarbeider for å gjennomføre de kuttene som trengs for å bringe kommunen i budsjettbalanse igjen. Ved å utnytte surveydataene som er hentet inn kan samarbeidet mellom partier måles. Ved å benytte fenomenet avtalevalg eller forholdstallsvalg til formannskapet kan man si noe om hvordan samarbeidsmiljøet mellom partiene er og bruke det som argumentasjon for at det legger grunnlaget for samarbeid gjennom kommunestyreperioden.

Denne analysen finner en robust sammenheng mellom ROBEK og budsjettbalansen i kommunen, som tyder på budsjettreglene som blir innført ved å komme på ROBEK fungerer. I tillegg finner analysen en sammenheng mellom samarbeid mellom partier og budsjettbalansen

i norske kommuner. Denne sammenheng virker ikke til å være like robust som ROBEK. Studien viser videre at den positive effekten på budsjettbalansen til kommunene måler samarbeid mellom partier og ikke politisk styrke som er den andre teoretiske forklaringen som har blitt presentert. Politisk fragmentering som i mange tidligere studier har vært en sterk forklaring på budsjett(u)balansen finner ikke sterk støtte i denne analysen. Det mest brukte målet på politisk fragmentering ENoP finner ingen sammenheng i noen av modellene og inneholder ikke det forventede fortegnet for koeffisienten i mange av dem. Det andre målet på politisk fragmentering, antallet medlemmer i formannskapet utover minimumsnivået får støtte i en av modellene, men ikke i modellene som er strengere. Dette tyder på at politisk fragmentering ikke har hatt en sterk effekt på norske kommuner i perioden 2001-2016. Balanserte budsjettregler og samarbeid mellom partier virker dermed til å være det som forklarer variasjonen i norske kommuners økonomiske situasjon. De formelle (ex post regler) og uformelle (skam) reglene ser ut til å ha en sterk positiv effekt på kommunenes økonomiske situasjon og fører til høyere netto driftsresultat. Samarbeid mellom partier ser også ut til å ha en sterk positiv effekt på netto driftsresultat i kommunene som tyder på at kommunestyrer som klarer å samarbeide på tvers av partilinjer også vil ha en raskere respons på eksogene økonomiske sjokk.

1.4. Oppgavens struktur og oppbygning

Studien er delt inn i åtte kapitler. Det første kapitlet er en *introduksjon* til studiet der forskningsspørsmålet er redegjort for og aktualisert. *Bakgrunn og kontekst* vil videre gi innsikt i Norges kommunesektor, hvordan kommunereformer, lover, kommunenes politiske system, økonomiske situasjon og hvordan finansieringen av kommunene fungerer. *Teori* vil beskrive de politisk-økonomiske modellene som brukes til å forklare budsjettunderskudd. *Forberedelse til dataanalyse* viser begrunnelsen for å bruke imputering i denne studien for å øke datatilgjengeligheten. *Data* viser datamaterialet til studien og variablene som er inkludert. *Metode* viser til de metodologiske valgene og vurderingene som er tatt, til å besvare studiens forskningsspørsmål. *Resultater og analyse* viser de empiriske resultatene fra regresjonene og dette blir diskutert opp mot teorien og tidligere studier. Avslutningsvis vil *konklusjon* svare på forskningsspørsmålet, studiens funn, studiens begrensninger og videre forskning i lys av studiens funn.

Kapittel 2. Bakgrunn og kontekst

2.1. Norges kommunesektor

Kapittelet vil ta for seg organiseringen av den norske kommunesektoren. Først blir det redegjort for kommunesammenslåinger, antall innbyggere og generalistkommunebegrepet som brukes om norske kommuner. Deretter gjeldende kommunelov i tidsrommet for studien og kommunenes politiske system. Så følger en generell gjennomgang av inntektssystemet og utgiftene i kommunene. Det inneholder den økonomiske situasjonen, skattefinansiering og skattediskresjon, samt rammetilskuddsordningen for kommunene. Så kommer en redegjørelse av budsjett og administrasjon av kommuner med en gjennomgang av ROBEK-listen og kravene som medfølger ved innmeldelse på listen.

2.2. Kommunereform

Den offentlige sektoren er delt inn i tre nivåer: statsforvaltningen, fylkeskommunene og kommunene. Det er i dag 11 fylker og 356 kommuner, men i perioden som denne studien tar for seg har det vært opptil 19 fylker og 435 kommuner i 2001 (Bjelland et al 2019, 7). Fra første januar 2020 ble 119 kommuner slått sammen til 47 nye kommuner. Det er en drastisk nedgang i antallet kommuner som også fører til at det blir vanskeligere å sammenligne disse over tid. Endring av kommunegrensene fører til at enhetene i studiens utvalg endrer seg og sammenligningsgrunnlaget forsvinner. Konsekvensene av endringene er at studien er avgrenset i tid og enheter/ kommuner som har endret seg er fjernet.

Det er stor variasjon i befolkningsstørrelse mellom kommunene. De minste kommunene har noen få hundre innbyggere, til sammenligning har den største kommunen og hovedstaden i landet Oslo, (som også er et fylke) over 600 000 innbyggere. Mer enn 50 prosent av kommunene har færre enn 5000 innbyggere. Selv om man har denne store variasjonen i befolkningsstørrelse, vil prinsippet om generalistkommune fra statsforvaltningen gjøre at alle kommuner har de samme oppgavene uavhengig av befolkningsstørrelse eller andre forhold. Dette gjør kommunene i Norge velegnet for analyse fordi de vil være helt like når det kommer til oppgaver pålagt av statsforvaltningen. Generalistkommunebegrepet ble introdusert av Christiansenutvalget (NOU 1992:15; Dølvik og Vinsand 2005, 31). Dette for å betegne at generalistkommunene er generalistorganer, som samordner store deler av det offentlige tjenestetilbudet lokalt og regionalt. Kommuner og fylkeskommuner er likestilte som forvaltningsorganer i den statlige styringen (Dølvik og Vinsand 2005, 31).

2.3. Kommuneloven av 1992

Lov av 25. september 1992 lov om kommuner og fylkeskommuner (kommuneloven), omhandlet kommunal organisering, saksbehandling, økonomisk forvaltning og planlegging i kommunene. Kommuneloven medførte endringer på mange områder, men kun små endringer på økonomibestemmelsene. Samtidig ble det presisert at det ville komme endringer i kommuneloven de påfølgende årene. Allerede i 1994 kommer en endring i hvordan kommuner skal rapportere om sin økonomiske situasjon til staten, med spesiell vekt på at man skal legge til rette for et tallgrunnlag som er sammenlignbart mellom kommunene. Dette fører til innføringen av KOrmmune – SStat – RApportering (forkortet KOSTRA) i 1994 (Ot.Prp.nr. 43). Den 28. april 2000 ble Ot.prp.nr.43 (1999-2000) fremmet i statsråd av Stoltenberg I regjeringen, en ren Arbeiderpartiet-regjering. I den neste høringen kom det inn ulike forslag til endringer av økonomibestemmelsene. Disse endringen handlet hovedsakelig om å forenkle regelverket rundt statens kontroll av kommunens økonomi. Dette var en liberalisering av gjeldende regelverk. Samtidig innførte staten Register for betinget godkjenning og kontroll (ROBEK) slik at kommuner med regnskapsmessige underskudd skulle bli oppdaget. På den måten kunne staten liberalisere og forenkle regelverket rundt kommuneøkonomi, samtidig som de hadde oversikt og kontroll hvis noen skulle bryte reglene som ble vedtatt. Studien vil senere redegjøre mer for kravene som stilles til kommunene, og hvilke brudd som fører til inkludering på ROBEK. Loven trådte i kraft fra 2001. Lov av 25. september 1992 lov om kommuner og fylkeskommuner har senere blitt opphevet av Lov av 22. juni 2018 lov om kommuner og fylkeskommuner. Her endres både de generelle bestemmelsene i loven, bestemmelsene om folkevalgte og administrasjon, økonomibestemmelsene og bestemmelser om interkommunalt samarbeid. Disse endringene har fått ulike ikrafttredelsestidspunkter. Endringene i økonomibestemmelsene trer i kraft fra 1.1.2020 dermed vil endringene ikke være relevante for tidsrommet studien undersøker

2.4. Kommunenes politiske system

Det politiske systemet på lokalt nivå er et representativt demokrati hvor medlemmene av kommunestyret blir valgt hvert fjerde år. De nasjonale partiene er viktige aktører, men i mange kommuner stiller også lokale lister og blir representert i kommunestyret. Den tradisjonelle organiseringen av det politiske systemet er formannskapsmodellen i motsetning til nasjonalt nivå hvor parlamentarisme er gjeldende. Her velges medlemmer til formannskapet med utgangspunktet i proporsjonal representasjon fra alle de største partiene i kommunestyret. I de senere årene har det vært en vridning mot avtalevalg i en tredjedel av kommunene. Som det kan

leses ut fra tabell 2.1 i «Kommunal organisering» har avtalevalg økt fra 11,5 prosent av alle kommuner i år 2000 til hele 36 prosent i år 2016. Dette utgjør henholdsvis 41 og 116 kommuner (Monkerud et al 2016b, 30). Dette er en stor økning på relativt kort tid og relevant for tidsrommet denne studien er interessert i å undersøke. I verste fall kan det hende at indeksene som er brukt tidligere for å måle politisk styrke kan gi nullresultater eller usikre estimater fordi antakelsen er forholdstallsvalg, men i realiteten er det avtalevalg. Sammensetningen av formannskapet hvor mange viktige beslutninger blir tatt, kan hende ikke gjenspeiler proporsjonaliteten i kommunestyret som indeksene antar. Formannskapets rolle i kommunens politiske system blir fremhevet i tabellene 2.12, 2.13 og 2.14, der man ser at formannskapet er delegert stor makt fra kommunestyret. Denne makten ligger i å kunne fatte endelige beslutninger, men også være innstillende myndighet til kommunestyret (Monkerud et al 2016b, 39-41). Formannskapet ledes av ordføreren og alle medlemmene er valgt fra kommunestyret. Noen av de større kommunene har valgt å ha et parlamentarisk system og noen kommuner, i all hovedsak mindre kommuner, har eksperimentert med direktevalg av ordføreren (Borge 2010, 97-98). Kommunene med parlamentariske system vil bli forkastet før analysen.

2.5. Inntektssystem og utgifter for kommunesektoren

Velferdstjenestene innenfor utdanning- helse- og sosialsektoren opptar størstedelen av utgiftene. Velferdstjenestene som inngår i kommunenes ansvar er barnehage, grunnskoleopplæring (barne- og ungdomsskole), helse og omsorg (sykehjem, hjemmehjelp, leger, legekantor og legevakt) og sosialtjenester (sosialhjelp). Disse tjenestene sto for 69 prosent av kommunenes samlede budsjett i 2016. De mer lokale tjenestene utgjør et stort antall tjenester og står for 31 prosent budsjettet. En bred kategorisering gir kultur (bibliotek, kino, haller etc.), infrastruktur (veier, vann, kloakk og søppeltømming), administrasjon og styring, øvrige tjenesteområder og annet (Borge 2010, 98).

Inntekten til kommunene utgjør ca. 17 prosent av fastlands-BNP. De frie inntektene utgjør rundt 70 prosent av de samlede inntektene (TBU 2016b, 6). Frie inntekter disponeres fritt av den enkelte kommune og det er bred politisk enighet om dette. Ordningen gjør at kommuner har mulighet til å foreta prioriteringer og tilby tjenester i tråd med lokale behov (KMD, 2020). Med «bundne inntekter» menes alle inntekter som kommunene ikke kontrollerer selv. Dette gjelder egenbetalinger, som dekker en stor andel av tjenestene, men i all hovedsak disse: tekniske tjenester (vann, kloakk og renovasjon), barnehage og sykehjem. Disse tjenestene står for størsteparten av inntektene i egenbetalingskategorien. Borge viser hvordan sammensetningen var i 2008 hvor skatter og gebyrer står for 55 prosent av de totale inntektene i kommunene

(2010, 100). Rammeoverføringer og øremerkede tilskudd står for rundt 20 prosent hver. Rente og utbytte står for nesten fem prosent. Den store rollen til rente og utbytte kommer av at kommunene tidligere eide kraftselskaper. Etter dereguleringen i strømmarkedet på tidlig 1990-tallet valgte mange kommuner å selge seg helt eller delvis ut av det lokale kraftselskapet og økte sin beholdning av finansielle eiendeler (Borge 2010, 100). Som vi ser, har inntektssystemet til kommunene holdt seg relativt stabilt frem til 2016. TBU viser i sitt notat at andelen frie inntekter holdt seg stabilt på rundt 78 prosent i 2015, som er et historisk høyt nivå (2016_b, 6). Denne andelen steg kraftig med 7-8 prosentpoeng fra 2010-2011 på grunn av overgang til rammefinansiering av barnehagene vekk fra øremerkede tilskudd. Dette forklarer også spriket i Borges table 3.4 og hvor øremerkede tilskudd har gått fra 20 prosent i 2008 til 6 prosent i 2016 (SSB 2017; KS 2019). Dette viser hvordan finansieringen av kommunesektoren endrer seg. Samtidig som det gir et bilde av definisjonsmakten i hva som kalles frie og bundne inntekter.⁴

2.6. Den økonomiske situasjonen i kommunene

Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi (TBU) får hvert år i oppdrag av staten å utarbeide et notat om den økonomiske situasjonen i kommunesektoren. Tabellen nedenfor er hentet fra TBUs notat. Som Borge (2005;2010), Hopland (2013) og Hopland og Borge (2020) legger TBU til grunn at netto driftsresultat er hovedindikatoren for økonomisk balanse i kommunesektoren. Netto driftsresultat viser hvor mye som kan disponeres til avsetninger og investeringer etter at driftsutgifter, renter og avdrag er betalt. Utviklingen i brutto og netto driftsresultat i perioden 2005-2016 er vist i tabellen nedenfor (TBU 2016_a, 4).

Som tabellen viser har netto driftsresultat for kommunesektoren som helhet vært relativt stabil og gjennomsnittet for årene 2009-2013 har vært nær 3 prosent. Fra og med 2014 ble momskompensasjonen som hadde med investeringer å gjøre ført i investeringsregnskapet, ikke i driftsregnskapet som det tidligere ble gjort. Av den grunn er ikke tallene i 2014 sammenlignbare med tidligere år og endringen medførte en reduksjon i brutto og netto driftsresultat. Om man korrigerer for denne endringen i regnskapsføringen lå imidlertid driftsresultatet også for 2014 på samme nivå som de foregående årene (TBU 2016_a).

⁴ For en lengre gjennomgang med eksempler se Borge (2010, 101).

Tabell 1 Brutto¹⁾ og netto driftsresultat som andel av inntekter (prosent). Kommunekasse. 2006-2015

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2013 (eks. inv.moms) 2	2014	2015 ³⁾
Kommunesektoren											
Brutto driftsresultat	7,5	5,1	3,8	4,8	5,5	5,5	6,0	5,6	3,8	4,4	6%
Netto driftsresultat	5,5	2,5	0,4	3,0	3,2	2,5	3,1	2,9	1,0	1,3	3%
Kommunene (inkl. Oslo)											
Brutto driftsresultat	7,5	5,1	3,8	4,5	4,6	5,3	5,6	5,1	3,9	4,0	6,5
Netto driftsresultat	5,6	2,3	0,0	2,7	2,1	2,0	2,7	2,3	1,0	1,0	3,0

Tabell 2.1: Brutto og netto driftsresultat som andel av inntekter (prosent). Kommunekasse 2006-2015.

¹⁾ Brutto driftsresultat eks. avskrivninger.

²⁾ Brudd i tidsserien fra 2013 til 2014 for både brutto og netto driftsresultat. Momskompensasjon fra investeringer føres f.o.m. 2014 i investeringsregnskapet. Av hensyn til å kunne sammenligne 2013 og 2014 er det derfor vist en egen kolonne for 2013 der momskompensasjon fra investeringer er holdt utenom.

³⁾ Anslag basert på regnskapsundersøkelse foretatt av KS med data fra 194 kommuner og 18 fylkeskommuner. Oslo er ikke inkludert i tallene for 2015 (TBU 2016a, 4).

Som tabell 2.1 viser, er gjennomsnittet for kommunene at de går med positivt driftsresultat. Variasjonen i kommunesektoren er stor når det kommer til netto driftsresultat. Notatet fra TBU viser at 10 prosent av kommunene i utvalget hadde et negativt netto driftsresultat i 2015 (2016a, 5). Det samme tallet var 28 prosent i 2014 og man ser dermed en nedgang på 18 prosent mellom disse to årene. TBUs rapport nevner ikke hvorfor dette er tilfellet, men 7 prosent av kommunene hadde negativt driftsresultat i både 2014 og 2015 (2016a, 5).

2.7. Skattefinansiering og skattediskresjon

Lokal skattelegging i Norge baserer seg på følgende fire skatteområder:

Inntektskatt (Individer)

Formuesbeskatning (Individer)

Eiendomsskatt (Individer og bedrifter)

Naturressursskatt (Kraftselskaper)

Skattegrunnlaget for den lokale inntektskatten blir kalt alminnelig inntekt og består av arbeidsinntekt, pensjon og innbyggerinntekt minus fradrag for alle fradragsberettigede kostnader. Siden skattereformen i 1992 blir alminnelig inntekt skattet med en flat rate på 28 prosent og inntektene blir delt mellom kommunene, fylkeskommunene og staten. ⁵Skattesatsen

⁵ Skattesystemet har også et annet skattegrunnlag kalt personlig inntekt. Dette er brutto inntekt og består av arbeidsinntekt, inntekt fra selvstendig næringsdrivende og skattbare goder. Skatten på personlig inntekt er sterkt progressiv og blir mottatt av staten (Borge 2010, 103)

for hvert forvaltningsnivå blir bestemt årlig av Stortinget (Borge 2010, 103). I 2010 var skattesatsen 12,8 prosent (kommuner), 2,65 prosent (fylkeskommuner) og 12,55 prosent (staten).⁶

Formuesbeskatning blir pålagt kommune og statlig nivå. Skattegrunnlaget er netto formue minus standard grunnfradrag. Kommunedelen av formuesbeskatningen har en flat rate på 0,7 prosent, mens statens formuesbeskatning har en mer progressiv skattesats (Borge 2010, 103).

Eiendomsskatt er pålagt kun på kommunalt nivå og her inngår både privat- og bedriftseiendom. Før 2007 var eiendomsskatten kun tillatt i urbane områder og visse foretak (i hovedsak vannkraftverk)⁷, i praksis betydde dette at ikke alle kommuner hadde tilgang til å ha eiendomsbeskatning. I 2008 var det 293 kommuner som brukte eiendomsskatt. Blant disse 293 var det 145 kommuner som kun skattla visse foretak. Boligbeskatning på eiendom finnes i 148 kommuner og i en majoritet av disse (83) inkluderer det både urbane og rurale områder (Borge 2010, 103).

Kommunene og fylkeskommunene mottar også naturressursskatt fra kraftselskaper. Grunnlaget for denne skatten er kraftproduksjon over et spesifisert minimumsnivå. Kommunene mottar 0,011 kroner per kilowatttime.

Inntektsskatt fra individer er den viktigste skatten for kommunene. Den utgjorde i 2008 86 prosent av skatt tatt inn på kommunenivå. De andre skattene utgjør en liten andel, men eiendomsskatt og naturressursskatt er viktige inntektskilder for individuelle kommuner. De mest velstående kommunene er små rurale kommuner med fossefall, hvor eiendomsskatten og naturressursskatten fra kraftselskaper utgjør en stor andel per innbygger.⁸

2.8. Rammetilskudd

Det mest vanlige er å skille mellom øremerkede tilskudd og tilskudd som er inne i rammetilskuddet. De største øremerkede tilskuddene går til barnehage, omsorgstjeneste for eldre og handikappede og til flyktninger og migranter. Graden av øremerking har økt de siste 20 årene (Borge 2010), men de faktiske nivåene av øremerkede tilskudd er et definisjonsspørsmål.

⁶ I den nordligste delen av Norge er skattesatsen til staten 9,55 prosent og den totale skatten på alminnelig inntekt er 25 prosent (Borge 2010, 103)

⁷ Loven ga ikke en definisjon av disse fasilitetene, men i praksis er de definert som større bygg brukt for produksjon av gods eller brukt til vedlikehold. Eiendomsskatt kan bli brukt på visse fasiliteter i urbane områder uten å skattlegge alle eiendommer (Borge 2010, 103).

⁸ For en lengre gjennomgang og eksempler se Borge (2010, 103-107).

Selv om det har vært store endringer i øremerkede tilskudd er det rammetilskuddet som er viktigst for utjevning av inntekter. Dette rammetilskuddet har to hovedformål, det første er å utjevne de økonomiske forskjellene mellom kommunene og det andre er å promotere regionale og kommunale politiske mål og overføring av ressurser til kommunesektoren.

Utjevning blir oppnådd gjennom skatteutjevning og utjevning er målt ved inntektsbehovet. Rollen til skatteutjevningssystemet er å redusere forskjellene i inntektene per innbygger på grunn av forskjeller i skattegrunnlaget. Inntektsutjevningen gjelder kun for inntektsskatt, formueskatt og naturressursskatt.⁹ Eiendomsskatt blir ikke tatt hensyn til i skatteutjevningssystemet. Denne merkverdigheten gir en stor økonomisk fordel for de små kommunene som får en stor andel av inntektene fra eiendomsskatt målt per innbygger fra vannkraftverk.¹⁰ Overføringer til kommuner med behov (per innbygger) over gjennomsnittet blir finansiert av andre kommuner med utgiftsbehov under gjennomsnittet. Dette systemet er i stor grad selvfinansierende og kan bli gjennomført uten store overføringer fra staten til den lokale sektoren.

Utgiftkorrigeringsystemet som beskrevet ovenfor fremmer likhet i tilbudet fra kommunene hvor enn du er i landet, distriktstilskuddene skaper nye forskjeller. Gjennom de regionale tilskuddene får distriktskommuner i nord og sør ekstra tilskudd basert på noen kriterier. Tilskuddene ble separert ut på 1990-tallet som spesifikke tilskudd og de regionale målene for tilskuddene ble klargjort. Begrunnelsen for tilskuddene var at distriktskommunene og de nordlige kommunene skal kunne tilby bedre tjenester for å fremme arbeid i kommunene og befolkningsvekst. Tilskuddene blir nå kalt regionalpolitiske tilskudd som en samlebetegnelse.¹¹

2.9. Budsjetten og administrasjon

I kommunene er beslutningene organisert rundt det årlige budsjettet og en langsiktig økonomisk plan. Den langsiktige økonomiske planen strekker seg over de neste fire årene og gir en prognose på inntekter, utgifter og prioriteringer i denne perioden. Planen inneholder også en oversikt over gjeld, rentebetalinger og avdrag. Formannskapet og kommunedirektøren (tidligere rådmann) spiller en sentral rolle i de tidligere stadiene av budsjettprosessen og

⁹ For skattene nevnt, har kommunene samme skattesats så det er ikke noe poeng i å skille mellom skatteinntekt og skattegrunnlag.

¹⁰ Denne uttalelsen gjelder kommunene der kraftverkene ligger. Andre lokale myndigheter som fylkeskommuner og noen større kommuner eier noen av kraftverkene og får overskuddet. Siden disse lokale myndighetene har mange innbyggere, vil denne inntekten utgjøre en lav andel per innbygger.

¹¹ For en lengre gjennomgang se Borge (2010, 104-107).

formannskapet presenterer et budsjettforslag for kommunestyret (Borge 2010, 109). Kommunestyret står fritt til å gjøre endringer og lage alternative budsjettforslag.

Hovedkravet for det årlige budsjettet er operasjonell budsjettbalanse. I budsjettet må nåværende inntekter dekke nåværende utgifter, rentebetalinger og avdrag på gjeld. Lånefinansiering av utgifter er ikke lov, men budsjettet kan bli balansert ved hjelp av disposisjonsfondet (Borge 2010, 109).

2.10. ROBEK

Etter innføringen av Register om betinget godkjenning og kontroll (ROBEK) er det kun kommuner som bryter budsjettbalansekravet som er underlagt kontroll. De fleste kommuners vei inn på ROBEK-listen skjer hvis de har et regnskapsmessig underskudd og dermed blir de kommunene underlagt statlig kontroll i form av Statsforvalteren. Dette oppstår dersom kommunen har et negativt driftsresultat som ikke kan dekkes ved å trekke av tidligere avsetninger (disposisjonsfond) (Nyhus Haraldsvik og Hopland, 2019). Planen for å dekke inn underskuddet kan strekke seg over 1-2 år, men ved «særlige forhold» gir kommuneloven åpning for å dekke underskudd over 4 år. Kommunen forblir på ROBEK inntil det akkumulerte underskuddet er dekket inn. Konsekvensene av å være på ROBEK er at kommunen mister mye av autonomien sin over egen økonomi og man må søke godkjenning av Statsforvalteren for å ta opp lån. ROBEK er den største inngripen staten gjør ovenfor norske kommuner, om de ikke selv klarer å overholde sine økonomiske forpliktelser. Målet til registeret er å stimulere til økonomisk disiplin. Listen får mye mediaoppmerksomhet og det er politiske kostander for de styrende partiene hvis kommunen er på listen (Hopland 2014). Antallet kommuner på listen varierer med den generelle økonomiske situasjonen deres. I desember 2004 var så mange som 118 kommuner (mer enn 25 prosent) i registeret. Antallet kommuner på listen har gradvis sunket med et foreløpig bunnpunkt i desember 2019 med kun ti kommuner på listen. I mange år lå antallet kommuner på ROBEK rundt 50 (Borge og Hopland 2020, 4-5). Listen blir oppdatert to ganger i løpet av året. Dette skjer første gang i løpet av vinter/vår. Første gang i januar/februar når statsforvalteren kontrollerer kommunenes økonomiske planer og budsjett for det kommende året. Kommuner som vedtar et budsjett med netto driftsunderskudd, blir plassert på ROBEK-listen. Hvis kommunen allerede er på ROBEK-listen vil det bli gjennomført en grundigere kontroll for å se om budsjettet samsvarer med kravene for kommuner på listen. Hvis dette ikke er tilfellet, må et nytt budsjett bli vedtatt. Den andre oppdateringen skjer i tidsrommet sommer/høst. Kommunene må ha vedtatt regnskapet fra sist år innen juni/juli. Basert på regnskapene bestemmer statsforvalteren hvilke kommuner som skal inkluderes i registeret og

hvilke som skal gå ut. Oppføringer i perioden januar-mai skyldes som oftest at kommunen ikke har klart å vedta et balansert budsjett. Kommuner som går ut av listen i samme tidsrom har som oftest klart å vedta et balansert budsjett. Oppføringer i perioden juni-desember skjer som oftest fordi kommunen ikke har klart å dekke inn tidligere års underskudd, basert på Statsforvalteren sin gjennomgang av regnskapet. Kommuner som går ut av listen i samme tidsrom har som oftest klart å dekke inn tidligere års underskudd (Hopland 2013, 189).

Kapittel 3. Teori

I dette kapittelet presenteres det teoretiske rammeverket som kulminere i hypoteser som kan testes empirisk. Tidligere forskning har i all hovedsak tatt utgangspunkt i nasjonalt nivå for å forklare forskjellene som finnes og lage teorier. Denne studien er interessert i å undersøke lokalt nivå. I motsetning til det man kan gjøre på nasjonalt nivå hvor ulike regler om budsjettutvikling, skatteinngang og valgsystem legger føringer for hvordan man kan analysere dataene, muliggjør lokalt nivå forskning på individuelle effekter fordi det er en homogen gruppe av enheter som har samme regler når det kommer til budsjett, politisk system og skatt. Av denne grunn er de teoretiske modellene interessante i seg selv å undersøke på lokalt nivå for å se om de også kan finne støtte der. Denne studien tar utgangspunkt i forklaringer på politisk fragmentering, ideologi, budsjettbalanseregler og budsjettinstitusjoner (Borge 2005; Tovmo 2007; Hopland 2013). Et distinkt skille mellom denne studien og tidligere forskning er at formannskapets rolle og samarbeid mellom partiene blir inkludert som teoretiske fenomen med hypoteser som kan testes empirisk. Denne studiens teoretiske bidrag er dermed hvordan samarbeidsklimaet mellom partier kan motvirke effektene av politisk fragmentering. Først presenteres konflikter mellom partier for å forklare hvordan politisk fragmentering kan påvirke budsjettbalansen. Her vil også teorier om samarbeid mellom partier komme inn. Videre presenteres argumentene om allmenning og hvordan dette påvirker budsjettbalansen, deretter politisk ideologi sin påvirkning, budsjettregler og budsjettinstitusjoner til slutt.

3.1. Konflikter mellom politiske partier og inaktivitet

De teoretiske modellene om uenighet blant agentene i beslutningsprosessen er kanskje de som har fått mest oppmerksomhet fra den empiriske litteraturen. De er basert på konflikten blant «policy-makers» eller partier som har påvirkning på budsjettbeslutninger samtidig. Dypere konflikt blant disse aktørene, jo vanskeligere vil det være å redusere underskudd. Slike politiske konflikter er mer fremtredende i stater hvor koalisjonsregjeringer er vanlig og i dette tilfellet er bekymringen polariseringen mellom partiene som er medlem av den samme koalisjonen. Spillteori foreslår at samarbeid er vanskeligere når antallet spillere øker. Det betyr at

koalisjonsregjeringer vil finne det vanskeligere å redusere budsjettunderskudd etter uventede sjokk siden partier i koalisjonen vil legge ned veto mot budsjettkutt eller skatteøkninger som går mot interessene til deres respektive valgkretser.

Roubini og Sachs (1989_{a,b}) har lagt vekt på at regjeringer ikke har full kontroll over tilgjengelige politiske verktøy. Det sentrale blant deres syn er at politikere har begrenset evne til å oppnå enighet mellom koalisjonspartnerne i regjeringen. For det første har de individuelle partiene i koalisjonen ulike valgkretser. Som respons på et ugunstig økonomisk sjokk vil hvert parti kun foreslå budsjettkutt som ikke går negativt ut over deres egne valgkretser. For det andre, individuelle koalisjonsmedlemmer har vetorett. Hvert parti har enorm makt til å blokkere et forslag fra et annet koalisjonsmedlem, samtidig har det bare liten makt til å gjennomføre sitt eget program. For det tredje, svake håndhevelsesmekanismer blant koalisjonspartnerne for å oppnå enighet. Koalisjonspartiene vet at velgerne ikke er i stand til å skille hvilket parti som er ansvarlig for hvilken del av politikken. Mangel på en slik kontroll fra velgerne svekker håndhevingsmekanismene (Pinho 2004, 18).

Det er også en annen grunn til hvorfor koalisjonsregjeringer kan ha vanskeligheter med å kontrollere budsjettet. Håndhevelsesmekanismer blant koalisjoner vil være veldig svak fordi de generelt har høy turnover. En kort regjeringsperiode vil legge begrensninger på mulighetene til å spille det repeterende beslutningstakingsspillet. Partienes incentiver til samarbeid er dermed redusert. Så i dette argumentet er det ikke antallet spillere som er viktig, men ustabiliteten til regjeringen. Dette argumentet tar det for gitt at koalisjonsregjeringer har en kortere regjeringsperiode enn ettparti-majoritetsregjeringer (Pinho 2004, 18).

I denne konteksten har Alesina og Drazen (1991) foreslått en «war of attrition model» av forsinkede finanspolitiske justeringer hvor ulike sosiopolitiske grupper kjemper om distribusjonen av skattetrykket. Modellen antar at det i første omgang skjer et eksogent sjokk som blir permanent og fører til budsjettunderskudd på den eksisterende skatteraten, og gjeld begynner å akkumulere. En sosial planlegger ville reagert umiddelbart til sjokket ved å øke skattene for å balansere budsjettet. Hvis det istedenfor er to ulike politiske partier som styrer, må de bli enige om finanspolitikken, det vil si, bli enige om hvordan de skal dele den finanspolitiske byrden ved stabilisering. Hvor det er en asymmetri i informasjonen med tanke på kostnaden de andre partiene vil ha, så har hvert parti et incentiv til å vente og se om noen av de andre partiene gir seg først. Jo lenger tid det tar, jo mer vil gjelden akkumulere og jo større vil underskuddet bli. Stabiliseringen vil dermed være forsinket inntil en av gruppene gir seg og bærer en disproporsjonal andel av kostnaden (Alesina og Drazen 1991, 1170; Alesina og Passalacqua 2015, 18). En umiddelbar avtale om hvordan de skal dele den finanspolitiske

byrden ved stabilisering vil være bedre for begge gruppene enn den samme avtalen inngått med forsinkelse (Pinho 2004, 19; Alesina og Passalacqua 2015, 18).

Poenget med modellen er at den omfordelende konflikten mellom gruppene forsinkes innføringen av den effektive finanspolitikken som trengs for å balansere budsjettet. Når det skjer, er den delvis finansiert av ekstern gjeldsoppsamling og en skatteforvrengning. Stabilisering er definert som en endring i politikk som stabiliserer gjeld sammenlignet med bruttonasjonalprodukt raten og som erstatter tidligere beskatning med en mindre forvrengende form for skatt. Jo mer ulik byrden av stabilisering er, som kan være en indikator på politisk polarisering, jo høyere er fordelene ved å vente og jo lengre vil stabiliseringsperspektivet være. Denne modellen kan dermed forstås som inaktivitet i regjering (Se også Bulow og Klemperer 1999; Alesina og Passalacqua 2015, 19).

Hahm (1996) foreslår en mer raffinert empirisk fremgangsmåte til analysen. Hahm skiller mellom tre politiske systemer: presidentsystemer, stabile parlamentariske systemer og ustabile parlamentariske systemer. I følge Hahms teoretiske modell, gjør Roubini-Sachs metoden seg kun gjeldende i ustabile parlamentariske systemer, men i de andre systemene er forholdet mellom styrken til regjeringen og den finanspolitiske posisjonen ulik. I et stabilt parlamentarisk system er styrken til regjeringen antatt å ikke ha en systematisk effekt på underskuddet og i et presidentregime, hvis partiet med makten er sterkt, er det en tendens til å øke budsjettunderskuddet. Hahm rapporterer bevis som støtter denne tolkningen.

Persson og Tabellini (1989) presenterer en annen modell hvor konflikt mellom partier står sentralt. Viktigheten av svingvelgere og hvilket valgprogram partiene stiller til valg på er en sentral del av argumentasjonen. Her tas det utgangspunkt i to ulike partier hvis mål er å maksimere sannsynligheten for å bli valgt. De inngår bindende lovnader om politikk til interesseorganisasjoner før valget. De to kandidatene er ikke identiske og ulike velgere har ideologiske preferanser for den ene eller den andre. Når de skal velge hvilket parti de støtter gjør velgere en avveining mellom sin ideologiske preferanse og hvilken økonomisk politikk hvert parti vil gjennomføre. Politisk makt reflekteres gjennom distribusjonen av velgernes ideologiske preferanser på tvers av grupper, imidlertid er mektigere grupper de som har et større antall velgere som beveger seg mellom partier fordi de ikke bryr seg om ideologi. For å vinne valget bruker de to partiene å justere økonomiske goder mot disse velgerne som ikke bryr seg om ideologi.

Disse modellene er passende til å forklare hvorfor stater forsinkes endringer, de forklarer ikke grunnen til hvorfor sjokket oppstår og påvirker budsjettet. På den andre siden har empiriske bevis vist at svake koalisjonsregjeringer har forsinket justeringene og ført til mer gjeld. Det har

vist at jo høyere antall partier i koalisjonen, jo høyere er den offentlige gjelden og at koalisjoner som har overlevd lenge er assosiert med lavere underskudd (Alesina og Perotti 1995). Siden koalisjoner på generelt grunnlag varer kortere enn motsatsen og partisystemer og regjeringsstruktur er avhengig av valgsystemet er det mulig å knytte en sammenheng mellom det politiske systemet og offentlig gjeld. Disse modellene har funnet stor støtte i empiri.

I den norske konteksten hvor man ikke bruker et parlamentarisk system¹², men heller et formannskapssystem hvor formålet er å få mer samarbeid på tvers av partigrenser vil det være naturlig at den samme dynamikken som finnes i ustabile parlamentariske systemer også kan være fremtredende her. Det er mulig at det som skal være styrken til formannskapsmodellen blir en svakhet i møte med pengepolitiske utfordringer som kan føre til budsjettunderskudd. Argumentasjonen for å inkludere variabelen om avtalevalg kommer fra det teoretiske utgangspunktet om partiers konflikter. Her kan det også være slik at denne effekten går den andre veien, systemer som legger til rette for samarbeid mellom partier som det norske formannskapssystemet gjør. Fører til at det som i utgangspunktet ville vært en vanskelig situasjon å komme seg ut av løses fordi samarbeidsklimaet i kommunen er godt og man klarer å legge vekk politiske uenigheter for å ta det avgjørende valget som gjør at man berger den kommunale økonomien. Avtalevalg i norske kommuner og dens effekt på netto driftsresultat kan oppsummeres i to ulike teoretiske argumenter. Det første baserer seg på posisjonens styrke og at avtalevalg må være kutyme innad i kommunen. Om ett kommunestyremedlem ber om forholdstallsvalg kan man ikke gjennomføre avtalevalget. Dermed anses dette som et svært strengt mål for den politiske styrken i kommunen. Dette bygger også under de tidligere argumentene fra Roubini og Sachs (1989_{a,b}), Alesina og Perotti (1995) og Alesina og Drazen (1991) om at modellene viser hvordan politisk styrke er viktig slik at man raskt kan respondere på eksogene økonomiske sjokk og justere inntektene eller utgiftene sine deretter. Det andre teoretiske argumentet omhandler også kommunestyret som velger å avholde avtalevalg. Valget viser hvordan det allerede fra første kommunestyremøte er lagt et grunnlag for godt samarbeid på tvers av partilinjene. På denne måten vil ikke partikonflikter være grunnen til at store økonomiske avgjørelser blir utsatt og man i verste fall ender opp med budsjettunderskudd over lengre tid. Bäck, Müller og Nyblade viser hvordan koalisjonsregjeringer som lager en avtale på forhånd kan motvirke effektene av politisk fragmentering. Den samme argumentasjonen som brukes i denne artikkelen. Siden avtalevalg ikke er en like streng avtale sammenlignet med

¹² Med unntak av noen få kommuner (Oslo og Bergen) Tromsø prøvde dette i en periode før de gikk bort fra det.

Bäcl. Müller og Nyblade (2017, 38-39) sin artikkel som eksplisitt bestemmer utgiftsnivåer, kan det tenkes at effekten av avtalevalg er lavere. Likevel vil det være gode grunner til å anta at et slikt mål signaliserer kommunestyrets vilje til samarbeid på tvers av partier og vil fortsatt være et godt mål på samarbeid mellom partier. I Haraldsvik, Hopland og Nyhus vises det at en felles forståelse for hva kommunen trenger for å komme seg ut av en presset økonomisk situasjon hvor man legger bort partiprogram og kjernesaker fører til raskere avgjørelser (2019, 3). De kommunene som gjør dette, lykkes med å snu en negativ utvikling i økonomien selv om fragmenteringen tidligere har vært stor. Siden dette er to ulike teoretiske tolkninger av fenomenet vil en undersøkelse av hvilken forklaring som er mest sannsynlig bli gjennomført, her kan det nevnes at de to teoretiske forklaringene skiller seg ut ved å være den «gamle» tolkningen av politisk fragmentering og den «nye» tolkningen hvor man legger til grunn at det er mer komplekst enn tidligere antatt og samarbeid har en sterkere effekt. Høyere verdier på variabler som er knyttet til politisk styrke vil medføre at det første teoretiske argumentet blir styrket, men om man ikke finner en sammenheng mellom politisk styrke og avtalevalg vil argumentet om samarbeid mellom partier bli styrket. Begge disse argumentene fører til H2 som sier at effekten av avtalevalg fører til høyere netto driftsresultat uavhengig av teoretisk tolkning av effekten.

