

Lena Firsova

Hva kjennetegner kommuner før de havner på ROBEK?

En mikroøkonometrisk studie for årene fra 2010 til 2019

**Masteroppgave våren 2021
OsloMet – storbyuniversitetet
Handelshøyskolen (HHS)**

Masterstudiet i økonomi og administrasjon

Sammendrag

I denne oppgaven studerer jeg hva som kjennetegner kommuner året før de blir oppført i register om betinget godkjenning og kontroll (ROBEK). Basert på identifiserte sammenhenger undersøker jeg også muligheten for å predikere sannsynligheten for oppføring i ROBEK året før oppføringen.

Jeg anvender en logistisk regresjonsmodell med paneldata for alle norske kommuner. Jeg finner at sannsynligheten for å havne på ROBEK er større for kommuner som opplever befolkningsnedgang, har høy arbeidsledighet og har et lite økonomisk handlingsrom. Jeg finner ingen sammenheng mellom ROBEK-oppføringer og partifragmenteringen i kommunestyret.

Basert på disse resultatene er det mulig å predikere sannsynligheten for oppføring i ROBEK i år $t+1$. Det er grunn til å tro at modellens prediksjonsevne er lav.

Abstract

In this thesis, I study what characterizes municipalities the year before they are entered in the register of conditional approval and control (ROBEK). Based on identified factors, I also investigate the possibility of predicting the probability of entry in ROBEK the year before the entry.

I use a logistic regression model with panel data for all Norwegian municipalities. I find that the probability of ending up on ROBEK is greater for municipalities that experience population decline, have high unemployment and have little economic room for maneuver. I find no connection between ROBEK entries and the party fragmentation in the municipal council.

Based on these results, it is possible to predict the probability of entry in ROBEK in year $t+1$. There is reason to believe that the model's ability to predict is low.

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	2
Abstract	2
Figurliste	5
Tabelliste.....	6
Forord.....	8
1 Introduksjon	9
1.1 Oppgavens formål og problemstillinger	11
1.2 Relevant litteratur.....	11
1.3 Oppgavens struktur	14
2 Deskriptiv beskrivelse av kommunenes økonomi 2010-2019	15
2.1 Økonomiske konjunkturer	15
2.2 Kommunenes inntektsrammer	17
2.3 Endringer som påvirker kommunenes utgifter	18
2.4 Register om betinget godkjenning og kontroll (ROBEK)	20
3 Empirisk mikroøkonometrisk modell	22
3.1 Økonometrisk teori	22
3.2 Logit-regresjon.....	23
3.3 Faste effekter og feilledd	24
3.4 Automatisk modellvalg eller pre-definerte modeller?	25
3.5 Strategi for å komme frem til anbefalt modell.....	26
4 Relevante forklaringsvariabler og hypoteser	27
4.1 Politisk fragmentering.....	28
4.2 Endringer i folketall	29
4.3 Situasjonen i arbeidsmarkedet	31
4.4 Kommunal gjeld og renteesponering	32
4.5 Økonomisk handlingsrom.....	33
4.6 Samlet vurdering av forklaringsvariablene.....	34
5 Strukturering av data.....	35
6 Estimeringsresultater.....	38
6.1 Estimeringsresultater.....	38
6.2 Statistiske interaksjoner	41
6.3 Relevante tester	42

6.4	Valg av foretrukken modell	44
7	Prediksjon og validering	46
8	Politiske implikasjoner av resultatene	50
8.1	Er det nødvendig at kommunene eksponeres for skatterisiko?.....	50
8.2	Bør befolkningsnedgang kompenseres for?.....	51
8.3	Er det behov for mer utjevning av inntekter og utgifter?.....	52
9	Konklusjon og videre forskning.....	54
	Referanseliste.....	56
	Vedlegg 1 – Dokumentasjon.....	60
V1.1	Kilder for datagrunnlaget anvendt i analysen	60
V1.2	STATA-syntaks anvendt for de fire mest treffsikre modellene.....	60
V1.3	Plottediagrammer mellom forklaringsvariablene	61
	Vedlegg 2 – Resultater for alle mulige modellversjoner	62
V2.1	Modeller med én forklaringsvariabel.....	62
V2.2	Modeller med to forklaringsvariabler	63
V2.3	Modeller med tre forklaringsvariabler	65
V2.4	Modeller med fire forklaringsvariabler.....	67
V2.5	Modell med fem forklaringsvariabler	68
	Vedlegg 3 – Dokumentasjon av interaksjonsledd.....	69
V3.1	Modell 3H med interaksjonsledd.....	69
V3.2	Modell 3I med interaksjonsledd.....	70

Figurliste

Figur 1.1	Totale utgifter I norsk offentlig forvaltning I 2020, i milliarder kroner. Kilde: Statistisk sentralbyrå	9
Figur 2.1	Utvikling i økonomiske variable, 2010-2019. Kilde: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank.....	16
Figur 2.2	Kommunesektorens inntekter som andel av korrigerte driftsinntekter. Kilde: KMD (2020) og KMD (2021B).....	18
Figur 2.3	Kommunal deflator, normalisert lik 100 i 2010. Kilde: KMD (2020).....	19
Figur 2.4	Antall kommuner innmeldt i ROBEEK i løpet av hvert år. Kilde: Kommunal- og moderniseringsdepartementet	20
Figur 2.5	Antall kommuner i ROBEEK per 31. desember. Kilde: Kommunal- og moderniseringsdepartementet	21
Figur 7.1	Predikert sannsynlighet for å havne på ROBEEK i år t+1, basert på modell 3H og data i år t (N=2 251).....	46
Figur 7.2	Omfanget av 'type 1'- og 'type 2'-feil for ulike valg av terskelverdi, målt som prosentandel av observasjoner i datasettet (N=2 251)	48

Tabelliste

Tabell 4.1	Deskriptiv statistikk for forklaringsvariablene i år t.....	34
Tabell 5.1	Illustrasjon av hvordan datasettet i analysen er bygd opp	37
Tabell 6.1	Estimert odds-ratio (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1, estimeringsår 2010-2019*	38
Tabell 6.2	Tolkning av de estimerte koeffisientene	40
Tabell 6.3	Relevante interaksjonsvariabler i år t.....	42
Tabell 6.4	Korrelasjonsmatrise for forklaringsvariablene i år t	43
Tabell 6.5	Hosmer-Lemenshow test (HLT) med 10 undergrupper.....	44
Tabell 7.1	Antall og andel av 115 ROBEK-oppføringer som har en predikert sannsynlighet større eller lik p	47
Tabell V1.1	Kilde for datagrunnlaget anvendt i analysen	60
Tabell V1.2	STATA-syntaks for de mest treffsikre modellene	60
Tabell V2.1	Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1 – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*	62
Tabell V2.2	Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1 – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*	63
Tabell V2.3	Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1 – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*	64
Tabell V2.4	Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1 – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*	65
Tabell V2.5	Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1 – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*	66
Tabell V2.6	Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1 – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*	67

Tabell V2.7 Estimerte odds-rater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1 – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*	68
Tabell V3.1 Estimert odds-ratio (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1, estimeringsår 2010-2019*	69
Tabell V3.2 Estimert odds-ratio (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1, estimeringsår 2010-2019*	70

Forord

Det er med blandede følelser jeg skriver de siste ordene i masteroppgaven. Jeg har erfart at gode idéer tar tid å realisere, og at det ofte ikke blir slik man først så for seg. Prosessen med å skrive oppgaven har vært spennende, utfordrende og veldig lærerik.

For det første ønsker jeg å rette en stor takk til min veileder Einar Belsom for inspirerende og god veiledning og hyggelige samtaler.

Jeg vil også takke KS for at dere innvilget meg ´stipend til studenter som skriver masteroppgave om kommuner eller fylkeskommuner´. Det var en skikkelig motiverende start på arbeidet. Jeg håper bidraget mitt gir dere ny innsikt.

Denne masteroppgaven hadde ikke vært mulig å gjennomføre på den måten jeg ønsket uten gode hjelpere i Statistisk sentralbyrå og Kommunal- og moderniseringsdepartementet. Tusen takk for at dere hjalp meg å finne frem og tilrettelegge data.

Til slutt vil jeg takke min gode venner Petter Lindgren, Peter Aalen og Simen Pedersen for lærerike samtaler og gode innspill.

Oslo, 15. juni 2021

Lena Firsova

1 Introduksjon

I Norge organiseres det offentlige i tre forvaltningsnivåer – stat, fylkeskommuner og kommuner. Staten har det overordnede ansvaret for nasjonale oppgaver som forsvar, politi og spesialisthelsetjeneste. Fylkeskommunene har blant annet ansvar for videregående skole, tannhelse og fylkesveier. Kommuner er det laveste administrative nivået i offentlige sektor og består i dag av 356 kommuner. De har blant annet ansvar for pleie og omsorg, grunnskole, barnehage, primærhelse, barnevern og vann, avløp og renovasjon. I 2020 sto kommunene for over 21 prosent av det offentliges budsjetter (se Figur 1.1).



Figur 1.1 Totale utgifter I norsk offentlig forvaltning I 2020, i milliarder kroner. Kilde: Statistisk sentralbyrå

To overordnede prinsipper karakteriserer organiseringen av kommunene som forvaltningsnivå: nasjonale hensyn og det kommunale selvstyret. På den ene siden er det et viktig nasjonalt hensyn at innbyggerne i Norge skal tilbys de samme velferdstjenestene. Dette kalles generalistkommuneprinsippet. På den annen side skal kommunene ha mulighet til å prioritere mellom oppgaver og tilpasse produksjon av tjenester til sine innbyggere etter lokale forhold og prioriteringer.

I teorien burde det være mulig å sikre både nasjonale hensyn og kommunalt selvstyre. Det er imidlertid stor variasjon i kommunenes befolkningsstørrelse, befolkningssammensetning, utdanningsnivå, areal, klima, naturforhold, ressurser, næringsgrunnlag og infrastruktur. Selv om det finnes nasjonale ordninger som sørger for fordeling av ressurser fra rikere til fattigere

kommuner, er det økonomiske handlingsrommet forskjellig på tvers av kommuner i Norge. Samtidig kan det politiske landskapet i kommunene bidra til å forverre mulighetene for økonomisk planlegging og rasjonell ressursbruk. Det kan være stor forskjell på et kommunestyre hvor ett parti har flertall alene og et kommunestyre med mange, mindre partier som sammen må finne kompromisser og balansere mange ulike interesser og preferanser.

Økonomi og politikk kan således bidra til at én kommune sikrer en fornuftig kommuneøkonomi mens en annen kommune har utfordringer med økonomien. Når én kommune ikke oppfyller kommunelovens kriterier for bærekraftig økonomi, blir den oppført i Register om betinget godkjenning og kontroll (ROBEK). Kommuner på ROBEK-listen må få godkjenning av Kommunal- og moderniseringsdepartementet (KMD) for å kunne foreta gyldige vedtak om låneopptak eller langsiktige leieavtaler (Statsforvalteren i Trøndelag, 2020). Myndigheten til å gi slik godkjenning er delegert til den regionale statsforvaltningen (statsforvaltere).