H1: Høyere politisk fragmentering fører til økt budsjettunderskudd

H2: Avtalevalg fører til høyere netto driftsresultat enn forholdstallsvalg

3.2. Allmenning

I denne typen modeller vil ikke agentene fullt internalisere skattebyrden som skapes gjennom overforbruket. Den mest studerte allmenning er den om lovgivere i USA som gjerne vil bruke penger på sitt eget distrikt uten at de tar innover seg skattebyrden dette vil legge på hele staten. Selv om denne modellen er basert på kongressen i USA vil den være enkel å overføre til den norske casen hvor kommunepolitikere ikke vil ta innover seg de økonomiske kostnadene ved forslagene sine. Velgerne vil overvurdere de positive godene som skapes på kort sikt og undervurdere de langsiktige negative konsekvensene som følge av forslagene.

Weingast, Shepsle og Johnsen (1981) kom med en modell som først så på overforbruk på «pork barrel» prosjekter. Denne ble senere utvidet til ulike stemmeregler og brukt til å studere gjeldsakkumulasjon. De viser hvordan representanter med en geografisk basert velgermasse overvurderer nytten av offentlige prosjekter i deres distrikter relativt til kostnadene, som vil måtte dekkes nasjonalt. Med konklusjonen en geografisk basert representant internaliserer ikke

effekten dette vil ha for hele skattebyrden nasjonalt. Den aggregerte effekten av rasjonelle representanter som har disse incentivene er en overforsyning av geografisk baserte offentlige prosjekter. Baron og Ferejohn (1989) forbedrer modellen vesentlig ved å ta høyde for stemmegivning på distribusjonen av skatt istedenfor å anta at hvert distrikt betaler $1/N$ av kostnadene for hvert prosjekt (Alesina og Passalacqua 2015, 25).

I Velasco (1999;2000) vil flere interessegrupper dra nytte av en spesifikk form for offentlig forbruk. Hver gruppe kan påvirke den sentrale pengepolitikken til å sette gruppens nettoverføringsmål til et visst nivå. Likevekten impliserer et gjeldsnivå på maksimalt gjennomførbart nivå. Hver gruppe krever overføringer store nok til å forårsake budsjettunderskudd og vedvarende vekst i offentlig gjeld. Etter en stund treffer regjeringen kredittnivået sitt og vil være låst for alltid i en posisjon hvor de må betale tilstrekkelig skatt for å betjene tilhørende gjeldsnivå. Resultatet er enkelt. En del av offentlige midler som ikke blir brukt av den ene gruppen, vil bli brukt av den andre. Derfor har gruppene incentiver til å øke nettoverføringer over den kollektivt effektive raten. Grupper internaliserer ikke fullt ut kostnadene ved offentlig forbruk, hver av de bruker hele andelen av ressursene som er tilgjengelig, istedenfor en andel, som utgangspunkt for beslutningen om å bruke penger. Krogstrup og Wyplosz (2010) bidrar med en relatert allmenning-modell av budsjettunderskudd i en åpen økonomi.

Battaglini og Coate (2008) bruker Baron og Ferejohn (1989) sitt rammeverk beskrevet ovenfor og studerer hvordan slik kjøpslåing fører til avvik fra den mest gunstige måten å ta opp gjeld. De setter søkelys på tilfellene hvor en sosial planlegger ville innført løsningene av S. Rao Aiyagari et al (2002). Battaglini og Coate (2008) knytter sammen Baron og Ferejohns (1989) modell med kjøpslåing i en lovgivende forsamling med innsikten av litteraturen om gjeld som strategisk variabel som er gjennomgått ovenfor, spesielt modellen til Tabellini og Alesina (1990). Nåværende flertall i lovgivende forsamling vil forhandle overforbruk med en usikkerhet om hvordan fremtidige flertall vil være, og gjelden blir et strategisk verktøy for å kontrollere fremtidige pengepolitiske beslutninger. I Tabellini og Alesina (1990) er viljen til majoriteten kun representert med den mest gunstige politikken for medianvelgeren, Battaglini og Coate (2008) derimot gir en mye rikere institusjonell forståelse av omgivelsene som karakteriserer hvordan beslutninger blir tatt.¹³

¹³ For en gjennomgang av modellen og støttelitteratur se (Alesina og Passalacqua 2015, 27).

3.2.1. Allmenning i andre institusjonelle kontekster

Den generelle ideen om allmenning med strategisk gjeld er relevant for andre institusjoner enn kun den amerikanske kongressen. I mange demokratier blir budsjettet laget av en regjering (ofte med flere parti), det blir presentert i lovgivende forsamling og vedtatt, hvis partiene har flertall, med eller uten endringer fra det originale budsjettokumentet. I dette eksempelet kan vi ha et tilfelle av allmenning med ministerne i regjering som vil bruke penger innenfor sin post og dette skjer før budsjettet og lovgivende forsamling skal stemme over det. Hver minister vil på generelt grunnlag skaffe mer penger til sitt politikkområde, ofte presset av byråkratiet til sistnevnte. En vinnende koalisjon av utgiftsministre kan føre til godkjenning av et budsjett som i likhet med BAU regimet til Battaglini og Coate (2008) fører til en slags «pork-barrel» overføring til en minimumsvinnende koalisjon av utgiftsministre. I slike institusjoner er det ofte opp til finansministeren å regulere at hver enkelt minister ikke bruker for mye og at totalbudsjettet ikke fører til underskudd og allmenning som en konsekvens av dette, problemet er at finansministeren kan bli overkjørt av ministrene i en minimumsvinnende koalisjon. Nå er det ikke slik at denne teorien krever at finansministeren innehar finansministerposten i en regjering, rollen som finansminister kan også være tatt av institusjoner, budsjettregler og lignende ordninger. I den norske casen vil det være naturlig å tilegne kommunedirektøren¹⁴ deler av denne rollen hvis jobb er å unngå budsjettunderskudd, akkumulering av gjeld og allmenning (Alesina og Passalacqua 2015, 31). Kommunedirektøren er en byråkrat og i så henseende en ikke-politisk figur som har ansvar for å lage og foreslå budsjett.

Det er ofte slik at budsjettunderskudd på nasjonalt nivå opprinnelig har kommet fra et lavere forvaltningsnivå. Noen kjente eksempler på dette er i Sør-Amerika (Argentina) og Europa (Italia og Spania) (Alesina og Passalacqua 2015, 32). Dette henger sammen med den ugunstige allokeringen av forbruk og skattelegging mellom ulike forvaltningsnivåer. Hvis forbruk blir bestemt av lokalt nivå (f.eks. kommunene som i Norge) og inntekter blir samlet inn av nasjonalt nivå og gitt til lokalt nivå basert på deres bruk av penger kan dette føre til underskudd og lokalt nivå forventer at staten skal redde dem hvis de går med underskudd (Alesina og Passalacqua 2015, 32). Slik som det er i Norge hvor det er Stortinget/regjeringen som bestemmer skatteleggingen og kommuner har stor frihet på utgiftssiden, men ikke inntektssiden. De fleste stater har ordninger som forsøker å sette en begrensning på disse incentivene, slik som å kreve at lokale skatter blir brukt for å dekke visse utgiftsposter (som brukerbetalingen i Norge), eller

¹⁴ Tidligere kalt rådmann

å ha budsjettregler på lokalt nivå. Dette kan også bety milde budsjettbegrensinger.¹⁵ Denne typen allmenning problemer kan også være tilfellet i Norge når man har strukturen som beskrevet ovenfor. Derfor vil det være interessant å undersøke denne type teori på lokalt nivå.

I den norske formannskapsmodellen som brukes av de aller fleste norske kommuner kan dette problemet være markant. Med deliberasjon som utgangspunkt, kan det være slik at i møte med eksogene økonomiske sjokk klarer man ikke å omstille seg raskt nok til den nye økonomiske virkeligheten. De styrende har også flertall i formannskapet og kan allerede der diktere hva de vil prioritere i budsjettet. H3 går ut fra den enkle begrunnelsen: at jo flere man er som skal samarbeide om noe, jo vanskeligere er det å bli enige. Denne logikken underbygger den samme argumentasjonen som brukes rundt budsjettunderskudd rundt partifragmenteringen som er diskutert tidligere i dette kapitlet.

H3: En økning i antall formannskapsmedlemmer utover minimumsantallet vil føre til større budsjettunderskudd.

3.3. Ideologi

Hibbs (1986;1987) argumenterer for at venstrelente regjeringer vil skape høyere budsjettunderskudd, enn regjeringer med andre ideologiske overbevisninger. Han skriver ut fra et amerikansk perspektiv og argumenterer for at kjernevelgerne til det Demokratiske partiet i USA vil i større grad kjenne konsekvensene av høyere arbeidsledighet. På motsatt side vil kjernevelgerne til det Republikanske partiet i større grad kjenne konsekvensene av høyere inflasjon. På grunn av dette vil de demokratiske velgerne ha en større aversjon mot arbeidsledighet sammenlignet med inflasjon. For republikanske velgere vil aversjon selvsagt være andre veien (Hibbs 1986, 66). Selv om denne teorien er utviklet i den amerikanske konteksten er det interessant å se om den samme typen mekanisme kan finnes blant norske kommuner. Tidligere studier har også brukt den samme argumentasjonen for hvorfor det er interessant å undersøke om ideologi har en effekt (Borge 2005; Tovmo 2007; Hopland 2013).

H4: En høyere andel sosialister i kommunestyret vil føre til lavere netto driftsresultat

¹⁵ Se Kornai, Maskin og Rolan for en gjennomgang av «soft budget restraints» (2003).

3.4. Budsjettregler

Modeller som legger vekt på preferansene til politikere og velgere forklarer ikke all variasjonen vi ser på tvers av stater og tidsvariasjonen av budsjettunderskuddene. Gitt at det for mange grunner er incentiver for staten å ha underskudd, er det mulig å konstruere regler og institusjoner som begrenser eller eliminerer disse problemene? Med regler menes numeriske mål som balanserte budsjettregler (BBR), eller en begrensning på graden av underskudd, justert ved sykluser eller ved ekskludering av spesifikke unntak for budsjettposter som offentlige investeringer (Alesina og Passalacqua 2015, 36).

Denne modellen legger vekt på budsjettregler som en måte å unngå budsjettunderskudd. Problemet med balanserte budsjettregler er når regelen lages slik at kravet blir kun om budsjettet går i null eller med overskudd. En slik balansert budsjettregel tillater ikke å utjevne det økonomiske sjokket når det er behov for å ha høyere underskudd fordi man trenger å bruke mer penger i en motkonjunktur. Dette kan også skje om man har svingninger i skatteinntektene for en gitt skattesats. Dette er essensen i diskusjonen om BBR og som Alesina og Passalacqua skriver er det store politiske diskusjoner siden fordelene og ulempene i prinsippet er enkle, men det er sterke oppfatninger om kost-nytte aspektet og de synene vil ikke endre seg med tilgjengelig bevis (2015, 37). Azzimonti, Battaglini og Coate (2010) presenterer en kvantitativ evaluering av fordelene ved balanserte budsjettregler for USA.¹⁶ Selv om det er mange teoretiske forklaringer på underskudd og overdrevne offentlige lånopptak er det en dynamisk allmenning problem som underligger mange av dem (Hopland og Borge 2020; Wyplosz 2012).

Modellen nevnt ovenfor tar for seg BBR på statlig nivå og spesifikt USA. Det er fire grunner til å tro at BBR er mer attraktivt å innføre på lavere nivå, som man har gjort i Norge. For det første, som diskutert ovenfor, lokalt styre gir ytterligere politisk forvrenging: en allmenning problem gitt av det faktum at deres forbruk er delvis finansiert av nasjonale overføringer og derfor internaliserer man ikke skattebyrden som følge av politiske vedtak som øker utgiftene. For det andre, det meste av fiskale motkonjunkturtiltak er nasjonale og ikke lokale (Alesina og Passalacqua 2015, 39). Tredje grunnen er at håndheving av lokale BBR kan være enklere fordi det blir gjort av staten. Den siste grunnen en budsjettbalanseregel for lokalt nivå vil unngå akkumulering av uholdbar gjeldsakkumulering med påfølgende usikkerhet, forstyrrelser og kostnader ved redning av lokale nivå med høy gjeld. Artikler fra Alt og Lowry (1994), Poterba

¹⁶ For en oversikt se (Alesina og Passalacqua 2015, 37)

(1995) og Alesina og Bayoumi (1996) viser at strengere budsjettregler i USA har vært mer effektiv i å skape incentiver og ført til raskere respons på utgifts- eller inntektssjokk. For å si det på en annen måte, BBR for lokalt nivå kan være et verktøy for best mulig fordeling av finansielt ansvar mellom lokalt og statlig nivå (Alesina og Passalacqua 2015, 40). Bohn og Inman (1996) finner at den viktigste delen av balanserte budsjettregler er hvordan de er innført, ex ante eller ex post, om underskudd er lov å ta med seg over i neste år eller ikke. De konkluderer med at ex ante regler ser ut til å være ineffektive. Norske kommuner har ex ante balanserte budsjettregler som betyr at de kan ta med seg underskuddet over til neste år. For å unngå underskudd som vedvarer har sentralmyndighetene introdusert «straff» for de som ikke klarer å dekke underskuddet sitt i løpet av to år fra det første underskuddet. register for betinget godkjenning og kontroll (ROBEK). Dette introduserer ex post karakteristikk til kommuner som bryter med reglene og blir inkludert på ROBEK (Hopland 2013, 187). Kommuner på ROBEK blir satt under større kontroll og må være mer realistiske i budsjettet. Samtidig som ROBEK fungerer som en «skammens liste» for lokale politikere (Hopland 2013, 187;2014). En tredje forklaring er at kommuner som havner på ROBEK på grunn av vedvarende underskudd må dekke disse inn ex post for å komme av registeret. Selv om dette ikke er en streng ex post regel og en kommune kan i teorien være i registeret for evig så fører dette til ex post karakteristikk (Hopland 2013). Som denne gjennomgangen viser virker det som både formelle og uformelle disiplinerende mekanismer fungerer.

H5: Inkludering på ROBEK med påfølgende budsjettrestriksjoner fører til økt netto driftsresultat.

3.5. Budsjettinstitusjoner

Et alternativ til budsjettregler er de som ikke skaper numeriske regler, men innfører visse budsjettinstitusjoner. Prosedyrer som leder til definisjonen av et budsjett. Spørsmålet er om slike institusjoner har noe å si for utfallet eller er de bare et slør for andre dypere variabler som politisk konflikt og valgcykluser som er de virkelige determinantene for økonomiske utfall. Til hvilken grad er slike institusjoner endogene og kan ikke bli brukt som forklaringsvariabler (Alesina og Passalacqua 2015, 40-41).

Utarbeiding og godkjenning av budsjettet i avanserte demokratier er ofte en kompleks prosess, ofte holdt kompleks med vilje for å oppnå avtaler på bakrommet eller for å gjemme underskudd

og andre budsjettprovisjoner på en slik måte at det ikke blir oppdaget av velgerne. Tre faser kan identifiseres i budsjettprosessen (1) formuleringen av et budsjettforslag innad i regjeringen; (2) presentasjon og godkjenning av budsjett i lovgivende organ for det nivået; (3) iverksettelsen av budsjettet fra byråkratiet. To deler er kritiske ifølge Alesina og Passalacqua, valgprosedyren som fører til formuleringen og godkjenningen av budsjettet og graden av transparens i budsjettet (2015, 41). Det er i hovedsak to typer budsjettprosesser som studien tar utgangspunkt i. Hierarkisk som begrenser demokratisk ansvarliggjøring i budsjettprosessen med en høy grad av delegering. Den andre typen kalles kollegial og egenskapene er reversert. Hierarkiske institusjoner er de som for eksempel tillegger sterke rettigheter til statsministeren (eller finansministeren) så de kan overstyre andre ministre i forhandlinger eller ved utarbeiding av budsjettforslaget. Kollegiale institusjoner legger vekt på demokratisk styre i hver del av budsjettprosessen, som å gi mer makt til utgiftsministre ved utarbeidelse av budsjettforslaget. Det er fordeler og ulemper ved begge typene beskrevet her. Hierarkiske institusjoner klarer i større grad å være tilbakeholdne i den tidlige budsjettfasen, slik at de unngår store og vedvarende underskudd og kan iverksette finanspolitiske tiltak raskere. På den andre siden viser de mindre respekt til minoritetsmeningene og det er større sannsynlighet for at budsjettet som blir vedtatt er i favør av majoriteten. Kollegiale institusjoner har motsatte trekk.¹⁷

Budsjettinstitusjoner i norske kommuner

I norske kommuner er det i litteraturen blitt identifisert tre ulike organiseringer av den tidlige budsjettfasen (Gravdahl og Hagen 1997, 33).

1. *Desentralisert prosess*. Først begynner hovedenhetene, politiske utvalg eller komiteene behandler budsjettforslaget før det sendes til kommunedirektørens kontor. Kommunedirektøren samordner forslagene og lager ut fra dette et helhetlig budsjettforslag som blir lagt frem for formannskapet. Så skal formannskapet ta stilling til dette og legge årsbudsjett frem for behandling i kommunestyret.
2. *Sentralisert administrativ prosess (SAP)*. Kommunedirektøren legger frem et saldert budsjettforslag for de faste utvalgene/kommunestyrekomiteene. Samme prosess som tidligere med at det blir oversendt behandling av formannskap, deretter videre til kommunestyret for endelig behandling og godkjenning.
3. *Sentralisert politisk prosess (SPP)*. I denne prosessen er det formannskapet (eller et annet politisk utvalg) som styrer budsjettprosessen. Et tett og kontinuerlig samarbeid

¹⁷ For en lengre utgreiing om budsjettprosessen innad i en regjeirng se (Alesina og Passalacqua 2015, 41).

mellom formannskapet/annet politisk utvalg/komite og kommunedirektør underveis. Som munner ut innstilling til budsjett overfor de faste utvalgene/kommunestyrekomiteene og kommunestyret.

Som Tovmo diskuterer er det mest sannsynlig en allmenning i norske kommuner skapt av kampen om ressurser mellom sektorene (2007, 41). Som det blir påpekt ovenfor er det naturlig å anta at en hierarkisk lukket prosess vil føre til bedre budsjettkontroll kontra en desentralisert åpen prosess. Dette legges også til grunn av Tovmo (2007) som diskuterer det samme ut fra en modell av von Hagen og Harden (1995). Den desentraliserte budsjettprosessen funnet i norske kommuner ligner veldig på den som er presentert i litteraturen av Alesina og Passalacqua (2015, 41-42). Det er ikke like enkelt å se hvordan SAP passer inn i den øvrige litteraturen, men det virker fornuftig å anta den har fellestrekk med den hierarkisk lukkede prosessen med mindre innblanding fra politikere sammenlignet med SPP. Ut fra dette kan det virke sannsynlig at SAP vil føre til lavere underskudd fordi prosessen er mindre politisert og kommunedirektøren kan ha en sosial planleggerrolle. Med forbehold om at den som setter rammen for budsjettet legger føringer som gjenspeiles i det endelige budsjettet som også Alesina og Passalacqua påpeker (2015, 43). Så lenge makten er konsentrert vil det ligne på en hierarkisk prosess og dermed føre til høyere netto driftsresultat. Denne studien vil undersøke om en sentralisert prosess har en positiv effekt på netto driftsresultat sammenlignet med en desentralisert prosess.

H6: En sentralisert budsjettprosess i kommunen fører til høyere netto driftsresultat

Kapittel 4. Forberedelse til dataanalyse

Dette kapitlet beskriver hvordan analysen ble forberedt for analysen. Først presenteres trinnene som ble gjort i datarengjøringen. Etter dette kommer en redegjørelse av de manglende dataene og en utforskning av strukturen i de manglende dataene. Til slutt redegjøres det for metodevalg i imputeringen og en beskrivelse av metoden for å håndtere manglende verdier.

4.1. Datarengjøring og manglende verdier

Dette underkapitlet tar for seg stegene som ble tatt i gjennomføringen av datarengjøringen. Rengjøring og forberedelse av det endelige datasettet krevde mye tid og arbeid. Til å starte med ble variablene av interesse identifisert i litteraturen og gjennomgang av mulige datasett som kunne brukes ble kartlagt. Valget falt på NSDs kommunedatabase, Fiva et als datasett om kommuner i Norge (heretter referert til som Fiva-datasettet), kommunaldepartementets liste over ROBEK-kommuner i Norge og Norsk institutt for By- og regionforskning sin surveyundersøkelse av norske kommuner.¹⁸¹⁹

Datarengjøringsprosessen foregikk i følgende steg (se Cheng og Phillips 2014).

- a. Datasettene ble gjennomgått for duplikater, stavefeil, feil merking av variabler og umulige eller uventede verdier for hver variabel.
 - I variabelen Knr (kommunennummer) hadde Våle kommune ikke blitt omgjort til Re kommune, dette ble ikke rapportert i Fiva-datasettets dokumentasjon, men det ble henvist til at kommunenummeret ikke ble endret som er sedvane når en kommune slår seg sammen med en annen (Fiva et al 2020). I dette tilfellet hadde Våle blitt til Re kommune, men beholdt 716 som kommunenummer. Våle kommune ble omgjort til Re kommune fra 2002 og Våle-2001 ble fjernet fra datasettet.
 - I organisering av budsjettvariabelen (OB) som i utgangspunktet gikk fra 1-3, der 1 er desentralisert administrativ prosess, 2 er sentralisert administrativ prosess og 3 er politisk sentralisert prosess. I surveyundersøkelsen fra 2008 til By- og regionforskningsinstituttet var også 4 en verdi denne variabelen kunne få, med betydning at kommunene ikke har svart på dette spørsmålet. 4 ble omkodet til manglende verdi.

¹⁸ Datasettene fra NSD og Norsk institutt for By- og regionforskning ble levert i vidt-format (wide) og måtte dermed gjøres om til langt-format (long). Dette ble gjort med Reshape2-pakken.

¹⁹ <https://cran.r-project.org/web/packages/reshape2/reshape2.pdf>

- Surveydatasettene inneholdt flere feil i CSV-formateringen som ble omgjort i Excel før innlastning i R. Om disse feilene stammer fra selve surveyundersøkelsen, eller om det er blitt gjort feil senere fra NSDs side er umulig å vite, men disse ble uansett rettet opp og andre stavefeil eller direkte feil innføring i en kolonne ble fjernet under datarengjøringsprosessen.
- Variabelen V_ord_for (Valgordning formannskap) var i utgangspunktet kodet 1-2. Der 1 var kodet som forholdstallsvalg, den mest vanlige valgformen i norske kommuner som vil bli illustrert senere og 2 som hadde avtalevalg som merkelapp. Dette ble omkodet til 0 = forholdstallsvalg og 1 = avtalevalg. Som OB-variabelen inneholdt denne også en 3-kategori for surveyundersøkelsen gjennomført i 2012. Verdien 3 var kodet som at kommunene ikke har svart på dette spørsmålet. Dette ble omkodet til manglende verdi.
- Alle kommuner som innførte eller hadde parlamentarisk styreform ble ekskludert fra datasettene. Dette gjaldt kommunene: Oslo, Bergen og Tromsø.²⁰
- Alle kommuner som har vært involvert i kommunesammenslåing blir også fjernet fra det endelige datasettet. Dette gjelder kommunene: Skjerstad (2001-2005*), Ramnes (2001-2005*), Bodø (2001-2005), Aure (2001-2005), Tustna (2001-2005*), Ølen (2001-2005*), Vindafjord (2001-2005), Frei (2001-2007*), Kristiansund (2001-2007), Mosvik (2001-2011*), Inderøy (2001-2011), Bjarkøy (2001-2013*) og Harstad (2001-2013). Årstallene i parentes viser hvilke år for kommunene som er blitt fjernet, alle markert med * er kommuner som har blitt fjernet helt fra datasettet fordi kommunen har opphørt å eksistere. De andre kommunene på listen har fortsatt etter sammenslåingen, med samme navn og er dermed et nytt panel med nye kommunegrensener og bryter dermed ikke med paneldata-prinsippet om at det skal være helt like enheter over tid.

B. Det ble avdekket logiske feil i formannskapsdataene hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB). I loven om kommuner og fylkeskommuner heter det at et formannskap må minimum bestå av fem medlemmer. I flere kommuner er det registrert lavere antall formannskapsmedlemmer enn fem. Det er også noen kommuner som har for høyt antall formannskapsmedlemmer. Et eksempel på dette er Sør-Varanger i Finnmark som ifølge

²⁰ Tromsø hadde dette i kun en periode, men blir likevel fjernet fra paneldatasettet fordi dette bryter med forutsetningen for å være et paneldatasett, nemlig at enhetene ikke endrer seg og intensjonen med analysen er å ha samme institusjonelle grunnlag i alle kommuner. Siden formannskapsmodellen er den dominerende blant norske kommuner, blir denne valgt og parlamentarisk styreform forkastet.

SSBs data skulle ha 10 formannskapsmedlemmer fra Arbeiderpartiet i perioden 2007-2010 og hele 23 formannskapsmedlemmer totalt. Etter en gjennomgang av registrert oppmøte for disse møtene fra Sør-Varanger kommunes nettsider ser det derimot ut til at Arbeiderpartiet hadde fire formannskapsmedlemmer i denne perioden og åtte totalt selv om ett av formannskapsmedlemmene har trukket seg i løpet av perioden. På grunn av kommunenettsider som ikke strekker seg tilbake til de fleste periodene hvor det har vært færre enn fem formannskapsmedlemmer blir det vanskelig å stadfeste hva det reelle tallet skal være. Etter å ha sendt en e-post til SSB om funnene var beskjeden at disse kommunene kanskje hadde færre enn fem formannskapsmedlemmer i de periodene og at dette skulle følges opp. Om dette ble fulgt opp vites ikke. Kommuner som har færre enn fem formannskapsmedlemmer blir satt til null. Formannskapsvariabelen har en manglende enhet i Vindafjord (1160) i år 2006. Fordi dette er en kommune som har blitt sammenslått med andre finnes det ikke formannskapsdata før kommunevalget blir gjennomført. Derfor er denne enheten fjernet fra utvalget.

C. Frafall av observasjoner ved sammenslåing var ikke problematisk i denne studien. Med hele 16 ulike datasett for sammenslåing blir det å kunne kontrollere sammenslåingene viktig for å unngå menneskelige feil som kan oppstå. Dobbelsjekking av resultatene for sammenslåingene og bruk av programpakker har forhåpentligvis ført til at slike feil er unngått.

D. I datasettene som ble innhentet var manglende verdier satt til «NA». Disse verdiene ble beholdt i det endelige datasettet og andre verdier som «ønsker-ikke-å-svare» blir regnet som å ikke ha informasjonsverdi og blir dermed satt som «NA». Dette gjelder for begge variablene (OB og V_ord_for) hentet fra surveyundersøkelsene. Numeriske variablene som er inkludert fra Fiva-datasettet og NSDs kommunedatabase har også manglende verdier som er satt til «NA».

4.2. Manglende verdier og deres natur: MCAR, MAR og MNAR

Manglende data i surveyundersøkelser kan ta to ulike former. Enten svarer ikke enheten som helhet, eller så blir ikke alle spørsmålene på surveyen besvart. Ikke-svar fra enheter kan skje i datainnsamlingsfasen eller i dataprosesseringen og analysefasen. Problemer med formatet, oppsett og formulering av spørsmålene og feil i kodingen. Ulike former for ikke-systematiske (ikke-tilfeldig) manglende verdier kan også skje om respondentene ikke gir informasjon (de Leeuw et al 2003, 155-156). Lange og komplekse surveyundersøkelser kan også føre til at

respondentene blir slitne og dermed ikke svarer på spørsmålene og man får manglende data (Rolstad, Adler og Rydén 2011). Manglende data kan bli sett på som en form for målefeil og kan true kvaliteten og validiteten til den statistiske undersøkelsen fordi de kan inkludere skjevheter i analysen (King et al 1998; Takahasi 2017).

I litteraturen er det ingen enighet om hva som tilsier en høy andel manglende verdier. Det er større enighet rundt hva man regner som lave verdier. Schafer påstår at 5 prosent er en lav andel manglende data, mens Bennett mener at 10 prosent av manglende data kan føre til feilaktig inferenstolkning (1999, 7; 2001, 464). Widaman skiller mellom 1-2 prosent som lav, 10-15 prosent er moderat og 25 prosent eller høyere er relativt høyt. Graham og Schafer påstår at selv om en variabel har 50 prosent manglende verdier kan det løses ved hjelp av optimale metoder, i all hovedsak imputasjon (2006, 61; 1999). Selv om andelen manglende verdier per variabel er viktig, mener Dong og Peng at de manglende dataenes natur og mønsteret av manglende data er viktigere enn andelen manglende verdier (2013; Kleinke et al 2011, 343-344).

Undersøkelse av manglende data er viktig før man bestemmer seg for hvordan man skal forholde seg til de manglende dataene. Skal man ignorere eller fjerne alle manglende verdier (listevis sletting av manglende data som de fleste statistiske pakker gjør) eller erstatte de med sannsynlige verdier ved hjelp av statistikkteknikker (imputasjon). Før man bestemmer seg er det viktig å undersøke om det er manglende datamønstre ved å bruke all tilgjengelig informasjon i datasettet. Undersøke om det er systematiske grunner for de manglende dataene og om det finnes en mekanisme som kan forklare de manglende verdiene. Informasjon man har fra logikk, teori, tidligere data eller sannsynlige gjetninger kan hjelpe til å finne ut av hvorfor man har manglende data.

I litteraturen er det identifisert tre ulike klassifiseringer av manglende data (Rubin 1976). Manglende verdier kan være:

«Missing completely at random» (MCAR), når sannsynligheten for manglende data ikke er knyttet til variabelen i seg selv eller andre variabler i datasettet. Et eksempel på dette er om man har hoppet over spørsmål på grunn av uforsiktighet eller utmattelse. MCAR er den enkleste av de tre klassifiseringene å forstå betydningen av. Hvis enhetene som mangler kan bli sett på som et tilfeldig utvalg av alle enhetene er de manglende dataene MCAR. Dette betyr at alt man vil vite om datasettet som helhet kan bli estimert fra alle de manglende mønstrene, inkludert mønsteret med de eksisterende dataene for alle variablene (Graham 2009, 552).

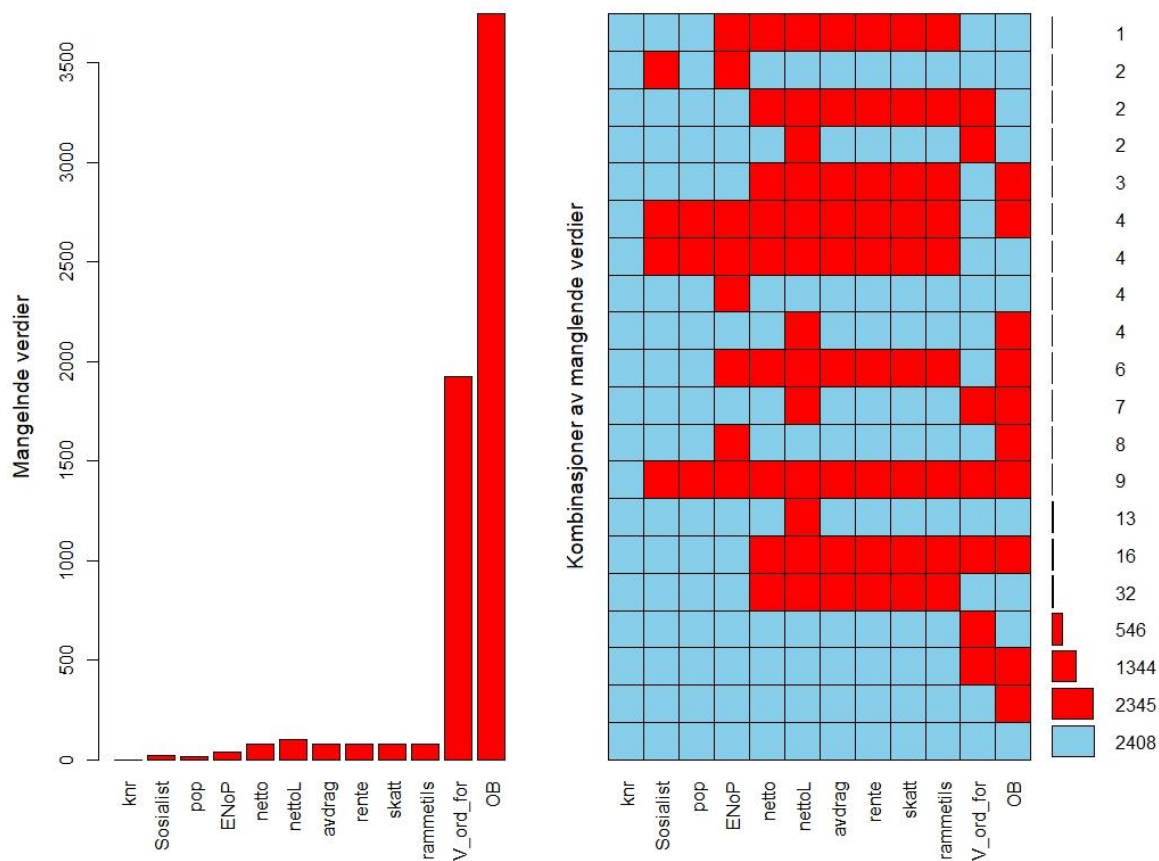
«Missing at random» (MAR), når man har kontrollert for alle dataene er den gjenværende mangelheten i datasettet helt tilfeldig, det avhenger ikke av en uobservert variabel. Ifølge Graham vil en mer presis beskrivelse av MAR vil være «conditionally missing at random». De

manglende dataene er betinget av en annen variabel som kan observeres i datasettet. Et eksempel på dette kan være at alder spiller inn på om respondentene svarer på inntektsnivået sitt. Derfor er det viktig å undersøke hvordan de manglende verdiene fordeler seg på de andre variablene. For å illustrere hvordan de manglende og observerte verdiene fordeler seg på de andre variablene kan lage en parallell koordinasjonsgraf som vil vise denne fordelingen.

Missing not at random (MNAR), etter å ha kontrollert for de gjenværende variablene i datasettet ser man ikke en sammenheng mellom disse. Betydningen av dette for datasettet som helhet er at de manglende verdiene enten ikke kan bli observert som MAR på grunn av en uobservert variabel som ikke finnes i datasettet, eller det er noe med verdien i seg selv som gjør at dataene er MNAR (Little og Rubin 2002; Curley et al 2019, 593). Denne typen manglende data har også blitt kalt «non-ignorable» (Graham 2009, 553). Med andre ord må man ta hensyn til denne typen manglende data, det kan ikke ignoreres som MCAR og MAR mekanismene. Hovedproblemet med MNAR er hvordan man skal diagnostisere at dataene er MNAR, fordi dette krever kunnskap om dataene som man ikke har. Det er også mest problematisk fordi man kan ha skjevheter i parameterestimatene. I den virkelige verden vil det være nesten umulig å finne den manglende datamekanismen. Graham påpeker også at man ikke burde tenke på disse dataene som eksklusivt utelukkende og at den beste måten å tenke på alle de manglende dataene er et spekter mellom MAR og MNAR (2009, 567).

4.3. Undersøkelse av enheter med høy andel manglende verdier

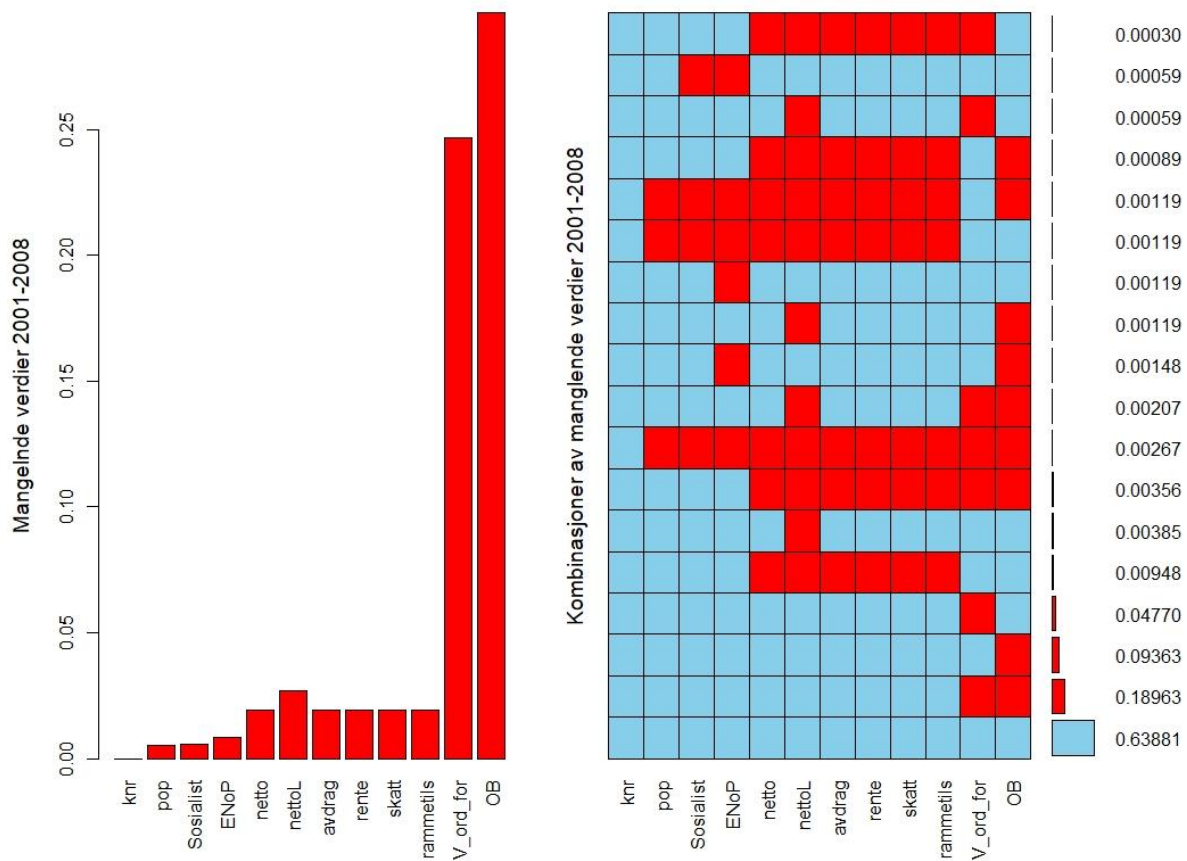
Til å begynne med ble enheter med høy andel manglende verdier over variablene i studien undersøkt. For å gjøre dette benyttes VIM-pakken i R som er et verktøy for visualisering av manglende verdier. Gjennom VIM-pakken lages en ny variabel som indikerer manglende verdier på enheter og komplette enheter, hvor alle variablene er representert og hva man ville hatt igjen om man brukte CCA (Complete case-wise deletion) som er en vanlig fremgangsmåte i økonomisk og samfunnsvitenskapelig metode.



Figur 4.1: Manglende verdier og kombinasjonen av manglende og observerte verdier i utvalgte variabler i tidsperioden 2001-2016. Knr = kommunenummer. En oversikt over variablene finnes i Appendiks A.

Figur 4.1 viser de utvalgte variablene fra datasettet med flest manglende verdier. Ved å visualisere de manglende verdiene blir det enklere å få kontroll over datasettet. Ut fra figur 4.1 kan man lese at det 2408 observasjoner uten manglende verdier i datasettet. Dette er de komplette enhetene som ville vært der etter man bruker CCA for å fjerne manglende verdier. Figuren viser at det er flest manglende verdier hos surveyvariablene som er innhentet. Disse skiller seg ut med henholdsvis 2345 manglende verdier for OB, 1344 manglende verdier for OB og Valgordning formannskap sammenlagt og 546 manglende verdier for Valgordning formannskap alene. Dette gir en total for OB på 3714 manglende verdier etter summering av alle manglende verdier på OB-raden i figur 4.1. Det kan også leses av grafen til venstre som viser totalt antall manglende verdier for alle variablene. OBs høye andel manglende verdier (55 prosent) er ikke merkelig i seg selv siden surveyundersøkelsene sluttet å spørre kommunene hvert år om hvordan de organiserte budsjettmodellen sin fra og med 2012-undersøkelsene. Dermed vil det etter 2008, være verdier på kun 2012 og 2016, altså årene surveyundersøkelsene ble gjennomført. Tidligere spurte man om budsjettprosessen for alle de foregående årene. Dette forklarer hvorfor andelen manglende verdier på OB, men også Valgordning formannskap er relativt høy i dette datasettet. For en oversikt over hva den «virkelige» andelen manglende

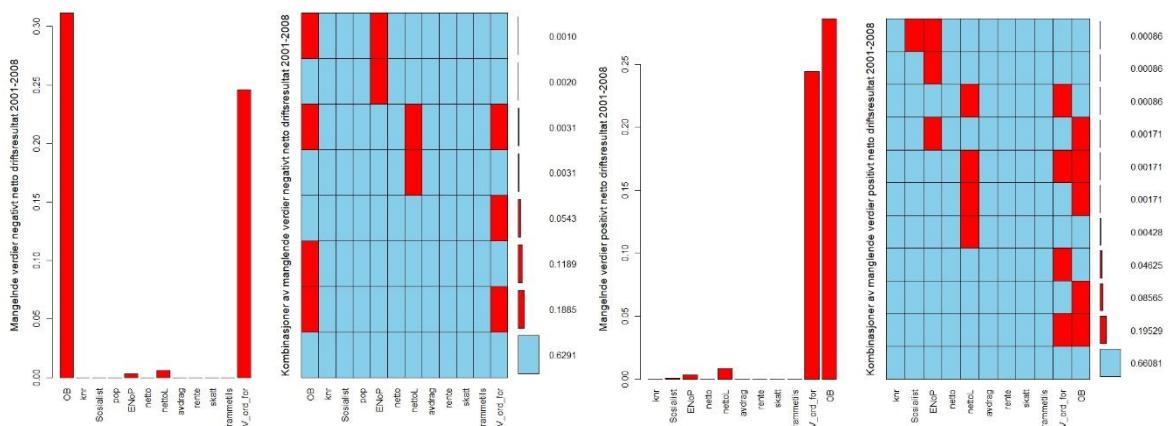
verdier er tas det utgangspunkt i samme distribusjon og svar som i perioden 2001-2008 som vises i figur 4.2. Her ser man at manglende enheter for OB og Valgordning formannskap ligger mellom 24-30 prosent. Hadde surveyundersøkelsen fortsatt med samme utforming på spørsmålet kan det antas at utformingen ville vært nærmere fremstillingen i Figur 2 enn det som kommer frem for hele datasettet som vist i Figur 1.



Figur 4.2: Manglende enheter i prosent, i tidsperioden 2001-2008.

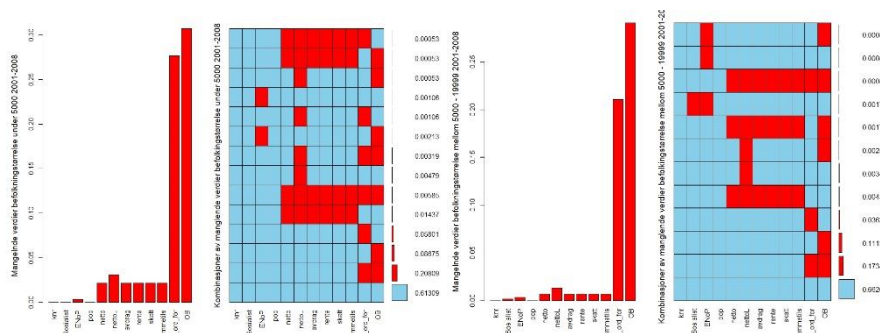
Det er også interessant at det virker som et mønster av manglende verdier for økonomivariablene. 32 verdier mangler for alle økonomivariablene og ingen av de andre variablene. Det er ikke i seg selv overraskende at manglende verdier opptrer i par her, fordi de kommer fra samme kilde. Etter nøyere inspeksjon av de manglende verdiene ser det ikke ut til å være et mønster. Det er ulike kommuner, i ulike år som mangler. Med andre ord kan ikke studien finne noen fellesnevner som grunn til hvorfor disse verdiene mangler. Templ, Alfonz og Filzmoser presiserer i sin artikkel at det er vanskelig å finne manglende datamønstre i praksis (2012, 32; Little og Rubin 2002). Et eksempel på dette er om man konstruerer et ikke-korrelert bivariat datasett med variablene x og y , hvor kun store verdier av y er satt som å mangle (MNAR-situasjon). En dataanalytiker kan dermed ikke skille mellom MCAR og MNAR. Det er også 17 observasjoner hvor alle variablene fra netto til OB mangler. Dette gjelder kommunen

Karlsøy (1936) i Nordland som mangler verdier på økonomivariablene i tidsperioden 2001-2007, etter 2007 er alle økonomivariablene til stede. I kontrast er variablene fra surveyundersøkelsen til stede i tidsperioden 2001-2005, men ikke i perioden etterpå. Torsken kommune (1928) står for brorparten av de manglende verdiene blant de 17, med hele ni av de manglende observasjonene. Etter 2012 har ikke Torsken manglende verdier for økonomivariablene, men for surveyundersøkelsene er manglene fortsatt til stede. Det kan også nevnes som en kuriositet at Torsken kommune er den eneste kommunen i Norge som har vært på ROBEK hvert eneste år siden dens innføring i 2001. Derfor er det ikke overraskende at denne kommunen står for store deler av manglende verdier i datasettet på variablene som omhandler økonomi spesifikt som netto etc., men også OB som indirekte tar for seg økonomi gjennom organiseringen av budsjettarbeidet. Kommuner som Torsken er de som vil falle fra om man bruker en CCA-fremgangsmåte for å rydde datasettet. Det kan tenkes at kommuner som sliter med økonomien sin også i lavere grad vil besvare henvendelser fra forskere som samler inn data. Konsekvensen av dette er at kommuner med dårlig økonomi ikke blir inkludert i studier og man får en bias mot kommuner med bedre økonomi på grunn av utelatelse av kommunene med økonomiproblemer. I verste fall kan dette føre til usikre estimater og feilaktige tolkninger på bakgrunn av hva dataene viser som Lall finner i sin artikkel om imputasjon innen fagfeltet komparativ og internasjonal økonomi (2016, 414). Ved å undersøke hvordan manglende verdier fordeler seg med tanke på økonomi og befolkningsstørrelse på kommunene kan man se etter mønster i de manglende dataene. Som figur 4.2 viser ligger manglende verdier mellom 24-30 prosent for de to variablene fra surveyundersøkelsen. Disse variablene er også de med høyest andel manglende verdier. Ved å filtrere befolkningsstørrelse under 5000, 5000-19999 og over 20000 får man de vanligste målene som brukes i Norge for henholdsvis små, mellomstore, og store kommuner. Først presenteres figur 4.3 som viser fordelingen av manglende enheter i tidsperioden 2001-2008 for kommuner med netto positivt og negativt driftsresultat.

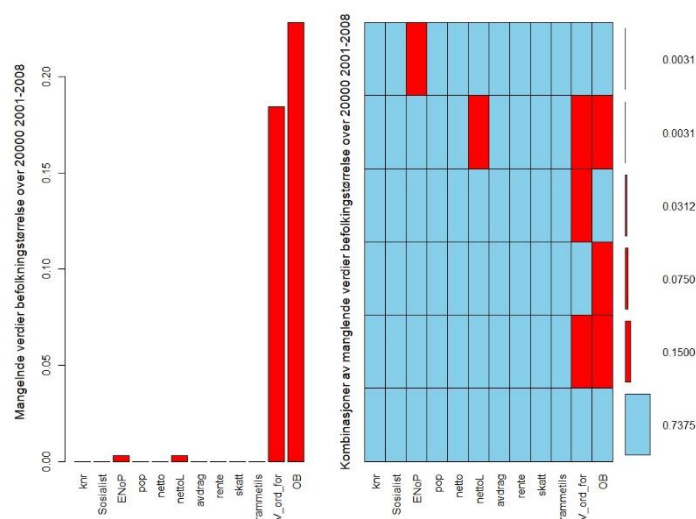


Figur 4.9: Manglende verdier i prosent for kommuner med negativt (til venstre, $N = 976$) og positivt (til høyre, $N = 2335$) netto driftsresultat i tidsperioden 2001-2008.

Det interessante med Figur 4.3 er at det ut fra grafene ikke virker til å være noe spesielt mønster med de manglende enhetene basert på kommunenes økonomiske situasjon. I en surveyundersøkelse om individer kunne man sett for seg at individene lavt på lønnsstatistikken i lavere grad ville svare på undersøkelsen, men en slik sammenheng kan ikke synes i dataene for kommuner. OB-variabelen har en forskjell på 3 prosent der det negative netto driftsresultatet har 31 prosent (340) manglende enheter kontra 28,6 prosent (668) for kommunene med positivt netto driftsresultat. For Valgordning formannskap er forskjellen enda mindre med 24,6 prosent for kommuner med negativt netto driftsresultat og 24,4 prosent for kommuner med positivt netto driftsresultat. Forskjellene ser dermed ut til å være minimale og en slik årsaksforklaring for de manglende enhetene virker usannsynlig. Et annet mål som ofte brukes på kommunene er deres størrelse. Det kan virke fornuftig at små kommuner med færre ressurser ansatte ikke vil ha kapasitet til å svare på surveyundersøkelsene til Norsk institutt for By- og regionforskning. Det motsatte vil da være antakelsen for de store kommunene som har flere ansatte og nyter godt av stordriftsfordelen dette gir de til å ha tid til å svare på surveyundersøkelsene. Her kan det også nevnes at Norsk institutt for By- og regionforskning har med en oversikt over hvilke kommuner som svarer på undersøkelsene og hvordan dette fordeler seg når det kommer til befolkningsstørrelse med samme inndeling som benyttes i denne oppgaven, små, mellomstore og store kommuner. Denne oversikten er naturligvis for hver enkelt surveyundersøkelse og ikke som en helhet. Noen kommuner vil heller ikke ha svart på alle spørsmålene slik at oversikten i hver enkelt surveyundersøkelse vil være feilaktig når det kommer til variablene som benyttes i dette datasettet. Derfor lages en oversikt for alle surveyundersøkelsene med kommuneinndelingen som nevnt tidligere. En slik oversikt vil vise om det finnes mønster tilknyttet befolkningsstørrelsen til kommunen og deres tilbøyelighet til å svare på surveyundersøkelsene. Dessverre finnes det ingen funksjon for å slå sammen grafene til en graf gjennom R, siden disse ikke benytter seg av GGplot2-funksjonene, fordi VIM-pakken bruker en annen metode ved konstruksjon av grafer som ikke er forenelig med GGplot2-funksjonene og det er heller ikke mulig å gjøre de om til GGplot2-objekter.



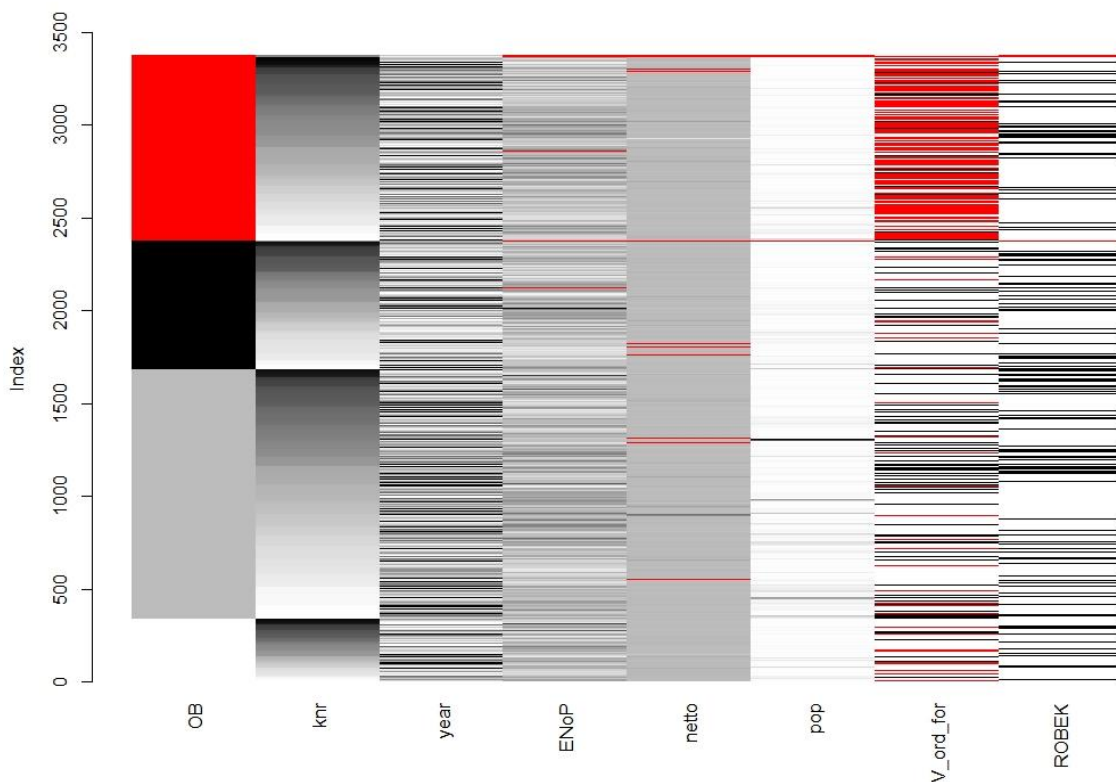
Figur 4.10 Manglende enheter i prosent for kommuner med mindre enn 5000 innbyggere (til venstre, $N=1879$) og med et innbyggertall mellom 5000-19999 (til høyre, $N=1159$) i tidsperioden 2001-2008.



Figur 4.11: Manglende enheter i prosent for kommuner med innbyggertall over 20000 ($N=320$) i tidsperioden 2001-2008

Figur 4.4 viser en interessant trend hvor det virker som forskjellene i svarrate mellom de små- og mellomstore kommunene er minimale. I de små kommunene er manglende verdier på OB-variabelen 30,7 prosent og Valgordningsvariabelen er 27,7 prosent for mellomstore kommuner er de samme tallene henholdsvis 29,1 prosent og 21,1 prosent. De store kommunene svarer i størst grad på surveyundersøkelsene, som man kan se ut fra Figur 4.5. OB-variabelen har en manglende svarrate på 22,8 prosent og Valgordningsvariabelen har 18,4 prosent. De små kommunene står for 55 prosent av utvalget i denne undersøkelsen, mellomstore kommuner for 34 prosent og de store kommunene for rundt 9 prosent. Det har dermed stor betydning at de små kommunene svarer i mindre grad enn resten av kommunene. Hadde svarraten vært like høy som hos de store kommunene ville det vært ca. 320 flere enheter som svarte på spørsmålene fra surveyundersøkelsen. Det er også interessant å merke seg at prosenten som ikke svarer er forskjellig for de to surveyvariablene konstant. Det varierer fra 4-8 prosent i datasettene som er

brukt i Figur 4.4 og 4.5. I utformingen av surveyundersøkelsen kommer spørsmålet om Valgordningen til formannskapet før spørsmålene om budsjettprosessen i kommunen. Dette kan være en medvirkende faktor til at svarprosenten mellom de to spørsmålene varierer selv om de kommer fra samme surveyundersøkelse. Som studien frem til nå har sett på kan det være en sammenheng mellom variablene i datasettet når det kommer til manglende verdier og observasjoner på de andre variablene. For å undersøke om dette er tilfellet brukes Matrixplot-funksjonen og parcoordMiss-funksjonen fra VIM-pakken (Zhang 2015; Templ, Alfons og Filzmoser 2012).²¹ Ved hjelp av disse to funksjonene vil det være mulig å inspisere hvor de manglende verdiene ligger fordelt på verdier fra andre variabler.



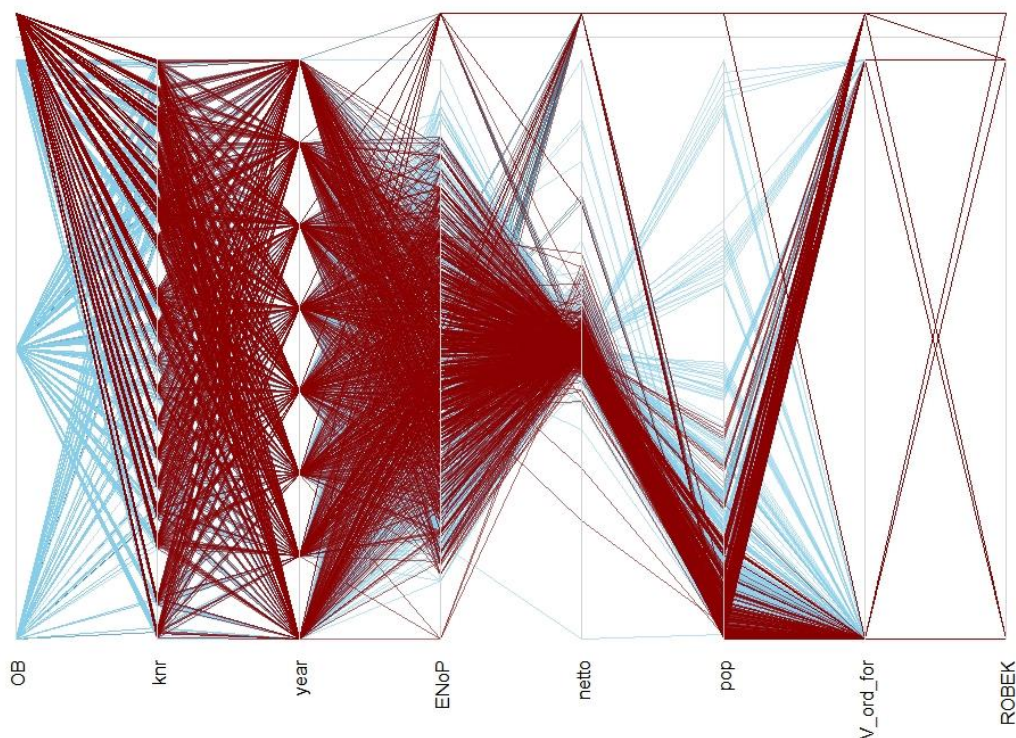
Figur 4.12: Matrisegraf av manglende verdier (rødt) og fra mørk til hvit i nedadgående rekkefølge for tidsperioden 2001-2008 i utvalgte variabler.

Matrisegrafen fungerer slik at det nå er satt opp til å vise fordelingen for OB-variabelen. I rødt vises manglende verdier. Svart vil være den høyeste kategorien for OB-variabelen, sentralisert politisk prosess, grå vil være sentralisert administrativ prosess og desentralisert administrativ prosess for hvit. De andre variablene fungerer på samme måte med lavere verdier for lyse farger og høyere verdier for mørke farger hvor rødt fortsatt viser manglende verdier. Som vi kan lese

²¹ <https://cran.r-project.org/web/packages/VIM/VIM.pdf>

av Figur 6 kommer man til samme konklusjon som tidligere med at det vil være flere manglende verdier på OB-variabelen for lavere verdier på populasjon. ROBEK-variabelen virker også til å ha høyere ansamlinger av høye verdier (være på listen) i OB-kategorien sentralisert administrativ prosess, indikert med fyldigere svarte linjer. Den andre som skiller seg ut, er hvor få kommuner med lave kommunenumre som bruker den desentraliserte administrative prosessen. Som grafen viser er det i større grad kommunenumre med høye verdier som fortsatt benytter seg av den desentraliserte prosessen. Dette kan indikere at kommunene i Nord-Norge, i større grad favoriserer denne typen budsjettprosess. Utover dette ser det ikke ut til å være noen andre sammenhenger i datasettet når det kommer til OB-variabelen. Fordelingen på de andre verdiene ser like ut. Det er ingen klar trend som kan bli lest ut av matrisegrafen i Figur 6.

4.4. Parallelt koordinasjonsplot



Figur 4.13: Parallell koordinasjonsgraf over utvalgte variabler i tidsrommet 2001-2008, rødt viser manglende verdier og blått viser eksisterende verdier for OB-variabelen. Grafen fungerer slik at hver enkelt variabel har sin egen fordeling vist. De røde linjene starter utenfor grafen og de blå angir verdi. OB-variabelen viser inndelingen på tre kategorier.

Figur 7 viser den samme tendensen som vi har sett tidligere. For kommunenummervariabelen ser det ut til å være relativt jevnt spredd ut, med en liten overvekt på kommunene med høyest kommunenumre. Som tidligere vist i studien kan det se ut til at lokasjonen til en kommune har

en innvirkning på om OB-variabelen mangler verdier. Hvis så er tilfelle kan det være hensiktsmessig å inkludere en egen variabel for hvor i landet kommunene ligger. Mest nærliggende vil det være å inkludere en variabel over fylkene. En slik variabel kan være nyttig for en nærmere oversikt over fordelingen, men kan også inkluderes i en regresjonsanalyse som en gruppevariabel. For år ser det ikke ut til å være noen klar trend og det virker som de manglende verdiene for OB er jevnt fordelt. Det samme kan sies for ENoP, men her virker det som de manglende verdiene er mer konsentrert rundt gjennomsnittet til variabelen, det samme ser man for netto driftsresultat. For befolkningsstørrelse derimot blir de tidligere funnene bekreftet ytterligere. Manglende verdier samler seg rundt kommunene med lavest befolkningsstørrelse. Dette funnet er ikke i seg selv overraskende da de fleste kommunene i Norge er små kommuner og det derfor vil være en større ansamling på en slik grafisk fremstilling.

4.5. Korrelasjonsmatrise

Som undersøkelsen har vist frem til nå er det større sannsynlighet for at små kommuner ikke svarer på surveyundersøkelsen og det er i hovedsak der de manglende verdiene for studien befinner seg. Et siste ledd i undersøkelsen av de manglende dataene vil være å lage en korrelasjonsmatrise for å undersøke mer systematisk enn det man kan ved visualiseringene som er lagd.

Variabler	Barn	Unge	Eldre	Arbeidsledighet	Sosialist	ENoP	Netto	NettoLån	Rente	Avdrag	Skatt	Rammetils	Pop	OB	ROBEK	V_ord_for
Knr	0.03	0.03	0.03	0.03	0.022	0.026	0.074	0.089	0.074	0.074	0.074	0.074	0.03	0.055	0.03	0.049
År	-0.034	-0.034	-0.034	-0.034	-0.039	-0.01	-0.069	-0.072	-0.069	-0.069	-0.069	-0.069	-0.034	0.013	-0.034	-0.02
Barn					0.024	0.027	-0.025	-0.003	-0.025	-0.025	-0.025	-0.025		-0.026		-0.027
Unge					0.022	0.01	-0.058	-0.038	-0.058	-0.058	-0.058	-0.058		0.001		-0.018
Eldre					-0.032	-0.014	0.085	0.062	0.085	0.085	0.085	0.085		0.061		0.076
Arbeidsledighet					-0.002	-0.031	0.031	0.056	0.031	0.031	0.031	0.031		0.047		0.069
Sosialist						-0.135	-0.02	-0.024	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02		-0.015		-0.034
ENoP							-0.064	-0.056	-0.064	-0.064	-0.064	-0.064		0.005		-0.023
Netto					0.002	0.103		0						-0.01		0.031
NettoLån					-0.001	0.005								0.056		0.043
Rente					-0.005	-0.005		-0.008						0.024		-0.003
Avdrag					-0.018	0.013		0.022						0.062		0.073
Skatt					-0.004	0.004		-0.008						-0.043		-0.019
Rammetils					-0.011	-0.01		0.031						0.065		0.09
Pop					-0.001	-0.012	-0.042	-0.046	-0.042	-0.042	-0.042	-0.042		-0.087		-0.093
ROBEK					-0.013	0.007	0.013	0.041	0.013	0.013	0.013	0.013		0.03		0.03
V_ord_for	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.034	-0.035	0.003	0.011	0.003	0.003	0.003	0.003	-0.03	0.026	-0.03	
POW	-0.038	-0.038	-0.038	-0.038	-0.04	-0.017	-0.012	-0.004	-0.012	-0.012	-0.012	-0.012	-0.038	-0.033	-0.038	-0.03

Tabell 4.1: Korrelasjonsmatrise mellom utvalgte variabler i tidsperioden 2001-2008. Blank celle tilsvarer ingen verdi, med andre ord, det er ingen manglende variabler i blanke kolonner. Lesing av denne korrelasjonsmatrisen gjøres ved at variablene loddrett inneholder manglende verdier og vannrett har man de observerte verdiene, summen av dette blir en korrelasjonsmatrise som viser hvilke verdier de uobserverte variablene opptre på i de observerte variablene. Dette muliggjøres ved å bruke en skyggematrise som tar verdien 1 for manglende verdier og 0 for observerte verdier.

Som tabellen viser, er der relativt lave korrelasjoner mellom observerte og manglende data i OB-variabelen. OB og Valgordningsvariabelen er de mest interessante og de som har høyest korrelasjonsverdi. Her ser man den samme tendensen som fra de grafiske visualiseringene

tidligere at manglende verdier forekommer i større grad på små kommuner som indikert av -0,087 og -0,093 for henholdsvis OB og Valgordningsvariabelen mot populasjon i en kommune. Et annet interessant mønster er at alle verdiene er positive for kommunenummer noe som indikerer at det er flere manglende verdier på høye kommunenumre. Dette har også blitt sett tidligere i analysen og bekreftes på nytt her. Sammenlignet med identifikasjonsvariabelen kommunenummer har år derimot negativ verdi på alle de andre variablene som viser at lavere verdi på år betyr flere manglende verdier. Korrelasjonstesten viser at det er lite sannsynlig at disse dataene er MCAR. For å utelukke MCAR gjennomfører jeg Littles MCAR-test (1988) i R ved bruk av pakken Naniar.²² MCAR-testen gir en p-verdi på 0 og en statistisk test på 413 og 18 manglende datamønstre. En p-verdi $<0,5$ forkaster nullhypotesen om at dataene er MCAR. Ut fra dataene og informasjonen som ligger bak dataene virker det svært usannsynlig at dataene skal være MCAR. Som Rhoads påpeker er det derimot umulig å vite om dataene er MCAR ut fra testene som finnes, fordi de i realiteten en sjekk for om «observed at random» (OAR) holder og ikke en test for å se om dataene er MCAR eller MAR (2012, 6). Likevel virker det sannsynlig at disse dataene ikke er MCAR selv om man ser bort fra Little sin test (1988).

4.6. MAR eller MNAR?

Om dataene er MAR eller MNAR vil være det vanskeligste spørsmålet å svare på og ifølge de fleste forskere umulig. Gjennomgangen ovenfor har systematisk tatt for seg datasettet og undersøkt datamønstrene for manglende verdier. Ut fra det som er observert virker det mer sannsynlig at disse dataene i hovedsak er MAR. Som Graham påpekte er det gjerne ett spekter mellom MAR og MNAR. Dette gjør arbeidet enklere, men likevel er det viktig å bruke bakgrunnskunnskapen man som forsker har på feltet og det man vet om variablene på forhånd (2009). Spørsmålet man må stille seg er, hvorfor skal dataene fra surveyundersøkelsen være MNAR. Er det noe spesielt med disse dataene som gjør at de har en sannsynlighetsovervekt til å være MNAR. Som tidligere nevnt kan det være færre svar som følge av at spørsmålet om organisering av budsjettet kommer sent i undersøkelsen og personen(e) som svarer er utmattet av kompleksiteten i surveyen. Siden det er kommuner som er enheten virker dette mer usannsynlig enn om undersøkelsen bestod av enkeltpersoner som svarte på en surveyundersøkelse. Det virker også ulogisk å tenke at organisering av budsjettprosessen i en kommune skal være et sensitivt spørsmål og det er derfor de ikke velger å svare.

²² <https://rdr.io/cran/naniar/>

Ressurssituasjonen i kommunen blir godt belyst gjennom økonomivariablene som er inkludert i datasettet og populasjon fungerer også som en indikator på ressurssituasjonen indirekte gjennom at små kommuner vil ha færre ansatte. Måling av arbeidsbyrden til hver enkelt kommune virker særs vanskelig og ut fra det studien har sett frem til nå finnes ingen data på dette området. Populasjon som vist i analysen ovenfor ser ut til å ha en negativ korrelasjon med manglende verdier på begge variablene fra surveyundersøkelsen. I sum virker det som de manglende verdiene i større grad er MAR enn MNAR, selv om det er umulig å utelukke. Uansett vil noe måtte gjøres med dataene, av to grunner. Den høye andelen manglende verdier og det faktum at verdiene er MAR eller MNAR. Begge grunnene vil gjøre at studien må ta grep for å bøte på dette. Som Lall påpeker er ikke nødvendigvis MNAR et problem fordi multippel imputasjon ikke fører til alvorlig skjevhet hvis de manglende dataene er sterkt relatert til observerte verdier og dermed ligner på MAR, mye likt argumentasjonen som Graham bruker (2016, 418; 2009; Schafer 1999; Collins Schafer og Kam 2001). Selvfølgelig er dette umulig å måle siden man ikke har tilgang på de manglende verdiene, men hvis man har verdier som er korrelerte med manglende data vil det være riktig å anta at multippel imputasjon vil fungere nesten like godt som under MAR-antakelsen. En vanlig misforståelse er at man ikke kan benytte seg av imputasjon ved MNAR-data, dette er direkte feil og i all hovedsak vil det være bedre å benytte seg av imputasjon (Lall 2016, 419). Ved å bruke CCA som er vanlig innenfor samfunnsvitenskapelig metode vil det være en sterk nedgang i antall enheter på rundt 65 prosent som vil føre til skjevheter i parameterestimatene og i verste fall kan føre til feilaktige tolkninger av analysen (Graham 2009; Rhoads 2012, 2; Lall 2016, 418). Studien vil dermed miste 4352 enheter om man benytter seg av CCA som fremgangsmåte for behandling av manglende verdier. Et dårlig valg hvis målet er å gjøre valide analyser av dataene. Som vist tidligere i dette kapitlet er de manglende dataene sentrert rundt survey spørsmålene. For de andre dataene som er innhentet er ikke dette tilfellet og andelen manglende enheter er svært lav, noen av verdiene har ingen manglende enheter. Ved å benytte seg av CCA fjerner man all informasjon som man måtte ha om enhetene på samme tidspunkt som det finnes en eller flere manglende verdier (Graham 2009, 554; Lall 2016, 418). Dermed vil imputasjon i motsetning til CCA fungere bedre og utnytte informasjonen som finnes om enhetene for å lage sannsynlige verdier som kan benyttes i en analyse (Lall 2016, 418).

4.7. Imputasjonsmetode

I dette delkapitlet vil imputasjonsmetoden som skal brukes bli beskrevet. Før dette skjer må det bestemmes hvilken imputasjon som skal brukes. Mange ulike imputasjonsmetoder finnes

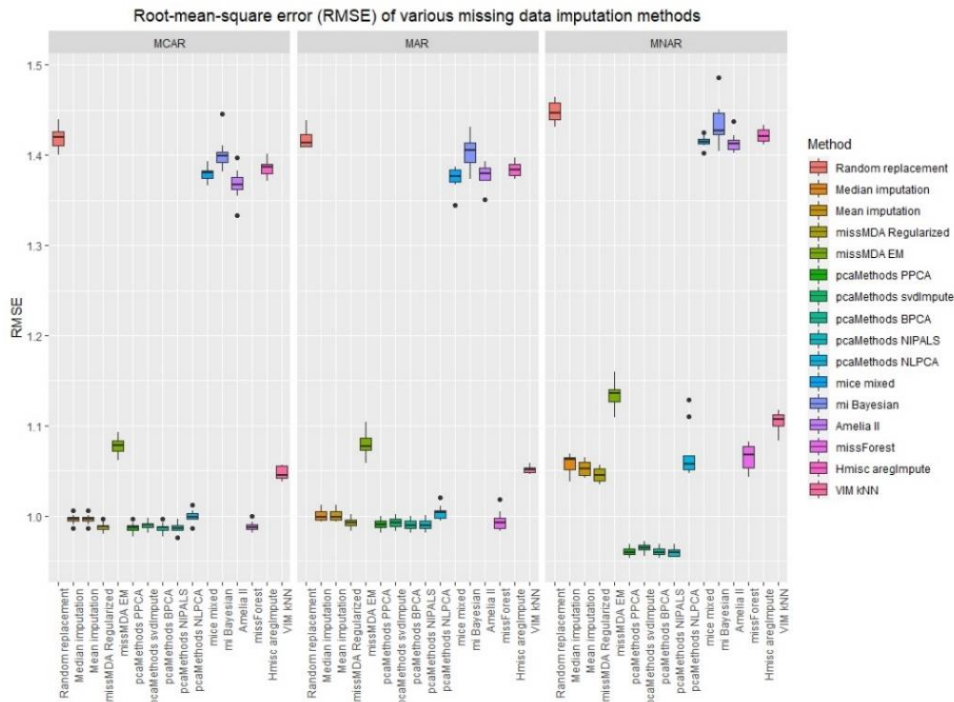
og skal man kun gå ut fra intuisjon eller teori er det lett å trå feil om man har gjort gale antakelser tidligere. Et annet sentralt poeng er å se på hvilke typer regresjoner man kan gjennomføre etter å ha brukt imputasjonsmetoden. Hvis man sitter igjen med få valg for regresjon vil også dette vanskeliggjøre analysen og i verste fall føre til at man benytter seg av feil regresjonsmetode.

For å bestemme hvilken imputasjonsmetode som fungerer best vil R-pakken `missCompare`²³ bli benyttet. Denne pakken sammenligner ulike imputasjonsmetoder og datastrukturer for å se hva som passer best til studiens datasett. Den sentrale antakelsen bak R-pakken er at strukturelt ulike datasett (f.eks store datasett med større nummer korrelerte verdier kontra små datasett med mindre korrelerte verdier) vil dra nytte av ulike imputeringsmetoder på ulike måter. Først undersøkes Root-Mean-Square-Error (RMSE), deretter Mean Absolute Error (MAE) og til slutt Kolmogorov-Smirnov (KS) teststatistikk for de ulike imputasjonsmetodene. RMSE²⁴ er et mål på standardavviket av residualene. MAE representerer gjennomsnittet av den absolutte forskjellen mellom faktiske og predikerte verdier i datasettet. Det måler gjennomsnittet av residualene i datasettet. KS-testen sammenligner dataene med en kjent distribusjon for å se om de predikerte verdiene har samme distribusjon som de originale dataene. I dette spesifikke tilfellet blir den brukt for å teste en teoretisk distribusjon basert på MCAR, MAR eller MNAR-mønster²⁵.

²³ <https://cran.r-project.org/web/packages/missCompare/vignettes/misscompare.html>

²⁴ Se Chai og Draxler for en gjennomgang av RMSE og Mean Absolute Error (MAE) som mål på modellevaluering (2014).

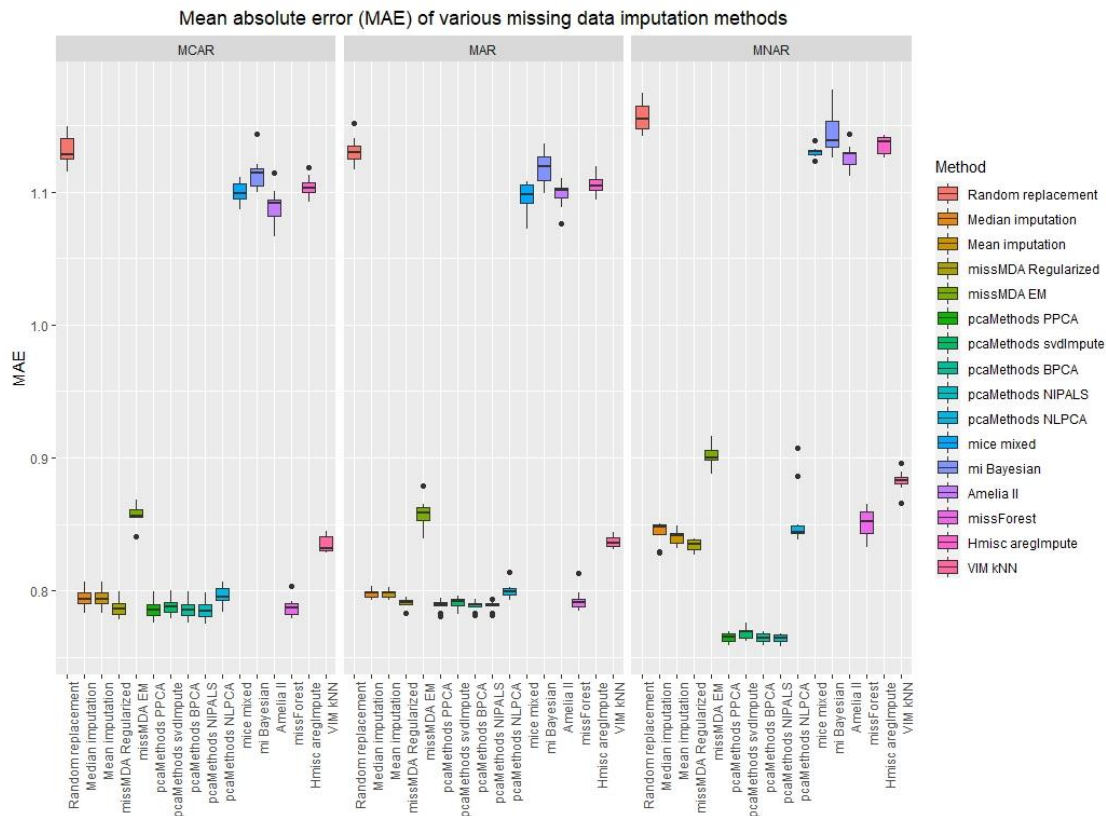
²⁵ Se Berger og Zhou for en oversikt over KS-testen (2005).



Figur 4.14: Root Mean Squared Error av ulike imputasjonsmetoder. Dessverre er det ingen funksjon i pakken for å endre tittelen.