Den statlige kontrollen som følger med å bli inkludert på ROBEK-listen innebærer et brudd på prinsippet om kommunalt selvstyre. Ordningen er innført for å sikre at kommunen over tid kan ivareta sine forpliktelser som produsent av velferdstjenester og andre tjenester. Per i dag vet vi lite om hvorfor noen kommuner ikke er i stand til å oppfylle kommunelovens kriterier for bærekraftig økonomi.

Det vil ha stor verdi å forstå bedre hva som gjør kommuner sårbare for å innlemmes på ROBEK-listen. Dette gjelder ikke bare fordi en kommune er i bedre stand til å ivareta sine innbyggenes behov for tjenester (jf. generalistkommuneprinsippet) ved å oppfylle kommunelovens kriterier, men også fordi kommunalt selvstyre har en egenverdi. Å unngå statlig overstyring er et gode for det norske samfunnet.

Det finnes lite relevant forskningslitteratur om ROBEK-kommunene og det lille som finnes er ikke-fagfellevurdert. To handler om veien inn i ROBEK, mens de andre rapportene handler primært om veien ut av ROBEK. Blant de to som handler om veien inn i ROBEK er den ene en kvalitativ studie, mens den andre setter søkelys på i hvilken grad politiske kjennetegn ved kommuner i starten av kommunestyreperioden forklarer oppføring i registeret. Det er ingen kvantitative studier som systematisk forsøker å gi svar på hva som kjennetegner ROBEK-kommuner året før de ble oppført i registeret. En kvantitativ analyse av politiske og økonomiske kjennetegn ved kommuner året før oppføring i registeret vil derfor fylle et viktig kunnskapshull i forståelsen av kommuneøkonomi og behovet for statlig kontroll.

1.1 Oppgavens formål og problemstillinger

Denne oppgavens formål er å bidra til å avdekke observasjonelle kjennetegn ved kommuner som blir innlemmet i ROBEEK-listen, før kommunene har blitt oppført i registeret. Det er også interessant å undersøke om kjennetegnene kan benyttes til å predikere kommuner som er i fare for å bli innmeldt. Dermed kan tiltak iverksettes før staten må gripe inn og innføre kontrollmekanismer som rokker ved prinsippet om kommunalt selvstyre.

På denne bakgrunn har jeg valgt å formulere følgende problemstillinger for min masteroppgave:

- Hva kjennetegner kommuner som har blitt oppført på ROBEEK-listen året før de ble oppført?
- Hvis det er signifikante kjennetegn, kan sammenhengene operasjonaliseres i et varslingsystem?

Jeg vil besvare disse problemstillingene ved hjelp av mikroøkonometrisk analyse av offentlig tilgjengelig informasjon om kommunenes økonomiske og politiske kjennetegn. Mer spesifikt benytter jeg en logistisk regresjonsmodell med paneldata, fordi utfallet er binært (inkludert eller ikke i ROBEEK-listen) og over flere år for alle norske kommuner. Jeg har avgrenset analysen til å forklare ROBEEK-oppføringer i perioden fra 2010 til 2019.

Jeg identifiserer relevante variabler (kjennetegn) fra eksisterende kunnskapsgrunnlag om ROBEEK-kommuner. I neste avsnitt diskuterer jeg litteraturen som finnes om temaet.

1.2 Relevant litteratur

Siden etableringen av ROBEEK-listen i 2001 har forskere og myndigheter vært opptatt av å forstå årsaker til at kommuner er oppført i ROBEEK, samt hvilke grep kommunene har gjort for å få økonomien på fote. Jeg har identifisert seks studier av ROBEEK-kommuner som er relevante for å svare på problemstillingene.

Econ Analyse (2005, s. 13) studerer om det er spesielle kjennetegn ved kommuner som er kommet i økonomisk ubalanse ved hjelp av statistisk analyse. Econ Analyse (2005, s. 1) fant at svak inntektsutvikling og vridninger i befolkningens alderssammensetning i retning av flere unge har bidratt til å svekke driftsresultatet i kommunene. Trolig har også de mange statlige satsingene for å styrke velferdstilbudet i ulike sektorer bidratt til høye investeringer, noe som i en del kommuner har bidratt til å svekke balansen mellom inntekter og utgifter (Econ Analyse,

2005, s. 1). Forhold på kommunalt nivå, slik som politiske samarbeids-/konfliktforhold og forholdet mellom administrasjon og politikere, har trolig også vært viktige for hvorvidt kommunen har opprettholdt den økonomiske balansen eller ikke (Econ Analyse, 2005, s. 1).

Econ Analyse (2006) studerer årsakene til at mange kommuner har bedret økonomien så mye at de er tatt av ROBEK-listen. Undersøkelsen bygger på intervjuer med informanter i 20 kommuner (Econ Analyse, 2006, s. 1). Econ Analyse (2006, s.1) konkluderer med at bedringen i økonomien kan i de fleste tilfellene tilskrives at kommunene har klart å begrense sine utgifter. Endringer i organisasjonsmessig og politisk kultur, organisasjonsstruktur og i kommunens styringssystemer synes å være sentrale forutsetninger for at kommunene har klart å bedre balansen i sin økonomi (Econ Analyse, 2006, s.1).

Econ Pöyry (2010) studerer årsakene til at fire kommuner i Vesterålen er på ROBEK. Econ Pöyry fant tre hovedforklaringer på ROBEK-oppføringen (Econ Pöyry, 2010, s. 1). Dels har en del kommunepolitikere svak kompetanse på kommunale regnskaper og prinsipper for økonomistyring, og dermed dårlig grunnlag for både situasjonsforståelse og utforming av tiltak (Econ Pöyry, 2010, s. 1). Dels har partipolitikk og kortsiktige valgtaktiske hensyn fått dominere over helhetlige og gjennomførbare løsninger (Econ Pöyry, 2010, s. 1). Den viktigste årsaken synes likevel å være politisk unnfalighet (Econ Pöyry, 2010, s. 1). Krevende og tøffe omstillinger utsettes i det lengste, selv om behovet for dem erkjennes hos mange av de impliserte aktørene (Econ Pöyry, 2010, s. 1). Jo lenger tid som får gå uten at det tas tak i situasjonen, dess vanskeligere blir det å rette opp en tiltagende økonomisk ubalanse (Econ Pöyry, 2010, s. 1).

Fylkesmannen i Nordland (2015), i samarbeid med Vista Analyse, studerer veien inn i ROBEK for tre kommuner i Nordland. Formålet med studien var å identifisere risikofaktorer som andre kommuner bør være oppmerksomme på for å unngå å havne i ROBEK (Haraldsvik et al., 2018, s. 9). Basert på intervjuer med rådmenn og gjennomgang av regnskaper og økonomiplaner i de tre kommunene ble det identifisert ni risikofaktorer, seks kvantitative og tre kvalitative. De kvantitative risikofaktorene uttrykker blant annet minstenivå på netto driftsresultatet, likviditet og tilgjengelige driftsmidler, og maksimumsnivå på netto lånegjeld. De kvantitative risikofaktorene knytter seg også til differansen mellom avskrivninger og avdrag på lån, samt differansen mellom budsjetterte driftsutgifter og regnskapsførte driftsutgifter. Det argumenteres for at disse to differansene over tid bør være lik null.

Lalim (2016) studerer politiske kjennetegn ved kommuner som har blitt registrert i ROBEK. Ved hjelp av en logistisk regresjonsmodell tester Lalim (2016, s. 3) fem hypoteser knyttet til de politiske kjennetegnene ved kommuner som bli registrert i ROBEK. Den avhengige variabelen er registrering på ROBEK under kommunestyreperiodene (Lalim, 2016, s. 3) fra 2007 til 2011 (kommunestyreperiode 1) og fra 2011 til 2015 (kommunestyreperiode 2). Studien er basert på data fra NIBR sin organisasjonsdatabase fra 2008 og 2012. Det er kontrollert for frie inntekter korrigert for beregnet utgiftsbehov, netto lånegjeld, innbyggertall og en dummyvariabel for de to kommunestyreperiodene (lik 1 for kommunestyreperiode 1 og 0 for kommunestyreperiode 2). Lalim (2016, forside) finner at dersom kommunen har en fragmentert styringsmodell, med faste komiteer eller utvalg, øker sannsynligheten for å bli registrert i ROBEK.

Haraldsvik et al. (2018, forord) studerer hvorfor kommuner på ROBEK-listen har utfordringer med å oppnå god økonomisk balanse, samt hva kommuner gjør for å hindre ny ROBEK-innmelding. Metoden for å svare på problemstillingene har vært kvalitative intervjuer med representanter fra sju kommuner og fylkesmenn, samt statistiske analyser. De statistiske analysene er innrettet mot å forklare antall år kommunene har vært på ROBEK-listen i perioden fra 2001 til 2017 ved hjelp av 14 forklaringsvariabler. Forklaringsvariablene uttrykker gjennomsnittsverdier over alle de 14 årene. Det viktigste funnet fra studien er at parti-fragmenteringen i kommunestyret har positiv innvirkning på innmeldinger i ROBEK og varigheten på innmeldingen. De finner også en negativ sammenheng mellom kommunenes frie inntekter per innbygger og antall år i ROBEK, samt at en svak arbeidsmarkedssituasjon målt ved andel arbeidsledige over 30 år samvarierer positivt med antall år en kommune har vært registrert i ROBEK.

Det er viktig å påpeke at disse arbeidene ikke er fagfellevurderte arbeider. De har derfor ikke gjennomgått samme rigorøse kvalitetssikring av forskningsdesign, metode og resultater – inklusive tolkning – som vi forventer av akademiske studier. Men de er allikevel relevante for denne masteroppgaven fordi de til sammen utgjør det litt skrinne kunnskapsgrunnlaget om ROBEK-kommuner som er tilgjengelig.

Med unntak av Fylkesmannen i Nordland (2015) og Lalim (2016), har hovedfokuset i alle bidragene har vært på kjennetegn ved kommuner som ble oppført i registeret og kjennetegn ved kommuner som kom ut av registeret. Fylkesmannen i Nordland (2015) er en kvalitativ studie av veien inn i ROBEK-listen for tre kommuner. Lalim (2016) er en kvantitativ studie

med formål om å forklare ROBEK-oppføringer i løpet av kommunestyreperioden med kommunenes politiske og økonomiske kjennetegn i starten av kommunestyreperioden. Selv om studien til Lalim (2016) forsøker å forklare ROBEK-oppføring med både politiske og økonomiske kjennetegn ved kommunene er det ikke kontrollert for at situasjonen kan endre seg i løpet av kommunestyreperioden. Det er heller ingen kvantitative studier som systematisk forsøker å gi svar på hva som kjennetegner ROBEK-kommuner året før de ble oppført i registeret. Oppgaven min fyller derfor et sentralt kunnskapshull i forståelsen av (dårlig) kommuneøkonomi.