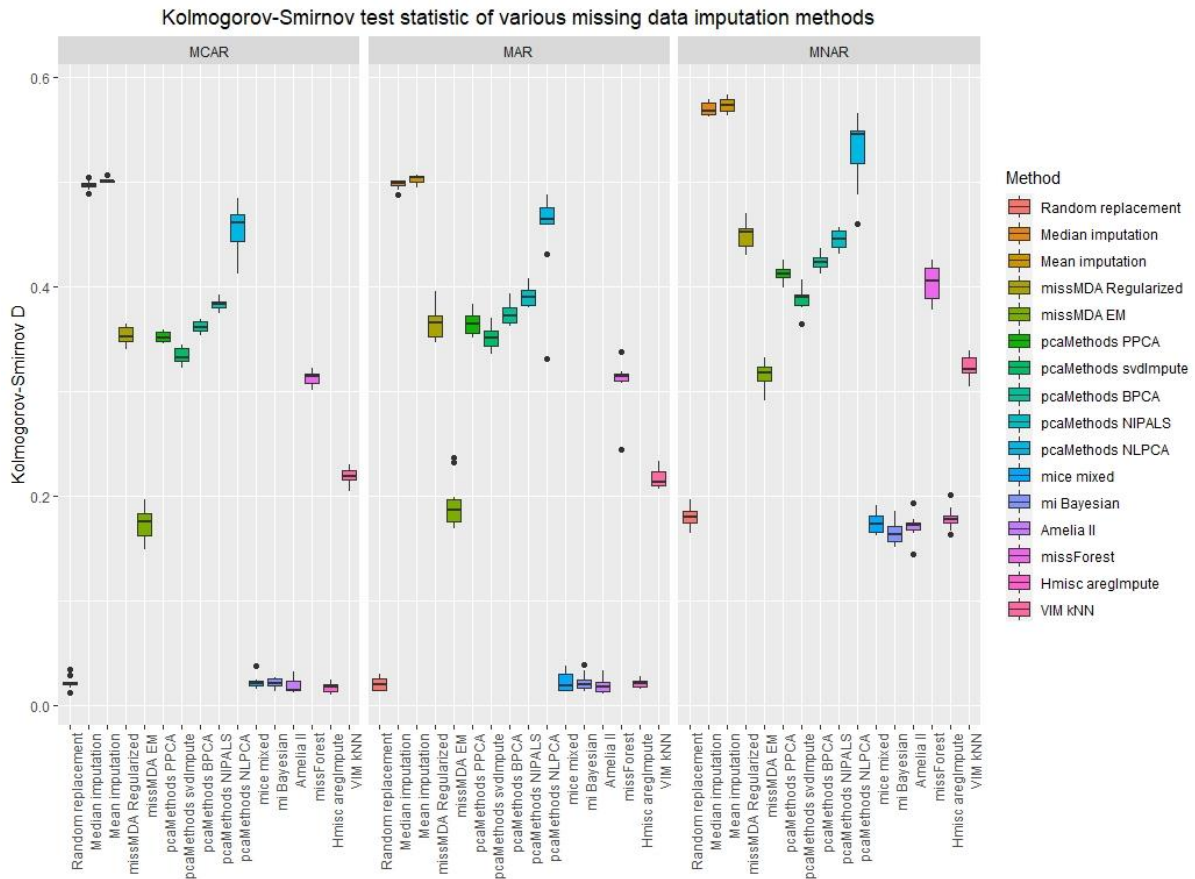
Figur 4.8 viser RMSE for ulike imputasjonsmetoder. En lavere RMSE-verdi viser bedre resultater. *pcaMethods* skiller seg spesifikt ut på disse testene uansett hvilken teoretisk antakelse man gjør om den manglende datamekanismen. Disse imputasjonsmetodene blir svært lite benyttet innenfor samfunnsvitenskapen²⁶. De metodene som blir benyttet innenfor samfunnsvitenskapen er Multiple Imputation Chained Equations (MICE), Amelia II, MI Bayesian og missForest. På grunn av dette vil studien ta utgangspunkt i å sammenligne disse fremgangsmåtene. Som vi kan lese av grafen er det missForest som i all hovedsak skiller seg ut, uavhengig av om man antar en MCAR, MAR eller MNAR distribusjon. Tidligere i kapittelet har det blitt slått fast at dataene ikke er MCAR, men MAR eller MNAR, av den grunn vil MCAR bli utelukket i sammenligning av imputasjonsmetoder.

²⁶ Imputasjon blir lite benyttet generelt innenfor samfunnsvitenskapen, men spesifikt disse metodene blir ikke brukt i noen artikler.



Figur 4.15: Mean Absolute Error av ulike imputasjonsmetoder.

Figur 4.9 viser samme tendens som figur 8. missForest utkonkurrerer de andre imputasjonsmetodene i alle de teoretiske distribusjonene som benyttes. Et annet interessant aspekt er hvor godt de «umoderne» metodene ser ut til å fungere på disse dataene. Her ser vi også at de moderne metodene som MICE, MI Bayesian og Amelia II får like svake resultater som «Random replacement» imputasjonsmetoden. Hvorfor dette skjer er vanskelig å forklare, men det kan ha en sammenheng med faktorvariablene som er inkludert i analysen.



Figur 4.16: KS-test for de ulike imputasjonsmetodene.

I KS-testen ser vi derimot at de moderne metodene utkonkurrerer de «umoderne» metodene og missForest. Selv om de gjør dette, er det viktig å se til i hvilken grad de utkonkurrerer. Ved å se på y-aksen kan man se hvor godt test-statistikken fungerer og som nevnt tidligere, jo nærmere 0 testene kommer jo bedre er imputasjonen for akkurat dette datasettet. I RMSE og MAE-testene ser man at det er mye høyere på y-aksen som indikerer at alle metodene i helhet er dårligere til å predikere de manglende verdiene. For å bestemme riktig imputasjonsmetode for datasettet ser man derfor på differansen mellom de ulike imputasjonsmetodene.

	MAR RMSE	MNAR RMSE	MAR MAE	MNAR MAE	MAR KS	MNAR KS
MICE mixed	1.368761	1.4175662	1.0975135	1.1309465	0.0132956 2	0.161764 7
mi Bayesian	1.410882 6	1.4862736	1.1238174	1.1770075	0.0164073 6	0.162754 5
Amelia II	1.350296 9	1.4154646	1.0765006	1.1289848	0.0335219 2	0.144230 8
missForest	0.996958 7	1.0485732	0.7938461	0.8374174	0.3144271 6	0.422511 3
MICE mixed - missForest	0.371802 3	0.368993	0.3036674	0.2935291	- 0.3011315 4	- 0.260746 6
mi Bayesian - missForest	0.413923 9	0.4377004	0.3299713	0.3395901	-0.2980198	- 0.259756 8
Amelia II - missForest	0.353338 2	0.3668914	0.2826545	0.2915674	- 0.2809052 4	- 0.278280 5

Tabell 4.2: Oversikt over verdiene fra imputasjonsmetodene MICE, MI Bayesian, Amelia II, missForest ved modellmålene RMSE, MAE og KS.

Tabell 4.2 viser hvordan verdiene fordeler seg på de ulike metodene. MCAR-verdiene er fjernet fordi de er av liten interesse for sammenligningen. Differansen mellom MAR og MNAR er større når det kommer til RMSE og husk at de også starter fra en høyere baseverdi som gjør at disse estimatene er mer usikre enn KS-testens hvor verdiene er mye nærmere null enn det som er tilfellet for RMSE og MAE-verdiene for imputasjonsmetodene. Med dette utgangspunktet skiller missForest seg ut som en bedre imputasjonsmetode for dette spesifikke datasettet.

4.8. missForest

MissForest er en ikke-parametrisk imputasjonsmetode som fungerer for alle typer data (Stekhoven 2011; Stekhoven og Bühlmann 2011). Metoden gjør ikke antakelser om de strukturelle aspektene ved datasettet og ved hjelp «random forest» tilnærmingen kan den behandle både numeriske og kategoriske variabler som i dette datasettet. Dette gjør også at missForest håndterer høye dimensjonsdata, komplekse interaksjoner og ikke-lineære sammenhenger (Stekhoven og Bühlmann 2011). Imputasjonsmetoden har vist seg å prestere bedre eller like godt som andre metoder for MCAR eller MAR data (Abrahantes et al 2011; Waljee et al 2013; Penone et al 2014; Shah et al 2014; Di Guida et al 2016; Tang og Ishwaran 2017; Ramosaj og Pauly 2017; Misztal 2019; Smith et al 2021).

missForest algoritmen blir implementert i R og er basert på «random forest». «Random forest» er en av de mest effektive maskinlæringsmodellene brukt til klassifisering, regresjon og prediksjon (Breiman 2001; Lingjun, Levine, Fan, Beemer og Stonach 2018). «Random forest» har høy nøyaktighet og effektivitet for store datasett, selv med høy andel manglende data. Overtilpasning blir unngått ettersom antallet trær (ntrees) øker (Breiman og Cutler 2005). missForest gjennomfører algoritmen iterativt: hver variabel inngår i en regresjon av de andre variablene etter hverandre, de manglende verdiene blir predikert ved hjelp av tilfeldige trær som deretter blir tilpasset de kjente verdiene på hver enkelt variabel. Algoritmen gjentar denne prosessen til det pre-spesifiserte antallet iterasjoner er nådd. Samtidig vil algoritmen oppdatere den imputerte matrisen variabelvis og sammenligner resultatet mellom hver iterasjon. missForest-algoritmen gir en «out-of-bag» (OOB) estimering av imputasjonsfeil. OOB tolkes som en representasjon av den sanne imputasjonsfeilen og benyttes for å vurdere kvaliteten på imputasjonen (Stekhoven og Bühlmann 2011, 113). missForest kan produsere skjeve estimater av regresjonskoeffisientene (Hong og Lynn 2020). Dette kan tyde på at missForest er for optimistisk i sin fremgangsmåte, men samtidig har de andre populære imputasjonsmetodene Amelia II og MICE også vist seg å ha slike problemer og om ikke mer alvorlige (Guida et al 2016, Abrahantes et al 2011). Imputasjon er ikke et perfekt verktøy for å behandle manglende verdier, men det gir et bedre utgangspunkt for analysen enn å slette tilgjengelig informasjon som kan vise seg å være viktig for analysen og konklusjonene. Som Lall og andre har vist kan funn på et fagfelt endre seg drastisk om man benytter seg av imputasjon (2016).

Alle variablene som skal inngå i analysen blir også inkludert i imputasjonen for å motvirke ikke-tilfeldigheter. Ved å inkludere alle variablene gir man algoritmen flere datapunkter for å kunne predikere verdiene. Anbefalingene er å inkludere alle variabler som kan forklare de manglende dataene. Dette gjør to ting: Først vil tapet av den statistiske kraften på grunn av manglende data bli delvis motvirket og estimasjonskjevheter på grunn av MNAR vil bli redusert (Collins et al 2001; Graham 2009, 560). Som vist tidligere i kapittelet er det ikke alle variablene som har manglende verdier. Disse vil dermed ikke bli imputert, men fungere som støttevariabler til imputasjonen.

For å få mest mulig korrekte resultater ble det brukt tid på å stille inn de to viktigste parameterne som kan sørge for dette: antallet trær i algoritmen (ntree) og antallet tilfeldige variabler brukt i hvert tre (mtry). Først ble standardinnstillingene for begge mtry (kvadratroten av det totale antallet prediktorer) og «random forests» med ulike verdier for ntree for å finne det optimale treet som gir lavest mulig OOB feilrate. Hvert steg av denne prosessen tar lang tid, dermed må

effektiviteten til algoritmen måles opp mot nytten. OOB vil nå et nivå hvor man vil måtte investere mer i datakraft og tid enn det resultatet man vil ende opp med gir i forbedret imputasjon. missForest ble til slutt kjørt med disse spesifikasjonene `nmtree:1200, mtry:23`. Det tok ca 10 timer. missForest ga en lav OOB indikert av NRMSE på 0,0005 og en PFC på 0,04. NRMSE måler imputasjonen for de numeriske variablene og PFC for de kategoriske. Legg merke til at en «god» OOB gir en verdi nære 0, mens et dårlig resultat gir en verdi nærmere 1 (Stekhoven 2012, 4). Siden verdien av NRMSE og PFC var nærmere 0 var resultatet til missForest relativt gode (Stekhoven og Bühlmann 2012). Til slutt ble det gjennomført en datainspeksjon av de imputerte verdiene for å se om imputeringen hadde gitt usannsynlige verdier. Det ble ikke funnet og det er gjort en grundig undersøkelse i kapittel fem. missForest-pakken har dessverre ikke egne kommandoer for post-imputasjon inspeksjon av dataene siden det er en algoritme og dermed ikke konstruerer datasett på samme måte som MICE og andre multiple imputasjonsteknikker.

Kapittel 5. Data

For å besvare forskningsspørsmålet tas en kvantitativ fremgangsmåte basert på paneldata fra Local Government Dataset laget av Fiva, Halse og Natvik (2020) som dekker alle norske kommuner fra 1972-2019. Studien har avgrenset tidsrommet til 2001-2016 som blir redegjort for senere i kapittelet. I tillegg brukes sammenfallende institusjonelle og økonomiske variabler samlet inn fra Kommunedatabasen, Regjeringens liste over kommuner på ROBEK og Norsk institutt for by- og regionforsknings kommunale organisering som lages for Kommunal og regiondepartementets organisasjonsdatabase. Studien knytter de institusjonelle variablene opp mot kommunenes økonomiske resultater for å se om det er politikere, organisering av budsjettprosessen eller balanserte budsjettregler som har størst effekt på det endelige økonomiske resultatet. Ved å knytte sammen disse institusjonelle variablene med politiske variabler som beskriver utviklingen blant kommunene muliggjør det nærmere undersøkelse av de bakenforliggende mekanismene som fører til budsjettbalanse i norske kommuner. Studien tar høyde for utviklingen i valg av Formannskap, hvor man har sett en dreining mot avtalevalg fremfor forholdstallsvalg som tidligere har vært normalen. I tidligere studier har forholdstallsvalg vært antagelsen uten at man har modellert dette i analysen siden «alle» bruker forholdstallsvalg og det følgelig har vært unødvendig å inkludere som en egen variabel. Studien argumenterer for at denne utviklingen er interessant og verdt å bruke mer tid på. For å se om dette også kan fungere som et mål på politiske styrke, eller om det istedenfor målet samarbeid mellom partier som redegjort for i teorikapittelet.

5.1. Local Government Dataset

Paneldatasettet ble originalt konstruert for en analyse om den strategiske bruken av offentlige midler (Fiva og Natvik 2013). Datasettet er blitt utviklet videre og i den siste versjonen har det detaljert informasjon om kommunestruktur, demografi, valg, finanspolitikk og omfordelende policy. Datasettet har blitt brukt for studier på valgforskning (Finseraas og Vernby 2014; Ellingsen og Hernæs 2018; Lind 2019; Fiva et al 2021), ressursforbannelsen (Borge et al 2015), valgreform (Fiva og Folke 2016), utkontraktering (Geys og Sørensen 2016), vedlikehold av offentlige bygg (Hopland 2016), prestasjonsbetaling (Geys et al 2017), politiske partier (Fiva et al 2018; Lind 2020), balanserte budsjettregler (Borge og Hopland 2020) og bruk av helsehjelp (Godøy og Huitfeldt 2020).

Fiva et al sitt datasett blir brukt som utgangspunkt for konstruering av et originalt datasett. «Local government dataset» er det mest komplette datasettet og dekker alle norske kommuner i tidsperioden som studien benytter. Det vil dermed være mest hensiktsmessig både av praktiske og teoretiske grunner å bruke dette datasettet som grunnmuren i byggingen av datasettet til analysen. Politiske variabler: seteandel for partiene, hvilket parti som har ordfører/varaordfører, og utregning av ENoP (Effective Number of Parties)- indeksen utviklet av Laakso og Taagepera (1979). Av disse er det ENoP, et mål på om ordfører og varaordfører er fra samme parti og om de har flertall som vil være inkludert i selve analysen, indirekte vil seteandelen for partiene være representert gjennom ENoP. Kommunenummeret vil bli brukt som identifikasjonsvariabel fordi noen kommuner i Norge deler samme navn.²⁷

5.2. Avgrenset tidsperiode

På grunn av begrensninger i datamaterialet på forklaringsvariablene og sammenlignbarheten over tid er dette innskrenket til tidsrommet 2001-2016. Det er fem grunner for hvorfor dette vil være den mest naturlige inndelingen. For det første blir ROBEK innført i 2001 og det finnes dermed ikke noe tidligere mål. Som nevnt tidligere var ROBEK en liberalisering av gjeldende praksis så før ville alle kommuner bli påført strenge krav om lånopptak. For det andre endret man systemet for rapportering av økonomiske data til staten og dermed vil ikke tidligere tall være sammenlignbare med de etter 2001. For det tredje er tiden etter 2016 preget av den store regional- og kommunereformen i Norge. Hvor antall kommuner har gått fra 435 kommuner i

²⁷ Dette gjelder: Bø (Telemark og Nordland), Sande (Vestfold og Møre og Romsdal), Herøy (Nordland og Møre og Romsdal), Os (Hedmark og Hordaland), Våler (Østfold og Hedmark) og Nes (Akershus og Buskerud).

2001 til 356 kommuner i 2020, men sammenslåingene startet allerede i 2016.²⁸ For det fjerde strekker Norsk institutt for by- og regionforskning sin siste datainnsamling seg kun til 2016. For det femte opphevet man Lov av 25. september 1992 lov om kommuner og fylkeskommuner med inntredelse fra 2001 med Lov av 22. juni 2018 lov om kommuner og fylkeskommuner. Her endres både de generelle bestemmelsene i loven, bestemmelsen om folkevalgte og administrasjon, økonomibestemmelsene og bestemmelser om interkommunalt samarbeid. Disse endringene har fått ulike ikrafttredelsestidspunkter. Disse fem grunnene taler for at det må skje en avgrensning og at den mest hensiktsmessige vil være fra 2001 frem til kommune- og regionsreformen som starter i 2016. I alle slike studier må man sette en grense for studiens undersøkelse. Jo lengre tidsperiode for analysen, jo mer komplisert blir både dataanalysen og innhenting av data som ikke inneholder store mangler. Selv om variablene som inkluderes i analysen i hovedsak er registervariabler fra et relativt høyteknologisk land som Norge hvor datatilgjengeligheten i utgangspunktet er god, har den likevel visse mangler. Et eksempel på dette er data på antall formannskapsmedlemmer²⁹ og deres partitilhørighet. I tabellen hentet fra SSB var det noen kommuner som hadde under fem formannskapsmedlemmer³⁰, det var også slik at en Herøy 1818 i perioden 2015-2019 hadde ti formannskapsmedlemmer fra Arbeiderpartiet og 16 formannskapsmedlemmer totalt. I en liten kommune som Herøy er virker dette lite plausibelt og ved en nærmere kontroll av kommunestyredokumenter fra valg av formannskap viser det seg at kommunen har totalt syv formannskapsmedlemmer. Dette var et gjennomgående problem for kommuner i Nord-Norge og 17/18 avvik som er funnet kommer derfra. Her kan det også være andre kommuner som ikke er blitt identifisert i andre deler av Norge, men foreløpig ser det ut til at dette er konsentrert blant kommuner i Nord-Norge sammenlignet med resten av kommune-Norge. Her er ett eksempel på hvordan registerdata som man antar skal være pålitelige i et land som Norge, fortsatt har mangler og burde bli behandlet med forsiktighet. Mantraet med egen gjennomgang av dataene man inkluderer i analysen er selvfølgelig viktig for enhver forsker og dermed et viktig, men ofte underkommunisert aspekt ved generering av ny data og i siste instans ny innsikt i valgt forskningsspørsmål og problemstilling. Studien har derfor valgt å legge større vekt på manglende data og hvordan disse kan påvirke resultatene av analysen og ikke minst tidligere analyser. En redegjørelse av

²⁸ Kommunesammenslåinger har også skjedd i tidsrommet 2001-2016. Disse er: Våle og Ramnes til Re (2002), Skjerstad innlemmet i Bodø (2005, med to stemmers overvekt 50,2 prosent), Ølen og Vindafjord til Vindafjord (2006), Aure og Tustna til Aure (2006), Kristiansund og Frei til Kristiansund (2008), Inderøy og Mosvik til Inderøy (2012) og Harstad og Bjarkøy til Harstad (2013) (Gleinsvik og Klingenberg 2013, 10).

²⁹ Tabell 04812 <https://www.ssb.no/statbank/table/04812/> (SSB 2021)

³⁰ I lovteksten er det satt en minimumsgrense på fem medlemmer. (Lov om kommuner og fylkeskommuner).

surveydataene på kommunenivå som inkluderes er spesielt viktig å fremheve. Tovmos (2007) artikkel om organisering av budsjettprosessen og dens innvirkning på driftsresultatet til kommunene ekskluderer 35 prosent av utvalget sitt på grunn av mangel på organisering av budsjettprosessvariabelen. Som Tovmo påpeker i artikkelen sitter han igjen med et utvalg på 2514 observasjoner, noe som er et høyt antall i slik forskning. Det han sier indirekte er at det potensielt kunne vært 3867 observasjoner. Måten å gjøre dette på er vanlig i forskningen, men det som savnes er en redegjørelse av hvilke kommuner dette innebærer, har kommunene som ikke svarer på undersøkelsen noen sammenfallende karakteristikk som gjør at man kan bøte på problemet eller ikke. I artikkelen kommer det ingen diskusjon om hvilke kommuner som har manglende verdier og om disse har en sammenheng med hverandre. Listen i appendiks B viser alle kommuner som har svart på en eller flere av surveyundersøkelsene. Det er kun tre kommuner som ikke har besvart noen av surveyundersøkelsene, Nes, Eigersund og Leksvik. Disse vil da utgjøre 48 manglende observasjoner i datasettet om man velger å fjerne all informasjon. Nitten kommuner har kun svart på en av surveyundersøkelsene. Disse kommunene vil dermed står for tolv manglende observasjoner hver. Åtte av de nitten kommunene befinner seg i Nord-Norge og dermed virker det til å være en skjevhet i utvalget når det kommer til Nord-Norge. Den samme tendensen ble også observert i forrige kapittel som også undersøkte manglende observasjoner, men der på variabelnivå. Dette betyr at nesten alle kommunene har svart på minst en surveyundersøkelse og styrker argumentet om å bruke imputering for å få mer informasjon ut av enhetene. Samtidig har datasettet informasjon om enhetene som ikke har svart på surveyundersøkelsen i form av registerdata fra NSDs kommunedatabase (2021), SSB (2021) og Fiva-datasettet.

5.3. Presentasjon av variabler

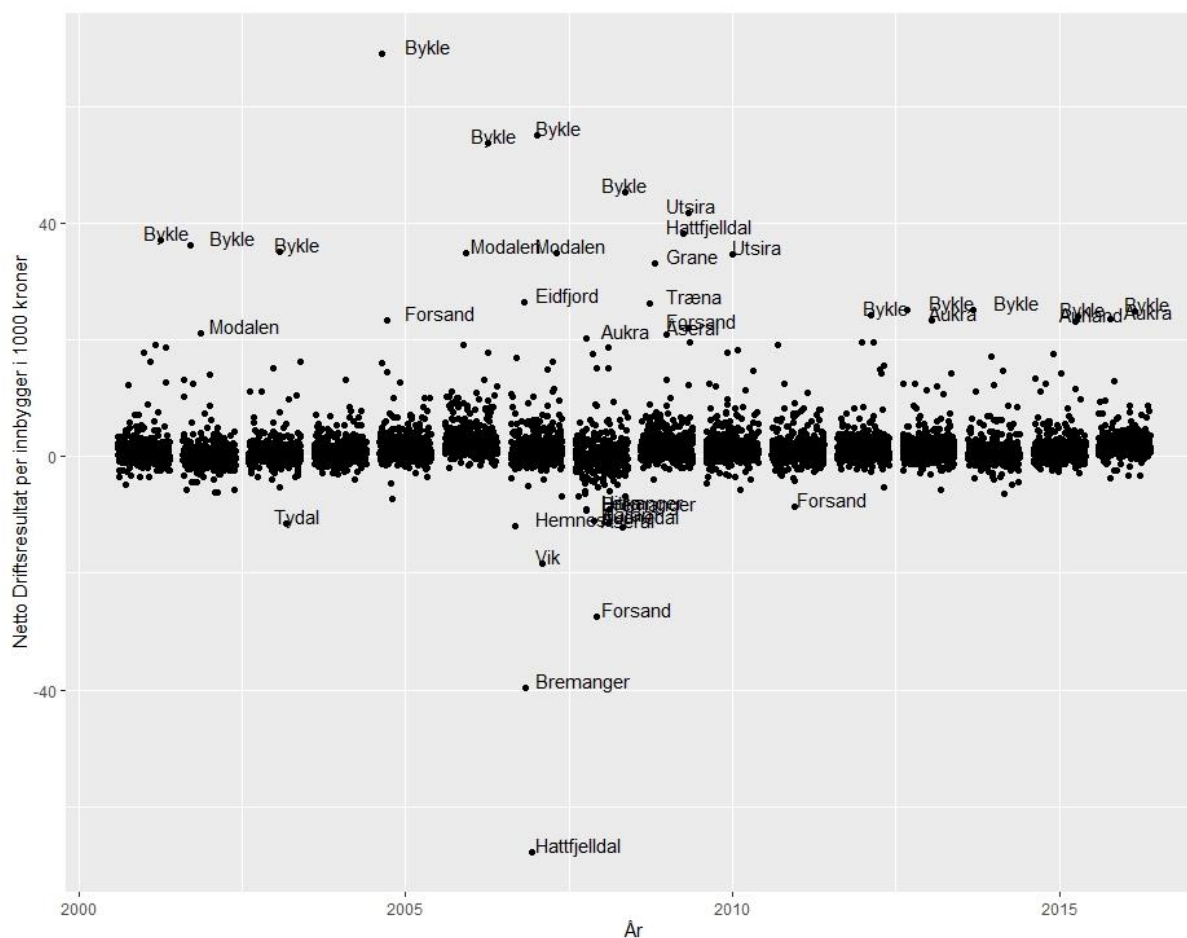
Nedenfor presenteres variablene som er inkludert i analysen. Her vises variablenes fordelinger og hvordan det ikke-imputerte datasettet mot det imputerte datasettet fordeler seg på variablene som er imputerte. Det kommer også en redegjørelse for hvorfor de økonomiske og kommunespesifikke variablene er inkludert i analysen. Først presenteres avhengig variabel, deretter numeriske forklaringsvariabler og kontrollvariabler, deretter de kategoriske variablene.

5.3.1. Avhengig variabel – Netto driftsresultat per innbygger

For å måle budsjettunderskudd i norske kommuner brukes netto driftsresultat som viser hvert års over eller underskudd for kommunene. Netto driftsresultat viser driftsinntekter fratrukket driftsutgifter, renter og avdrag. Dette viser hva kommunene sitter igjen med til avsetninger og investeringer. Det er dermed det mest brukte målet for å undersøke økonomien til en kommune,

brukt av både TBU i sine rapporter, men også i tidligere forskning på området (Borge 2005; Tovmo 2007; Hopland 2013; Borge og Hopland 2020). Dataene om kommunenes netto driftsresultat er hentet fra kommunedatabasen til NSD (2021) og deretter rengjort og gjort klar til bruk for denne analysen. For å kunne sammenligne resultatene over tid, er variabelen blitt omgjort til ekte 2001 kroner ved hjelp av den kommunale deflatoren utarbeidet av TBU.³¹ Den har også blitt delt på antall innbyggere i den respektive kommunen slik at resultatet skal være mer sammenlignbart på tvers av kommunene i tråd med tidligere studier på området (Tovmo 2007). Netto driftsresultat kunne også blitt satt opp som prosent av brutto driftsinntekter. Det virker ikke som den ene eller andre måten er foretrukket i litteraturen og Hopland velger å benytte seg av begge måtene å undersøke økonomien til kommunene (2013, 192). Dermed antas det at måten man måler netto driftsresultat, om det er ved prosent av brutto driftsinntekter eller som per innbygger vil effekten være lik og det vil i realiteten ikke spille noen rolle hvilken måte som velges. Derfor benyttes netto driftsresultat i 1000 kroner deflatert med kommunal deflator delt på antall innbyggere som mål på den økonomiske situasjonen i kommunene. Ved å gjøre dette kan man måle effektene i kroner og dermed kunne si noe om hva den reelle effekten av forklaringsvariablene på kommuneøkonomien er. Borge (2005) og Tovmo (2007) velger å snu den avhengige variabelen slik at deres tolkninger av dataene blir motsatt fra denne studiens og Hopland (2013) sin. Det blir ikke gitt en god grunn til hvorfor dette skal være nødvendig så derfor velger denne studien å følge Hoplands (2013) operasjonalisering på dette punktet. Standardavviket er på 3,4 og det ekstremverdier i denne variabelen med et maksimalt budsjettunderskudd på 67 800 kroner per innbygger og et overskudd på 69 100 kroner per innbygger.

³¹ <https://www.regjeringen.no/no/dep/kmd/org/styrer-rad-og-utvalg/teknisk-beregningsutvalg-for-kommunal-og/id449207/>



Figur 5.1: Netto driftsresultat per innbygger i 1000 kroner fordelt på år. Kommunene som er markert, står for ekstremverdiene. Over 20 eller under -7,5 i netto driftsresultat per innbygger i 1000 kroner.

Ekstremverdiene på underskudd knytter seg til Terra-saken som ikke overraskende førte til store tap hos kommunene som deltok. Bremanger og Hattfjelldal er de to kommunene hvor dette har størst påvirkning, siden de investerte et større beløp enn de andre kommunene unntatt Haugesund og har færre innbyggere enn Haugesund så tapene blir høyere når man måler per innbygger. Blant overskuddene finner man kraftkommunene hvor Bykle kommune i 2005 troner øverst med det høyeste overskuddet registrert i datasettet. Bykle og de andre kraftkommunene har generelt svært høye overskudd sammenlignet med innbyggertallet som figur 12 illustrerer godt. Ser man derimot på 25 persentil og 75 persentil ser man at det i all hovedsak holder seg mellom et overskudd på 30 kroner per innbygger og 2000 kroner per innbygger. Siden dette er naturlige variasjoner mellom kommunene og ekstremverdiene ikke er så store vil de ikke bli fjernet fra modellene.

5.3.2. Størrelse på formannskapet, ENoP og andel sosialister i kommunestyret

Forklaringsvariablene som er numeriske er antall formannskapsmedlemmer og ENoP. Disse blir brukt til å måle fragmenteringen i henholdsvis kommunestyret og formannskapet. Siden denne kan være ulik på grunn av valgordningen til formannskapet blir det teoretisk og empirisk riktig å inkludere begge målene. Tidligere studier har i stor grad brukt ENoP som et mål på partifragmentering i norske kommuner og brukt det som et mål på politisk styrke. Tidligere studier har også brukt den inverse Herfindahl-indeksen som måler samme fenomen. ENoP-indeksen er utviklet av Laasko og Taagepera (1979). Indeksen tar høyde for både antallet partier representert (n) og deres relative styrke og er gitt ved:

$$\frac{1}{\sum_{i=1}^n \text{Seteandel}_i^2}$$

hvor *Seteandel* er proporsjonen av setene for i -ende parti. En utfordring i senere tid har vært å måle fragmenteringen også i formannskapet siden valgordningen her har endret seg betydelig de senere årene. Nå gjennomføres over 30 prosent av alle valg til formannskapet ved hjelp av avtalevalg. Tidligere var det i all hovedsak forholdstallsvalg og det brukes fortsatt i over 60 prosent av kommunene. Som nevnt i teoridelen gjør dette at man også må måle hvordan fragmenteringen i formannskapet er. Fordi partifragmentering allerede blir målt ved hjelp av ENoP blir antallet formannskapsmedlemmer et bedre mål på fragmenteringen innad i formannskapet og den enkle logikken at jo flere personer man har i et formannskap jo mer fragmentert er det. Den underliggende mekanismen som ligger til grunn for ENoP hvor flere effektive partier medfører høyere budsjettunderskudd ligger også til grunn for antallet formannskapsmedlemmer. ENoP variabelen viser et gjennomsnitt på 4,2 effektive partier i norske kommuner og et standardavvik på 1,1 effektive partier. Det er relativt store forskjeller mellom kommuner i Norge når det kommer til antallet effektive partier, hvor 1 effektivt parti er minimumsverdien og 7,7 er maksverdien i datasettet. Maksverdien tilhører Kvinnherad kommune.

Andelen sosialister i kommunestyret er et mye brukt mål innenfor dette forskningsfeltet for å kontrollere for ideologi. Tidligere studier har funnet det nødvendig å inkludere ideologi som en kontrollvariabel (Borge 2005; Tovmo 2007; Hopland 2013). Her regnes Arbeiderpartiet og alle partiene til venstre for de i en tradisjonell venstre-høyre akse som sosialistiske partier. Målet blir dermed prosentandelen av representanter fra sosialistiske partier i kommunestyret. Gjennomsnittlig andel representanter fra sosialistiske partier er på 40 prosent. Hvor

maksverdien er 100 prosent og minimumsverdien er 0. Grunnen til at man kan få 0 prosent er fordi det i noen kommuner blir stilt med bygdelister hvor ingen av de tradisjonelle norske partiene som er representert på Stortinget stiller. Et eksempel på en slik kommune er Modalen. Noen studier velger å ekskludere disse kommunene, men fordi denne studien bruker formannskapsdataene kan man likevel bruke kommunedataene.

Ifølge norsk lov skal formannskapet bestå av minst fem representanter fra kommunestyret. Fem er dermed minimumsgrensen som alle kommuner må følge. Denne variabelen gikk originalt fra null til 20, men siden det er lite intuitivt å ha null som start når minimumsantallet er fem sentreses denne variabelen slik at nullnivået blir fem formannskapsmedlemmer som måles mot. Dette gjør at verdien nå strekker seg fra 0 til 15. Det betyr at en kommune som får verdien 0 i realiteten har minimumsgrensen på fem formannskapsmedlemmer. I datasettet var det kommuner som hadde færre enn de lovpålagte fem formannskapsmedlemmene. Disse har blitt satt til 0. En kommune hadde NA i en fireårsperiode, men både før og etter denne perioden hadde de fem formannskapsmedlemmer så det antas at det også er tilfellet her og denne fireårsperioden settes også til 0.

5.3.3. Økonomiske kontrollvariabler

De økonomiske variablene vil fungere som kontrollvariabler i denne studien. For å kunne måle den økonomiske situasjonen på en god måte har det vært viktig å inkludere de andre økonomivariablene som har en effekt på netto driftsresultat. Ved å ta utgangspunkt i tidligere studier, deres funn og argumentasjon er det fem andre økonomivariabler som er brukt i tidligere studier. Disse er: Netto lånegrad, rentebetaling, avdrag, skatt og rammetilskudd. Netto lånegrad forteller hvor mye lån en kommune har, og dette kan virke inn på hvordan deres netto driftsresultat ender opp. Som det kan leses av tabellen har den gjennomsnittlige kommunen i Norge 39300 kroner per innbygger i lån. Rentebetaling viser økning i renten indirekte eller en økning i lån som blir tatt opp og dermed høyere kostnader for kommunene. Det er antatt at denne variabelen vil ha en negativ effekt på netto driftsresultat basert på tidligere studier. Gjennomsnittet for kommunene ligger på 1400 kroner i rentebetalinger. Økte avdrag antas å ha samme effekt som rentebetaling på avhengig variabel. Gjennomsnittet for norske kommuners avdrag ligger på 1600 kroner. Skatteinngangen for kommunen antas å ha en positiv effekt på netto driftsresultat. Her måles skatt på inntekt, formue og naturressursskatt. Tidligere studier viser dette, men også rent logisk gir det mening at med høyere skatteinntekter vil man ende opp med et høyere netto driftsresultat om utgiftene ikke øker på samme tid. Som man kan tenke seg er det kraftkommunene med få innbyggere som har størst skatteinntekter blant norske

kommuner. Den gjennomsnittlige kommune i Norge får inn 13 700 kroner per innbygger gjennom skatt på inntekt, formue og naturressursbeskatning. Rammetilskudd forventes også å ha en positiv effekt på netto driftsresultat med samme argumentasjon som skatt. Ut fra tabellen kan det virke lite intuitivt at en kommune kan få negativt rammetilskudd, men dette kan skje hvis deres inntekter har vært mye høyere enn forventet og dermed får man trekk i rammetilskuddet det påfølgende året. Som tabellen viser, skjer dette svært sjeldent. I datasettet er det kun Hole kommune hvor dette har skjedd. En kommune har derimot fått 0 i rammetilskudd over flere år, nemlig Bykle. Dette er fordi denne kommunen har store inntekter fra naturressursskatten. Gjennomsnittet for alle kommunene er 16 600 kroner per innbygger i rammetilskudd. Høyere rammetilskudd kan forventes å føre til høyere netto driftsresultat, så lenge det ikke følger med økte kostnader ved rammetilskuddet. Skatteinntang og rammetilskudd viser kommunenes inntekter, mens avdrag, rentebetaling og netto lånegjeld kontrollerer for kommunenes gjeldsutgangspunkt. Se for deg en kommune som, for hvilken som helst grunn hadde et stort budsjettunderskudd i periode t . På grunn av de økte kostnadene ved å betjene gjelden så bruker underskuddet i tid t å føre til økt underskudd i fremtidige perioder. Alle de økonomiske variablene blir deflatert med kommunal deflator fra TBU og oppgitt i 1000 kroner. Dermed blir økonomivariablene oppgitt i 1000 kroner i tabellene (omtalt med riktig kronestørrelse i teksten) og deflatert med TBUs kommunale deflator med nullnivå i 2001 delt på antall innbyggere kommunen hadde inneværende år.

5.3.4. Kontrollvariabler om kommunenes demografi

Det inkluderes også samfunnsvariabler som kan tenkes å ha en effekt på netto driftsresultat. Disse blir ofte inkludert i analyser av kommuners skatte- og forbruksoppførsel (Borge 2005). Interessegrupper står også sterkt i litteraturen og kan tenkes å ha en effekt på netto driftsresultat. Studien følger Craig og Inman (1986) og antar at innflytelsen til interessegrupper er avhengig av deres numeriske styrke (Borge 2005; Tovmo 2007). Dette måles ved å ta andelen av aldersgruppene som tjenestene i kommunene i stor grad blir rettet mot. Barn er andelen av befolkningen under seks år. Unge er andelen av befolkningen mellom seks og 15 år. Eldre er andelen av befolkningen over 66 år. Som den deskriptive tabellen viser er det andelen Eldre som er den høyeste andelen av befolkningen i kommunene og har av den grunn også den største variasjonen. Dette er ikke et uventet resultat når man vet at distriktskommuner opplever fraflytting av de unge og de eldre fortsetter å bo i kommunene de alltid har gjort. For gjennomsnittet av kommuner i Norge utgjør Barn og Unge 10 prosent av befolkningen hver, mens Eldre står for 20 prosent av befolkningen i gjennomsnittet. Det forventes en negativ effekt

av alle tre variablene på netto driftsresultat. Befolkningsstørrelsen vil også bli inkludert som en kontrollvariabel, i tidligere studier har denne vist seg å ha en effekt på resultatene og man må kontrollere for størrelsen på de ulike kommunene og dermed blir befolkningsstørrelse det beste målet. En gjennomsnittlig kommune har litt over 9000 innbyggere. Den minste kommunen i datasettet har 200 innbyggere, mens den største har 187 353 innbyggere. Siden både Oslo og Bergen er utelatt blir Trondheim den mest folkerike kommunen som inkluderes. Arbeidsledighet blir også inkludert som en del av kommunekarakteristikkene som kan tenkes å ha en effekt på netto driftsresultat. Denne effekten antas å være negativ fordi en økning i arbeidsledighet kan gi press på kommunale tjenester i svake økonomiske tider som fører til større utgifter. Variabelen blir målt som den årlig registrerte arbeidsledige andelen av den totale befolkningen i kommunen mellom 16-66 år ved slutten av året. Arbeidsledigheten i kommunene har et minimumsnivå på 0 og et maksimumsnivå på 10 prosent som andel av befolkningen mellom 16-66 år.³² Standardavviket er på 1 prosent og gjennomsnittet av kommunene har en arbeidsledighet på 2 prosent i tidsperioden.