1.3 Oppgavens struktur

Denne masteroppgaven er strukturert som følger: i kapittel 2 beskriver jeg kommunenes økonomi i perioden 2010 til 2019. Kapitlet fokuserer på konjunktursituasjonen, kommunenes inntektsrammer og kostnader samt informasjon om ROBEK-oppføringer. I kapittel 3 presenterer jeg den mikroøkonometriske metoden som tas i bruk for å besvare problemstillingene. Jeg diskuterer variablene som benyttes i den økonometriske modellen i kapittel 4. I kapittel 5 gjennomgår jeg hvordan jeg har valgt å strukturere dataene i analysen. Jeg legger frem resultatene fra de økonometriske beregningene i kapittel 6, og i kapittel 7 presenteres prediksjoner basert på foretrukken modell. I kapittel 8 gjennomgås de viktigste funn og resultater. Politiske implikasjoner av resultatene diskuteres i kapittel 9. Til slutt, i kapittel 10, presenteres en kort konklusjon og refleksjoner rundt videre forskning.

2 Deskriptiv beskrivelse av kommunenes økonomi 2010-2019

Norske kommuner utfører en rekke oppgaver på vegne av statlige myndigheter. Det er vanlig å kategorisere kommunenes roller som:

- arena for politisk deltakelse og demokrati,
- utviklings- og planleggingsaktør,
- produsent av velferdstjenester og
- myndighetsforvalter.

Helt siden innføringen av formannskapslovene i 1837 har det lokale selvstyret ivaretatt verdier knyttet til deltakelse og innflytelse på beslutninger knyttet til viktige samfunnsoppgaver lokalt (NOU 2005: 18; s. 65). Kommunene er slik sett uavhengige styringsorganer med en viss politisk og administrativ selvstendighet overfor statlige forvaltningsnivåer og -organer. Kommunene produserer og finansierer viktige offentlige velferdstjenester som pleie og omsorg, grunnskole, barnehage, primærhelse, barnevern og vann, avløp og renovasjon.

Oppgavefordelingen og kommuneinndelingen bygger på det såkalte generalistkommuneprinsippet. Det innebærer at det forventes at samtlige kommuner, uavhengig av innbyggertall, bosettingsstruktur og andre kjennetegn, skal kunne fylle de samme funksjonene og har de samme oppgavene.

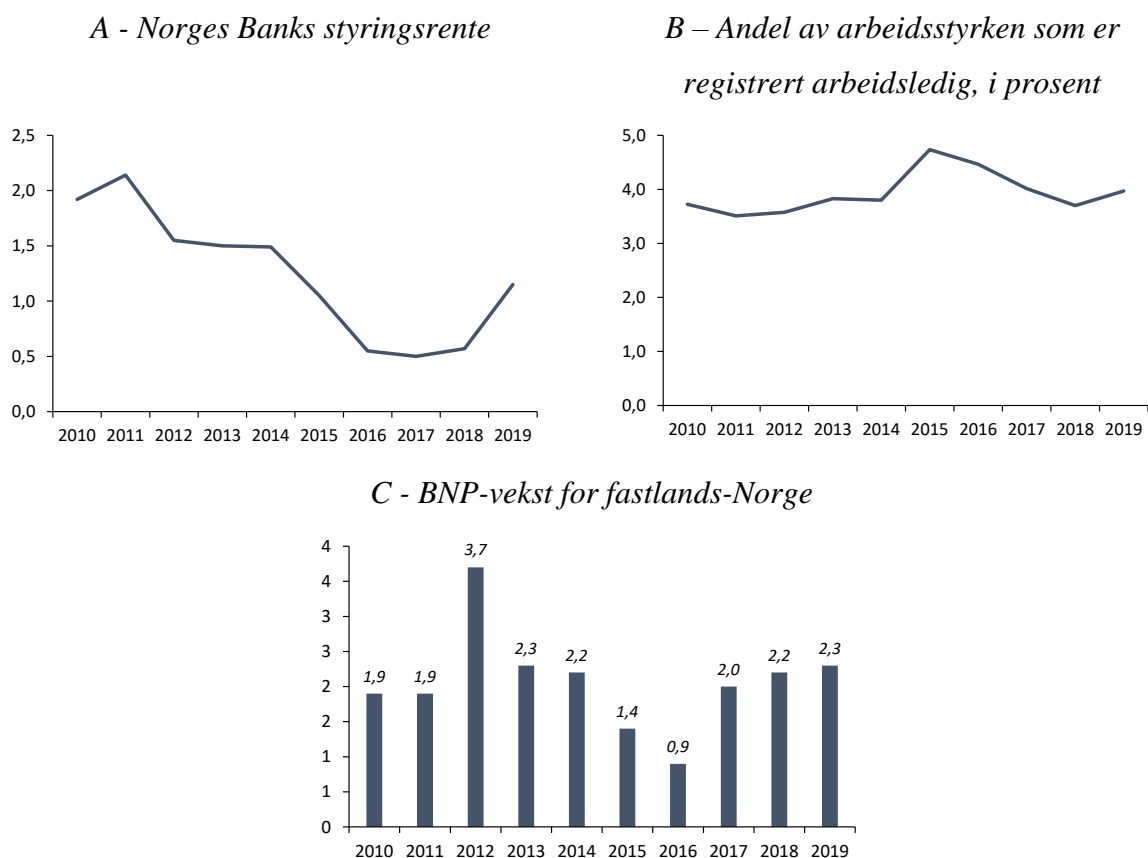
I perioden 2010-2019 har Norge blitt styrt av to regjeringer som har hatt ulike prioriteringer når det gjelder kommunens oppgaver og økonomi. En empirisk analyse av hva som forklarer hvorfor kommuner havner i økonomisk uføre i perioden 2012-2019 må derfor bygge på en god forståelse av kommunenes rammebetingelser i den samme perioden.

2.1 Økonomiske konjunkturer

Forskning har påvist en sammenheng mellom den makroøkonomiske situasjonen og aktivitetsnivået i kommunesektoren (Borge & Rattsø, 1997; Jansen & Kolsrud, 2008). Ifølge Statistisk sentralbyrå sysselsetter kommunene i dag om lag 20 prosent av Norges arbeidsstyrke og er i vesentlig grad konsentrert omkring produksjon av nasjonale velferdstjenester (NOU 2005: 18, s. 27). Den viktigste innsatsfaktoren i kommunenes tjenesteproduksjon er arbeidskraft (Langørgen et al., 2013). Det innebærer at lønnsutviklingen i samfunnet generelt, og blant yrkene som utgjør en stor andel av de kommuneansatte (sykepleiere, sosionomer, lærere, barnehagepedagoger, og liknende), har stor innvirkning på kommunenes kostnader.

Samtidig er en betydelig del av kommunesektorens inntekter knyttet til skatteinntekter som avhenger av sysselsettingen og konjunktursituasjonen. Norges Bank sin styringsrente påvirker kommunenes økonomiske handlefrihet gjennom kostnader på gjeld og renteinntekter fra finansiell formue. Det er derfor interessant å forstå utviklingen i den norske økonomien i tidsrommet oppgaven studerer.

Figur 2.1A-C viser utviklingen i makroøkonomiske størrelser som har innvirkning på kommuneøkonomien. Som vi ser fra figurene har styringsrenten falt betydelig fra 2011 til 2016. Arbeidsledigheten som andel av arbeidsstyrken har holdt seg mellom 3,5 og 4,7 prosent. Det er en betydelig vekst fra 2014 til 2015 på 0,9 prosentpoeng. Det skyldes ifølge Brander (2019) den reduserte oljeprisen. Den reduserte oljeprisen resulterte også i at den årlige veksten i BNP ble redusert fra 2,2 prosent i 2014 til 1,4 og 0,9 prosent i 2015 og 2016. Det er grunnlag for å konkludere med at den makroøkonomiske situasjonen er skiftende i løpet av perioden, og at situasjonen var relativt dårlig i 2015 og 2016.



Figur 2.1 Utvikling i økonomiske variable, 2010-2019. Kilde: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

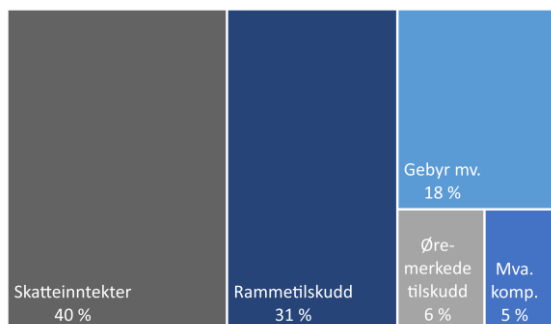
2.2 Kommunenes inntektsrammer

Ifølge Teknisk beregningsutvalg (KMD, 2020) er kommunenes mest betydningsfulle inntekter skatteinntekter, tilskudd fra staten og brukerbetaling. I Figur 2.2A ser vi at skatteinntektene utgjør 40 prosent av kommunenes inntekter. Rammetilskudd og øremerkede tilskudd fra staten utgjør henholdsvis 31 prosent og seks prosent. Forskjellen på de to tilskuddstypene er at kommunene i praksis kan disponere rammetilskuddet fritt, mens øremerket tilskudd skal gå til et bestemt formål. Kommunene har også mulighet til å ta brukerbetaling/gebyrer for en lang rekke tjenester. Ofte er brukerbetalingene regulert slik at de fastsettes av kommunene selv, men kan ikke overstige kostnaden med å produsere tjenesten (selvkost). Disse utgjør i gjennomsnitt 18 prosent av kommunenes inntekter.

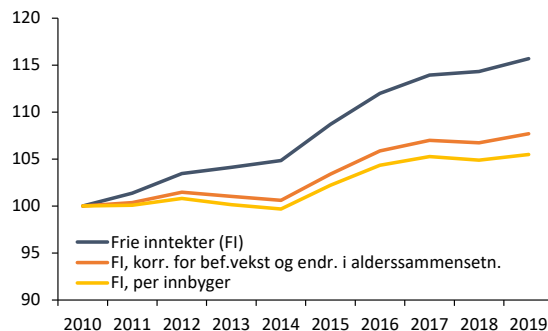
Den enkelte kommunes skatteinntekter følger av det lokale skattegrunnlaget. I Norge fastsettes skatteregler og -satser i hovedsak nasjonalt, på Stortinget. Det tillates et visst kommunalt selvstyre, ved at kommunene selv kan utstede eiendomsskatt og formuesskatt innenfor fastsatte kriterier av Stortinget. Oslo kommune innførte for eksempel eiendomsskatt i 2016. Bø kommune i Vesterålen initierte i 2020 en debatt om formuesskatt ved å redusere satsen på den kommunale delen av formuesskatten (som er på 0,7 prosent av nettoformuen i skatteligningen minus bunnfradrag), se Alsberg (2019).

I Norge er det mindre kommunalt selvstyre over egne skattesatser enn i våre naboland Sverige og Danmark (NOU 2005: 18). Det er følgelig begrensede muligheter for kommunene til å tilpasse skattesystemet til lokale forhold og politiske preferanser. Samtidig må vi huske på at Stortinget pålegger kommunene å tilby innbyggerne tjenester som pålegger kommunene kostnader. Begrensningene kommunene møter gjennom statlige regulering og oppgaveansvar reduserer mulighetene til å redusere velferdstilbudet for å kunne finansiere en reduksjon i skattesatsene.

A – Kommunenes inntektskilder
(anslag for 2021)



B – Utvikling i kommunenes frie inntekter
(normalisert lik 100 i 2010)



Figur 2.2 Kommunesektorens inntekter som andel av korrigerte driftsinntekter. Kilde: KMD (2020) og KMD (2021B)

Figur 2.2B viser utvikling i kommunenes frie inntekter samlet (samlebetegnelse på skatteinntekter og rammetilskudd) fra 2010 til 2019. Som vi ser fra figuren har utviklingen i frie inntekter vært positiv. Frie inntekter per innbygger og frie inntekter per innbygger korrigert for alderssammensetningen har også hatt en positiv utvikling. Slik sett ser det ut som om kommunenes inntektsgrunnlag har økt i perioden. Det er verdt å nevne at frie inntekter per innbygger var relativt stabile fra 2010 til 2014. Slik sett kan man si at kommunenes inntekter spesielt har hatt en positiv utvikling fra 2014 til 2019.

2.3 Endringer som påvirker kommunenes utgifter

I tråd med generalistkommuneprinsippet har alle norske kommuner det samme oppgaveansvaret. Oppgaveansvaret til en kommune er med andre ord uavhengig av hvor i landet kommunen ligger og hvor stor den er.

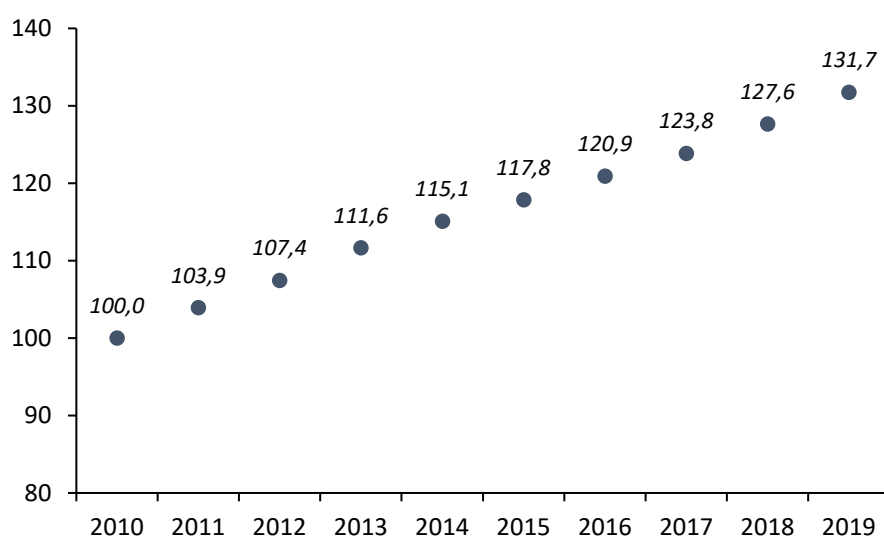
I diskusjonen av hva som påvirker kommunenes utgifter er det nyttig å skille på utgifter som er ufrivillige i den forstand at kommunene selv ikke kan påvirke dem, og utgifter som skyldes kommunenes egne prioriteringer. Langørgen et al. (2015) definerer bundne utgifter som utgifter for å yte et standardisert tjenestetilbud. En kommune med relativt mange eldre i forhold til andre kommuner vil kunne ha høyere utgifter til pleie og omsorg enn en kommune med relativt få eldre innbyggere.

En kommune kan oppleve endrede utgifter av flere grunner. For det første kan en kommune oppleve at de bundne utgiftene av å yte et standardisert tjenestetilbud øker eller reduseres. Det kommunale inntektssystem (KMD, 2021A) har imidlertid som intensjon å korrigere fullt ut for variasjoner mellom kommuner i ufrivillige utgiftsulemper. Det skjer ved at kommuner som har

høyere beregnede utgiftsbehov enn landsgjennomsnittet blir kompensert gjennom et høyere rammetilskudd, mens de som har lavere beregnet utgiftsbehov får et fratrekk. Slik sett skal variasjoner i ufrivillige utgiftsulemper være korrigert for.

En annen forklaring på endringer i kommunenes utgifter er at kommunene har fått flere eller færre oppgaver de skal løse. Kommunenes lovpålagte oppgaver defineres gjennom lov og forskrift. Ifølge Pedersen (2008) kan endringer i kommunenes oppgaver både skyldes at ansvaret for produksjonen av tjenesten overføres til staten eller fylkeskommunene, eller fra staten og fylkeskommunen til kommunene. Endringer i oppgaveansvaret kan også omfatte at det pålegges forandringer i tjenester kommunene allerede produserer. Det kan også argumenteres for at kommunenes reelle oppgaveansvar blir styrt av innbyggernes forventninger til tjenestetilbudet.

En siste forklaring på endring i kommunenes kostnader er prisen på innsatsfaktorer i produksjonen av kommunale tjenester. Teknisk beregningsutvalg (eksempelvis KMD, 2020) publiserer to ganger årlig en oppdatert prisindeks for utviklingen i priser på innsatsfaktorer i kommunal tjenesteproduksjon, kalt kommunal deflator. Den viktigste komponenten i kommunal deflator er lønnsutviklingen til de ansatte i kommunene. Som vi ser i Figur 2.3 har prisnivået økt med 31,7 prosent i løpet av perioden.



Figur 2.3 Kommunal deflator, normalisert lik 100 i 2010. Kilde: KMD (2020)

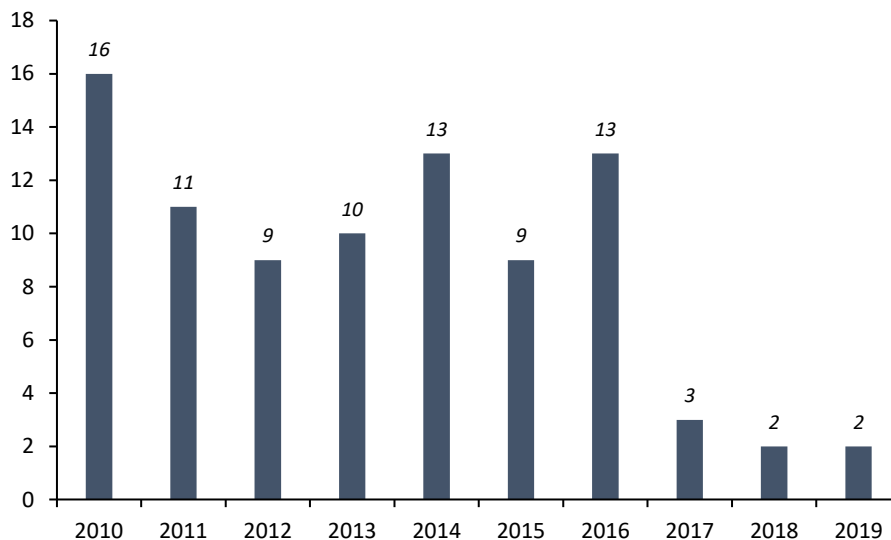
2.4 Register om betinget godkjenning og kontroll (ROBEK)

ROBEK-ordningen ble innført 1. januar 2001. Det er et register over kommuner og fylkeskommuner som har havnet i økonomisk utføre. Ifølge KMD sine hjemmesider blir en kommune oppført i ROBEK hvis:

- kommunestyret har vedtatt å fastsette et årsbudsjett uten at alle utgifter er dekket inn på budsjettet,
- kommunestyret har vedtatt å fastsette en økonomiplan uten at alle utgifter er dekket inn på økonomiplanen,
- kommunestyret har vedtatt at et regnskapsmessig underskudd skal fordeles ut over det påfølgende budsjettår etter at regnskapet er fremlagt, eller
- kommunen ikke følger vedtatt plan for dekning av underskudd.

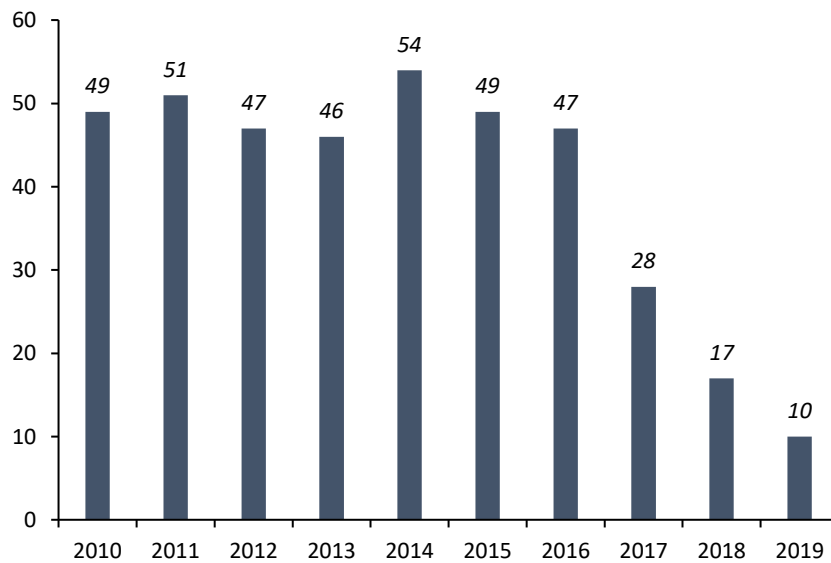
Kommuner og fylkeskommuner oppført på ROBEK må ha en godkjenning fra KMD for å kunne foreta gyldige vedtak om låneopptak, langsiktige leieavtaler og budsjett, og deres politiske og økonomiske handlefrihet svekkes. Statsforvalter (tidligere fylkesmenn) har fått i oppdrag å utføre oppgaven på vegne av departementet.

Som vi ser fra Figur 2.4 har 88 kommuner blitt oppført på ROBEK i perioden fra 2010 til 2019. Det var relativt mange innmeldinger tidlig i perioden og relativt få mot slutten av perioden.



Figur 2.4 Antall kommuner innmeldt i ROBEK i løpet av hvert år. Kilde: Kommunal- og moderniseringsdepartementet

Det er også av interesse hvor mange kommuner som til enhver tid er på ROBEK-listen. ROBEK-kommuner har mulighet til å forbedre kommuneøkonomien slik at de utgår fra listen. Figur 2.5 viser antall kommuner som per 31. desember fra 2010 til 2019 er i ROBEK. Siden det er relativt få innmeldinger i perioden 2017-2019, synker antallet kommuner på ROBEK-listen betydelig mot slutten av perioden.



Figur 2.5 Antall kommuner i ROBEK per 31. desember. Kilde: Kommunal- og moderniseringsdepartementet

3 Empirisk mikroøkonometrisk modell

3.1 Økonometrisk teori

Teorien for statistisk estimering har tradisjonelt tatt utgangspunkt i at det finnes en kompleks, fysisk verden med mange økonomiske aktører – bedrifter, forbrukere, arbeidere, investorer, det offentlige, stater, land – der det eksisterer relasjoner mellom dem og et sett mekanismer som frembringer handlinger og atferd blant aktørene. I makroøkonometrien kalles prosessene som en forsøker å estimere for datagenereringsprosessen (DGP) (Carlos et al., 2008). DGP kan tolkes som, både i et makro- og et mikroperspektiv, hvordan den virkelige verden fungerer. Ved hjelp av informasjon om atferd og handlinger (data) forsøker analytikeren, både innenfor makro- og mikroøkonometri, å estimere en modell som passer best mulig med DGP. Noen er tilhengere av å forsøke å spesifisere den «sanne modellen», eksempelvis Carlos et al. (2008). Noen mener derimot at det ikke finnes en slik «sann modell» (Heldal, 2006). Jeg tar utgangspunkt i at det er mulig å finne interessante sammenhenger mellom økonomiske og politiske kjennetegn ved kommunene og sannsynligheten for å havne på ROBEK-listen.