³² En antakelse kunne vært at den høyeste arbeidsledigheten blir observert under finanskrisen i 2007-2008, men det viser seg at de høyeste verdiene er knyttet til kommuner i Finnmark i tidsperioden 2002-2006.

Deskriptiv statistikk numeriske variabler

Statistikk	N	Gjen	St.Av.	Min	Per(25)	Per(75)	Max
Barn	6,741	0.1	0.01	0.03	0.1	0.1	0.1
Unge	6,741	0.1	0.02	0.1	0.1	0.1	0.2
Eldre	6,741	0.2	0.04	0.1	0.1	0.2	0.3
Arbeidsledighet	6,741	0.02	0.01	0.0	0.01	0.03	0.1
Andel sosialister i kommunestyret	6,741	0.4	0.1	0.0	0.3	0.5	1.0
ENoP	6,741	4.2	1.1	1.0	3.4	4.9	7.7
Netto Driftsresultat i 1000 kroner per innbygger	6,741	1.4	3.4	-	0.03	2.0	69.1
Netto lån i 1000 kroner per innbygger	6,741	39.3	21.1	-	25.2	50.4	142.6
Rentebetaling i 1000 kroner per innbygger	6,741	1.4	1.4	-	0.9	1.7	72.0
Avdrag i 1000 kroner per innbygger	6,741	1.6	0.8	-3.7	1.1	1.9	11.2
Skatt på inntekt, formue og naturressursskatt i 1000 kroner per innbygger	6,741	13.7	2.6	0.0	12.1	14.8	44.2
Rammetilskudd i 1000 kroner per innbygger	6,741	16.6	8.3	-2.4	10.4	21.2	86.6
Befolkningsstørrelse	6,741	9,095.3	15,195.5	200	2,179	9,549	187,353
Antall formannskapsmedlemmer	6,741	2.4	2.4	0	0	4	15

Tabell 5.1: Deskriptiv statistikk numeriske variabler.

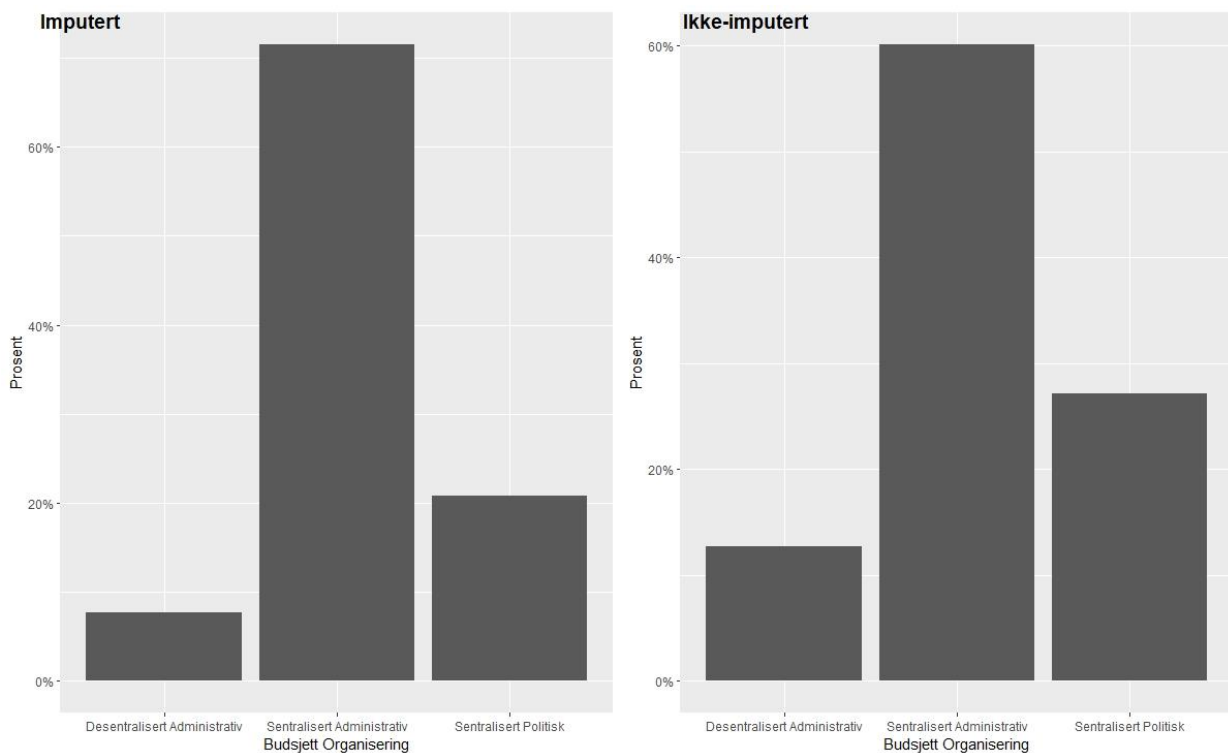
5.3.5. Kategoriske variabler

Presentasjon av de kategoriske variablene er best egnet ved hjelp av søylediagram slik at man kan se fordelingen. Budsjettorganiseringsvariabelen og valgordningen til formannskapet er de variablene som hadde størst antall manglende verdier i datasettet. For å se om distribusjonen av de imputerte variablene er ulik distribusjon til det originale datasettet visualiseres forskjellen ved hjelp av søylediagrammer.

5.3.6. Organisering budsjett (OB)

I norsk kontekst er det kun Tovmo (2007) som har undersøkt budsjettorganisering og dens effekt på netto driftsresultat. Selv om det er kun Tovmo som har undersøkt dette i norsk kontekst er det flere som tidligere har argumentert for at budsjettprosessene skal ha en påvirkning. Her har skillet i hovedsak gått gjennom sentralisert og desentralisert prosess. Nedenfor er det laget et søylediagram av verdiene for OB-variabelen henholdsvis etter og før imputering. Som grafen viser, er denne kategoriske variabelen delt i tre. 1 er den desentraliserte administrative prosessen, 2 er den sentraliserte administrative prosessen og 3 er den sentraliserte politiske prosessen. I regresjonen har dette blitt gjort om til en dummyvariabel som måler den desentraliserte prosessen som 0 mot de sentraliserte prosessen som 1. Dette er i tråd med Tovmos (2007) operasjonalisering. Som figur 5.2 viser, er det en forskjell mellom de imputerte og ikke-imputerte dataene. Den sentraliserte administrative prosessen har økt som prosentandel av tilfellene og desentraliserte prosessen utgjør under 7-8 prosent av tilfellene i motsetning til ikke-imputerte dataene hvor den utgjør opp mot 13 prosent av tilfellene. Den samme tendensen ser vi også på den sentraliserte politiske prosessen. I de imputerte dataene utgjør disse ca. 21 prosent mens i de ikke-imputerte dataene ligger den på 28 prosent. Det er også store forskjeller i den sentraliserte administrative prosessen hvor det hos de imputerte dataene utgjør 71 prosent av utvalget, kontra det ikke-imputerte datasettet hvor det utgjør nøyaktig 60 prosent. Ut fra disse resultatene kan det se ut til at de imputerte resultatene i større grad tar verdien sentralisert administrativ prosess enn det utvalget etter å ha fjernet alle manglende data gjør. Som studien har vist tidligere har budsjettprosessen i norske kommuner vært i endring de seneste årene. Når man vet at de imputerte verdiene i stor grad gjenspeiler tidsperioden 2009-2016 siden det er perioden med flest manglende verdier i det originale datasettet. Samtidig som det i de senere årene har vært en dreining mot den sentraliserte administrative prosessen i norske kommuner (Blåka, Tjerbo og Zeiner 2012b, 73; Monkerud et al 2016b, 59). Da virker ikke disse resultatene urimelige. Opp mot resultatene man får i 2016, som også er inkludert uten imputering i begge datasettene siden verdien er kjent, ser vi en dreining vekk fra den politisk administrative prosessen og over på den sentraliserte administrative hvis man skal bruke en sentralisert

prosess. Siden disse variablene blir operasjonalisert til å være desentralisert eller sentralisert vil forskjellene mellom administrativ og politisk spille liten rolle for resultatene. Hadde man kun valgt å fjerne alle manglende verdier ville man fått en overestimert av den reelle desentraliserte budsjettprosessen i kommunene. Som vil være et åpenbart problem siden man ønsker mest mulig korrekte resultater.

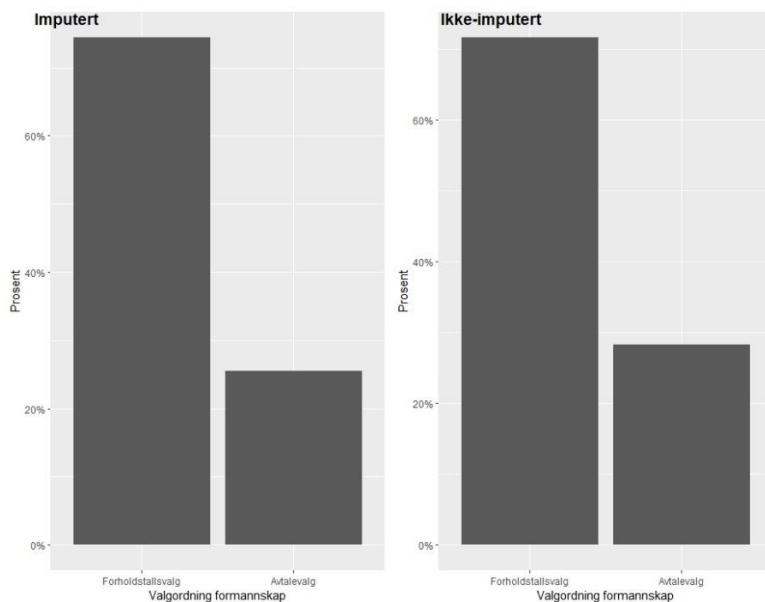


Figur 5.2: Budsjettorganisering, fordelinger av imputerte og ikke-imputerte data.

5.3.7. Valgordning til formannskap

Variabelen valgordning til formannskap hadde også manglende verdier, men som man ser i kapittel 4 var det færre manglende verdier enn budsjettorganiseringsvariabelen som presentert ovenfor. Valgordning til formannskap blir inkludert fordi den sier noe om den politiske styrken eller samarbeidet i kommunen, men også fordi den har endret seg i tidsperioden som blir undersøkt. Som nevnt har tidligere studier utelatt denne variabelen fordi den tidligere ikke hadde variasjon da alle kommunene brukte forholdstallsvalg. I årene som denne studien undersøker har avtalevalg blitt mer vanlig og det blir dermed interessant å inkludere som en variabel i tospann med antallet formannskapsmedlemmer som er gjennomgått ovenfor (Monkerud et al 2016b, 30). Variabelen er kodet 0 for forholdstallsvalg som har vært det vanlige og 1 for avtalevalg. Det er kodet slik for å se om det å ha avtalevalg istedenfor forholdstallsvalg har en effekt på kommunenes økonomi. Som figur 5.3 viser er det mindre forskjeller mellom

det imputerte datasettet og det ikke-imputerte her enn det var på budsjettorganiseringsvariabelen. Forholdstallsvalg er i det imputerte datasettet på ca 75 prosent mot 71 prosent i det ikke-imputerte datasettet. For avtalevalg er det en tendens til at det imputerte datasettet har en lavere andel avtalevalg enn det som kommer frem i det ikke-imputerte datasettet. Ut fra figuren kan man se at i det imputerte datasettet er 25 prosent av distribusjonen avtalevalg, mens i det ikke-imputerte har man nærmere 29 prosent. Dette kan skyldes at kommunene som ikke svarer på spørsmålet tidligere har holdt seg til forholdstallsvalg som har vært standarden hos norske kommuner og derfor har missForest-algoritmen ført til en underestimering av avtalevalg i norske kommunestyre. NIBR-rapporten finner at 36 prosent av utvalget bruker avtalevalg i 2016 (Monkerud et al 2016b, 30). Her er det viktig å understreke at deres utvalg har 116 kommuner kontra dette som har 324 og dette kan forklare forskjellene.

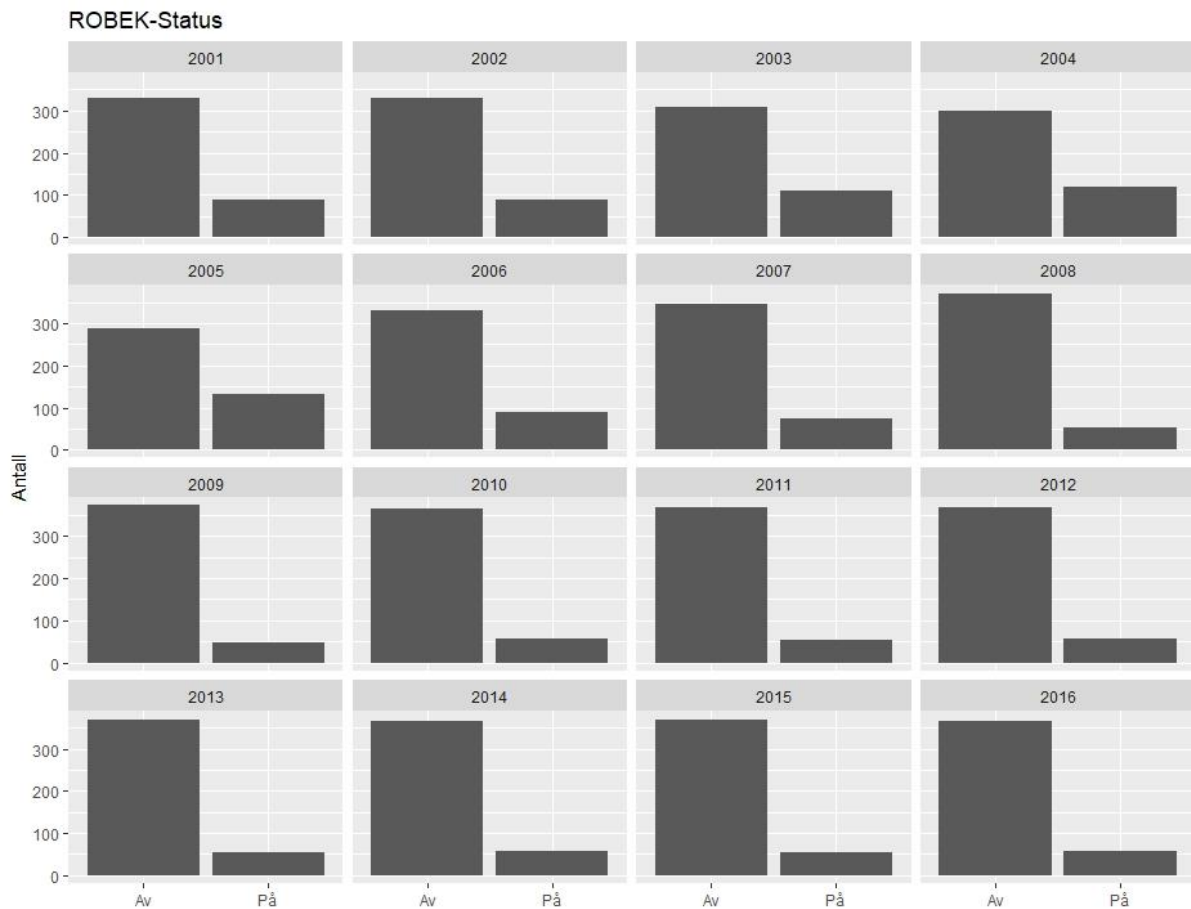


Figur 5.3: Valgordning formannskap, fordelinger av imputerte og ikke-imputerte data.

5.3.8. ROBEK

ROBEK-listen brukes som et mål i denne oppgaven på strenge budsjettbalanseregler som innføres om man kommer på listen. Kriteriene for å havne på denne listen er beskrevet i kapittel 2. Datasettet om ROBEK-listen kommer fra kommunal- og moderniseringsdepartementet. Her føres tiden en kommune har vært på listen mellom 0-1 hvor 1 indikerer at kommunene har vært hele året på listen og 0 betyr at kommunen ikke har vært på listen det året. Siden denne variabelen i utgangspunktet måler antall måneder man har vært på listen i ett år gjøres denne variabelen om til en dummyvariabel. Studien er ikke interessert i kommuner som har kommet på ROBEK for små overtredelser og som kommer seg raskt av listen av den grunn. Derfor settes kriteriet for å være på ROBEK-listen til fire måneder i løpet av ett år. Har kommunen vært på

listen i minimum fire måneder i løpet av ett år antas det at grunnen til dette er budsjettunderskudd som studien er interessert i å undersøke.



Figur 5.4: Antall kommuner på ROBEK hvert år i perioden 2001-2016.

Som figur 5.4 viser er det alltid flere kommuner som ikke er på listen, enn på listen. Det er i tidsperioden 2003-2005 man finner flest kommuner på ROBEK-listen. Disse tallene er høyere enn hva Regjeringen rapporterer siden de ser på hvor mange kommuner som er på listen ved utgangen av året. Siden studien bruker en definisjon av å være på listen som kan være mindre streng ser man avvik mellom tallene i denne studien, Hoplands (2013) og de offisielle tallene fra regjeringens sider (Regjeringen).³³ Derfor inkluderes det i analysen en strengere definisjon av å være på ROBEK, som sier at hvis en kommune er på listen i over åtte måneder av året regnes den som å ha vært hele året på ROBEK.

³³ I regresjonsmodellen blir resultatene testet opp mot en strengere definisjon av å være på ROBEK-listen. I denne modellen settes grensen til åtte måneder av året. Denne måten å måle gir samme resultat og gir lavere estimater av antallet kommuner på ROBEK enn Hopland (2013) og målemetoden Regjeringen bruker og derav strengere.

5.3.9. POW

For å måle politisk styrke benytter studien seg av POW. POW-variabelen viser den politiske styrken til de som styrer kommunen direkte. Variabelen er kodet null for kommuner hvor ordfører og varaordfører ikke kommer fra samme parti og/eller ikke har flertall og en for kommuner hvor ordfører og varaordfører kommer fra samme parti og har flertall. Denne POW-karakteristikken kommer originalt fra Roubini og Sachs (1989), men klassifiseringen som Borge (2005, 330) bruker kommer fra Kalseth og Ratsø (1998) som også benyttes i denne studien. POW-navnet kommer også fra Kalseth og Ratsø studien. Borge (2005) får et signifikant funn på denne POW spesifikasjonen når den står alene som politisk variabel, men ikke i modellene med andre politiske variabler. Dette er i motsetning til Tovmo (2007) som ikke finner noen effekt om ordfører og varaordfører er fra samme parti. En viktig bemerkning er at Tovmo heller ikke har som krav at de også skal ha flertall, dette kan påvirke resultatet, men det virker lite sannsynlig siden kommuner som har ordfører og varaordfører fra samme parti ofte har flertall. Siden Borges studie kun finnes et signifikant funn fra POW-spesifikasjon hvor ordfører og varaordfører er fra samme parti og har flertall i kommunestyret, vil det kun være denne som inkluderes i studien. Ved å inkludere andre politiske variabler som kan påvirke netto driftsresultat blir resultatene styrket, slik at man i større grad kan unngå utelatt variabelskjevhet. Ut fra teorien på feltet som ofte er sentrert rundt politisk styrke sannsynliggjør dette at variabelen kan ha en effekt på kommunenes økonomi.

Kapittel 6. Metode

Studien tar utgangspunkt i politiske variabler for å undersøke og forklare hvordan budsjettunderskudd skjer i norske kommuner. For å gjøre dette inkluderes politiske variabler som ut fra teori kan tenkes å ha en effekt på budsjettunderskudd i norske kommuner. I dette kapittelet kommer en redegjørelse av hvordan datasettet skal analyseres for å teste hypotesene som er presentert i kapittel 3.

Studiens datasett inneholder flere observasjoner av de samme enhetene over tid. Med andre ord er dette en form for paneldata, som gir muligheten å benytte både regresjonsmetoder over enheter og tid. Eller en kombinasjon av disse for mest mulig korrekte estimater. Bruker man enhetsmetoder er det kun mulig å analysere en stat på et punkt i tidslinjen, over tid vil man få flere tidspunkter, men man vil ikke kunne analysere flere enheter. Ved å kombinere disse får man mange fordeler (Plümper, Troeger og Manow 2005, 329). For det første kan man øke antallet observasjoner, for det andre kan man kontrollere for eksogene sjokk ved å kontrollere for tidseffekter. For det tredje kan «omitted variable bias» bli redusert ved å kontrollere for

enhets effekter. For det fjerde gir det høyere variasjon og mindre multikolaritet (Baltagi 2005, 5). Podestà trekker også frem fordeler ved å bruke TSCS data (2002). Av fordelene som han trekker frem vil disse to trekkes frem: samlede datasett muliggjør evaluering av variabler som ellers ikke ville være mulig i studier mellom enheter eller tidsserieanalyse. Fordi deres variasjon over enheter eller mellom tid er ikke-eksisterende. Fra dette datasettet kan man trekke frem de politiske variablene og spesielt organisering av budsjettprosessen. Denne variabelen vil ikke nødvendigvis variere i tid, men den kan variere mellom enheter. Ved å utelate enhetsdimensjonen fra en slik analyse vil man miste en viktig variabel for å forklare endringer i avhengig variabel og denne effekten ville ikke bli oppdaget i en enkel tidsserieanalyse. Det andre argumentet som legges vekt på er at man ikke bare får dimensjonene over enheter og over tid, men også variasjonen i disse to dimensjonene på samme tid (Podestà 2002, 8). Her må det dog bemerkes at en samtidig tolkning av de to dimensjonene kan lede til det Bartels kaller «cluster-confounding» (2008). Bartel foreslår at man burde estimere separate «within- and between-cluster» effekter, som muliggjør mer substansielle tolkninger av effektene. Derfor er den virkelige fordel med TSCS-data at man kan skille klart mellom «within-cluster» effektene (tidseffekter) og «between-cluster» effektene (mellom enheter) av variablene.

Time series-cross-sectional (TSCS) data blir sammenlignet med paneldata fordi TSCS data inneholder variabler som endrer seg sakte over tid og variabler som er påvirket av fortiden i enheter på høyere nivå. Beck og Katz definerer TSCS slik: «Time-series-cross-section data are characterized by having repeated observations on fixed units such as states or nations» (1995, 634) og er «perhaps, the most commonly used data in comparative politics (broadly defined as any comparison of political units» and in comparative political economy» (Beck og Katz 2011, 332). TSCS-data kan også bli definert som det Bartels kaller «clustered data» (2008). Paneldata, flernivådata og TSCS data kan alle bli sett på som å ha en «clustered» datastruktur som inneholder flere nivåer av enheter hvor lavere enheter ligger under de høyere enhetene for analyse. Denne typen data har også blitt referert til som hierarkisk (Bell og Jones 2015). Studiens datasett dekker 16 år og 424 enheter. Datastrukturen er balansert og er først sortert etter enhetene (kommunene) slik at Halden (kommunenummer:101) er den første kommunen i datastrukturen og deretter etter tidsperiode. Mer teknisk så blir kommunene sett på som nivå 2-enheter (klynger) og tidsseriene som nivå 1-enheter (målingene).

Selv om det er flere fordeler med TSCS-data sammenlignet med kun enhetsdata, så vil tidskomponenten komplisere analysen. Derfor kan «ordinary least square» (OLS) regresjon komme til kort og bedre egnede fremgangsmåter for å analysere paneldata må bli vurdert. I

neste delkapittel diskuteres forutsetningene for OLS-regresjon og introduserer andre teknikker for TSCS-data. En grundig gjennomgang av de manglende verdiene har blitt gjennomført i forrige kapittel.

6.1. utfordringer med TSCS-data

Selv om fordelene ved TSCS-data er klare, er det mer utfordrende hvordan man unngår problemer når man kombinerer enheter over tid. Måter å håndtere disse problemene på er fortsatt en diskusjon mellom fagfolkene innenfor TSCS metode. Det generelle problemet med å bruke sammenslåtte design er at både tids- og enhetsegenskapene fra TSCS-data gjør bruken av OLS problematisk (Beck og Katz 1995, 634). Samlet OLS TSCS design bryter med kjerneantakelsene i OLS om feilprosessene, spesifikt at «error terms» er uavhengige og har identisk distribusjon. Plümper, Troeger og Manow (2005, 329) legger vekt på fire potensielle brudd på OLS-antakelsene. For det første, feil bruker å være autokorrelerte (seriekorrelasjon), det vil si at de ikke er uavhengige fra en periode til en annen. For det andre, feil bruker å være heteroskedastiske, som vil si at de varierer ulikt på tvers av enhetene. For det tredje, feil har en tendens til å være korrelerte på tvers av enheter på grunn av eksogene sjokk. For det fjerde, feil kan være autokorrelerte og heteroskedastiske på samme tid. Gjennom tester vil disse antakelsene bli undersøkt. Hvis det er brudd i noen av forutsetningene for OLS-regresjon må alternative regresjonsmetoder bli vurdert.

6.2. Autokorrelasjon

En viktig antakelse for OLS-regresjon er ingen autokorrelasjon (Kellstedt og Whitten 2018, 191). Dette betyr at avvik av observasjoner fra deres forventede verdier er ikke-korrelerte. Autokorrelasjon skjer ofte i tidsseriedata og på grunn av tidsdimensjonen er dette et mulig problem når man analyserer data strukturer. Tidsseriedimensjonen i paneldata medfører at feilene kan vise tidsavhengighet (Beck og Katz 1995). Det er sannsynlig at feil i enhet i på tid t vil være korrelert med feil i enhet i på tid $t+1$. Det er sannsynlig at skattenivået på tid t er bestemt av skattenivået på tid $t-1$. Feilen for en periode er dermed korrelert med feilen for neste periode i serien. Forekomsten av autokorrelasjon gjør det dermed villedende å tenke på påfølgende periode som en uavhengig observasjon. Tidsdimensjonen av paneldata legger dermed føringer for modellen som bygges. Hvis man ikke modellerer disse dynamiske problemene vil man ifølge De Boef og Keele, få svake tester av teorier, skjeve estimater og feil interferens (2008), Dougherty legger til at det kan resultere i ineffektive OLS-estimer, overdrevent mål på hvor godt en modell passer til dataene og for små standardfeil (2011, 429). Det er større sannsynlighet for autokorrelasjon når endringene i verdi er begrenset over tid som

er vanlig når tidsperioder er nære hverandre. Datasettet som benyttes i denne studien er målt hvert år i 16 sammenhengende år og det er derfor naturlig å anta at det vil være autokorrelasjon til stede.

Ved å benytte en Breusch-Godfrey LM test hvor nullhypotesen er at det ikke er autokorrelasjon. P-verdien for testene i alle modellene er under 0.05, så vil nullhypotesen bli avvist og autokorrelasjon antatt. Autokorrelasjon er et problem i denne modellen og for å bøyte på dette benyttes en modell med lagget avhengig variabel. Merk at lagget avhengig variabel kun vil brukes som en kontrollvariabel for kommunens tidligere økonomiske situasjon. Dette gjør også at modellen som lages for å besvare problemstillingen blir dynamisk lik mange av de tidligere studiene på dette området (Borge 2005; Tovmo 2007; Hopland 2013; Borge og Hopland 2020). Det er interessant i seg selv å inkludere en dynamisk komponent for å se om effektene er robuste mot denne typen modellspekifisering.

6.3. Homoskedastisitet

Homoskedastisitet (enhetsheterogenitet) er en annen antakelse når man benytter OLS-estimasjoner. Det første problemet handler om sannsynligheten for at feilene i paneldata-modellen viser «panel heteroscedasticity» hvor variansen av feilprosessen er forskjellig fra enhet til enhet (Beck og Katz 1995, 636). Dette er relatert til spredningen av residualene til de uavhengige variabelene. Residualene burde være homoskedastiske, som betyr at de skal ha konstant varians, uavhengig av verdien til de uavhengige variablene. Hvis residualene er mye større for noen verdier av de uavhengige verdiene enn andre vil man ha heteroskedastisitet. Når man har heteroskedastisitet vil regresjonen passe noen enheter bedre enn andre. Dette kan føre til problemer når man tester hypoteser. Dette er fordi enheter med høyere verdier på variabler har en tendens til å ha mindre restriksjoner og dermed høyere varians (Podestà 2002, 10). Heteroskedastisitet kan også oppstå på grunn av skalaen til den avhengige variabelen (for eksempel, absolutt nivå av regjeringens pengebruk) som kan variere svært mye mellom politiske enheter (Beck og Katz 1995). Den tekniske forklaringen på fenomenet er at det finnes heterogenitet i skjæringspunktene mellom enhetene (Beck og Katz 2011). For denne studien hvor enhetene er kommunene betyr dette at kommuner vil være forskjellige på måter som ikke kan forklares av de uavhengige variablene (Wilson og Butler 2007, 104). Hvis man estimerer enkle OLS-modeller på sammenslåtte data fra ulike enheter så vil man implisitt anta at uobserverte lokale effekter ikke eksisterer (Wilson og Butler 2007, 104). Denne antakelsen kan lede til alvorlige konsekvensen som over- eller underestimering av stigningstallskoeffisienter, eller tolke retningen på forholdet mellom uavhengige og avhengige variabler feil.

For å teste om det er heteroskedastisitet i modellen benyttes Breusch-Pagan testen fra lmtest-pakken i R (Breusch og Pagan 1979; Koenker 1981). Hvis p-verdien er under 0.05 vil nullhypotesen om homoskedastisitet bli avvist. I dette tilfellet blir nullhypotesen avvist og heteroskedastisitet antatt fordi testen viser at p-verdien er lavere enn 0.05.

6.4. Ingen «contemporaneous» standardfeil

Det andre problemet handler om muligheten for at store feil i dataene vil være korrelerte. Store feil for enhet i i tid t vil ha en sammenheng med enhet j i tid t (Beck og Katz 1995, 636). Dette er sannsynlig i en studie som denne på tvers av kommuner, hvor kommuneøkonomier er sterkt integrerte. For eksempel vil eksogene sjokk som påvirker Halden, mest sannsynlig påvirke Moss på samme måte. Det blir sannsynlig å anta at komparative studier innenfor stater har større sannsynlighet til vise en sammenheng i standardfeil når kommuner blir påvirket av statens handlinger. Et eksempel på dette er at en endring i skatteutjevningssystemet vil ha en effekt på alle kommunene i Norge. For å oppsummere: det er forventet at paneldata vil bryte med OLS forutsetningen om at ingen enheters feilmargin er uavhengig av andre enheters feilmargin (ingen spatial korrelasjon) (Beck og Katz 1995, 636). For å teste for «contemporaneous» standardfeil i modellen benyttes Breusch-Pagan LM test. Nullhypotesen sier at standardfeilene ikke er korrelerte på tvers av enheter. Nullhypotesen blir avvist fordi p-verdien er under 0,05 og antar eksistensen av spatial korrelasjon i dataene.

6.5. Sammenslått OLS med panelkorrigerte standardfeil

Etter å ha testet OLS antakelsene og funnet brudd på alle antakelsene testet frem til nå tyder dette på at å bruke OLS-regresjon kan føre usikre estimater. Beck og Katz anbefaler å bruke OLS estimater med panelkorrigerte standardfeil for å korrigere dette (1995; Beck 2008). Legg merke til at i modeller med høy N relativt til T kan det være bedre å bruke Driscoll og Kraay (1998) alternativet (Hoechle 2007, 284). Slik er det i denne modellen hvor $N = 424$ og $T = 16$ i de største modellene. Av den grunn testes også Driscoll og Kraay panelkorrigerte standardfeil. Denne anbefalingen blir fulgt og blir hovedfremgangsmåten for analysen av dataene. Likevel kan det være interessant å inkludere andre fremgangsmåter for å undersøke om de gir bedre estimater og andre resultater. Dette vil også være en naturlig robusthetsjekk av dataene. Innenfor kommuneforskningen har det til nå ikke vært noen statistisk teknikk som har blitt brukt konsekvent og alle studiene bruker ulike metoder (Borge 2005; Tovmo 2007; Hopland 2013; Hopland og Borge 2020). På grunn av dette kan det bli vanskelig å sammenligne med tidligere resultater.

6.6. Tilfeldige eller faste effekter

Ulike måter å estimere budsjettunderskudd på har vært å ta i bruk modeller med tilfeldige eller faste effekter (FE). Forskjellen i disse to fremgangsmåtene er rollen til dummyvariablene. I modeller med faste effekter er uobserverte effekter lagt inn i modellen ved å inkludere dummyvariabler på alle enhetene. Slike modeller undersøker de individuelle forskjellene i skjæringspunkt, hvor det blir antatt samme stigningstall og konstant variasjon mellom enhetene. Alle individuelle effekter vil dermed bli fjernet, slik at over tid variasjoner blir isolert. Tidskonstante variabler blir fjernet og skjæringspunkt blir fjernet. På denne måten vil faste effekter være tillat å korrelere med andre inkluderte uavhengige variabler.

En modell med tilfeldige effekter reduserer antallet parameter som må estimeres, men vil produsere inkonsistente estimater når individuelle spesifikke tilfeldige effekter er korrelert med de uavhengige variablene (Park 2011, 8). Med andre ord må disse være ukorrelerte for at modellen med tilfeldige effekter skal gi riktige estimater. FE har flere nedsider ved seg som vil bli diskutert nærmere i de neste delkapitlene. Det er interessant å merke seg at FE blir mest brukt innenfor økonomisk og politisk forskning og har fått betegnelsen gullstandarden (Bell og Jones 2015, 133).

6.6.1. Faste effekter

Dougherty (2011, 527) argumenterer for at FE burde bli benyttet når observasjonene ikke kan bli beskrevet som et tilfeldig utvalg fra en populasjon. Clark og Linzer (2015) er uenige i denne tolkningen av tilfeldige effekter og bruker teoretiske argumenter og simuleringer for å vise når tilfeldige effekter vil gi bedre estimater enn FE. For denne analysen er populasjonen norske kommuner og alle kommuner er i utgangspunktet med i surveyundersøkelsene og registerdataene som er innhentet om dem. Det kan derfor ikke sies å være et tilfeldig utvalg. Siden det er gjennomført imputering av datasettet vil det ikke være noen over- eller underrepresentasjon av kommuner som er vanlig i slik forskning, spesielt når man bruker surveydata. Hvis man legger til grunn at dataene er tilfeldige argumenterer Dougherty (2011, 527) at man burde undersøke om de grupperte koeffisientene i faste effekter modellen og tilfeldige effekter modellen er signifikant forskjellige. Dette er bedre kjent som en Hausman test og den generelle tolkingen som også Dougherty benytter seg av er at ved ulike estimater av de to modellene burde man benytte seg av faste effekter. Hvis p-verdien er under 0,05 vil nullhypotesen om ingen forskjeller bli forkastet og dermed en anbefaling om å benytte seg av faste effekter.

Her kommer vi til kjernen av problemet med å benytte seg av faste effekter. Det eneste spørsmålet som blir vurdert i faste effekter modeller er om tidsvariasjon i X er assosiert med tidsvariasjon i Y. Effekter på tvers av enhetene blir eliminert som gjør det nærmest umulig å estimere effekten av variabler som ikke endrer seg eller endrer seg svært sakte over tid. Det de kan forklare er avviket fra gjennomsnittet over tid (Beck 2008; Bell og Jones 2015; Bell et al 2019, 1058). FE-modeller kaster dermed vekk viktig og nyttig informasjon om relasjonen mellom de forklarende og forklarte variablene i et panel (Nerlove 2005, 20; Bell et al 2019, 1058). Som Bell et al påpeker kan det være teoretiske grunner til å kun benytte seg av en FE-modell, men ved å se på «between» variasjonen som noe uinteressant vil man miste mye informasjon (2019). Siden institusjoner og variabler som forandrer seg sakte over tid er formålet med denne studien vil det være unaturlig å benytte seg av faste effekter som ikke kan legge til rette for denne typen variabler. Studien har også det problemet at variablene fra surveyundersøkelsene er de som endrer seg minst over tid for hver enkelt enhet. Det er store forskjeller mellom enhetene, men for hver enkelt enhet kan de være konstante over tid. Dette introduserer enda en utfordring som gjør at faste effekter ikke vil kunne brukes til å estimere robuste og valide modeller for disse variablene (Bell og Jones 2015). I Tovmo (2007, 45) vises dette godt hvor han diskuterer modellene med faste effekter og bemerker seg dette:

«Low statistical significance is not surprising since a model with fixed community-specific factors are not particularly well suited to test the impact of variables with limited variation over time which is typical for institutional variables. For the vast majority of local governments there has been no or only one change in the budgetary procedure and, in this light, we should not place too much emphasis on the estimated impact of the budgetary variables in this model specification.» (Tovmo 2007,45).

Selv om RE-modellene har et endogenitetsproblem, vil FE-modellene fjerne endogenitet uten å ta høyde for kilden til endogeniteten som kan være interessant i seg selv å modellere. Middleton et al (2016) viser at FE-modeller kan øke skjevheter i noen situasjoner. Plümper og Troeger (2019, 39) får resultater som invaliderer standardtolkingen av Hausmantesten. Selv om signifikante forskjeller mellom OLS/Tilfeldige effekter og FE impliserer bruk av FE, så ble FE-modeller funnet til å gi større skjevheter enn de to andre modellene. Derfor konkluderer de med at forkasting av nullhypotesen i Hausmantesten ikke nødvendigvis betyr FE-modell er

anbefalt.³⁴ OLS-modellen som estimeres vil ikke nødvendigvis være riktig og det er derfor viktig at de andre modellspesifikasjonene også tas inn og undersøkes. Derfor vil studien inkludere modeller med først og fremst tilfeldige effekter, men det vil også bli introdusert en modell med faste effekter for å se om dette har en innvirkning på effektene man finner. Selv om det her har vært argumentert sterkt mot bruken av faste effekter vil det være interessant å

6.7. Antakelser i paneldata

Noen antakelser for OLS som er relevant i paneldata har allerede blitt testet og diskutert. Nedenfor redegjøres det for andre antakelser i paneldata som så langt ikke er dekket.

6.7.1. Stasjonaritet

Når man analyserer tidsseriedata, er stasjonaritet ofte en viktig underliggende antakelse. Dette betyr at de statistiske egenskapene som skaper tidsserien ikke endrer seg over tid. Hvis tidsserier er ikke-stasjonære er det en økt risiko for spuriøse regresjoner (Dougherty 2011, 378). Forekomsten av «unit root» har kritiske konsekvenser og kan føre til dramatisk misledende resultater (Beck 2008). Augmented Dickey-Fuller tester blir gjennomført for å undersøke om dataene er ikke-stasjonære. Testen blir gjennomført og det viser seg at alle variablene får en p-verdi under 0,01 som tyder på at det her er stasjonære data. Nullhypotesen om ikke-stasjonaritet blir dermed avvist.

6.7.2. Lineært

I lineære regresjonsmodeller må forholdet mellom X og Y være lineært. Som betyr at forholdet mellom variablene ikke varierer og er likt over alle verdiene av X. Hvis lineær regresjon passer dårlig med dataene kan dette føre til svake estimater. Denne antakelsen blir undersøkt ved hjelp av residualplottene og det ble klart at det statistiske forholdet som denne studien er interessert i er lineær.