I mikroøkonometrien finnes det to ulike tilnæringer til forskningsdesign. I den ene tilnærmingen – prediksjon eller observasjonelle studier – benyttes tilgjengelig informasjon, ofte i tandem med samfunnsøkonomisk teori, til å etablere strukturelle økonometriske modeller. Disse strukturelle modellene definerer sammenhenger mellom de uavhengige og avhengige variablene. I den andre tilnærmingen – kausalitetsstudier – utnytter analytikeren eksperimenter, naturlige eksperimenter eller kvasi-eksperimenter til å identifisere årsak-virkningsforhold i økonomien (Angrist & Pischke, 2009). I den førstnevnte tilnærmingen lener man seg tungt på økonomisk teori for å sette opp økonometriske modeller, mens den sistnevnte ikke trenger dette i samme grad, fordi forskningsdesignet er satt opp slik at det utnytter de eksperimentlignende kvalitetene (eksperimentgruppe og kontrollgruppe) ved en hendelse, politisk reform eller andre kvasi- eller reelle eksperimenter.

I denne oppgaven tar jeg i bruk observasjonelle data og etablerer en strukturell, økonometrisk modell. I lys av de siste 20-30 årenes utvikling innen *kausalitetsstudier* vil jeg derfor være varsom med å tolke eventuelle signifikante funn som årsak-virkningsforhold. Min andre problemstilling er imidlertid knyttet til å undersøke om det er mulig å bruke resultatene fra de økonometriske beregningene til å etablere en prediksjonsmodell. Jeg finner derfor stor inspirasjon i den første tilnærmingen til mikroøkonometri. Det er ikke så viktig for meg om det er uobserverbare kjennetegn som påvirker observerbare variabler jeg inkluderer i modellen, og

som igjen påvirker sannsynligheten for å havne på ROBEK-listen. Det sentrale er å avdekke om observerbare variabler har statistisk signifikant assosiasjon med ROBEK-sannsynligheten, og at det er rimelig innenfor samfunnsøkonomisk resonnering og i lys av tidligere studier at disse skal ha en samvariasjon. Denne informasjonen kan deretter tas i bruk for å predikere i sanntid.

La meg presentere et eksempel på forskjellen mellom tilnærmingene. Innenfor utdanning og fremtidig lønn finnes det mange studier fra begge tilnærmingene. I observasjonelle studier vil man gjerne finne at en med høyere utdanning tjener bedre enn en person med lavere utdanning. Tidligere konkluderte analytikerene derfor med at høyere utdanning forårsaker høyere inntekt. Men dette kan jo skyldes at de med høyere utdanning har høyere IQ enn de med lav utdanning. I så fall er det kanskje heller slik at variasjon i IQ leder til ulik inntekt. Den som er opptatt av å finne den reelle effekten av utdanningen i seg selv, burde derfor ta i bruk forskningsdesign fra kausalitetsstudiene hvor en får skilt IQ og andre forhold fra utdanningen. Det er uansett slik at de observasjonelle studiene best kan brukes til å predikere om en person vil tjene bra eller dårlig ved å få vite utdanningsnivået. Da behøver vi nemlig ikke å bry oss om hva som er årsaken til at utdanning er korrelert med fremtidig inntekt; det holder å forstå hvordan lønnen varierer med utdanningsnivået i gjennomsnitt og alt annet likt.

Det er ikke lett å utføre et eksperiment der vi plukker noen kommuner tilfeldig til å bli utsatt for økonomiske og politiske sjokk, mens andre kommuner ikke opplever dette, og slik kan utgjøre kontrollgruppen. Vi er uansett interessert i å finne ut av om det er assosiasjon mellom observerbare kjennetegn og innlemming i ROBEK-listen. Det ultimate målet er å bidra til en prediksjonsmodell for sårbarhet for ROBEK-innlemming.

En utfordring med å finne en god økonometrisk modell for samvariasjon mellom kommunenes økonomiske og politiske kjennetegn (forklaringsvariabler) og ROBEK-innlemming (den forklarte variabelen) er at det kan være vanskelig å finne tilgjengelig informasjon av høy kvalitet om potensielle forklaringsvariabler. Jeg har funnet fem sentrale forklaringsvariabler som vi har god grunn til å mene burde kunne påvirke sannsynligheten for å havne på ROBEK-listen. Disse variablene er beskrevet og presentert i kapittel 2.

3.2 Logit-regresjon

Jeg er interessert i å forklare hva som kjennetegner kommuner som har blitt oppført på ROBEK i forhold til kommuner som ikke har blitt oppført i registeret. Det representerer en situasjon med binære responsvariabler, altså variabler med to mulige verdier: i ROBEK og ikke i

ROBEK. Ifølge Thoresen (2017) er den mest brukte regresjonsmodellen for denne typen responser logistisk regresjon.

Ved hjelp av en logistisk regresjonsmodell (logit) ønsker jeg å modellere sannsynligheten for at en kommune blir oppført i ROBEK. Hvis vi kaller sannsynligheten for p i den logistiske regresjonsmodellen forutsetter vi at vi kan modellere sammenhengen mellom p og forklaringsvariablene x_1, \dots, x_n slik:

$$\text{Formel 1} \quad p = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n}}$$

Der β_0, \dots, β_n uttrykker de koeffisientene vi ønsker å estimere. En fordel med denne måten å sette opp relasjonen på er at sannsynligheten p alltid vil være et tall mellom 0 og 1. De estimerte koeffisientene β_0, \dots, β_n er ikke direkte tolkbare. Formel 1 er det samme som å si at:

$$\text{Formel 2} \quad \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n$$

I Formel 2 kalles uttrykket $p/(1-p)$ for oddsrate, og $\ln(\text{oddsrate})$ blir omtalt som logit-funksjonen. Hvis vi opphøyer den naturlige e med alle leddene i Formel 2 uttrykker hvert koeffisientestimat oddsraten for hver uavhengige variabel. Oddsraten er enklere å tolke enn log-oddsraten.

Sett i sammenheng med en lineær regresjonsmodell er den største forskjellen at det ikke er en lineær sammenheng mellom responsvariablen og forklaringsvariablene. Grunnen til at vi bruker logit-regresjon i stedet for standard OLS er at OLS estimerer en lineær kurve som krysser responsvariabelens verdier 1 og 0 (ROBEK-innlemming eller ei), mens en logit-regresjon estimerer verdier mellom 0 og 1 for ulike verdier på de uavhengige variablene.

Et annet alternativ er probit-regresjon. Det minner om logit-regresjon. Forskjellen består i at regresjonsmetodene bruker ulike kumulative distribusjonsfunksjoner: probit-regresjon bruker normalfordeling, mens logit-regresjon bruker en logaritmisk fordeling. Metodene får oftest temmelig like resultater, selv om koeffisientene ikke kan sammenliknes direkte (Vasisht). Jeg har valgt å bruke logit-regresjon ettersom det er enklere å tolke koeffisientresultatene. Parameterestimatene fra en logit-regresjon er asymptotisk konsistente (Vasisht).

3.3 Faste effekter og feilledd

Som vi kommer tilbake til i kapittel 5 er datasettet strukturert som et paneldatasett med enheten unike kombinasjoner av kommuner og år. I den økonometriske analysen har jeg valgt å

kontrollere for årstfaste effekter (fixed effects over år), med 2019 som referanseår. Årsaken til at jeg har valgt å kontrollere for årstfaste effekter er at det kan være strukturelle endringer på tvers av år som jeg ikke har hatt mulighet til å kontrollere for. Eksempelvis kan kommunene ha fått nye oppgaver i løpet av perioden.

I oppsettet av modellen er det naturlig å diskutere verdien av å kontrollere for kommunefaste effekter. Et argument for å ikke kontrollere for kommunefaste effekter er at kommunene har det samme oppgaveansvaret og er underlagt de samme rammebetingelser, og slik sett er like. Motargumentet er naturligvis at det kan være betydningsfulle uobserverbare forskjeller mellom kommunene som ikke endres over tid. Ifølge Bjelland et al. (2019) vil kontroll for kommunefaste effekter medføre at modellen må settes opp på endringsform. Det innebærer at endringer i forklaringsvariablene påvirker endringer i utfallsvariabelen. Kontroll for kommunefaste effekter kan gi liten verdi ettersom flere av forklaringsvariablene endrer seg lite fra år til år. Det er fare for å ende opp med en modell som gir liten forklaringskraft. I tillegg vil de estimerte koeffisientene for en modell på endringsform være vanskeligere å tolke og anvende. På dette grunnlaget har jeg valgt å ikke kontrollere for kommunefaste effekter.

Standardforutsetningene for regresjonsanalyse innebærer blant annet at feilleddene er uavhengige av hverandre. Siden modellen ikke kontrollerer for kommunefaste effekter og én og samme kommune blir talt med flere ganger i paneldatasettet, er uavhengige feilledd en urealistisk streng forutsetning. Det er et godt argument for å tillate at feilleddene for samme kommune kan korrelere. Jeg har derfor valgt å tillate slik korrelasjon.¹

3.4 Automatisk modellvalg eller pre-definerte modeller?

Til slutt vil jeg redegjøre kort for en sentral debatt i den delen av økonometrifaget jeg har omtalt som observasjonelle studier. Denne debatten har nemlig mye å si for min strategi for å spesifisere økonometriske modeller i denne oppgaven. Debatten handler om hvordan man skal jobbe seg mot den «sanne modellen» (i den grad den finnes). En side i debatten argumenterer for at utviklingen av datakraft og programvare gjør det mulig å la datamaskinen identifisere hvilke variabler som skal med. Spesielt gjelder dette i makroøkonometrien, der det er få observasjoner og potensielt relativt mange forklaringsvariabler. Her vil man ofte kunne inkludere verdier på både den avhengige og uavhengige variabelen i fjor, året før der, året før der igjen, osv. En av nestorene i makroøkonometrisk tidsserieanalyse, David F. Hendry, har

¹ Stataformelen for å tillate korrelasjon innad i grupper er vce (cluster kommuneid), der kommuneid representerer en unik id per kommune.

vært med å utvikle *gets* i PcGive og er en stor tilhenger av å la datamaskinen velge variabler (se eksempelvis Hendry & Krolzig, 2005). Maskinlæring og dyplæring og andre nyere former for statistiske beregninger er egentlig en ekstremversjon av automatisering av utvelgelsen av variabler.