6.7.3. Normalitet

Lineære regresjonsmodeller krever også at residualene er normalt distribuert. Normalitetsantakelsen kan bli testet ved hjelp av et quantil-quantil (Q-Q) grafen hvor datapunktene burde ligge tilnærmet på en rett linje for at normalitetsantakelsen skal bli oppfylt. Etter å ha inspisert Q-Q graf for variablene ser det ut til at de er tilnærmet normale. Avhengig variabel ser ut til å ha flere ekstreme verdier enn om det kom fra et normalt utvalg. Selv om dette er et brudd på antakelsen om normalitet, er ikke dette nødvendigvis et stort problem fordi denne antakelsen kan bli avslappet når antall observasjoner er høyt. Dette er fordi «central limit

³⁴ Resultatene fra Hausmantesten indikerer bruk av FE kontra RE.

theorem» sørger for at distribusjonen av residualene vil nærme seg normalitet (Pek, Wong og Wong 2018, 2). Siden alle regresjonsmodellene vil ha tusenvis av observasjoner kan man anta at distribusjonen av residualene vil nærme seg normalitet. Beck og Katz (2011) argumenterer derimot for at man ikke trenger å bekymre seg for ikke-stasjonære distribusjoner i TSCS-data, men deres argumentasjon vil også være overførbart til paneldata med samme typer variabler som man finner i TSCS-data, institusjonelle variabler som endrer seg sakte over tid.

6.7.4. Statistiske utliggere

I regresjonsmodeller er det viktig å undersøke om statistisk utliggere har en stor effekt på regresjonsresultatet. En utligger i en regresjon er en observasjon som kan ha uvanlige verdier på uavhengige variabler sett mot den avhengige. De kan både ha store residuale verdier, men også stor påvirkning (leverage) blir det omtalt som i Kellstedt og Whitten (2018, 259). For å undersøke om det finnes enheter som har stor påvirkning på regresjonsresultatet benyttes Cook's Distance formula for å se om regresjonsresultatet endrer seg når man fjerner statistiske utliggere med stor innflytelse.

6.7.5. Multikollinearitet

En viktig antakelse for regresjon er at de uavhengige variablene ikke er perfekt korrelerte med hverandre (Kellstedt og Whitten 2018, 263-264). I praksis betyr dette at to uavhengige variabler er høyt korrelerte med hverandre og det kan være fare for at disse variablene i realiteten måler samme fenomen. Det er viktig å understreke at multikollinearitet ikke er et statistisk problem, men heller et dataproblem. Multikollinearitet kan forekomme selv om alle antakelser for OLS er møtt (Kellstedt og Whitten 2018, 265). For å undersøke om variablene er høyt korrelerte med hverandre benyttes en Variance Inflation Factor (VIF) for hver av de uavhengige variablene i regresjonen. En VIF-verdi over 10 regnes som å være stor multikollinearitet og kan ha en innvirkning på regresjonsresultatet (Kutner et al 2004, 409). Noen mener også at den nedre VIF-grensen bør være 5 (Menard 1995, 66). Ingen av de uavhengige variablene overgår VIF 5 i regresjonene og dermed antas det at multikollinearitet ikke er et stort problem. Tidligere forskning på samme område har heller ikke noe utstrakt problem med multikollinearitet og denne studien er lik andres på dette området. Selv om det virker logisk at dette skal kunne skje når man måler politiske variabler på kommunenivå som kan være like.

Kapittel 7. Resultater og analyse

I dette kapittelet vil resultatene og analysen bli gjennomført. Det starter med en gjennomgang av OLS-regresjonen som nevnt i forrige kapittel. Deretter vil disse resultatene bli sammenlignet

med resultater fra modeller med tilfeldige effekter og faste effekter. Teoriene og hypotesene som ble presentert i kapittel tre vil undersøkt. Resultatene fra denne studien vil bli sammenlignet med tidligere resultatet innenfor norsk kommuneforskning på dette temaet. Siden det også presenteres et nytt fenomen, vil de to teoretiske argumentene om avtalevalg bli presentert og undersøkt. Det nye målet på politisk fragmentering, formannskapetets størrelse vil også bli inkludert i modellene og diskutert. Deretter kommer en gjennomgang av hva som ville skjedd om man ikke benyttet seg av imputasjon. Til slutt vil det presenteres et sammendrag av hypotesene og studiens funn.

7.1. OLS-regresjon

I teorikapitlet ble det presentert teoretiske argumenter for hvorfor politiske variabler skal påvirke driftsresultatet i en kommune til tross for betydelig utjevning av ressurser blant kommunene. De teoretiske argumentene kan trekkes tilbake til samme sted, nemlig allmenningen argumentet som viser at budsjettet er en begrenset ressurs og man støter på «common pool» problem også her. Denne mekanismen har også blitt observert i tidligere forskning (Borge 2005; Tovmo 2007; Hopland 2013; Hopland og Borge 2020). Disse studiene har i hovedsak undersøkt enkeltvariabler. Utelatt variabelskjevhet kan være et problem innenfor denne typen forskning og det vil alltid være vanskelig å helgardere seg mot dette. Studien antar at man vil finne en effekt av politisk fragmentering, men i motsetning til tidligere studier vil denne effekten komme fra antallet formannschaftsmedlemmer og ikke antallet partier. De aktørene som sitter nærmest budsjettprosessen vil antas å ha størst effekt på den.

Her presenteres resultatene fra OLS-regresjonen og det vil komme en redegjørelse for variablenes påvirkning på netto driftsresultat. Først vil forklaringsvariablene bli diskutert og deretter kommer en diskusjon av kontrollvariablene

Regresjonstabell 7.1 OLS:

	Avhengig variabel				
	Netto driftsresultat per innbygger				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Netto $t-1$.446*** (.077)	.447*** (.077)	.445*** (.077)	.440*** (.077)	.441*** (.077)
Budsjettorganisering	.097 (.166)				.135 (.165)
ROBEK		.153 (.133)			.394*** (.144)

ROBEK _{t-1}					-.285** (.130)
ENoP			-.074 (.052)		-.038 (.050)
Antall Formannskapsmedlemmer				-.109*** (.025)	-.108*** (.023)
Valgordning formannskap				.131 (.086)	.128 (.089)
POW	.145 (.096)	.147 (.095)	.070 (.086)	.111 (.094)	.077 (.086)
Sosialist	.482 (.369)	.491 (.375)	.341 (.410)	.623* (.368)	.573 (.405)
Befolkningsstørrelse	-.00001*** (0.00000)	-.00001*** (0.00000)	-.00001*** (0.00000)	-0.00000* (0.00000)	-0.00000* (0.00000)
Barn	-7.830 (7.736)	-7.615 (7.926)	-8.097 (7.831)	-6.417 (7.800)	-5.915 (7.777)
Unge	10.326* (5.802)	10.363* (5.789)	10.443* (5.805)	8.584 (5.687)	8.771 (5.684)
Eldre	.081 (3.358)	.147 (3.335)	-.173 (3.340)	-.693 (3.306)	-.845 (3.339)
Arbeidsledighet	-3.996 (6.974)	-4.890 (6.968)	-3.755 (6.946)	-3.275 (6.753)	-3.383 (6.872)
Netto Lån	.001 (.005)	.001 (.005)	.002 (.005)	.001 (.005)	.001 (.005)
Rentebetaling	-.843*** (.150)	-.845*** (.150)	-.843*** (.150)	-.842*** (.149)	-.843*** (.149)
Skatt	.227*** (.039)	.229*** (.039)	.226*** (.040)	.223*** (.039)	.223*** (.039)
Avdrag	.229 (.163)	.239 (.164)	.224 (.163)	.211 (.162)	.219 (.163)
Rammetilskudd	.044** (.019)	.044** (.019)	.041** (.019)	.037* (.019)	.036* (.019)
Konstantledd	-3.236* (1.728)	-3.219* (1.798)	-2.667 (1.838)	-2.559 (1.783)	-2.539 (1.786)
N av kommuner	424	424	424	424	424

Observasjoner	6,317	6,317	6,317	6,317	6,317
R ²	.399	.399	.399	.402	.403
Justert R ²	.398	.398	.398	.400	.401
F Statistikk	298.783*** (df = 14; 6302)	299.060*** (df = 14; 6302)	299.098*** (df = 14; 6302)	282.213*** (df = 15; 6301)	223.577*** (df = 19; 6297)

Note:

Modellrapporter fra sammenslåtte OLS-regresjoner. Panelkorrigerte standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt inneværende år for surveyspørsmålene og registerdataene. Tidsdummyer er inkludert i alle kolonnene, men estimatene blir ikke rapportert.

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Modellene er satt opp slik at man måler de individuelle politiske variablene hver for seg før alle blir inkludert i modell 5 for å se om dette påvirker retningen og styrken på koeffisientene. Et oppsett likt mange av de tidligere studiene hvor man først undersøker enkeltvariablenes påvirkning mot en gitt basemodell. Basemodellen inneholder kontrollvariablene.

7.1.1. Budsjettinstitusjoner

Modell 1 viser den sentraliserte budsjettorganiseringen som viser seg å ha en positiv effekt på 96 kroner³⁵ sammenlignet med kommuner som benytter seg av en desentralisert prosess. Denne effekten er ikke signifikant og går mot Tovmos (2007, 45) funn som finner en mye tydeligere effekt av den sentraliserte budsjettprosessen på 350 kroner lavere underskudd i kommuner med denne typen organisering. Her må det tas forbehold om at i Tovmos studie var det flere kommuner som benyttet seg av en desentralisert prosess enn i denne og det har blitt vanligere med en sentralisert prosess de senere årene. Dette bekreftes også av funnene til By- og regionforskningsinstituttets rapporter hvert fjerde år som disse dataene bygger på (Monkerud et al 2016b). Endogenitetsproblemet beskrevet i Tovmo (2007) kan være til stede her også og derfor må man være forsiktig med å ta sterke konklusjoner. Kommuner som har valgt en sentralisert budsjettprosess har sterkere preferanse for økonomisk kontroll og vil ha lavere underskudd uavhengig av hvordan budsjettprosessen er organisert. Tovmo argumenterer videre for at dette er et empirisk spørsmål og henviser til Tovmo (2003; 2007) hvor dette blir diskutert.³⁶ Han finner at store underskudd hos kommunene fører til en større sjanse for å velge en sentralisert budsjettprosess i den påfølgende perioden. Dette betyr at kommuner

³⁵ Alle kronebeløp er justert for inflasjon med ekte 2001 kroner og er per innbygger.

³⁶ Tovmo (2003) er dessverre ikke tilgjengelig på nett. Likevel velger jeg å henvise til denne artikkelen slik som Tovmo (2007) gjør.

reorganiserer budsjettprosessen i et forsøk på å forbedre økonomien når de møter en situasjon hvor de har dårlig økonomikontroll. Implikasjonen fra denne studien er at estimatene ovenfor er minimumsestimater av den virkelige verdien. Som regresjonstabell 7.1 viser er det ingen sterk sammenheng mellom en sentralisert prosess for budsjettorganiseringen og netto driftsresultat. Dette tyder på at effekten av budsjettorganiseringen er lavere enn tidligere antatt og i en modell med flere forklaringsvariabler svekkes hypotesen om at det er valg av budsjettinstitusjon som forklarer økt netto driftsresultat. Dette gir ikke støtte til *H6: En sentralisert budsjettprosess i kommunene fører til høyere netto driftsresultat.*

7.1.2. Budsjettregler

I modell 2 inkluderes ROBEK som den politiske variabelen som måles. Ved å havne på ROBEK-listen oppnår man en positiv effekt på netto driftsresultat tilsvarende 154 kroner. Dette viser at kommuner som havner på ROBEK-listen får økt netto driftsresultat, men denne effekten er heller ikke signifikant. Disse funnene går mot Hoplands (2013) funn av ROBEK-listens effekt i tidsperioden 2001-2010, men det er inkludert flere kontrollvariabler og en lengre tidsperiode enn det Hopland bruker i sin artikkel. Likevel er det interessant å se hva som skjer i modell 5 når alle de politiske variablene og kontrollvariablene blir inkludert. Havner man på ROBEK-listen har man fortsatt den samme positive effekten, men sterkere og signifikant sammenlignet med modell 2. En økning i netto driftsresultat på 394 kroner skjer om en kommune blir meldt inn på ROBEK-listen inneværende år. Den dynamiske effekten av ROBEK-listen viser derimot at dette fører til en negativ effekt på netto driftsresultat på 285 kroner som er signifikant på 5 prosentnivå. Det kan være at dette viser sammenhengen mellom å gå med underskudd i foregående år og dermed havne på ROBEK neste år, eller dette kan vise at ex post effekten avtar over tid når kommuner innser at de kan være på ROBEK. Disse funnene ligger nærere Hoplands (2013) funn og det virker som ROBEK har en sterk effekt på netto driftsresultat. Den dynamiske modelleringen av dette fenomenet er bedre illustrert i Borge og Hopland (2020), men fordi de bruker en annen modell brukes heller Hoplands artikkel om ROBEK som sammenligningsgrunnlag som er mer modellnær denne studiens modeller. Dette resultatet gir støtte til *H5: Inkludering på ROBEK med påfølgende budsjettrestriksjoner fører til økt netto driftsresultat.* Resultatet er også robust mot en strengere definisjon av hvor lenge en kommune må ha vært på ROBEK, se appendiks C for regresjonstabell.

7.1.3. Politisk fragmentering

ENoP blir ofte i slike studier brukt som et mål på politisk fragmentering. Hopland (2013) bruker dette i sin artikkel, mens Borge (2005) og Tovmo (2007) benytter seg av den inverse

Herfindahl-indeksen. I realiteten måler disse samme fenomen, men ENoP er mer intuitiv å forstå fordi her måles det faktiske antallet effektive partier og ikke den inverse Herfindahl-indeksen som får verdier mellom 0-1 basert på en utregning. ENoP har en negativ effekt på avhengig variabel på 73 kroner og i modell 5 reduseres denne effekten til 37 kroner altså en halvering. ENoP er ikke signifikant i modell 2 eller 5, men det interessante er at de tidligere studiene i stor grad finner bevis for at ENoP skal være et godt mål på politisk fragmentering og kunne forklare mye av budsjettunderskuddet i norske kommuner. Borge (2005) finner en sterk negativ effekt av Herfindahl-indeksen, Hopland (2013, 197) finner det motsatte en sterk positiv effekt av ENoP i sin artikkel som er en overraskelse, men som han påpeker er det ikke ENoP han er interessert i og derfor undersøkes ikke resultatet noe videre. Hopland tror han får disse resultatene fordi han kun har to valgperioder og det endrer fortegn mellom modellen med OLS og faste effekter. Tovmos (2007) resultater på dette punktet er nærmere det denne studien finner, nemlig en ikke-signifikant effekt av antallet effektive partier på netto driftsresultat, selv om hans retning på koeffisientene er positive sammenlignet med negative i denne studien og derfor nærmere det teoretiske utgangspunktet at en økning i antall partier fører til lavere netto driftsresultat. Hvorfor man får så ulike resultater når man undersøker effekten av politisk fragmentering er merkelig. Et poeng kan være at det er ulike tidsperioder som undersøkes, Borge og Tovmos (2005; 2007) artikler tar for seg tidsperioder før 2000, mens Hopland (2013) tar for seg perioden 2000-2010. Denne studien tar som kjent for seg tidsperioden 2001-2016, det er dermed merkelig at resultatene for politisk fragmentering skal være så ulike for denne og Hoplands studie når det er stor overlapp i årene som undersøkes. Disse resultatene gir ikke støtte til H1 på grunn av det høye signifikansnivået, selv om koeffisientene har forventet fortegn

H1: Høyere politisk fragmentering fører til økt budsjettunderskudd.

7.1.4. Størrelsen på formannskapet

Formannskapet som politisk variabel argumenterer denne studien for at er en uutnyttet ressurs. Argumentasjonen for hvorfor denne variabelen skal spille en rolle er den enkle antakelsen at jo flere man får inn tidligere i budsjettprosessen jo vanskeligere vil det være å komme til enighet. Det er mulig å tenke seg til flere grunner for hvorfor å øke antallet formannschaftsmedlemmer skal føre til lavere netto driftsresultat. En er at man får flere vetoaktører inn i prosessen og dermed blir det vanskeligere å få gjennom de tøffe kuttene som kreves for å endre retningen på budsjettet etter eksogene økonomiske sjokk. Med flere formannschaftsmedlemmer vil man også kunne få inn flere særinteresser som også vanskeliggjør samarbeid. Dette institusjonelle trekket som er særegent for Norge har blitt utelatt fra tidligere studier om norske kommuner og kan bli

sett på som en form for utelatt variabelskjevhet, spesielt når denne studien viser at antallet formannskapsmedlemmer har en sterk negativ effekt på netto driftsresultat på 109 kroner hvor den er eneste politiske forklaringsvariabel og 108 kroner når de andre politiske forklaringsvariablene blir inkludert. Denne effekten er også sterkt signifikant på 1 prosentnivå (to-halet test). Resultatene fra OLS-regresjonen tyder dermed på at å øke antallet formannskapsmedlemmer utover lovens minimumskrav på fem, fører til lavere netto driftsresultat. Dermed gir disse resultatene støtte til *H3: En økning i antall formannskapsmedlemmer utover minimumsantallet fører til større budsjettunderskudd.*

7.1.5. Valgordning til formannskapet

Denne variabelen som tar utgangspunkt i at avtalevalg forekommer som et mål på politisk styrke eller hvor godt de ulike partiene klarer å samarbeid i kommunestyret. Begge disse to teoretiske antakelsene kulminerer i samme hypotese, nemlig at avtalevalg fører til høyere netto driftsresultat enn forholdstallsvalg. Dette støttes opp av Haraldsvik, Hopland og Nyhus vises det at en felles forståelse for kommunen hvor man legger bort partiprogram og kjernesaker fører til raskere avgjørelser når man er i en negativ trend økonomisk (2019, 3). De kommunene som lykkes, kan også lykkes selv om partifragmenteringen er høy. Resultatene fra regresjonsmodellen viser en positiv effekt på 130 kroner per innbygger. Dette resultatet er ikke signifikant i OLS-modellen. Resultatet tyder dermed på at valg til formannskapet ikke har en stor effekt på økonomien til kommunen selv om denne variabelen vil bli undersøkt nærmere i de andre modellene. *H2: Avtalevalg fører til høyere netto driftsresultat enn forholdstallsvalg.*

7.1.6. Ideologi og politisk styrke

POW og andelen sosialister i kommunestyret utgjør politiske kontrollvariabler. POW er ikke signifikant i noen av modellene den er inkludert, men har en positiv effekt på 70-145 kroner på netto driftsresultat i kommunene. Her var forventningen at denne variabelen ville ha sterkere signifikans i minst en av modellene som man har sett i tidligere studier (Borge 2005). Koeffisienten har forventet retning. Sosialistandelen i kommunestyret er signifikant i en av modellene hvor den er inkludert med antall formannskapsmedlemmer og valgordning til formannskapet. Her ser vi at en økning i sosialistandelen på 1 prosent medfører økt netto driftsresultat på mellom 341-623 kroner. Modellen som viser en økning på 623 kroner, er den signifikante. Resultatet har forventet retning, men det er ikke signifikant. I tidligere studier har det vært blandete resultater fra andelen sosialister i kommunestyret og de færreste har funnet signifikante effekter. Dette tyder på at resultatene ikke støtter *H4: En høyere andel sosialister i kommunestyret fører til lavere netto driftsresultat.* Selv om det ikke kan utelukkes at andelen

sosialister i kommunestyret har en effekt på økonomien i kommunen på grunn av den ene modellen som er signifikant for denne variabelen.

7.1.7. Kontrollvariabler

Av disse variablene befolkningsstørrelse, andelen barn, andelen unge, andelen eldre og arbeidsledighet, er det kun to som er signifikante i modellene. Befolkningsstørrelse er signifikant i alle modellene hvor det i den fulle modellen er signifikant på 10 prosentnivå. Dette er i tråd med tidligere studier som viser at befolkningsstørrelse har en effekt på netto driftsresultat. Det virker som en økning i befolkningsstørrelsen fører til en nedgang i netto driftsresultat. Noe som kan vise at kommuner som øker innbyggertallet sitt ikke blir kompensert nok, eller økningen av innbyggere er i «dyre» grupper. Dyre grupper i dette tilfellet vil være andelen barn og eldre. Disse to variablene er ikke signifikante i noen av modellene, men de har negative koeffisienter i de fleste modellene.³⁷ Som modellen viser fører en økning på 1 prosent i andelen barn til en negativ effekt på netto driftsresultat på mellom 5900-8000 kroner per innbygger. Dette illustrerer godt hvor dyrt det er for en kommune å drifte barnehager og andre tilbud til denne gruppen. For eldre sin del varierer denne effekten mellom -800 – 147 kroner. Hvor det i de fleste modellene er negativt mellom 173-850 kroner. Andelen unge er signifikant i modell 1, 2 og 3. Effekten av en økning i andelen barn på 1 prosent er positiv i alle modellene og varierer mellom 8500-10443 kroner på det meste. Arbeidsledighet har den forventede negative effekten på kommuneøkonomien, men arbeidsledighet er ikke signifikant i noen av modellene.

7.1.8. Økonomiske kontrollvariabler

De økonomiske kontrollvariablene som er inkludert i OLS-modellen er netto lån, rentebetaling, skatt, avdrag og rammetilskudd og lagget avhengig variabel. Som i tidligere studier dekker disse variablene mye av endringene i netto driftsresultat og de er sterkt knyttet sammen. Som vi kan se ut fra netto lån virker ikke dette ut til å ha en sterk effekt på netto driftsresultat, det som antakeligvis er tilfellet her, er at effekten av høy kommunal gjeldsgrad vises i økte rentebetalinger og avdrag. Likevel kan det være viktig å inkludere selve lånet som en egen variabel for å se om utgangspunktet har en effekt. Rentebetaling har en sterk negativ effekt i alle modellene som forventet. Effekten av denne variabelen er stabil over alle modellene og viser en negativ effekt på ca 843 kroner per innbygger. Når rentebetalningene øker vil netto driftsresultat synke som følge av dette. Disse funnene er i tråd med tidligere studier, men også logiske. Hvis en kommune får økte utgifter vil dette ha en negativ effekt på netto driftsresultat,

³⁷ Unntaket er andelen eldre i de to første modellene.

så lenge man ikke blir kompensert på en annen måte. Skatt har en sterk positiv effekt på netto driftsresultat. Effekten er signifikant på 1 prosent nivå. Når skatteinntektene øker, fører dette til høyere netto driftsresultat på ca. 225 kroner per innbygger. Det mest overraskende resultatet fra de økonomiske kontrollvariablene er at avdrag ikke ser ut til å ha en sterk effekt på netto driftsresultat. Økte avdrag har heller ikke den forventede negative effekten på netto driftsresultat. Dette er et merkelig resultat, tidligere studier har funnet en sterk negativ effekt av avdrag på netto driftsresultat (Tovmo 2007, 46). Hvorfor man får dette resultatet er vanskelig å svare på, men det kan virke som rentebetaling har en mye større effekt på kommuneøkonomien enn avdragene. En forklaring kan være at kommunene har avdragsfrihet de første fem årene etter en investering og det kan være effekten av dette som observeres i regresjonen. Rammetilskuddet har den forventede positive effekten og er signifikant i alle modellene. En økning på rammetilskuddet fører til 36-44 kroner per innbygger i høyere netto driftsresultat. Dette høres ut som lave tall, men det har mest sannsynlig sammenheng med at økninger i rammetilskuddet ofte henger sammen med endrede kommunekarakteristikker som beskrevet i underkapittel 2.8. Tidligere års netto driftsresultat har en sterk signifikant og positiv effekt på neste års netto driftsresultat. En økning på forrige års netto driftsresultat viser dermed at dette også vil påvirke neste års netto driftsresultat med rundt 45 prosent.

7.2. Modeller med tilfeldige effekter

Nedenfor vises regresjonstabell 7.2. I modellene som presenteres er det et markant skille mellom de som bruker tilfeldige effekter og OLS. Fordi det er problematisk å inkludere lagget avhengig variabel på høyre side av likningen i en modell som bruker tilfeldige effekter er lagget avhengig variabel fjernet fra modellen. Siden modellen kontrollerer både for enhets- og tidseffekter blir det nødvendig å benytte seg av Amemiya (1971) for estimering av parameterne.³⁸ Funn som divergerer fra det som er funnet i OLS-modellene vil bli gjennomgått.

Regresjonstabell 7.2 Tilfeldige effekter:

<i>Avhengig variabel:</i>				
Netto driftsresultat per innbygger				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)

³⁸ Swamy og Arora (1972) er satt som standard i programpakken som brukes, men fordi denne fremgangsmåten gir feilmeldinger brukes Amemiya (1971) estimatoren istedenfor. Hvilken estimator som er best egnet for denne typen estimering er utenfor studiens forskningsspørsmål. Baltagi (2005, 39-40) gjennomgår ulike estimeringsmetoder, men finner ingen som utmerker seg i alle situasjoner og estimatorene er relativt like når det kommer til effektivitet.

Budsjettorganisering	.112 (.167)				.095 (.188)
ROBEK		.450** (.215)			.445** (.185)
ROBEK _{t-1}					.065 (.177)
ENoP			.018 (.098)		.034 (.084)
Antall Formannskapsmedlemmer				-.011 (.054)	-.020 (.050)
Valgordning formannskap				.187** (.090)	.224** (.095)
POW	-.058 (.131)	-.060 (.130)	-.048 (.087)	-.060 (.119)	-.048 (.090)
Sosialist	-.443 (.363)	-.405 (.370)	-.412 (.438)	-.435 (.373)	-.241 (.437)
Befolkningsstørrelse	-.00001 (0.00000)	-.00001 (0.00000)	-.00001 (0.00000)	-.00001*** (0.00000)	-.00001*** (0.00000)
Barn	6.516 (10.032)	7.710 (10.224)	6.381 (10.136)	6.517 (9.948)	8.114 (8.931)
Unge	-3.406 (6.576)	-2.920 (6.520)	-3.205 (6.534)	-3.328 (6.386)	-3.882 (6.627)
Eldre	1.812 (4.532)	2.314 (4.499)	2.019 (4.592)	1.931 (4.577)	.888 (4.359)
Arbeidsledighet	-.104 (8.944)	-.727 (8.715)	-.051 (8.895)	-.114 (8.759)	-2.621 (8.292)
Netto Lån	.007 (.008)	.008 (.008)	.007 (.008)	.008 (.008)	.008 (.008)
Rentebetaling	-.954*** (.112)	-.952*** (.110)	-.954*** (.112)	-.954*** (.111)	-.962*** (.115)
Skatt	.244*** (.048)	.247*** (.048)	.244*** (.047)	.243*** (.047)	.281*** (.045)
Avdrag	-.345 (.262)	-.342 (.261)	-.347 (.260)	-.346 (.257)	-.325 (.288)
Rammetilskudd	.130*** (.023)	.130*** (.023)	.130*** (.024)	.129*** (.025)	.141*** (.029)

Konstantledd	-2.691 (2.042)	-2.968 (2.113)	-2.733 (2.195)	-2.631 (2.103)	-3.639* (2.186)
N av kommuner	424	424	424	424	424
Observasjoner	6,741	6,741	6,741	6,741	6,317
R ²	.158	.153	.158	.160	.161
Justert R ²	.157	.152	.156	.158	.158
F Statistikk	10,873.650** *	10,992.110** *	10,870.300** *	10,896.430** *	11,091.820** *

Note: Modeller med tilfeldige effekter. Panelkorrigerede standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt inneværende år for surveyspørsmålene og registerdataene. Enhets- og tidsdummyer er inkludert i alle kolonnene, men estimatene blir ikke rapportert.

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

7.2.1. Budsjettregler og valgordning til formannskap

Den største forskjellen mellom OLS- og tilfeldige effekter-modellen er resultatet av antall formannskapsmedlemmer og hvordan formannskapet blir valgt. Som modellen viser vil kommuner som bytter til avtalevalg få en økning på 224 kroner per innbygger i netto driftsresultat. Tolkningen av dette resultatet er dessverre ikke enkelt. Skjer dette utelukkende på grunn av endringen, er det sterkere politikere, eller skyldes dette bedre samarbeid mellom partiene? Kun en politiker i kommunestyret trenger å kreve forholdstallsvalg for at dette skal brukes i valg av formannskap. Likevel ser man en økning i andelen avtalevalg kontra forholdstallsvalg. En mulig tolkning av dette resultatet er at de styrende partiene i norske kommuner har mer politisk styrke i kommunene som arrangerer avtalevalg. En annen tolkning er at partiene i større grad klarer å samarbeide på tvers av partigrensene. På denne måten vil de raskere kunne respondere på økonomiske sjokk som måtte oppstå. Disse to teoretiske argumentene vil bli gjennomgått i underkapittel 7.3.2. Her må det tas forbehold om at det fortsatt kan være samme fordeling av partier i formannskap og kommunestyre selv om avtalevalg brukes. ROBEK er fortsatt sterkt signifikant, men vi kan se at effekten av å være på listen over lengre tid ikke lenger er signifikant og har endret seg til et positivt fortegn. Effekten av å komme på ROBEK-listen inneværende år er fortsatt meget sterk, og er 450 kroner per innbygger i høyere netto driftsoverskudd. Funnene fra OLS-modellen om effekten av inkludering på ROBEK-listen bekreftes dermed igjen. Budsjettbalansereglene som innføres som følge av inkludering på ROBEK har en sterk umiddelbar effekt, men det kan tyde på at denne effekten avtar over tid om kommunen ikke klarer å komme seg ut av ROBEK. Dette

støtter også funnene til Bohn og Inman (1996) om at det er ex post budsjettbalansereglene som spiller en rolle. Budsjettorganisering har heller ikke i denne modellen en stor effekt på netto driftsresultat. Siden Tovmos (2007) artikkel har utviklingen vært slik at sentralisert budsjettprosess har vært den dominante og flere kommuner benytter seg nå av sentralisert budsjettprosess enn desentralisert prosess. Her kan det være at kommunene som har valgt en sentralisert budsjettprosess har sterkere preferanse for økonomisk disiplin og vil ha lavere underskudd uavhengig av hvordan budsjettprosessen er organisert. På grunn av dette kan effekten være overestimert. Som Tovmo påpeker er det også argumenter for at effekten kan være underestimert. Hvis endringen i budsjettprosess skjer fordi kommunen har store underskudd så vil OLS-regresjon gi underestimerte koeffisienter siden endringen impliserer en delvis positiv effekt fra en sentralisert prosess hvis den uobserverte heterogeniteten er til stede (Tovmo 2007).

7.2.2. Forskjeller mellom OLS og tilfeldige effekter for kontrollvariablene

Det kan også være interessant å merke seg at en del variabler har fått endret koeffisientens fortegn i tilfeldige-effekter modellen sammenlignet med OLS. Sosialistandelen i kommunestyret har endret fortegn i alle modellene og i den fulle modellen utgjør det -241 kroner per innbygger på netto driftsresultat. Sagt med andre ord, når sosialistandelen i en kommune øker med 1 prosent vil dette føre til 241 kroner per innbygger mindre i netto driftsresultat. Et slikt resultat er mer i tråd med forventningene om effekten ideologi skal ha ifølge Hibbs (1986;1987), men dette er ikke signifikant. Variablene som viser fordelingen av ulike aldersgrupper, har endret fortegn. I OLS-regresjonen var andelen barn og eldre negativ i alle modellene, mens andelen unge hadde en positiv effekt på netto driftsresultat. Som vi kan se fra modellen med tilfeldige effekter har dette endret seg og andelen unge gir nå en negativ effekt på netto driftsresultat, mens andelen eldre og andelen barn er positivt korrelert med netto driftsresultat. Ingen av disse variablene er signifikante i noen av modellene. Sensitive og ikke-robuste resultater fra demografivariablene ser ut til å være vanlig innenfor dette forskningsfeltet (Borge 1996; Borge 2005; Tovmo 2007; Hopland 2013).

Det er naturlig å anta at netto driftsresultat foregående år vil ha en innvirkning på netto driftsresultat i nåværende år. Derfor vil det rent teoretisk være naturlig å inkludere lagget avhengig variabel i modellene slik som det er gjort i OLS-regresjonen. Problemet er at man ikke burde inkludere en lagget avhengig variabel i en modell med tilfeldige effekter (Bhargava og Sargan 1983). Det samme gjelder for en modell med faste effekter som vil gi «Nickell-skjevhet» (1981; Hopland 2013) hvis tidsdimensjonen er kort. Siden variabelen kun brukes som

kontroll i denne regresjonen likt som Hopland (2013, 194), følges han argumentasjon om at denne variabelen kun inkluderes som en kontrollvariabel på tidligere års økonomiske situasjon for kommunen. Nedenfor presenteres de tre fulle modellene av OLS, tilfeldige – og faste effekter.

7.3. De tre fullstendige modellene

Regresjonstabell 7.3 Fulle modeller:

	Avhengig variabel		
	Netto driftsresultat per innbygger		
	OLS	Tilfeldige Effekter	Faste Effekter
Netto $t-1$.441*** (.077)	.191** (.095)	.186** (.074)
Budsjettorganisering	.135 (.165)	.136 (.178)	.052 (.150)
ROBEK	.394*** (.144)	.527*** (.155)	.515*** (.105)
ROBEK $t-1$	-.285** (.130)	-.089 (.177)	.067 (.107)
ENoP	-.038 (.050)	.027 (.063)	.151** (.063)
Antall Formannskapsmedlemmer	-.108*** (.023)	-.023 (.029)	.017 (.026)
Valgordning formannskap	.128 (.089)	.225** (.090)	.172** (.083)
POW	.077 (.086)	-.013 (.087)	-.009 (.086)
Sosialist	.573 (.405)	-.027 (.413)	.655 (.632)
Befolkningsstørrelse	-0.00000* (0.00000)	-.00001*** (0.00000)	.00001 (.00002)
Barn	-5.915 (7.777)	7.900 (8.032)	6.083 (8.599)
Unge	8.771 (5.684)	-2.346 (6.272)	7.031 (5.711)
Eldre	-.845 (3.339)	.654 (3.708)	3.034 (7.105)

Arbeidsledighet	-3.383 (6.872)	-2.262 (7.709)	-4.558 (8.765)
Netto Lån	.001 (.005)	.010 (.007)	-.007 (.006)
Rentebetaling	-.843*** (.149)	-.951*** (.127)	-.895*** (.104)
Skatt	.223*** (.039)	.260*** (.040)	.290*** (.064)
Avdrag	.219 (.163)	-.289 (.237)	-.264 (.225)
Rammetilskudd	.036* (.019)	.122*** (.028)	.048 (.033)
Konstantledd	-2.539 (1.786)	-3.653* (1.953)	
<hr/>			
N av kommuner	424	424	424
Observasjoner	6,317	6,317	6,313
R ²	.403	.297	.225
Justert R ²	.401	.295	.166
F Statistikk	223.577*** (df = 19; 6297)	12,694.740***	89.593*** (df = 19; 5870)
AIC (Aikaikes Information Criterion)	30205	28688	28948

Note

Panelkorrigererte standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt innværende år for surveysspørsmålene og registerdataene. Enhets- og tidsdummyer er inkludert i modellene med tilfeldige- og faste effekter, OLS har tidsdummyer, men estimatene blir ikke rapportert.
*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Regresjonstabell 7.3 viser at modellene i stor grad viser samme effekt fra de økonomiske variablene på netto driftsresultat. Her kan det være verdt å merke seg at rentebetaling er den økonomiske variabelen som har størst direkte effekt på netto driftsresultat. En enhets økning i rentebetaling (1000 kr per innbygger) fører til en direkte effekt på netto driftsresultat med negative 850-950 kroner per innbygger. Den eneste økonomiske variabelen som ikke har samme fortegn i de tre modellene er avdrag i OLS-regresjonen. Som nevnt tidligere var dette et uventet resultat og man skulle tro at en økning i avdrag fører til lavere netto driftsresultat. I modellene med tilfeldige og faste effekter ser man at effekten har endret retning og det er en relativt stor forskjell mellom 219 og -289 kroner per innbygger. Siden antakelsen er at dette

fører til lavere netto driftsresultat virker det som modellene med tilfeldige- og faste effekter bedre klarer å fange opp den reelle effekten av denne variabelen. Dette bekreftes også av Aikaikes Information Criterion (AIC) som måler hvor godt en modell passer til dataene. Modellen med tilfeldige effekter får lavest tall som indikerer at for disse dataene er det den beste modellen. Siden AIC ikke følger med i plm-pakken som brukes er disse regnet ut manuelt. De er 30205 for OLS-modellen, 28688 for tilfeldige effekter modellen og 28948 for faste effekter. Noe som bekrefter antakelsene om at en modell med tilfeldige effekter kan være bedre for å undersøke institusjonelle variabler enn faste effekter, selv om begge modellene nevnt utkonkurrerer OLS markant. AIC er kun et modellsammenligningsverktøy og kan ikke brukes for å si noe om hvor godt modellene passer til dataene, kun hvor godt modellen passer til dataene relativt med de andre modellene.

7.3.1. Budsjetregler

For forklaringsvariablenes del er det to som skiller seg ut. Om man er på ROBEK og hvilken valgordning man bruker til formannskapet. Begge disse variablene har en positiv effekt på netto driftsresultat og $ROBEK_{t-1}$ er ikke lenger signifikant og har en negativ effekt på netto driftsresultat. ROBEK-variabelen har holdt seg signifikant og med samme fortegn i alle variablene og må derfor sies å være det mest robuste funnet i denne studien. Kommer man på ROBEK betyr det at man får en direkte effekt på netto driftsresultat og det virker derfor som at budsjettreglene (ex post), de uformelle mekanismene og Statsforvalterens innsats i hvert enkelt fylke har stor effekt. Dette er i tråd med Hoplands (2013) tidligere funn og han viser at dette er drevet av kostnadskutting i kommunene etter inkludering på ROBEK. Derfor er det rimelig å anta at den samme effekten er det som observeres i modellene ovenfor. Balanserte budsjettregler ex post virker dermed til å ha den sterkeste effekten på det økonomiske resultatet til de norske kommunene. Dette føyer seg inn i forskningen som viser at ex ante budsjettregler ikke er like effektive som ex post fra USA (Alt og Lowry 1994; Poterba 1995; Alesina og Bayoumi 1996; Bohn og Inman 1996). Resultatene fra ROBEK holder seg like selv om det brukes et strengere mål på ROBEK og innflytelsesrike enheter blir fjernet fra regresjonen, se Appendix D for regresjonen med tilfeldige effekter og E for oversikt over disse innflytelsesrike enhetene.

7.3.2. Valgordning formannskap

Valgordning til formannskapet er fenomenet som skiller seg mest ut ved å være signifikant i modellene med tilfeldige- og faste effekter. NIBR-rapportene viser også at trenden i norske kommuner har vært slik at formannskapene er blitt gitt mer makt enn tidligere og det virker

som flere beslutninger blir tatt i formannskapet (Stigen og Hovik 2008b; Blåka et al 2012b; Monkerud et al 2016b). Slike endringer gjør at interessen for dette fenomenet styrkes. Det som er interessant ut fra studiens perspektiv er å undersøke om valgordning til formannskap måler den politiske styrken til posisjonen i kommunen, eller om dette heller er et mål på samarbeidet mellom partiene til tross for den politiske fragmenteringen. Først undersøkes fordelingen av valgordning til formannskapsvariabelen på ENoP som er det mest brukte målet på politisk styrke innenfor dette forskingsfeltet.³⁹ Sammenligning av median og gjennomsnitt for disse to variablene viser at det er svært små forskjeller. Gjennomsnittlig effektive partier i kommuner som har avtalevalg er 4,17, mens det samme gjennomsnittet for kommuner med forholdstallsvalg er 4,15. Som vist i kapittel fem er det 4,2 for hele datasettet samlet. Medianen viser samme trend med 4,21 for avtalevalg og 4,16 for forholdstallsvalg. Det er svært små forskjeller her og det viser at i kommuner med forholdstallsvalg har man færre effektive partier, som betyr høyere politisk styrke. Dette er lite intuitivt hvis man legger til grunn den teoretiske antakelsen om at avtalevalg skal være en annen måte å måle politisk styrke. Før dette kan sannsynliggjøres blir en lik sammenligning gjort for POW og andelen sosialister i kommunestyret. Disse variablene viser heller ingen sammenheng med valgordning til formannskapet. Ut fra resultatene kan det virke som valgordningen til formannskapet ikke er et mål på politisk styrke, men heller viser samarbeidet mellom partiene i norske kommuner. Siden det ikke finnes noen sammenheng mellom variablene som viser politisk styrke virker det ikke til at den teoretiske forklaringen som tar utgangspunkt i politisk styrke virker plausibel. Likevel vil kommuner som velger å ha avtalevalg i større grad få økt sitt netto driftsresultat sammenlignet med kommuner som benytter seg av forholdstallsvalg. Disse grunnene gjør det dermed svært usannsynlig at denne variabelen viser fenomenet politisk styrke. Den alternative teorien om at variabelen i større grad viser samarbeidet mellom partiene passer bedre inn i funnene fra denne studien. Som Haraldsvik, Hopland og Nyhus får vite fra sine respondenter i undersøkelsen handler det i stor grad om å enes om en felles plan for kommunen fremover og legge vekk partiuenighetene for å ta avgjørelser slik at man unngår budsjettunderskudd (2019, 3). Dette kan skje til tross for at den politiske fragmenteringen er høy. Resultatene styrker H2. Avtalevalg fører til høyere netto driftsresultat enn forholdstallsvalg. Her er det viktig å understreke at inkludering av denne variabelen trenger mer forskning og gjerne under andre modeller og forutsetninger enn de som er inkludert her, for å se om effekten er den samme. En undersøkelse av hvordan partiene i kommunene synes samarbeidet dem imellom er, fordelt på

³⁹ Sammen med Herfindahl-indeksen (Borge 2005; Tovmo 2007).

avtalevalg og forholdstallsvalg, hadde vært interessant for å øke kunnskapen om dette er en reell effekt fra formannskapsmodellen som benyttes i norske kommuner og spesielt om avtalevalg til formannskapet spiller en rolle. Fører dette forpliktende samarbeidet tidlig i kommuneperioden til større samarbeid i senere prosesser i kommunestyret. Eller er det også her et endogenitetsproblem ved at kommuner som allerede har godt samarbeid mellom partiene ville oppnådd økningen i netto driftsresultat ved å svare på eksogene økonomiske sjokk raskt uavhengig om de hadde avtalevalg eller ikke? En slik undersøkelse utføres best kvalitativt for å finne de bakenforliggende mekanismene som fører til effekten som observeres i denne analysen.

En bekymring som burde bli vurdert er om dataene ikke oppfyller kriteriet om normalitet. Selv om denne antakelsen kan bli avslappet når N er høy, vil det fortsatt være nødvendig å undersøke for å styrke robustheten til funnene og teste deres sensitivitet til andre modellspesifikasjoner. Selv om det er testet noen ulike modellspesifikasjoner i denne analysen er det også viktig å se om innflytelsesrike enheter kan spille en rolle i resultatene. For å sjekke om det finnes statistiske utliggere med høy innflytelse benyttes Cooks distansegraf. Ved å fjerne noen av de mest innflytelsesrike enhetene viser det seg at effekten av valgordning til formannskap svekkes fra en signifikans på fem prosentnivå, til en signifikans på ti prosentnivå, den beholder samme positive fortegn og en effekt på netto driftsresultat på rundt 150 kroner per innbygger. I modellen med faste effekter holder effekten seg signifikant på fem prosentnivå og med positivt fortegn som tidligere. Dette tyder på at det er en effekt av valgordning til formannskap, men at den i modellen med tilfeldige effekter blir svakere etter å ha ekskludert noen kraftkommuner som var statistiske utliggere. En oversikt over de innflytelsesrike enhetene finnes i Appendiks E.

7.4. Resultater uten imputering

Hva ville skjedd hvis denne studien, som mange av de tidligere studiene, istedenfor imputering, bare fjernet alle manglende verdier? I appendiks F ligger resultatene for regresjonen uten imputerte variabler for de tre fulle modellene. Som nevnt tidligere er antallet enheter drastisk redusert fra 6317 til 1748. Antallet kommuner har også gått fra 435 til 355. Som det er vist i kapittel fire har surveyvariablene i stor grad manglende verdier fra 2008 og senere år. Dette fører til at estimeringen som gjøres når man fjerner alle de manglende verdiene i all hovedsak bruker tidsperioden 2001-2008 samt 2012 og 2016. Som appendiks E viser er det svært store forskjeller i regresjonstabellene til datasettene med og uten imputering. Mange av effektene som ikke blir funnet i datasettet med de imputerte variablene, blir her observert. Politisk

fragmentering er signifikant, og effekten er positiv i ols og faste effekter modellen. Siden dette i all hovedsak er estimert med data fra tidsperioden 2001-2008 virker det som Hoplands funn av politisk fragmentering i samme tidsperiode også finner støtte her. Det er mulig at effekten av politisk fragmentering som begge finner er reell i denne tidsperioden. Forskjellene mellom modellene med og uten imputering vil ikke bli gjennomgått, men dette viser at imputeringen har utgjort en forskjell selv om det kompliserer analysen. Økningen i kompleksitet ser dermed ut til å ha forbedret analysen.

7.5. Sammendrag hypoteser

Dette underkapittelet vil oppsummere om funnene rapportert i analyse- og resultatdelen støttet, usikre, eller motsa hypotesene. Først vil kontrollvariablene bli presentert, disse har ingen hypoteser ved seg, men de støtter i stor grad tidligere funn på området. De politiske og institusjonelle variablene som denne studien er interessert i vil bli gjennomgått grundigere.

Som de fleste tidligere studier viser har rentebetalingen en stor effekt på netto driftsresultat, mens de andre økonomiske kontrollvariablene har lavere. Det samme viser denne studien og en enhets økning på rentebetaling fører til minimum -800 kroner per innbygger i lavere netto driftsresultat i alle modellene. Dette er høyst signifikant gjennom hele analysen. Avdrag er den variabelen som endrer seg mest mellom modellene. Dette kan skyldes at norske kommuner har fått avdragsfrihet på fem år og derfor vil effekten av avdrag på netto driftsresultat ikke bli observert før senere. Likevel er det merkelig at avdrag ikke har en negativ effekt på netto driftsresultat i alle modellene, noe som er den forventede effekten. Skatt har en positiv effekt på netto driftsresultat i alle modellene og signifikant. Skatt har den forventede effekten. Rammetilskudd har også den forventede positive effekten på netto driftsresultat og er signifikant i alle modellene utenom modellen med faste effekter, men signifikansnivået varierer. Netto lån er også inkludert som en økonomisk kontrollvariabel, men ser ikke ut til å ha noen effekt på netto driftsresultat. Et forventet funn når avdrag og rentebetalinger er inkludert i modellen. Studien finner inkonsekvente og ikke-robuste resultater for demografivariablene som er inkludert, dette er i tråd med tidligere forskning på feltet.

Denne studien har vært interessert i å undersøke om institusjonelle strukturer eller politiske faktorer kan forklare de store ulikhetene i norske kommuners budsjettbalanse. Flere av de institusjonelle strukturene og politiske faktorene har i denne studien vist seg å ha en sterk effekt på hvorvidt en kommunes budsjettbalanse. Av variablene som er benyttet i tidligere studier er det kun ROBEK ved å bli satt under strengere budsjettbalanseregler som ser ut til å ha en effekt på kommunenes økonomiske situasjon. Andelen partier i kommunestyret, andelen sosialister i

kommunestyret og organiseringen av budsjettprosessen ser ikke ut til å ha en effekt på om kommunene har budsjettbalanse. Det som derimot er interessant er at inkluderingen av de to variablene som omhandler formannskapet ser ut til å ha en effekt.

Hypotese en predikerte at kommuner med høyere politisk fragmentering ville føre til underskudd. Denne hypotesen fant ikke sterk støtte i analysen. Den var ikke signifikant i noen av modellene og fortegnet til koeffisienten endret seg mellom de ulike modellene, men var positiv i alle utenom OLS, noe som kan tyde på at variabelen har motsatt effekt av det som var forventet. Hopland finner også dette i sin studie (2013).

Hypotese to predikerte at avtalevalg fører til høyere netto driftsresultat enn forholdstallsvalg. Hypotesen fikk støtte fra noen av modellene i analysen, men besto ikke alle robusthetstestene. I OLS-regresjonen var det forventet fortegn, men effekten var ikke signifikant. Når man istedenfor bruker modeller med tilfeldige- og faste effekter ser man at fortegnet forblir det samme, men signifikansen øker. I den endelige modellen med tilfeldige- og faste effekter ser man en sterk signifikant sammenheng mellom å bruke avtalevalg og høyere netto driftsresultat. Her må det likevel påpekes at etter innflytelsesrike enheter er fjernet fra regresjonen svekkes den signifikante effekten fra modellen med tilfeldige effekter. Den mest plausible teorien tilsier at dette skjer fordi kommuner med avtalevalg i større grad klarer å samarbeide på tvers av partilinjene og derfor vil viktige økonomiske beslutninger bli vedtatt på et tidligere tidspunkt enn hos kommunene som bruker forholdstallsvalg. Som nevnt i analysedelen kan det være interessant å undersøke denne sammenhengen nærmere og se om den foreslåtte årsaksforklaringen er riktig gjennom kvalitative analyser.

Hypotese tre predikerte at en økning i antall formannskapsmedlemmer utover minimumskravet vil føre til budsjettunderskudd. I OLS-regresjonen ser det ut til at dette stemmer med en negativ effekt på 108 kroner per innbygger på netto driftsresultat i den fullstendige modellen. I modellen med faste- og tilfeldige effekter finnes ikke denne effekten. Dermed kan ikke denne analysen utelukke at det gir en effekt å øke antallet formannskapsmedlemmer, men det kan ikke bekreftes heller. H3 får dermed ikke støtte i denne analysen, men det vil være for tidlig å avvise om det finnes en sammenheng, siden hypotesen får støtte i OLS-modellene.

Hypotese fire predikerte at andelen sosialister i kommunestyret har en negativ effekt på netto driftsresultat. Denne hypotesen utgår fra Hibbs (1986;1987) om dette fenomenet i USA. Andelen sosialister i kommunestyret var kun signifikant i en av modellene, med feil fortegn ut fra den teoretiske antakelsen. Analysen tyder på at andelen sosialister i kommunestyret ikke har en sterk effekt på netto driftsresultat og at Hibbs teorier ikke stemmer like godt i den norske

konteksten. Tidligere studier har måttet inkludere denne variabelen som et mål på ideologi, med varierende funn, men ut fra denne analysen ser ideologi ut til å spille en mindre rolle for norske kommuners budsjettbalanse.

Hypotese fem predikerte at inkludering på ROBEK og de påfølgende budsjettrestriksjonene ville føre til høyere netto driftsresultat. Denne effekten finnes i alle modellene. ROBEK er høyst signifikant og har det forventede fortegnet i alle modellene. Selv med alternative modellestimeringer og robusthetstester er denne effekten sterkt positiv og signifikant. Alle bevisene fra analysen tyder på at effekten av ROBEK er svært sterk på kommunenes økonomi og dette støttes også opp av tidligere forskning (Hopland 2013). Formelle (ex post karakteristikk) og uformelle («skam») mekanismer viser seg dermed til å ha en sterk effekt på netto driftsresultat.

Hypotese seks predikerer at en sentralisert budsjettprosess fører til høyere netto driftsresultat enn en desentralisert prosess. Denne effekten er fraværende i alle modellene. Tovmos (2007) funn finner ikke støtte i denne analysen. Der han finner en sterk effekt av den sentraliserte budsjettprosessen, finner denne studien ingen effekt av en sentralisert budsjettprosess på netto driftsresultat. Sentralisert budsjettprosess er ikke signifikant i noen av modellene, men koeffisienten har riktig fortegn i alle modellene. Ut fra analysen kan hypotese seks avvises. En sentralisert budsjettprosess ser ikke ut til å ha en sterk effekt på netto driftsresultat i perioden 2001-2016.

Kapittel 8. Konklusjon

Denne studien har undersøkt hvilke institusjonelle strukturer og politiske faktorer som påvirker norske kommuners budsjettbalanse. Dette har blitt gjort ved å lage et originalt datasett som muliggjør å gjøre en større analyse av disse fenomenene enn det som er gjort tidligere. Teorier om budsjettregler, politisk fragmentering, ideologi og budsjettinstitusjoner har blitt brukt for å forklare variasjonene i kommunenes budsjettbalanse. Hypotesene har blitt besvart i kapittel 7.5 og nedenfor vil forskningsspørsmålet bli besvart med en lengre redegjørelse av de teoretiske og empiriske funnene studien har gjort.

Hvilke politiske faktorer og institusjonelle strukturer påvirker norske kommuners budsjettbalanse i årene 2001-2016, etter man har tatt hensyn til økonomiske og kommunespesifikke forhold?

For å svare på forskningsspørsmålet ble data om kommunenes økonomiske situasjon og demografi slått sammen. Siden mange av de tidligere studiene kun har inkludert enkeltvariabler

fra de politiske og institusjonelle variablene er denne studien den første til å inkludere alle i en fullstendig modell. Dette gjøres for å undersøke hvilke politiske faktorer og institusjonelle strukturer som har en effekt til tross for tilstedeværelsen av de andre. For å utvide datatilfanget ble det brukt imputasjon fordi to av de institusjonelle variablene hadde en høy andel manglende verdier. Datagrunnlaget til denne studien er dermed mye større enn tidligere studier på området som gir økt statistisk kraft. På denne måten ble det mulig å undersøke hvilke institusjonelle strukturer og politiske faktorer som påvirker norske kommuners budsjettbalanse. Etter gjennomgangen i kapittel 7.5 ser man at det er to forklaringer som ser ut til å kunne forklare budsjettbalansen i norske kommuner. Nemlig budsjettregler representert ved ROBEK og samarbeid mellom partier representert ved valgordning til formannskapet.

Teoriene om politisk innflytelse på budsjettene er basert på en tankegang om at sentralisering av makt til et fåtall personer eller partier vil føre til sterkere økonomisk kontroll og reduksjon i underskudd. I denne teorien vil den ideelle regjeringen være ettparti-majoritetsregjering. Den kan innføre upopulær politikk som budsjettkutt og trenger heller ikke å inngå kompromiss for å få gjennom sin ønskede politikk. Lite tyder på at denne teorien finner støtte i den norske konteksten. Formannskapsmodellen som benyttes og valgordningen gjør også at ettpartistyring av kommunene er svært sjelden. Balanserte budsjettregler og samarbeid mellom partiene ser derimot ut til å ha en stor effekt på netto driftsresultat i norske kommuner.

Tidligere forskning har ofte pekt på politisk fragmentering som den viktigste variabelen som forklaring på budsjettunderskudd i norske kommuner. Denne studien argumenterer for at budsjettbalansereglene og hvor godt partiene samarbeider med hverandre er viktigere forklaringer for å forstå variasjonen som finnes i kommunenes økonomiske situasjon. I de fleste modellene finner studien en sterk signifikant effekt av budsjettbalansereglene og samarbeid mellom partier. Av forklaringene presenter er det kun disse to som holder seg konsekvent signifikant i de fleste modellene. Effekten av budsjettbalansereglene ved innmelding på ROBEK er den sterkeste effekten som er funnet i denne studien og den får samme resultat som Hopland (2013) som også finner en sterk effekt av å bli inkludert på ROBEK. Dette tyder på at de samme mekanismene som Hopland (2013) trekker frem også er til stede i disse dataene, noe som ikke er overraskende med tanke på overlappen i tidsperiode mellom studiene. Resultatet peker i den retning at ex post budsjettregler og de uformelle mekanismene som «skammen» ved å være på ROBEK sender sterke signaler til kommunene slik at de ordner opp i sin økonomiske situasjon. Avtalevalg er derimot en variabel som ikke tidligere er inkludert i denne typen forskning. Analysen viser at variabelen ikke virker til å være korrelert med politisk styrke. Dermed blir

den alternative teorien om at denne variabelen i realiteten viser hvor godt samarbeidet er mellom partiene mer plausibel. Derfor virker det også slik at denne variabelen kan motvirke politisk fragmentering fordi studien finner at avtalevalg skjer i kommuner med høyere politisk fragmentering enn forholdstallsvalg. Selv om forskjellen mellom politisk fragmentering blant kommuner med avtale- eller forholdstallsvalg er svært små er den der likevel. Med forbehold om at det kreves mer forskning for å slå fast at dette er den underliggende mekanismen.

8.1. Studiens begrensninger

Slik som i alle studier finnes det også svakheter i denne studien. En av dem handler om endogenitet i noen variabler. Kjernen i problemet handler om at kommuner som har valgt en sentralisert budsjettprosess kan ha sterkere preferanse for økonomisk kontroll og vil ha lavere underskudd uavhengig av organiseringen av budsjettprosessen. Det samme problemet kan også gjelde for valgordning til formannskapsvariabelen. Er det slik at kommuner hvor partiene har større sannsynlighet for å samarbeide ville hatt lavere underskudd uavhengig av hvilken måte de valgte til formannskapet. Den eneste måten å få svar på et slikt spørsmål er ved kvalitative casestudier av de respektive kommunene. En casestudie av norske kommuner som bruker avtalevalg og forholdstallsvalg opp mot partienes opplevde samarbeidsklima i kommunestyret kan kaste lys over om den teoretiske forklaringen på fenomenet som er presentert i denne studien er reell. Siden det finnes en klar effekt av å velge avtalevalg virker det sannsynlig at det må finnes en underliggende årsaksforklaring som kan gi ny innsikt i hvilke politiske faktorer eller institusjonelle strukturer som spiller en rolle. Endogeniteten i budsjettvariablene som er tatt opp her er den største utfordringen og begrensningen i slike studier. Poterba (1996) og Tovmo (2007) peker på det samme. Forhåpentligvis har robustheten og inkludering av flere modellspesifikasjoner gjort at denne endogeniteten har blitt unngått og estimatene som er presentert er reelle. Dessverre finnes det ingen enkel løsning på endogenitetsproblemer.

I tillegg til endogenitetsproblemet i samarbeid mellom partier kan det også tenkes at målet avtalevalg-forholdstallsvalg ikke er så presist som man skulle ønske. Et bedre mål ville være å gå gjennom kommunene og finne ut om partiene har inngått samarbeidsavtaler og hvor omfattende samarbeidsavtalene er. Arbeidsmengden som dette kreves er dessverre for stor for en studie som denne med et begrenset omfang. Det kan også tenkes at det kan være vanskelig å finne data på akkurat dette fenomenet noe som vil gjøre det svært vanskelig å gjennomføre et slikt prosjekt. Fremtidig forskning burde forsøke å få mer presise mål på dette fenomenet.

En annen begrensning gjelder hvordan man måler politisk fragmentering. Denne studien har målt politisk fragmentering på to ulike nivåer i kommunene. Først har den brukt effektivt antall

partier i kommunestyret som et mål på den politiske fragmenteringen der. Deretter har den politiske fragmenteringen blitt fanget i formannskapet gjennom antallet representanter utover minimumsnivået. Problemet med slike mål er i hvor stor grad man klarer å fange opp den politiske fragmenteringen og hvilken type politisk fragmentering finner man. Her er den politiske fragmenteringen mellom partiene vært av interesse, mens fragmenteringen i formannskapet viser hvordan å øke antallet medlemmer der kan føre til at det blir vanskeligere å bli enige om riktig medisin til en kommune under økonomisk press. Det ene målet viser økning i antall partier og den andre viser hvordan å øke antallet formannsmedlemmer kan ha en innvirkning. Selv om dette mest sannsynlig fanger opp mye av fragmenteringen innenfor kommuner, kan personkonflikter innad i partier også forstås som en form for politisk fragmentering. Rapporten til Haraldsvik, Hopland og Nyhus (2019,3) peker på dette og informantene nevner at fragmentering innad i partier gjelder spesielt i kommuner der det blir kamp mellom grender/tettsteder om lokalisering av kommunale tjenestetilbud. Deres siste poeng her er viktig og viser hvorfor det er viktig å inkludere så mange enheter som mulig sammen med mål på ENoP. «Ofte har også dette gitt utspring i etableringen av bygde- og felleslister» (Haraldsviks, Hopland og Nyhus 2019, 3). Siden denne studien inkluderer en svært stor andel av kommunene har forhåpentligvis denne typen fragmentering blitt fanget opp gjennom ENoP-variabelen ved at antallet effektive partier har økt på grunn av flere bygde- og felleslister. På denne måten har forhåpentligvis noe av effekten som fragmentering innad i partier har, blitt fanget opp. Likevel burde fremtidig forskning forsøke å lage bedre mål på politisk fragmentering i partier og ikke kun mellom partier.

8.2. Videre forskning i lys av studiens funn

Fremtidige studier kan gå i flere retninger om man ønsker å bygge videre på studiens funn, både i en mer allmenn forstand og tettere koblet opp mot studiens anliggende. Ett interessant element som det ikke har vært mulig å besvare innenfor rammene av dette studiet, er kausalitet og om disse teoretiske mekanismene er de som faktisk skjer i norske kommuner og dermed se om det foreligger et påvirkningsforhold mellom fenomenene. Ut fra denne studiens funn vil en slik analyse av sammenheng mellom budsjettregler (være på ROBEEK) og kommunenes økonomiske situasjon være et slikt påvirkningsforhold som vil være velegnet for videre forskning. Borge og Hopland (2020) undersøker dette nærmere og bruker en GMM-regresjon for å undersøke dynamiske effekter. Dette er i motsetning til å bruke regresjon-diskontinuitets design for å finne den kausale effekten som innmelding på ROBEEK fører til. Denne studiens

anbefaling for videre forskning vil være å bevege seg i retning av mer kausalitet. For å gjøre dette burde fremtidig forskning på feltet ta i bruk PanelMatch-pakken fra Imai, Kim og Wang (2020). Formålet til denne pakken er å introdusere metoder for å matche behandlings- og kontrollenheter for TSCS-data. Tidligere har ikke dette vært mulig fordi TSCS-data inneholder enheter med repeterende observasjoner og det kan være slik av hver enkelt enhet får behandlingen flere ganger og tidspunktet for behandling kan variere mellom enheter. Slik som i denne studien hvor kommuner går av og på ROBEK med jevne mellomrom og problemene som Imai, Kim og Wang (2020) poengterer vil være reelle. Med denne pakken er dette problemet løst og dermed står man fritt til å inkludere enheter som går fra behandlet- til kontrollenhet på en jevnlig basis. Ved å bruke denne metoden kan man øke den kausale inferensen og få ny innsikt i hva den kausale effekten av å være på ROBEK er. For budsjettregler og ROBEK vil det dermed være gunstig å benytte seg av mer kausale metoder for å estimere effekten det har på netto driftsresultat i norske kommuner.

Når det kommer til studiens andre funn, vil det være mer interessant å undersøke om dette måler samarbeid mellom partier, den foreslåtte underliggende mekanismen. For å undersøke, kan man ta i bruk kvalitative metoder og intervju et utvalg kommuner og partiene i hver enkelt kommune om hvordan samarbeidsklimaet er mellom partiene. Et interessant grep som kan gjøres er å intervju både kommuner som er i økonomisk balanse og ubalanse. På denne måten kan man undersøke om den teoretiske tilnærmingen til dette studiet er reelt og om «gode» og «dårlige» tider spiller en rolle. Hvis dette gjør at den underliggende mekanismen virker plausibel kan det selvfølgelig også her være interessant å bruke PanelMatch. For å undersøke om man kan finne den kausale effekten av samarbeid mellom partier ved hjelp av avtalevalgvariabelen og estimere effekten av å bytte fra forholdstallsvalg til avtalevalg.

Litteraturliste

- Abrahantes, José Cortiñas, Christina Sotto, Geert Molenberghs, Geert Vromman og Bart Bierinckx. 2011. «A Comparison of Various Software Tools for Dealing with Missing Data via Imputation». *Journal of Statistical Computation & Simulation*. 81(11): 1653-1675. DOI: <https://doi.org/10.1080/00949655.2010.498788>
- Alesina, Alberto og Allan Drazen. 1991. «Why are Stabilizations Delayed». *American Economic Review*. 81(5): 1170-1188. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:81:y:1991:i:5:p:1170-88>.
- Alesina, Alberto og Andrea Passalacqua. 2015. «The political economy of Government Debt». NBER Working Paper No. 21821. DOI 10.3386/w21821
- Alesina, Alberto og Guido Tabellini. 1990. «A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt». *The Review of Economic Studies*. 57(3):403-414.
- Alesina, Alberto og Roberto Perotti. 1995. «Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD countries». NBER Working Paper No. 5214. DOI 10.3386/w5214
- Alesina, Alberto og Tamim Bayoumi. 1996. «The Costs and Benefits of Fiscal Rules: Evidence from U.S. States» NBER Working Papers 5614. National Bureau of Economic Research.
- Alt, James E. og Robert C. Lowry. 1994. «Divided Government, Fiscal Institutions, and Deficits: Evidence from the States» *American Political Science Review*. 88(4): 811-828.
- Amemiya, Takeshi. 1971. «The Estimation of the Variances in a Variance-Components Model». *International Economic Review* 12(1): 1-13.
- Argimón, Isabel og Pablo Hernández de Cos. 2011. «Fiscal Rules and Federalism as Determinants of Budget Performance: An Empirical Investigation for the Spanish case». *Public Financial Review* 40(1):30-65. <https://doi.org/10.1177/1091142110386212>
- Ashworth, John og Bruno Heyndels. 2005. «Government Fragmentation and Budgetary Policy in «Good» and «Bad» Times in Flemish Municipalities». *Economics and Politics* 17(2): 245-263.
- Azzimonti, Marina, Marco Battaglini og Stephen Coate. 2010. «On the Case for a Balanced Budget Amendment to the U.S. Constitution». MPRA Paper 25935, University Library of Munich, Germany.
- Baltagi, Badi H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd edition. Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Baron, David P. og John A. Ferejohn. 1989. «Bargaining in Legislatures». *The American Political Science Review*. 83(4): 1181-1206.
- Bartels, Brandon L. 2008. «Beyond «Fixed versus Random Effects»: A Framework for Improving Substantive and Statistical Analysis of Panel, Time-Series Cross-Sectional, and Multilevel Data». *Political Methodology Conference*. Ann Arbor, MI, Juli 9-12 2008. Lenke: <https://home.gwu.edu/~bartels/cluster.pdf>
- Battaglini, Marco og Stephen Coate. 2008. «A Dynamic Theory of Public Spending, Taxation and Debt». *American Economic Review*. 98(1): 201-236. DOI: 10.1257/aer.98.1.201
- Bäck, Hanna, Wolfgang Müller og Benjamin Nyblade. 2016. «Multiparty government and economic policy-making, Coalition agreements, prime ministerial power and spending in Western European Countries». *Public Choice* 170: 33-62.
- Beck, Nathaniel og Jonathan N. Katz. 1995. «What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section data». *American Political Science Review* 89(3): 634-647. DOI: <https://doi.org/10.2307/2082979>
- Beck, Nathaniel og Jonathan N. Katz. 2011. «Modeling Dynamics in Time-Series-Cross-Section Political Economy Data». *Annual Review of Political Science* 14: 331-352. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-071510-103222>
- Beck, Nathaniel. 2008. «Time-Series Cross-Section Methods» i *The Oxford Handbook of Political Methodology*. Redigert av Janet M. Box-Steffensmeier, Henry E. Brady og David Collier. Oxford: Oxford University Press. DOI: 10.1093/oxfordhb/9780199286546.003.0020
- Bell, Andrew og Kelvyn Jones. 2015. «Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data». *Political Science Research and Methods* 3(1): 133-153. DOI: 10.1017/psrm.2014.7
- Bell, Andrew, Malcolm Fairbrother og Kelvyn Jones. 2019. «Fixed and random effects models: Making an Informed Choice». *Quality & Quantity* 53: 1051-1074. DOI: [10.1007/s11135-018-0802-x](https://doi.org/10.1007/s11135-018-0802-x)
- Ben-Bassat, Avi, Momi Dahan og Esteban F. Klor. 2016. «Is centralization a solution to the soft budget constraint problem?». *European Journal of Public Economy* 45: 57-75. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2016.09.005>
- Bennett, D. 2001. «How can I deal with missing data in my study?». *Australian and New Zealand Journal of Public Health*. 25(5): 464-469.

- Berger, Vance W. og YanYan Zhou. 2005. «Kolmogorov-Smirnov Test: Overview». *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science*. DOI: <https://doi.org/10.1002/9781118445112.stat06558>
- Bhargava, A. og J. D. Sargan. 1983 «Estimating dynamic random effects models from panel data covering short time periods». *Econometrica* 51 (6): 1635-1659.
- Bjelland, Cecilie, Annegrete Bruvoll, Ellen Hveem, Peter Aalen og Jonas Erraia. 2019. «Gevinstrealisering ved kommunesammenslåing». Menon-Publikasjon 94/2019.
- Blåka, Sara, Trond Tjerbo og Hilde Hatleskog Zeiner. 2012a. «Undersøkelse om kommunal organisering 2012, Kommunefil». *Norsk institutt for by- og regionforskning*.
- Blåka, Sara, Trond Tjerbo og Hilde Hatleskog Zeiner. 2012b. «Kommunal organisering 2012. Redegjørelse for Kommunal- og regiondepartementets organisasjonsdatabase». *Norsk institutt for by- og regionforskning*. NIBR-rapport 2012:21. URL: <https://hdl.handle.net/20.500.12199/5498>
- Bohn, Henning og Robert P. Inman. 1996. «Balanced-budget rules and public deficits: evidence from the U.S. states». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 45: 13-76.
- Bonfatti, Andrea og Lorenzo Forni. 2019. «Fiscal rules to tame the political budget cycle: Evidences from Italian municipalities». *European Journal of Economy* 60. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2019.06.001>
- Borge, Lars E. 2010. «Local government in Norway» kapittel 3.2 i «Local public sector in transition: A Nordic perspective» redigert av Antti Moisio. 2010. *Research Reports* P56, VATT Institute for Economic Research.
- Borge, Lars-Erik og Arnt Ove Hopland. 2020. «Less fiscal oversight, more adjustment». *European Journal of Political Economy* 63: 1-15. DOI: [10.1016/j.ejpoleco.2020.101893](https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2020.101893)
- Borge, Lars-Erik, P. Pamer, og R. Torvik. 2015. «Local natural resource curse?» *Journal of Public Economics* 131:101-114. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.09.002>
- Borge, Lars-Erik. 1996. «The political economy of budget deficits: a study of Norwegian local governments». Mimeo, Fakultet for økonomi, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet.
- Borge, Lars-Erik. 2005. «Strong Politicians, Small Deficits: Evidence From Norwegian Local Governments». *European Journal of Political Economy* 21(2): 325-344. DOI: [10.1016/j.ejpoleco.2004.06.005](https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2004.06.005)
- Breiman, Leo og Adele Cutler. 2005. «Random Forests for Scientific Discovery». (ENAR 2005). [PowerPoint-sider]. Hentet fra: <https://math.usu.edu/adele/RandomForests/index.htm>
- Breimann, Leo. 2001. «Random Forests». *Machine Learning*. 45: 5-32. DOI: <http://dx.doi.org/10.1023/A:1010933404324>
- Breusch, T.S og A.R Pagan. 1979. «A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation». *Econometrica* 47(5): 1287-1294. DOI: <https://doi.org/10.2307/1911963>
- Bulow, Jeremy og Paul Klemperer. 1999. «The Generalized War of Attrition». *American Economic Review*. 89(1): 175-189.
- Chai T og R.R Draxler. 2014. «Root mean square error (RMSE) or mean absolute error (MAE)? – Arguments against avoiding RMSE in the literature». *Geoscientific Model Development*. 7(3): 1247-1250.
- Cheng Hui og Michael Robert Phillips. 2014. «Secondary Analysis of existing data: opportunities and implementation». *Shanghai Archives of Psychiatry*: 26(6).
- Christofzik, Désirée I. og Sebastian G. Kessing. 2018. «Does fiscal oversight matter?». *Journal of Urban Economics* 105: 70-87. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2018.03.002>
- Clark, Tom S. og Drew A. Linzer. 2015. «Should I Use Fixed or Random Effects?». *Political Science and Research Methodology* 3(2): 399-408. DOI: <https://doi.org/10.1017/psrm.2014.32>
- Collins, L., Schafer, L. J., og Kam, C.-M. 2001. «A Comparison of Inclusive and Restrictive Strategies in Modern Missing Data Procedures» *Psychological methods*. 6(4): 330-351.
- Craig, Steven og Robert P. Inman. 1986. «Education, Welfare and the «New» Federalism: State Budgeting in a Federalist Public Economy» NBER kapittel i *Studies in State and Local Public Finance* 187-228.
- Curley, Cali, Rachel M. Krause, Richard Feiock og Christopher V. Hawkins. 2019. «Dealing with Missing Data: A Comparative Exploration of Approaches Using the Integrated City Sustainability Database». *Urban Affairs Review*. 55(2): 591-615.
- De Boef, Suzanna og Luke Keele. 2008. «Taking time seriously». *American Journal of Political Science* 52(1): 184-200. DOI: [10.1111/j.1540-5907.2007.00307.x](https://doi.org/10.1111/j.1540-5907.2007.00307.x)
- de Leeuw, E., Hox, J., & Huisman, M. (2003). «Prevention and treatment of item nonresponse». *Journal of official statistics*. 19(2): 153-176.
- Di Guida, Riccardo, Jasper Engel, J William Allwood, Ralf J M Weber, Martin R Jones, Ulf Sommer, Mark R Viant og Warwick B Dunn. 2016. «Non-targeted UHPLC-MS metabolomic data processing methods: a

- comparative investigation of normalisation, missing value imputation, transformation and scaling». *Metabolomics*. 12(93). doi:10.1007/s11306-016-1030-9
- Dølvik, Tor og Geir Vinsand. 2005. «Kommunal oppgavedifferensiering». Rapportnummer: R4688-2.
- Dong, Y., & Peng, J. 2013. «Principled missing data methods for researchers». *SpringerPlus*. 2(1): 222
- Dougherty, Christopher. 2011. *Introduction to econometrics*. 4th ed. Oxford; New York: Oxford University Press.
- Ellingsen, S. og Ø. Hernæs 2018. «The impact of commercial television on turnout and public policy: Evidence from Norwegian local politics». *Journal of Public Economics* 159:1–15. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.02.001>
- Feld, Lars P og Gebhard Kirchgässner. 1999. «Down or Bottom Up? Some Evidence from Swiss Municipalities» I: *Fiscal Constitutions and Fiscal Performance* redigert av Poterba James M og Jürgen von Hagen. Chicago University Press og NBER: 151-179.
- Finseraas, H. og K. Vernby. 2014. «A mixed blessing for the left? early voting, turnout and election outcomes in Norway» *Electoral Studies* 33:278–291. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2013.07.003>
- Fiva, J. H. and O. Folke. 2016. «Mechanical and psychological effects of electoral reform». *British Journal of Political Science* 46 (2):265–279. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0007123414000209>
- Fiva, J. H. and Røhr, H. L. 2018. Climbing the ranks: Incumbency effects in party-list systems. *European Economic Review* 101: 142–156. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2017.09.011>
- Fiva, J. H. og Gisle J. Natvik. 2013. «Do re-election probabilities influence public investment?» *Public Choice* 157(1-2): 305–331. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s11127-012-9946-8>
- Fiva, J. H., O. Folke og R. J. Sørensen. 2018. «The power of parties: Evidence from close municipal elections in Norway». *The Scandinavian Journal of Economics* 120(1):3–30. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12229>
- Fiva, John H, Askill H. Halse og Daniel M. Smith. 2021. "Local Representation and Voter Mobilization in Closed-list Proportional Representation Systems". *Quarterly Journal of Political Science* 16(2):185-213. DOI:<http://dx.doi.org/10.1561/100.00019147>
- Fiva, John H., H. Hasle, og Gisle J. Natvik. 2020. «Local Government Dataset». Tilgjengelig på www.jon.fiva.no/data.htm
- Fiva, Jon H. og Askill H. Halse. 2016. «Local favoritism in at-large proportional representation systems». *Journal of Public Economics*. 143:15–26. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2016.08.002>
- Geys, Benny, Tom-Reidel Heggedal og Rune. J. Sørensen. 2017. «Are bureaucrats paid like ceos? performance compensation and turnover of top civil servants». *Journal of Public Economics* 152:47 – 54. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.05.006>
- Geys, Benny. og Rune. J. Sørensen. 2016. «Revenue scarcity and government outsourcing: Empirical evidence from norwegian local governments». *Public Administration* 94(3):769– 788. DOI: [DOI:10.1111/padm.12262](https://doi.org/10.1111/padm.12262)
- Godøy, Anna og Ingrid Huitfeldt. 2020. «Regional variation in health care utilization and mortality». *Journal of Health Economics* side 102254. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2019.102254>
- Graham, J. 2009. «Missing Data Analysis: Making It Work in the Real World» *Annual review of psychology*. 60(1): 549-576.
- Gravdahl, Hans Petter og Terje P. Hagen.1997 «Ny Kommunelov, ny organisering? Organisasjon og arbeidsformer i kommuner og fylkeskommuner i 1996» Norsk institutt for by- og regionsforskningsnotat (NIBR-notat) 1997:105.
- Hahm, S.D. 1996. «The Political Economy of Deficit Spending: A Cross Comparison of Industrialized Democracies, 1955-90». *Environment and Planning C: Government and Policy*. 14(2): 227-250.
- Hallerberg, Mark og Jürgen von Hagen. 1999. *Electoral Institutions, Cabinet Negotiations and Budget Deficits in the European Union i Fiscal Institutions and Fiscal Performance* redigert av Poterba James M og Jürgen von Hagen. University of Chicago Press.
- Haraldsvik, Marianne, Arnt Ove Hopland og Ole Henning Nyhus. 2019. «ROBEK – kort vei inn lang vei ut: Hvorfor forblir noen lenge i registeret og hva gjøres for å komme seg ut?». *Senter for Økonomisk Forskning* Rapport nr. 03/18.
- Hibbs, Douglas A. 1986. «Political Parties and Macroeconomic Policies and Outcomes in the United States». *American Economics Review* 76(2): 66-70. <https://www.jstor.org/stable/1818737>
- Hibbs, Douglas A. 1987. *The American Political Economy: Macroeconomics and Electoral Politics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