I mikroøkonometrien har derimot vinden blåst helt mot den andre siden. Her er det blitt større og større fokus på å unngå å fiske etter sammenhenger, såkalt data mining eller p-hacking (Head et al., 2015; Brodeur et al., 2020). Dette gjelder ikke bare i samfunnsøkonomi, men også i fag som psykologi, biologi, medisin og epidemiologi. Jeg har stor sympati med argumentene mot å automatisere variabelutvelgelsen. Det reduserer den statistiske presisjonen, og øker sannsynligheten for at vi finner sammenhenger som ikke er reelle.

Basert på diskusjonen har jeg valgt en mellomløsning.

3.5 Strategi for å komme frem til anbefalt modell

Jeg starter med å predefinere kandidater for hvilke forklaringsvariabler og begrunner disse. Deretter tester jeg alle mulige kombinasjoner av de predefinerte forklaringsvariablene og argumenterer for valg av foretrukken modell.

Jeg har fem forklaringsvariabler. Disse diskuteres mer inngående i kapittel 5. I en situasjon med fem forklaringsvariabler kan vi sette dem sammen til 2^5 unike kombinasjoner av variablene. Det tilsvarende 32 kombinasjoner, som i det videre omtales som modeller. Siden det ikke er interessant å se på en modell uten forklaringsvariabler står vi reelt sett igjen med 31 unike modeller som kan gi svar på hva som kjennetegner kommuner før de blir oppført på ROBEK.

Som påpekt av Borgan (2016) er det ikke noe fasitsvar på hvordan man kan gå frem for å finne et sett av forklaringsvariabler som inngår i en økonometrisk modell. Basert på at det er relativt overkommelig antall mulige modeller har jeg valgt å estimere alle 31 modellene. Resultatene fra disse estimeringene er vist i vedlegg 2, strukturert etter modeller med én, to, tre, fire og fem forklaringsvariabler.

Det viktigste kriteriet for at modellene skal tas med videre i vurderingen er at de estimerte variablene er statistisk signifikante. Siden det er vanlig å velge et signifikansnivå på fem prosent legger jeg til grunn det samme. I praksis vil det si at p-verdien for de estimerte koeffisientene bør være lavere enn 0,05.

4 Relevante forklaringsvariabler og hypoteser

En viktig aktivitet for å ende opp med en god økonometrisk modell er å identifisere, begrunne og velge ut de forklaringsvariabler som skal tas med videre i analysen. Grunnlaget for å identifisere variabelkandidatene er prinsipper for kommunal budsjett- og regnskapsføring og relevant litteratur. Basert på denne gjennomgangen har jeg identifisert fem interessante forklaringsvariabler. I det følgende gjennomgås forklaringsvariablene og begrunnelsen for hvorfor de er kandidater til å inngå i endelig modellspesifikasjon.

Det er verdt å nevne at jeg har identifisert én hypotese som jeg gjerne skulle testet, men ikke har fått muligheten til. Det gjelder i hvilken grad det at kommunene har en fragmentert styringsmodell, med faste komiteer eller utvalg, øker sannsynligheten for å bli oppført i ROBEK. Denne hypotesen ble testet og funnet signifikant av Lalim (2016). Årsaken til at jeg ikke har hatt mulighet til å teste hypotesen selv er at jeg ikke har hatt tilgang til mikrodataene fra undersøkelsen som er gjennomført av NIBR i 2012 og 2016 (Blåka et al., 2012; Monkerud et al., 2016).

En viktig forutsetning for analysen er at forklaringsvariablene uttrykker sammenlignbare størrelser på tvers av kommuner. Siden den empiriske modellen inkluderer årsfaste effekter er det ikke behov for at dataene er sammenlignbare over tid. I beskrivelsen av variablene dedikeres det derfor oppmerksomhet til hvordan forklaringsvariablene skal normaliseres til å være sammenlignbare på tvers av kommuner.

Ambisjonen er som nevnt å utarbeide og teste hypoteser om hva som kjennetegner ROBEK-kommuner i årene før oppføring, og hvis mulig anvende resultatene til å predikere sannsynligheten for at dagens kommuner blir oppført i ROBEK. Det vil si at alle hypoteser som skal testes må omfatte kjennetegn ved kommunene før oppføring. Hvis kommunen ble oppført i år $t+1$ har jeg bevisst valgt å kun teste hypoteser for forklaringsvariabler for året t . Jeg har bevisst valgt å ikke teste forklaringsvariabler for årene $t-1$ og $t-2$. Begrunnelsen for valget er at korrelasjonen mellom de samme forklaringsvariablene fra et år til et annet stort sett er høy og at modellen blir betydelig mer kompleks.

Implikasjonen av å avgrense analysen til å identifisere kjennetegn ved kommuner som har blitt oppført i ROBEK fra 2010 til 2019 (altså $t+1$) med data fra året før (t) er at forklaringsvariablene representerer data for perioden fra 2009 til 2018.

På slutten av gjennomgangen av hver forklaringsvariabel har jeg formulert en hypotese som senere er testet i den mikroøkonomiske modellen. Alle fem hypoteser må sees opp mot nullhypotesene som sier at det ikke er en statistisk signifikant sammenheng mellom forklaringsvariabelen og ROBEK-oppføring året etter.

Som en introduksjon til den empiriske analysen er det også nyttig å ha en forståelse av størrelsen på og variasjonen i forklaringsvariablene. For å øke forståelsen om variablene som inngår i analysen presenteres det derfor også deskriptiv statistikk for forklaringsvariablene til slutt i kapittelet.

4.1 Politisk fragmentering

Alle kvalitative og kvantitative studier som har vurdert kjennetegn ved kommuner på vei inn i ROBEK, kommuner i ROBEK og kommuner som har kommet seg ut av registeret, påpeker at den politiske situasjonen er avgjørende. Haraldsvik et al. (2018) konkluderer blant annet med at dersom kommunestyret er fragmentert med mange jevnstore partier målt i omfanget av kommunestyrerepresentanter øker sannsynligheten for innmelding på ROBEK-listen, samt varigheten kommunen er innmeldt. Basert på egeninnsamlede data fra en spørreundersøkelse finner Lalim (2016, forside) at kommuner med fragmentert styringsmodell, med faste komiteer eller utvalg, har en større sannsynlighet for å bli oppført i ROBEK.

Haraldsvik et al. (2018, s. 3) påpeker at politisk fragmentering kan være utfordrende å måle, fordi det både kan handle om fragmentering mellom partier og internt i partier. Lalim (2016) nyanserer bildet når han trekker frem at fragmenteringen også kan handle om fragmenterte styringsmodeller. Basert på data jeg har hatt tilgang til er det imidlertid kun mulig å si noe om den politiske situasjonen i kommunen. Grad av partifragmentering kan fanges opp ved å beregne den såkalte Herfindahl-Hirschmanindeksen (HHI), som ofte benyttes som mål på markedskonsentrasjonen i et marked (Rhoades, 1993). HHI representerer summen av kvadrerte andeler (a) for alle N partier med representanter i kommunestyret for kommune i .

Formel 3
$$HHI_i = \sum_{j=1}^N (a_{j,i}^2)$$

Hvis eksempelvis tre partier har 30 prosent hver av plassene i kommunestyret og et fjerde parti har ti prosent av plassene er HHI 0,28. Haraldsen et al. (2018) presenterer et alternativt parti-fragmenteringsmål som de kaller *Effektivt antall partier* (EAP). EAP er den inverse til HHI.

Formel 4
$$EAP_i = \frac{1}{\sum_{j=1}^N (a_{j,i}^2)} = \frac{1}{HHI_i}$$

HHI tar verdien mellom 0 og 1, mens EAP tar verdier mellom 1 og ∞ . Hvis ett parti har alle plassene i kommunestyret er både HHI og EAP lik 1, mens i en situasjon med mange partier med like mange plasser i kommunestyret er $HHI \approx 0$ og $EAP \approx \infty$. Slik sett kan vi konkludere med at begge indekser i prinsippet fanger opp det samme, men at tolkningene av indeksverdiene og følgelig estimerte koeffisienter vil være forskjellig for de to indeksene. Basert på at HHI er et anerkjent mål har jeg valgt å ta i bruk dette målet. Siden HHI er sammenlignbar over tid og mellom kommuner, og slik sett er normalisert, er det ikke behov for å normalisere variabelen før den anvendes til estimering. På dette grunnlaget har jeg valgt å teste hypotesen:

H1: Politisk partifragmentering, i form av lave verdier på HHI i år t, øker sannsynligheten for ROBEK-oppføring i år t+1

HHI for en bestemt kommune holder seg i utgangspunktet konstant innenfor hver kommunevalg-periode. Unntaket er når kommunestyremedlemmer endrer partitilhørighet i løpet av kommunestyreperioden.

4.2 Endringer i folketall

Kommunenes primære oppgave er å tilby tjenester til sine innbyggere i tråd med deres oppgaveansvar. Det innebærer at kommuner som opplever en positiv befolkningsutvikling må skalere opp tjenestetilbudet, mens kommuner som opplever en befolkningsnedgang må skalere ned tilbudet.

Befolkningsvekst i en kommune vil øke kommunens inntekter ved at vekstkommunene får økte statlige overføringer og skatteinntekter (KMD, 2021A). Hvis en kommune opplever en særlig høy befolkningsvekst vil den i tillegg motta et veksttilskudd. Innbyggertilskuddet, som utgjør et likt tilskudd per innbygger, er grunnplanken i overføringssystemet. Kommunen får større overføringer hvis veksten representerer innbyggerkjenne tegn (eksempelvis alder) som sammenfaller med utgiftsutjevningsskriteriene i inntektssystemet. Disse kriteriene ivaretar eksempelvis at et barn i grunnskolealder bidrar til et høyere utgiftsbehov og at den eldre delen av befolkningen har større behov for pleie- og omsorgstjenester.

Skatteinntektene avhenger av de nye innbyggernes skatteevne, samtidig som også disse inntektene delvis utjevnes. Delvis utjevning av skatteinntekter virker stabiliserende på kommunenes inntekter (Idsø & Åretun, 2013). Får kommunen tilvekst av personer med høy inntekt vil derfor noe av den «ekstra» skatten disse betaler tilfalle kommunen selv, mens en andel blir inndratt og fordelt på kommuner med lav skatteinngang per innbygger.

Den negative inntektseffekten for en kommune som opplever tilsvarende befolkningsnedgang skal i prinsippet virke helt symmetrisk som en tilsvarende befolkningsøkning. Unntaket er hvis befolkningsveksten er så stor at kommunen kvalifiserer for veksttilskudd. Det er nemlig ikke et tilsvarende tilskuddsnedgang for kommuner som opplever særdeles høy befolkningsnedgang.

Haraldsen et al. (2018) trekker frem at endringer i kommunenes folketall må ansees som en økonomisk utfordring. De begrunner dette med at befolkningsendringer utløser behov for opp- og nedskalering av tjenestetilbudet som kan være utfordrende å implementere. De påpeker også at nedskalering er spesielt krevende, siden det innebærer lavere overføringer fra staten. Studien til Haraldsen et al. (2018) finner at kommuner med høy befolkningsvekst i gjennomsnitt har færre år på ROBEK. Funnet impliserer at kommuner med befolkningsnedgang i gjennomsnitt er lengre oppført i registeret.