- Hong, Shangzhi og Henry S. Lynn. 2020. «Accuracy of random-forest-based imputations of missing data in the presence of non-normality, non-linearity, and interaction». *BMC Medical Research Methodology*. 20 (Artikkel nummer 199).
- Hopland, Arnt Ove. 2013. «Central Government Control and Fiscal Adjustment: Norwegian Evidence». *Economics of Governance* 14(2): 185-203. DOI: [10.1007/s10101-013-0124-3](https://doi.org/10.1007/s10101-013-0124-3)
- Hopland, Arnt Ove. 2014. «Voter information and electoral outcomes: the Norwegian list of shame». *Public Choice* 161 (1-2): 233-255. DOI: 10.1007/s11127-014-0151-9
- Hopland, Arnt Ove. 2016. «Long-run relationship between investment and maintenance in local governments». *Facilities* 34(11/12):703–722. DOI: <https://doi.org/10.1108/F-02-2015-0006>
- Hovik, Sissel og Inger Marie Stigen. 2004. «Kommunal organisering 2004, Kommunefil». *Norsk institutt for by- og regionforskning*.
- Imai, Kosuke, In Song Kim og Erik Wang. 2020. «Matching Methods for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional data». URL: <https://cran.r-project.org/web/packages/PanelMatch/index.html> (Her ligger en lenke til den upubliserte artikkelen. Siden det er en direkte lenke til PDF-filen vil den ikke bli linket direkte).
- Kalseth, Jorid og Jørn Rattsø. 1998. «Political Controls of Administrative Spending: The Case of Local Governments in Norway». *Economics and Politics* 10(1): 63-83.
- Kellstedt, Paul M. og Guy D. Whitten. 2018. *Political Science Research*. Cambridge: Cambridge University Press. DOI: <https://doi.org/10.1017/9781108131704>
- King, G., Honaker, J., Joseph, A., & Scheve, K. 1998. «Listwise Deletion is Evil: What to Do About Missing Data in Political Science». *Paper presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association*.
- Kleinke, Kristian, Mark Stemmler, Jost Reinecke og Friedrich Lösel. 2011. *Efficient ways to impute incomplete panel data*. *Advances in Statistical Analysis* 95(4): 351-373.
- Koenker, Roger. 1981. «A note on studentizing a test for heteroscedasticity». *Journal of Econometrics* 17(1): 107-112.
- Kommunal- og moderniseringsdepartementet. 2020. «Inntektssystemet for kommunar og fylkeskommunar 2020». Kommunal og moderniseringsdepartementet: Oslo. ISSN: 0806-5748
- Kommunal Rapport. 2009. «Mot tøffere tider i seks av ti kommuner». URL: <https://www.kommunal-rapport.no/oekonomi/mot-toffere-tider-i-seks-av-ti-kommuner/58738/> Lest: 24.06.21.
- Kommunesektorens organisasjon (KS). 2019. «Kommunenes skatteinntekter – hva består de av?». [Notat om skatteinntekter: utskriftsvennlig versjon](#).
- Kornai, János, Eric Maskin og Géard Roland. 2003. «Understanding the Soft Budget Constraints». *Journal of Economic Literature*. 41(4): 1095-1136. DOI: 10.1257/002205103771799999
- Krogstrup Signe og Charles Wyplosz. 2010. «A common pool theory of supranational deficit ceilings». *European Economic Review*. 54(2): 269-278. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2009.06.010>
- Kutner, Michael H, Christopher J. Nachtsheim, John Neter og William Li. 2004. *Applied Linear Statistical Models*. 5th Edition. New York: McGraw-Hill Irwin Companies.
- Laasko, Markku og Rein Taagepera. 1979. ««Effective» Number of Parties A Measure with Application to West Europe». *Comparative Political Studies* 12(1): 3-27. DOI: [10.1177/001041407901200101](https://doi.org/10.1177/001041407901200101)
- Lall, Ranjit. 2016. «How Multiple Imputation Makes a Difference». *Political Analysis*. 24(4): 413-433.
- Lind, Jo Thori. 2019. «Spurious weather effects». *Journal of Regional Science* 59(2):322–354.
- Lind, Jo. Thori. 2020. «Rainy day politics. an instrumental variables approach to the effect of parties on political outcomes». *European Journal of Political Economy* 61:101821. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2019.101821>
- Lingjun, He, Richard A. Levine, Juanjuan Fan, Joshua Beemer og Jeanne Stonach. 2018. «Random Forests as Predictive Analytics Alternative to Regression in Institutional Research». *Practical Assessment, Research and Evaluation*. 23 (Artikkel 1). DOI: <https://doi.org/10.7275/1wpr-m024>
- Little, J.A. Rodrick. 1988. «A Test of Missing Completely at Random for Multivariate Data with Missing Values». *Journal of American Statistical Association*. 83(404): 1198-1202.
- Little, J.A.S Rodrick. and Rubin, Donald B. 2002. *Statistical Analysis with Missing Data*. John Wiley & Sons, New York.
- Menard, S. 1995. *Applied Logistic Regression Analysis*. Sage University Paper Series on Qualitative Applications in the Social Sciences 07-106. Thousand Oaks: CA: Sage.
- Middleton, Joel A., Marc A. Scott, Ronli Diakow, og Jennifer L. Hill. 2016. «Bias Amplification and Bias Unmasking.» *Political Analysis* 24 (3): 307-323. <https://doi.org/10.1093/pan/mpw015>.
- Misztal, Małgorzata. 2019. «Comparison of Selected Multiple Imputation Methods for Continuous Variables- Preliminary Simulation Study Results». *Acta Universitatis Lodziensis Folia oeconomica*. 6(339). DOI: [10.18778/0208-6018.339.05](https://doi.org/10.18778/0208-6018.339.05)

- Monkerud, Lars Chr., Marte Indset, Sigrig Stokstad og Jan Erling Klausen. 2016a. «Kommunal organisering 2016, kommunefil». *Norsk institutt for by- og regionforskning*.
- Monkerud, Lars Chr., Marthe Indset, Sigrig Stokstad og Jan Erling Klausen. 2016b. «Kommunal organisering 2016». *Norsk institutt for by- og regionforskning*. NIBR-rapport 2016:20.
- Nationen. 2021. «35 av 43 sammenslåtte kommuner må kutte i utgifter». URL: <https://www.nationen.no/nyhet/35-av-43-sammenslatte-kommuner-ma-kutte-i-utgifter/> Lest: 24.06.21.
- Nerlove, M. 2005. *Essays in Panel Data Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press
- Nickell, Stephen. 1981. «Biases in Dynamic Models with Fixed Effects». *Econometrica* 49 (6):1417–1426.
- Norsk senter for forskningsdata (NSD). 2021. «Kommunedatabasen». URL: https://kdb.nsd.no/kdbbin/kdb_start.exe (Krever innlogging).
- NOU 1992:15. *Kommune- og fylkesinndelingen i et Norge i forandring*. Norges offentlige utredninger. Oslo.
- Ot.prp.nr.43 (1999-2000). *Om lov om endring i lov 25. september 1992 nr. 107 om kommuner og fylkeskommune m.m.* Kommunal- og moderniseringsdepartementet.
- Park, Hun Myoung. 2011. *Practical Guides to Panel Data Modeling: A Step-by-step Analysis Using Stata*. Tutorial Working Paper. Graduate School of International Relations, International University of Japan.
- Pek, Jolynn, Octavia Wong og Augustine C. M. Wong. 2018. «How to Address Nonnormality: A Taxonomy of Approaches, Reviewed, and Illustrated.» *Frontiers in Psychology* 9. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02104>.
- Penone, Caterina, Ana D. Davidson, Kevin T. Shoemaker, Moreno Di Marco, Carlo Rondini, Thomas M. Brooks, Bruce E. Young, Catherine H. Graham og Gabriel C. Costa. 2014. «Imputation of missing data in life-history trait datasets: Which approach performs the best?». *Methods in Ecology and Evolution* 5(9): 961–970. doi:10.1111/2041-210X.12232
- Persson, Torsten og Guido Tabellini. 1999. «Political Economics and Public Finance». Forberedt for *Handbook of Public Economics*, Vol. III. Redigert av Alan Auerbach og Martin Feldstein.
- Persson, Torsten. og Lars EO Svensson. 1989. «Why a Stubborn Conservative would Run a Deficit: Policy with Time- Inconsistent Preferences». *The Quarterly Journal of Economics*. 104 (2):325–345.
- Petersson-Lidbom, Per. 2010. «Dynamic Commitment and the Soft Budget Constraint: An Empirical Test». *American Economic Journal: Economic Policy*. 2(3): 154-179. DOI: 10.1257/pol.2.3.154
- Petersson, Per. 2001. «An Empirical Investigation of the Strategic Use of Debt». *Journal of Political Economy*. 109(3): 570–584.
- Pinho, Maria Manuel. 2004. «Political models of budget deficits: A literature review». FEP Working Papers 138. Universidade do Porto, Faculdade de Economica Porto.
- Plümper, Thomas og Vera E. Troeger. 2019. «Not so Harmless After All: The Fixed-Effects Model.» *Political Analysis* 27 (1): 21–45. <https://doi.org/10.1017/pan.2018.17>.
- Plümper, Thomas, Vera E. Troeger og Philip Manow. 2005. «Panel data analysis in comparative politics: Linking method to theory». *European Journal of Political Science* 44(2): 327-354. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2005.00230.x>
- Podestà, Federico. 2002. «Recent Developments in Quantitative Comparative Methodology: The Case of Pooled time series cross-section analysis». *DSS Papers Soc* 3(2): 5-44.
- Poterba, James M. 1994. «State response to fiscal crisis: the effect of budgetary institutions and politics». *Journal of Political Economy* 102(4): 799-821. <https://www.jstor.org/stable/2138765>
- Poterba, James M. 1995. «Capital budgets, borrowing rules, and state capital spending» *Journal of Public Economics*. 56(2): 165-187.
- Ramosaj Burim og Markus Pauly. 2017. «Who wins the Miss Contest for imputation methods? Our vote for Miss BooPF» I: arXiv preprint [arXiv:1711.11394](https://arxiv.org/abs/1711.11394)
- Rattsø, Jørn og Per Tovmo. 1999. «Fiscal bias and asymmetric adjustment of revenues and expenditure: local government response to shocks in Denmark. Artikkel presentert for European Choice Society, Lisboa.
- Regjeringen. 2021. «ROBEK Historikk 2001-2020». URL: <https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/robek-2/robek-2001-2015/id415536/> Lest: Mars 2021.
- Rhoads, C. H. 2012. «Problems with Tests of the Missingness Mechanism in Quantitative Policy Studies». *Statistics, Politics, and Policy*. 3(1): Article 6. doi:10.1515/2151-7509.1012
- Rolstad, S., Adler, J., & Ryden, A. 2011. «Response Burden and Questionnaire Length: Is Shorter Better? A Review and Meta-analysis». *Value in Health*, 14: 1101-1108.
- Roubini, Nouriel og Jeffrey D. Sachs. 1989_a. «Political and economic determinants of budget deficits in the industrial economies». *European Economic Review* 33(5): 903-933.
- Roubini, Nouriel og Jeffrey D. Sachs. 1989_b. «Government spending and budget deficits in industrial countries». *Economic Policy* 4(8): 99-132.
- Rubin, Donald B. 1976. «Inference and missing data». *Biometrika* 63(3): 581-592. <https://www.jstor.org/stable/2335739>

- S. Rao Aiyagari, Albert Marcet, Thomas J. Sargent and Juha Seppälä. 2002. «Optimal Taxation without State-Contingent Debt». *Journal of Political Economy*. 110(6): 1220-1254. <https://doi.org/10.1086/343744>
- Schafer, L. J. 1999. «Multiple Imputation: A Primer». *Statistical methods in medical research*. 8(1): 3-15.
- Schafer, L. J., & Graham, J. 2002. «Missing Data: Our View of the State of the Art» *Psychological methods*. 7(2): 147-177.
- Shah D. Anoop, Johnatan W. Bartlett, James Carpenter, Owen Nicholas og Harry Hemingway. 2014. «Comparison of random forest and parametric imputation models for imputing missing data using MICE: A CALIBER study». *American Journal of Epidemiology*. 179(6): 764-774. <https://doi.org/10.1093/aje/kwt312>
- Smith, B.I., Chimedza C., Bührmann J.H. 2021. «Random Forest Missing Data Imputation Methods: Implications for Predicting At-Risk Students» In: Abraham A., Siarry P., Ma K., Kaklauskas A. (eds) *Intelligent Systems Design and Applications*. ISDA 2019. *Advances in Intelligent Systems and Computing*. 1181. Springer, Cham. http://doi.org.https.jxnydx.proxy.chaoxing.com/10.1007/978-3-030-49342-4_29
- Statistisk sentralbyrå (SSB). 2017. «Nøkkeltall for kommunenes virksomhet» <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/artikler-og-publikasjoner/nokkeltall-for-kommunenes-virksomhet> Lest: 10.12.2020.
- Statistisk sentralbyrå (SSB). 2021. «Kommunestyre- og fylkestingsvalget, kandidater og representanter: tabell 04812: Formannskapsmedlemmer, etter parti/valgliste (K) 1987-2019». URL: <https://www.ssb.no/statbank/table/04812/>
- Stekhoven, Daniel J og Peter Bühlmann. 2012. «MissForest-non parametric missing value imputation for mixed-type data». *Bioinformatics*. 28(1): 112-118. doi:10.1093/bioinformatics/btr597
- Stekhoven, Daniel J. 2011. «Using the missForest package». *R package*. URL: https://stat.ethz.ch/education/semesters/ss2012/ams/paper/missForest_1.2.pdf
- Stigen, Inger Marie og Sissel Hovik 2008_a. «Kommunal organisering 2008, kommunefil». *Norsk institutt for by- og regionforskning*.
- Stigen, Inger Marie og Sissel Hovik. 2008_b. «Kommunal organisasjon 2008». *Norsk institutt for by- og regionforskning*. NIBR-rapport 2008:20. URL: <https://hdl.handle.net/20.500.12199/5674>
- Swamy P A V B og S S Arora. 1972. «The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models». *Econometrica* 40(2):261-275.
- Takahashi, M. 2017. «Statistical Inference in Missing Data by MCMC and Non-MCMC Multiple Imputation Algorithms: Assessing the Effects of Between-Imputation Iterations». *Data Science Journal* 16. DOI: <http://doi.org/10.5334/dsj-2017-037>
- Tang, Fei og Hemant Ishwaran. 2017. «Random forest missing data algorithms. Statistical Analysis and Data Mining» *The ASA Data Science Journal*. 10(6): 363–377. doi:10.1002/sam.11348
- Teknisk beregningsutvalg (TBU). 2016_a. «Notat fra TBU av februar 2016 om den økonomiske situasjonen i kommunesektoren». <https://www.regjeringen.no/contentassets/aafaa6bc337844678eac38900ea2e04c/materialet-fra-1.-konsultasjonsmote-20163301431.pdf>
- Teknisk beregningsutvalg (TBU). 2016_b. «Rapport fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi». [November 2016 \(PDF\)](#). Publikasjonskode: H-2383
- Teknisk beregningsutvalg (TBU). 2019. «Rapport fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi». https://www.regjeringen.no/contentassets/777849ab259d44b697c1fd7e89041993/tbu_2019_november-trykk_sidetall.pdf
- Templ, Matthias, Andreas Alfons og Peter Filzmoser. 2012. «Exploring incomplete data using visualization techniques». *Advances in Data Analysis and Classification*. 6: 29-47.
- Tovmo, Per. 2003. «The choice of budgetary institutions in Norwegian local government». Mimeo, Fakultet for økonomi, Norges Naturvitenskapelige Universitet.
- Tovmo, Per. 2007. «Budgetary Procedures and Deficits in Norwegian Local Governments». *Economics of Governance* 8: 37–49. <https://doi.org/10.1007/s10101-006-0013-0>.
- Velasco, Andrea, 1999. «A model of endogenous fiscal deficits and delayed fiscal reforms». I: Poterba, J.M. og Jürgen von Hagen (redaktører). *Fiscal Constitutions and Fiscal Performance*. Utgiver: Chicago University Press og NBER, pp. 37–57.
- Velasco, Andrea. 2000. «Debts and Deficits with Fragmented Fiscal Policymaking». *Journal of Public Economics*. 76(1): 105-25.
- von Hagen, Jürgen og Ian J. Harden. 1995. «Budget processes and commitment to fiscal discipline». *European Economic Review*. 39(3-4): 771-779. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)00084-D](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)00084-D)
- von Hagen, Jürgen. 1991. «A note on the empirical effectiveness of formal fiscal restraints». *Journal of Public Economics* 44(2): 199-210.

- Waljee, Akbar K, Ashin Mukherjee, Amit G Singal, Yiwei Zhang, Jeffrey Warren, Ulysses Balis, Jorge Marrero, Ji Zhu og Peter Dr Higgins. 2013. «Comparison of imputation methods for missing laboratory data in medicine» *BMJ Open*. 3(3:e002847). doi:10.1136/bmjopen-2013-002847
- Weingast, Barry, Kenneth A. Shepsle og Christopher Johnsen. 1981. «The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics». *Journal of Political Economy*. 89(4): 624-664.
- Widaman, K. F. 2006. «Missing data: what to do with or without them» *Monographs of the Society for Research in Child Development*. 71(3): 42-64.
- Wilson, Sven E og Daniel M. Butler. 2007. «A Lot More to Do: The Sensitivity of Time-Series Cross-Section Analyses to Simple Alternative Specifications». *Political Analysis* 15(2): 101-123. DOI: <https://www.jstor.org/stable/25791884>
- Wyplosz, Charles. 2012. «Fiscal Rules: Theoretical Issues and Historical Experiences». NBER Working Paper No. 17884. DOI: 10.3386/w17884
- Zhang, Zhongheng. 2015. «Missing data exploration: highlighting graphical presentation of missing pattern». *Annals of Translational Medicine*. 3(22): 356.

Appendiks

A: Variabeloversikt

Netto = Netto driftsresultat.

Knr = Kommunenummer.

Pop = Befolkningsstørrelse.

Sosialist = Prosentandelen av sosialister i kommunestyret (partiene: Norges Kommunistiske Parti, Rødt, Sosialistisk Venstreparti, Arbeiderpartiet, og andre lister som identifiserer seg med venstresiden).

ENoP = Effektive antall partier.

Avdrag = Kommunens avdragsbetalinger.

Rente = Rentebetalinger.

Skatt = Skatteinntekter.

Rammetils = Rammetilskudd.

V_ord_for = Valgordning til formannskapet.

OB = Organisering Budsjett.

ROBEK = Register for betinget godkjenning og kontroll.

POW = Viser om ordfører og varaordfører tilhører samme parti og har flertall.

Barn = Andelen mellom 0-5 år i prosent av befolkningen i den respektive kommune.

Unge = Andelen mellom 6-16 år i prosent av befolkningen i den respektive kommune.

Eldre = Andelen over 66 år i prosent av befolkningen i den respektive kommune.

Arbeidsledighet = Andelen arbeidsledige målt ved slutten av året i den respektive kommune.

Netto lån = Kommunens totale lånegjeld.

B: Oversikt over norske kommuners svar og frafall i tidsperioden 2001-2016 fra Norsk institutt for By- og regionforsknings undersøkelse om kommunal organisering.

Kommunenavn	Antall svar 2001-2016	Antall frafall 2001-2016
Halden	4	0
Moss	3	1
Sarpsborg	3	1
Fredrikstad	4	0
Hvaler	3	1
Aremark	1	3
Marker	3	1
Rømskog	2	2
Trøgstad	4	0
Spydeberg	2	2
Askim	4	0
Eidsberg	3	1
Skiptvet	3	1
Rakkestad	1	3
Råde	4	0
Rygge	4	0
Våler	4	0
Hobøl	4	0
Vestby	4	0
Ski	2	2

Ås	4	0
Frogn	4	0
Nesodden	2	2
Oppegård	4	0
Bærum	4	0
Asker	4	0
Aurskog-Høland	3	1
Sørum	4	0
Fet	3	1
Rælingen	4	0
Enebakk	4	0
Lørenskog	4	0
Skedsmo	4	0
Nittedal	3	1
Gjerdrum	3	1
Ullensaker	4	0
Nes	3	1
Eidsvoll	4	0
Nannestad	4	0
Hurdal	2	2
Oslo	4	0
Kongsvinger	4	0
Hamar	3	1
Ringsaker	4	0
Løten	4	0
Stange	3	1
Nord-Odal	4	0
Sør-Odal	3	1
Eidskog	3	1
Grue	2	2
Åsnes	3	1
Våler	4	0
Elverum	4	0
Trysil	4	0
Åmot	3	1
Stor-Elvdal	4	0
Rendalen	2	2
Engerdal	2	2
Tolga	2	2
Tynset	4	0
Alvdal	4	0
Folldal	4	0
Os	3	1
Lillehammer	4	0
Gjøvik	4	0

Dovre	4	0
Lesja	4	0
Skjåk	4	0
Lom	4	0
Vågå	4	0
Nord-Fron	4	0
Sel	2	2
Sør-Fron	3	1
Ringebu	2	2
Øyer	4	0
Gausdal	4	0
Østre Toten	4	0
Vestre Toten	4	0
Jevnaker	2	2
Lunner	3	1
Gran	3	1
Søndre Land	4	0
Nordre Land	3	1
Sør-Aurdal	4	0
Etnedal	3	1
Nord-Aurdal	3	1
Vestre Slidre	4	0
Øystre Slidre	4	0
Vang	4	0
Drammen	4	0
Kongsberg	4	0
Ringerike	2	2
Hole	3	1
Flå	2	2
Nes	0	4
Gol	3	1
Hemsedal	4	0
Ål	4	0
Hol	3	1
Sigdal	3	1
Krødsherad	4	0
Modum	4	0
Øvre Eiker	4	0
Nedre Eiker	4	0
Lier	3	1
Røyken	3	1
Hurum	3	1
Flesberg	2	2
Rollag	4	0
Nore og Uvdal	3	1

Horten	2	2
Holmestrand	3	1
Tønsberg	4	0
Sandefjord	4	0
Larvik	3	1
Svelvik	3	1
Sande	3	1
Hof	3	1
Re	3	1
Andebu	4	0
Stokke	2	2
Nøtterøy	4	0
Tjøme	2	2
Lardal	3	1
Porsgrunn	4	0
Skien	4	0
Notodden	3	1
Siljan	4	0
Bamble	4	0
Kragerø	4	0
Drangedal	2	2
Nome	4	0
Bø	4	0
Sauherad	4	0
Tinn	1	3
Hjartdal	4	0
Seljord	4	0
Kviteseid	1	3
Nissedal	4	0
Fyresdal	3	1
Tokke	4	0
Vinje	4	0
Risør	4	0
Grimstad	4	0
Arendal	4	0
Gjerstad	4	0
Vegårshei	2	2
Tvedestrand	2	2
Froland	2	2
Lillesand	3	1
Birkenes	3	1
Åmli	3	1
Iveland	2	2
Evje og Hornnes	4	0
Bygland	1	3

Valle	3	1
Bykle	4	0
Kristiansand	4	0
Mandal	4	0
Farsund	4	0
Flekkefjord	4	0
Vennesla	4	0
Songdalen	1	3
Søgne	4	0
Marnardal	4	0
Åseral	4	0
Audnedal	4	0
Lindesnes	4	0
Lyngdal	2	2
Hægebostad	2	2
Kvinesdal	4	0
Sirdal	4	0
Eigersund	0	4
Sandnes	4	0
Stavanger	3	1
Haugesund	4	0
Sokndal	4	0
Lund	3	1
Bjerkreim	4	0
Hå	4	0
Klepp	4	0
Time	4	0
Gjesdal	4	0
Sola	4	0
Randaberg	4	0
Forsand	3	1
Strand	3	1
Hjelmeland	4	0
Suldal	2	2
Sauda	4	0
Finnøy	3	1
Rennesøy	4	0
Kvitsøy	4	0
Bokn	2	2
Tysvær	2	1
Karmøy	2	2
Utsira	4	0
Vindafjord	4	0
Bergen	4	0
Etne	3	1

Sveio	4	0
Bømlo	4	0
Stord	4	0
Fitjar	4	0
Tysnes	3	1
Kvinnherad	3	1
Jondal	4	0
Odda	2	2
Ullensvang	3	1
Eidfjord	4	0
Ulvik	3	1
Granvin	3	1
Voss	4	0
Kvam	4	0
Fusa	1	3
Samnanger	2	2
Os	3	1
Austevoll	3	1
Sund	2	2
Fjell	2	2
Askøy	4	0
Vaksdal	4	0
Modalen	3	1
Osterøy	3	1
Meland	4	0
Øygarden	4	0
Radøy	3	1
Lindås	3	1
Austrheim	3	1
Fedje	4	0
Masfjorden	2	1
Flora	1	3
Gulen	3	1
Solund	2	2
Hyllestad	4	0
Høyanger	2	2
Vik	2	2
Balestrand	3	1
Leikanger	4	0
Sogndal	4	0
Aurland	4	0
Lærdal	4	0
Årdal	4	0
Luster	4	0
Askvoll	3	1

Fjaler	4	0
Gaular	1	3
Jølster	4	0
Førde	4	0
Naustdal	2	2
Bremanger	3	1
Vågsøy	4	0
Selje	2	2
Eid	4	0
Hornindal	4	0
Gloppen	4	0
Stryn	4	0
Molde	3	1
Ålesund	4	0
Kristiansund	4	0
Vanylven	4	0
Sande	4	0
Herøy	4	0
Ulstein	3	1
Hareid	2	2
Volda	4	0
Ørsta	2	2
Ørskog	2	2
Norddal	4	0
Stranda	3	1
Stordal	3	1
Sykkylven	4	0
Skodje	3	1
Sula	3	1
Giske	2	2
Haram	3	1
Vestnes	4	0
Rauma	4	0
Neset	3	1
Midsund	1	3
Sandøy	4	0
Aukra	3	1
Fræna	4	0
Eide	4	0
Averøy	1	3
Gjemnes	4	0
Tingvoll	3	1
Sunndal	2	2
Surnadal	2	2
Rindal	3	1

Halsa	3	1
Smøla	3	1
Aure	4	0
Trondheim	4	0
Hemne	4	0
Snillfjord	2	2
Hitra	3	1
Frøya	3	1
Ørland	4	0
Agdenes	4	0
Rissa	3	1
Bjugn	4	0
Åfjord	3	1
Roan	4	0
Osen	2	2
Oppdal	3	1
Rennebu	4	0
Meldal	4	0
Orkdal	3	1
Røros	4	0
Holtålen	4	0
Midtre Gauldal	3	1
Melhus	4	0
Skaun	4	0
Klæbu	4	0
Malvik	3	1
Selbu	3	1
Tydal	3	1
Steinkjer	4	0
Namsos	4	0
Meråker	2	2
Stjørdal	3	1
Frosta	2	2
Leksvik	0	4
Levanger	4	0
Verdal	4	0
Verran	4	0
Namdalseid	4	0
Snåsa	3	1
Lierne	4	0
Røyrvik	3	1
Namsskogan	2	2
Grong	3	1
Høylandet	3	1
Overhalla	3	1

Fosnes	4	0
Flatanger	4	0
Vikna	4	0
Nærøy	2	2
Leka	2	2
Inderøy	4	0
Bodø	4	0
Narvik	4	0
Bindal	4	0
Sømna	4	0
Brønnøy	4	0
Vega	4	0
Vevelstad	3	1
Herøy	4	0
Alstahaug	2	2
Leirfjord	4	0
Vefsn	4	0
Grane	4	0
Hattfjelldal	4	0
Dønna	3	1
Nesna	1	3
Hemnes	3	1
Rana	1	3
Lurøy	3	1
Træna	1	3
Rødøy	2	2
Meløy	3	1
Gildeskål	3	1
Beiarn	3	1
Saltdal	3	1
Fauske	2	2
Sørfold	3	1
Steigen	4	0
Hamarøy	4	0
Tysfjord	1	3
Lødingen	2	2
Tjeldsund	3	1
Evenes	3	1
Ballangen	4	0
Røst	2	2
Værøy	2	2
Flakstad	3	1
Vestvågøy	4	0
Vågan	2	2
Hadsel	3	1

Bø	3	1
Øksnes	4	0
Sortland	4	0
Andøy	4	0
Moskenes	2	2
Harstad	4	0
Tromsø	4	0
Kvæfjord	4	0
Skånland	4	0
Ibestad	4	0
Gratangen	3	1
Lavangen	4	0
Bardu	2	2
Salangen	3	1
Målselv	3	1
Sørreisa	3	1
Dyrøy	3	1
Tranøy	4	0
Torsken	1	3
Berg	2	2
Lenvik	3	1
Balsfjord	2	2
Karlsøy	1	3
Lyngen	3	1
Storfjord	4	0
Kåfjord	4	0
Skjervøy	3	1
Nordreisa	4	0
Kvænangen	3	1
Vardø	3	1
Vadsø	2	2
Hammerfest	3	1
Kautokeino	4	0
Alta	4	0
Loppa	4	0
Hasvik	4	0
Kvalsund	4	0
Måsøy	3	1
Nordkapp	2	2
Porsanger	4	0
Karasjok	2	2
Lebesby	4	0
Gamvik	1	3
Berlevåg	2	2
Tana	4	0

Nesseby	1	3
Båtsfjord	3	1
Sør-Varanger	2	2

C: Strengere ROBEK-definisjon med OLS-regresjon
Regresjonstabell

	Avhengig variabel				
	Netto driftsresultat per innbygger				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Netto $t-1$.446*** (.077)	.447*** (.078)	.445*** (.077)	.440*** (.077)	.442*** (.077)
Budsjettorganisering	.097 (.166)				.136 (.164)
ROBEK		.236			.489*** (.168)
ROBEK $t-1$					-.326** (.157)
ENoP			-.074 (.052)		-.039 (.050)
Antall Formannskapsmedlemmer				-.109*** (.025)	-.107*** (.023)
Valgordning formannskap				.131 (.086)	.128 (.088)
POW	.145 (.096)	.149 (.095)	.070 (.086)	.111 (.094)	.077 (.085)
Sosialist	.482 (.369)	.499 (.376)	.341 (.410)	.623* (.368)	.578 (.407)
Befolkningsstørrelse	-.00001*** (0.00000)	-.00001*** (0.00000)	-.00001*** (0.00000)	-0.00000* (0.00000)	-0.00000* (0.00000)
Barn	-7.830 (7.736)	-7.405 (7.936)	-8.097 (7.831)	-6.417 (7.800)	-5.663 (7.798)
Unge	10.326* (5.802)	10.333* (5.782)	10.443* (5.805)	8.584 (5.687)	8.663 (5.691)
Eldre	.081 (3.358)	.185 (3.338)	-.173 (3.340)	-.693 (3.306)	-.800 (3.338)
Arbeidsledighet	-3.996	-5.115	-3.755	-3.275	-3.668

	(6.974)	(6.974)	(6.946)	(6.753)	(6.904)
Netto Lån	.001 (.005)	.001 (.005)	.002 (.005)	.001 (.005)	.001 (.005)
Rentebetaling	-.843*** (.150)	-.845*** (.150)	-.843*** (.150)	-.842*** (.149)	-.843*** (.149)
Skatt	.227*** (.039)	.229*** (.039)	.226*** (.040)	.223*** (.039)	.223*** (.039)
Avdrag	.229 (.163)	.242 (.164)	.224 (.163)	.211 (.162)	.219 (.163)
Rammetilskudd	.044** (.019)	.044** (.019)	.041** (.019)	.037* (.019)	.036* (.019)
Koalisjon	-3.236* (1.728)	-3.246* (1.795)	-2.667 (1.838)	-2.559 (1.783)	-2.552 (1.783)
N av kommuner	424	424	424	424	424
Observasjoner	6,317	6,317	6,317	6,317	6,317
R ²	.399	.399	.399	.402	.403
Justert R ²	.398	.398	.398	.400	.401
F Statistikk	298.783*** (df = 14; 6302)	299.369*** (df = 14; 6302)	299.098*** (df = 14; 6302)	282.213*** (df = 15; 6301)	223.909*** (df = 19; 6297)

Notat

Modellrapporter fra sammenslåtte OLS-regresjoner. Panelkorrigerte standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt inneværende år for spørsmålene og registerdataene. Tidsdummyer er inkludert i alle kolonnene, men estimatene blir ikke rapportert.

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

D: Strengere ROBEK-definisjon med tilfeldige effekter

Regresjonstabell

	Avhengig variabel				
	Netto driftsresultat per innbygger				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Budsjettorganisering	.112 (.167)				.099 (.188)
ROBEK		.535** (.216)			.504*** (.192)
ROBEK _{t-1}					.117

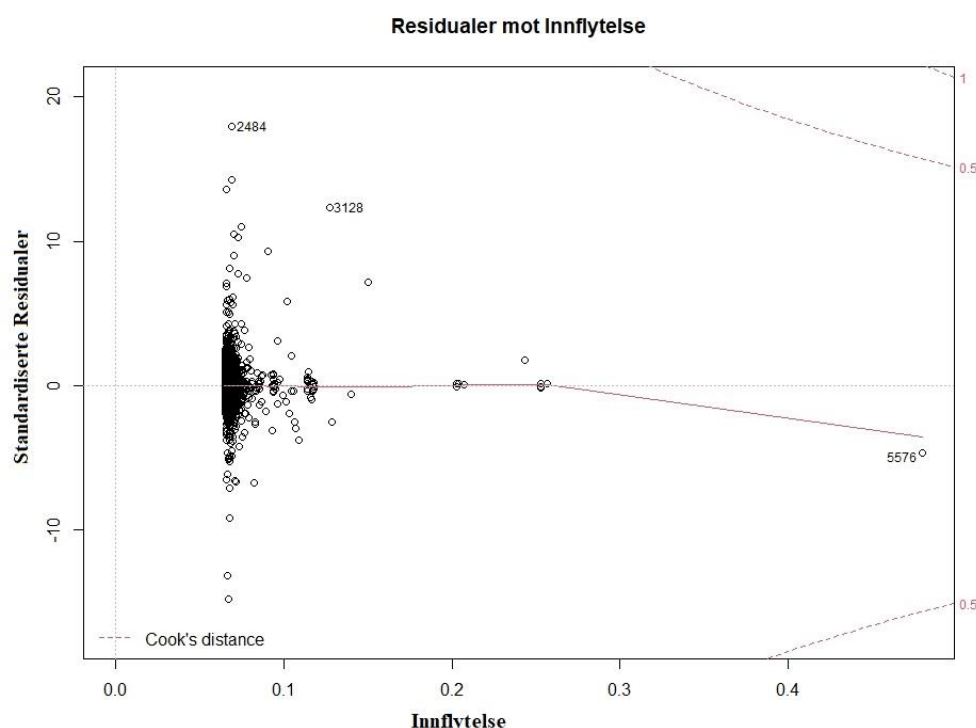
					(.175)
ENoP			.018 (.098)		.028 (.084)
Antall Formannskapsmedlemm er				-.011 (.054)	-.021 (.049)
Valgordning formannskap				.187** (.090)	.227** (.095)
POW	-.058 (.131)	-.061 (.131)	-.048 (.087)	-.060 (.119)	-.053 (.091)
Sosialist	-.443 (.363)	-.383 (.370)	-.412 (.438)	-.435 (.373)	-.221 (.440)
Befolkningsstørrelse	-.00001 (0.00000)	-.00001 (0.00000)	-.00001 (0.00000)	-.00001*** (0.00000)	-.00001*** (0.00000)
Barn	6.516 (10.032)	8.146 (10.231)	6.381 (10.136)	6.517 (9.948)	8.575 (8.941)
Unge	-3.406 (6.576)	-2.761 (6.508)	-3.205 (6.534)	-3.328 (6.386)	-3.797 (6.633)
Eldre	1.812 (4.532)	2.358 (4.499)	2.019 (4.592)	1.931 (4.577)	.901 (4.360)
Arbeidsledighet	-.104 (8.944)	-.833 (8.769)	-.051 (8.895)	-.114 (8.759)	-2.542 (8.348)
Netto Lån	.007 (.008)	.008 (.008)	.007 (.008)	.008 (.008)	.008 (.008)
Rentebetaling	-.954*** (.112)	-.951*** (.110)	-.954*** (.112)	-.954*** (.111)	-.960*** (.115)
Skatt	.244** (.048)	.247** (.047)	.244** (.047)	.243** (.047)	.281** (.045)
Avdrag	-.345 (.262)	-.341 (.262)	-.347 (.260)	-.346 (.257)	-.323 (.288)
Rammetilskudd	.130*** (.023)	.129*** (.023)	.130*** (.024)	.129*** (.025)	.140*** (.029)
Konstantledd	-2.691 (2.042)	-3.017 (2.107)	-2.733 (2.195)	-2.631 (2.103)	-3.651* (2.183)
Observasjoner	6,741	6,741	6,741	6,741	6,317
R ²	.158	.154	.158	.160	.162

Justert R ²	.157	.153	.156	.158	.159
F Statistikk	10,873.650** *	11,018.670** *	10,870.300** *	10,896.430** *	11,118.120** *

Note

Modeller med tilfeldige effekter. Panelkorrigerede standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt inneværende år for surveyspørsmålene og registerdataene. Enhets- og tidsdummyer er inkludert i alle kolonnene, men estimatene blir ikke rapportert.
*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

E: Cooks distansegraf for modellene



Graf av Cooks distanselinjer for modellene. Grafen viser at ingen av verdiene er utenfor Cooks distanselinjene, men Hattfjelldal 2007 (5576) er nærest den indre 0,5 linjen, Bykle 2005 (2484) og Utsira 2009 (3128) har høye standardiserte residualer, men ser ikke ut til å ha høy innflytelse. Kraftkommunene ser dermed ut til å ha innflytelse på resultatene man får. Etter å ha fjernet Hattfjelldal 2007 er det svært små forskjeller mellom de tidligere estimerte modellene og disse. Fjerner man derimot alle enhetene som er nevnt ovenfor finner man at effekten av valgordning til formannskap svekkes i modellen med tilfeldige effekter.

F: Regresjonstabell: Fulle modeller uten imputering

Regresjonstabell: Fulle modeller uten imputering

Avhengig variabel

Netto driftsresultat per innbygger

	OLS	Tilfeldige effekter	Faste effekter
Netto $t-1$	-.165** (.066)	-.073 (.292)	-.169** (.067)
Budsjettorganisering	-.186 (.128)	-.046 (.122)	-.139 (.131)
ROBEK	.405*** (.153)	.266 (.360)	.445*** (.151)
ROBEK $t-1$.588*** (.156)	.242 (.359)	.437*** (.144)
ENoP	.414*** (.128)	.134* (.081)	.261** (.117)
Antall Formannskapsmedlemmer	.031 (.033)	-.119** (.060)	.021 (.036)
Valgordning formannskap	.081 (.131)	.096 (.100)	.068 (.130)
POW	-.331** (.141)	-.269 (.166)	-.334** (.136)
Sosialist	3.587** (1.439)	1.140 (.792)	1.737 (1.435)
Befolkningsstørrelse	.0001 (.00004)	-.00001 (.00001)	-.00001 (.00005)
Barn	-17.637 (15.911)	-9.865 (17.286)	.193 (15.144)
Unge	-18.388 (15.496)	-7.740 (10.215)	-17.766 (13.944)
Eldre	-7.182 (20.898)	-2.850 (7.210)	3.984 (19.113)
Arbeidsledighet	-14.725 (13.946)	-11.319 (20.656)	-1.635 (13.900)
Netto Lån	-.015** (.007)	.003 (.012)	.006 (.006)
Rentebetaling	-1.122*** (.062)	-1.098*** (.170)	-1.096*** (.058)
Skatt	.158* (.087)	.146 (.100)	.051 (.078)
Avdrag	-.016	-.154	-.097

	(.232)	(.202)	(.222)
Rammetilskudd	.116**	.049***	.077
	(.055)	(.018)	(.052)
Konstantledd		2.294	
		(4.357)	
Observasjoner	1,748	1,748	1,748
R ²	.614	.212	.592
Justert R ²	.510	.203	.478
F Statistikk	115.251*** (df = 19; 1374)	5,800.464***	104.279*** (df = 19; 1368)

Note

Panelkorrigerte standardfeil er rapportert i parentes. Avhengig variabel er netto driftsresultat målt inneværende år for survey spørsmålene og registerdataene. Enhets- og tidsdummyer er inkludert i modellene for tilfeldige- og faste effekter, tidsdummyer i modellen med OLS, men estimatene blir ikke rapportert.
*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01