Det er derfor interessant å undersøke om befolkningsveksten kan forklare ROBEK-oppføring ved å teste følgende hypotese:

H2: Befolkningsnedgang fra år $t-1$ til t øker sannsynligheten for ROBEK-oppføring i år $t+1$

Befolkningsendringen BE i én kommune i fra år $t-1$ til t kan uttrykkes på følgende måte:

Formel 5
$$BE_{t,i} = \frac{b_{t,i} - b_{t-1,i}}{b_{t-1,i}}$$

Der $b_{t-1,i}$ representerer innbyggertallet i kommune i i år $t-1$ og $b_{t,i}$ representerer innbyggertallet i kommune i i år t . $BE_{t,i}$ uttrykker dermed befolkningsendringen fra år $t-1$ til t som andel av innbyggertallet i år $t-1$ i kommune i . Hvis variabelen har et positivt fortegn representerer den en økning i befolkningen og hvis fortegnet er negativt representerer det en nedgang.

4.3 Situasjonen i arbeidsmarkedet

Haraldsen et al. (2018) finner at en svak arbeidsmarkedssituasjon samvarierer med antall år kommunene er registrert på ROBEK. De argumenterer for at et konjunkturavhengig arbeidsliv gir press på de kommunale tjenestene i perioder med høy arbeidsledighet.

Ettersom skatteinntekter fra personer bosatt i kommunene er en sentral inntektskilde kan kommunenes skatteinntekter forventes å falle med økt andel av arbeidsstyrken som er registrert arbeidsledige. Inntektsutjevningen i kommunenes inntektssystem bidrar til at nedgangen eller økningen i skatteinntekter avkortes. Avkorting i skatteinntektsendringen bidrar til at kommunenes inntekter blir mindre konjunkturavhengige, og reduserer derfor sannsynligheten for ROBEK-oppføring ved økonomiske nedgangskonjunkturer.

Haraldsen et al. (2018) måler situasjonen i arbeidsmarkedet med antall arbeidsledige for personer som er mellom 30 år og 74 år. Det er verdt å diskutere denne aldersinndelingen. Etter fylte 15 år kan personer droppe ut av videregående skole og melde seg arbeidsledige. Tall fra SSB viser at arbeidsledigheten november 2020 var 5,8 prosent for de mellom 15 og 29 år og 3,6 prosent for de mellom 30 og 74 år. Vi kan dermed slå fast at arbeidsledigheten er relativt høyere for personer under 30 år. Dette er isolert sett ikke et problem, men det er grunn til å tro at andelen personer under 30 år i arbeidsstyrken varierer mye på tvers av kommuner. Siden de under 30 år i mindre grad lykkes med å skaffe seg jobb, kan arbeidsledige 15-74 år i større grad være et uttrykk for den demografiske sammensetningen fremfor den reelle arbeidsmarkedssituasjonen i enkelte kommuner. Årsaken til at vi ikke ser på personer over 74 år er at de normalt har gått av med alderspensjon. Det er også et poeng at personer som har gått av med alderspensjon, også de under 74 år, ikke defineres som en del av arbeidsstyrken og derfor ikke som arbeidsledige. Det virker derfor fornuftig å avgrense variabelen til antall arbeidsledige mellom 30 og 74 år.

Antall arbeidsledige mellom 30 og 74 år er ikke sammenlignbar mellom kommuner. Et alternativ for å gjøre variabelen sammenlignbar er å dele antall arbeidsledige i alderen 30-74 år på den totale arbeidsstyrken i den samme aldersgruppen. Da får vi arbeidsledighetsraten (*ALR*):

Formel 6
$$ALR_{t,i} = \frac{l_{t,i}}{as_{t,i}}$$

Der $l_{t,i}$ representerer antall arbeidsledige i kommune i i år t og $as_{t,i}$ representerer den totale arbeidsstyrken i kommune i i år t . $ALR_{t,i}$ uttrykker dermed arbeidsledighetsraten i kommune i i år t . Arbeidsledighetsraten måles november hvert år med bakgrunn i at det er den måneden det finnes variabler for. På dette grunnlag har jeg formulert følgende hypotese:

H3: Økt arbeidsledighet i år t , målt ved høyere arbeidsledighetsrate, øker sannsynligheten for ROBEK-oppføring i år $t+1$

4.4 Kommunal gjeld og renteksponering

Basert på en kvalitativ gjennomgang fant Fylkesmannen i Nordland (2015) at kommunens gjeld og følgelig økte gjeldsutgifter i form av renter var avgjørende for ROBEK-innmelding i to av tre kommuner.

Sammenhengen mellom gjeldsnivå og risiko for ROBEK-oppføring er at kommuner som har høyere gjeldsgrad er mer eksponert for renteendringer enn kommuner som ikke har så høy gjeld. I praksis vil det si at renteøkning kan forventes å gi utslag i flere kommuner i ROBEK, og at en rentereduksjon bidrar til det motsatte. Renteksponeringen kan imidlertid sikres gjennom eksempelvis binding av renten. Et annet alternativ er at kommunene har likvide midler som gir renteinntekter. Hvis kommunens likvide rentebærende midler innebærer at renteinntekten ved økt rente motsvarer renteutgiften ved økt rente kan man si at kommunen er fullt ut sikret mot renterisikoen.

Det er normalt å benytte netto lånegjeld som mål på gjeldsnivået i kommunen. Netto lånegjeld er definert av Statistisk sentralbyrå som kommunens langsiktige gjeld fratrukket totale utlån (videreformidling av lån), ubrukte lånemidler og lån til selvkost. Svakheten ved variabelen er at den ikke ivaretar at kommuner kan ha sikret seg mot renteendringer. Statistisk sentralbyrå beregner imidlertid ut netto renteksponering på kommunenivå. Variabelen fanger opp kommunenes renteksponerte gjeld som er igjen etter at rentekompensasjon og rentebærende likviditet er trukket fra. Basert på at renteksponert gjeld er treffende for å fange opp kommunenes reelle renterisiko, er det gode argumenter for å anvende denne istedenfor netto lånegjeld.

For å gjøre variabelen sammenliknbar på tvers av kommuner kan man anvende netto renteksponert gjeld som andel av brutto driftsinntekter. Med en renteksponering på 60 prosent er

det grunn til å tro at en renteoppgang på ett prosentpoeng gir en kostnad lik 0,6 prosent av driftsinntektene. Slik sett kan variabelen indikere kommunenes sårbarhet for renteendringer.

Sett i sammenheng med at både utviklingen i styringsrenten og oppføringer i ROBEK reduseres fra 2010 til 2019 er det en god indikasjon på at det er en sammenheng. Høy netto renteeksponert gjeldsgrad i en kommune kan være et uttrykk for at kommunen har hatt stor befolkningsvekst, ved at kommunen må investere i nye barnehager og skoler og lignende. Det kan også være at kommunen opplever en demografisk endring ved at relativt mange barn fødes eller en eldrebølge med tilhørende behov for å investere i utdannings- eller pleie- og omsorgsfasiliteter. Vi tar hensyn til slike forhold gjennom variabelen frie inntekter korrigert for beregnet utgiftsbehov (omtalt nærmere i delkapittel 4.5).

På dette grunnlag har jeg formulert følgende hypotese:

H4: Økt renteeksponering i år t , målt ved høyere netto renteeksponert gjeld som andel av brutto driftsinntekter, øker sannsynligheten for ROBEK-oppføring i år $t+1$

4.5 Økonomisk handlingsrom

Norske kommuner har ulike økonomiske forutsetninger. Noen kommuner er relativt sett rike, siden de mottar store vannkraft- og skatteinntekter og kan utnytte stordriftsfordeler, mens andre er fattige med bakgrunn i at de mottar mindre skatteinntekter og har store ufrivillige kostnadsulemper. Basert på at lav økonomisk handlefrihet gir et mindre mulighetsrom for å gjøre feilvurderinger og i større grad krever god langsiktig planlegging er det grunn til å tro at kommunes økonomiske forutsetninger kan være en årsak til at kommuner blir oppført i ROBEK.

Ifølge Borge et al. (2017) er korrigerte frie inntekter det mest vanlige inntektsbegrepet for å fange opp kommunenes økonomiske handlingsrom. De frie inntektene inkluderer både rammetilskudd og skatteinntekter. Basert på denne størrelsen beregnes det i Prop. 1 S (2020-2021) frie inntekter korrigert for beregnet utgiftsbehov. Tallene og beregningsgrunnlaget dokumenteres i Grønt hefte. Ifølge Borge et al. (2017) er korrigeringen basert på kostnadsnøkkelen i inntektssystemet, og tar hensyn til forskjeller i antall innbyggere, alderssammensetning, stordriftsfordeler, reiseavstander og sosiale faktorer. Variabelen representerer en indeks hvor landsgjennomsnittet (per innbygger) settes lik 100 hvert år. I tillegg er det lagt

til eiendomsskatt og konsesjonskraftsinntekter. Variabelen er dermed sammenlignbar på tvers av kommuner.

På dette grunnlag har jeg formulert følgende hypotese:

H5: Lavere økonomisk handlefrihet i år t , målt ved frie inntekter korrigeret for beregnet utgiftsbehov, øker sannsynligheten for ROBEK-oppføring i år $t+1$

4.6 Samlet vurdering av forklaringsvariablene

Som en innledning til gjennomgang av hvordan dataene er strukturert, presenterer jeg deskriptiv statistikk om forklaringsvariablene i Tabell 4.1. Jeg inkluderer gjennomsnitt, minimum, maksimum, standardavvik og antall observasjoner (N) for forklaringsvariablene i datasettet. Tabellen viser at befolkningsendring fra et år til et annet og renteksponeering kan ta negative verdier. Partifragmenteringen er målt ved HHI og kan ta verdier mellom 0 og 1. Arbeidsledigheten kan minimum være 0 og maksimum observert arbeidsledighet er på 7,7 prosent av arbeidsstyrken i datasettet. Frie korrigerete inntekter representerer en indeks hvor landsgjennomsnittet (per innbygger) i utgangspunktet settes lik 100 hvert år. I tillegg er det lagt til eiendomsskatt og konsesjonskraftsinntekter som gjør at gjennomsnittet utgjør 111,3, og maksimum er 333,2. Det høye maksimumstallet representerer kommunen Bykle som er en rik kraftkommune. Det er verdt å merke seg at renteksponeering har betydelig færre observasjoner enn de fire andre forklaringsvariablene. Dette skyldes at SSB ikke har beregnet renteksponeert gjeld før 2011. Årsaken til øvrige variasjoner i antall observasjoner mellom forklaringsvariablene er manglende verdier i dataene som er hentet inn.

Tabell 4.1 Deskriptiv statistikk for forklaringsvariablene i år t

	Gj.snitt	Minimum	Maksimum	Standard-avvik	N
Partifragmentering	0,28	0,14	1,00	0,10	2 287
Befolkningsendring	0,4	-5,8	7,6	1,3	2 257
Arbeidsledighet	1,8	0,0	7,7	0,9	2 282
Renteksponeering	38,0	-139,0	-139,4	33,6	1 610
Frie korr. inntekter	111,3	89,7	333,2	25,9	2 281

5 Strukturering av data

I dette kapittelet presenterer jeg strukturen på dataene jeg benytter til de økonometriske beregningene. For å sikre at dataene utnyttes best mulig er dataene strukturert som et paneldatasett, hvor hver observasjon i datasettet omfatter unike kombinasjoner av kommune og år.

I prinsippet kunne regresjonsmodellen vært anvendt på data helt siden ROBEK ble innført i 2001. Basert på at mye kan ha endret seg og at flere av variablene ikke er tilgjengelige så langt tilbake har jeg valgt å avgrense oppgaven til å forklare ROBEK-oppføringer i perioden fra 2010 til 2019. Grunnlaget for analysen kunne også omfattet året 2020. Den 1. januar 2020 slo 119 kommuner seg sammen til 49 kommuner. I forbindelse med sammenslåingsprosessen ble det gjort flere grensejusteringer, det ble gitt tilskudd til sammenslåingskommuner, kommunene har fått flere oppgaver og det har vært endringer i det kommunale inntektssystemet. Et tilleggsargument for å se bort fra 2020 er covid-19. Sluttrapporten fra arbeidsgruppen (2021), som ble nedsatt for å vurdere økonomiske konsekvenser for kommunesektoren av covid-19, konkluderte med at kommunenes kostnader i form av netto merutgifter og inntektsbortfall utgjorde om lag 10 milliarder kroner i 2020. Alle disse endringene har potensial til å skape støy inn i analysen, og jeg har derfor bevisst valgt å holde 2020 utenfor.

For å forenkle arbeidet omfattes ikke kommuner som har inngått i kommunesammenslåinger i løpet av perioden. Som et utgangspunkt består derfor datasettet av observasjoner for 414 kommuner i 10 år, som tilsvarer 4 140 observasjoner.

Kommuner som har blitt oppført på ROBEK i perioden fra 2010 til 2019 er med i analysen uansett. Eksempelvis ble Halden kommune oppført i ROBEK i 2001 og gikk ut av registeret i 2002. Kommunen ble oppført i igjen i 2012 og var der til 2019. Halden kommune inngår i analysen. Et annet eksempel er Lesja kommune som ble oppført i 2015 og avmeldt av listen i 2016. Lesja kommune inngår i analysen.

Datasettet omfatter ikke kommuner som ble oppført i ROBEK i perioden fra 2001-2009 og samtidig ikke har blitt oppført i perioden fra 2010-2019. Et konkret eksempel er Ullensaker kommune som var oppført i ROBEK fra 2003 til 2005, men som ikke har vært oppført etterpå. Begrunnelsen for dette valget er at disse kommunene har vært oppført i registeret og har gjort en omstilling for å komme ut av registeret – og vi vet at det har fungert! Slik sett er det gode

argumenter for at disse kommunene er bedre rustet for å unngå ROBEK enn gjennomsnittet av norske kommuner. Disse «suksessfulle» kommunene vil kunne introdusere en skjevhet i datamaterialet.

Datasettet omfatter heller ikke data for årene etter oppføring for kommuner som ble oppført på ROBEK i perioden fra 2010 til 2019. Det vil for eksempel si at datasettet ikke omfatter observasjoner for Halden kommune for perioden fra 2013 til 2019, og observasjonene for Lesja kommune fra 2016 til 2019. Argumentet for denne justeringen er at man ikke kan forklare hva som kjennetegner kommuner før de ble oppført med data fra kommuner som er på ROBEK, eller nylig har vært der. Alle årene før ROBEK-oppføringen er naturligvis tatt med i analysegrunnlaget.

Basert på disse innsnevringene består det endelige datasettet som inngår i analysen av 2 287 observasjoner. Det reelle antall observasjoner er lavere når det er manglende datapunkter i datagrunnlaget.

For å forstå analysens oppbygning er det nyttig å ha en god forståelse rundt hvordan datasettet er strukturert. Tabell 5.1 illustrerer hvordan datasettet er bygd opp. Det grunnleggende grepet for å gjøre datasettet til et paneldatasett er at observasjonene utgjør alle unike kombinasjoner av kommuner og år. Som vi ser fra tabellen inkluderer illustrasjonen to kommuner, kommune A og kommune C. Kommune A ble oppført i ROBEK i 2012. Det innebærer at observasjoner for denne kommunen fra 2010 til og med 2012 (året kommunen ble oppført) er med i datagrunnlaget. Kommune B ble oppført i ROBEK i perioden 2001-2009, og har ikke vært oppført i perioden 2010-2019. Data for kommune B inkluderes derfor ikke i datasettet. Kommune C har aldri vært oppført i ROBEK, det er derfor inkludert data for årene fra 2010-2019.

ROBEK-dummyen, som kan ha verdien 0 eller 1, angir året ROBEK-oppføringen skjedde. Det er denne verdien jeg forsøker å forklare variasjoner i ved å gjennomføre logit-regresjonen i tråd med modellspesifikasjonen. Det vil si at jeg forsøker å forklare variasjoner i ROBEK-dummyen i år $t+1$ basert på observasjoner for år t .

$X_{i,t}$ angir forklaringsvariabel i i år t . Det vil si at $X_{i,t}$, for den første raden i eksempeltabellen refererer til forklaringsvariabel i for kommune A i 2009.

Tabell 5.1 *Illustrasjon av hvordan datasettet i analysen er bygd opp*

Kommune	År (t+1)	ROBEK-dummy	$X_{i,t}$
A	2010	0	
A	2011	0	
A	2012	1	
C	2010	0	
C	...	0	
C	2019	0	

6 Estimeringsresultater

I dette kapittelet presenterer jeg resultater fra de økonometriske beregningene. Først viser jeg estimeringsresultatene. Dernest diskuterer jeg interaksjon mellom forklaringsvariablene og tester av modellene. Til slutt redegjør jeg for valg av modell.

6.1 Estimeringsresultater

Tabell 6.1 viser estimeringsresultatene for alle modellversjoner, totalt fire stykker, der alle forklaringsvariablene er statistisk signifikante. Det er ingen av modellversjonene med fire og fem forklaringsvariabler som tilfredsstillte dette kravet. Jeg har også valgt å ikke vise modeller med én forklaringsvariabel i denne oversikten. Alle estimeringsresultater er dokumentert i vedlegg 2.

Tabell 6.1 *Estimert odds-ratio (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år t+1, estimeringsår 2010-2019**

	Modell 2G	Modell 2I	Modell 3H	Modell 3I
Konstantledd	0,02 (0,007)**	0,02 (0,001)**	0,03 (0,003)**	0,02 (0,079)
Partifragmentering t				
Befolkningsendring t	0,96 (0,016)*		0,82 (0,004)**	0,75 (0,018)*
Arbeidsledighet t		1,55 (0,000)**	1,53 (0,000)**	
Renteeksponering t				1,03 (0,000)**
Frie korr. inntekter t	0,98 (0,002)**	0,98 (0,002)**	0,98 (0,001)**	0,96 (0,039)*
R²-justert	0,176	0,176	0,185	0,154
Observasjoner	2 278	2 278	2 251	1 607

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillte 5 prosent-nivå (0,05).

Basert på disse resultatene virker modell 3H å være den mest treffsikre modellen for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$. Begrunnelsen er at p-verdiene for befolkningsendring, arbeidsledighet og frie korrigerede inntekter (alle i år t) er lavere enn 0,01. Det vil si at for alle de estimerte koeffisientene er det én prosent sannsynlighet eller lavere for at de kun fanger opp tilfeldigheter. Til sammenligning kan vi kun forkaste nullhypotesen med én prosent sannsynlighet for renteeksponering i modell 3I. De øvrige to forklaringsvariablene har p-verdier lik 5 prosent (0,05). Selv om modell 3H ser ut til å være den mest treffsikre modellen kan modell 3H komme dårligere ut enn modell 3I i relevante tester. Jeg har derfor valgt å ta med meg både modell 3H og 3I i den videre vurderingen.

R^2 -justert, som tar verdier mellom 0 og 1, angir hvor stor andel av variasjonen i det som skal forklares som fanges opp av forklaringsvariablene. Slik sett uttrykker R^2 -justert modellens forklaringskraft. Det har blitt rettet kritikk mot R^2 -justert fordi størrelsen uansett øker når man legger til flere forklaringsvariabler (Tjønndal, 2018). Jeg er derfor varsom med å legge vekt på R^2 -justert i valg av endelig modellversjon. Uansett er R^2 -justert høyere for modell 3H (lik 0,185) enn for modell 3I (lik 0,154). Siden disse to modellene inkluderer like mange forklaringsvariabler er det et argument for at modell 3H er bedre enn modell 3I.

Et annet interessant overordnet funn er at alle forklaringsvariablene utenom partifragmentering er statistisk signifikante i minst to av de fire modellversjonene. Frie korrigerede inntekter inngår i alle modellversjoner. De estimerte koeffisientene er relativt stabile. Eksempelvis er de estimerte koeffisientene for frie korrigerede inntekter lik 0,98 i tre modellversjoner og 0,96 i én modellversjon.

Det er også verdt å merke seg at arbeidsledigheten i år t og renteeksponering i år t fungerer dårlig sammen. I modell 4E, se vedlegg v2.4, som inkluderer befolkningsendring, arbeidsledighet, renteeksponering og frie korrigerede inntekter (alle i år t) er alle variablene utenom arbeidsledighet statistisk signifikante. Fjernes renteeksponering fra modell 4E blir arbeidsledighet signifikant (modell 3H), og fjernes arbeidsledighet fra modell 4E er alle forklaringsvariablene signifikante (modell 3I). Det er nærliggende å tenke at korrelasjonen mellom renteeksponering og arbeidsledighet er høy, men som vi kommer tilbake til i delkapittel 6.3 er korrelasjonen lik 0,14.

De estimerte koeffisientene β_0, \dots, β_5 representerer en oddsrate. Dersom koeffisienten er over 1 representerer koeffisienten en prosentvis økning i oddsrate, og er koeffisienten under 1

representerer koeffisienten en prosentvis reduksjon i oddsraten. Basert på følgende formel kan de estimerte koeffisientene (oddsrate) gis en tolkning:

$$\text{Formel 7} \quad (\beta_i - 1) \times 100$$

Der i representerer forklaringsvariabel fra 1 til 5. Tabell 6.2 gir en tolkning av de estimerte koeffisientene.

Tabell 6.2 Tolkning av de estimerte koeffisientene

Modell	Forklaringsvariabel, t	Tolkning: En kommunes odds for å bli oppført på ROBEK i år t+1 ...
2I	Arbeidsledighet	... øker med 55 prosent hvis arbeidsledigheten øker med ett prosentpoeng i år t.
2I	Frie korr. inntekter	... reduseres med 2 prosent hvis frie korrigerede inntekter øker med én prosent av landsgjennomsnittet i år t.
2J	Renteeksponering	... øker med 3 prosent hvis renteeksponert gjeld øker med én prosent av brutto driftsinntekter i år t.
2J	Frie korr. inntekter	... reduseres med 2 prosent hvis frie korrigerede inntekter øker med én prosent av landsgjennomsnittet i år t.
3H	Befolkningsendring	... reduseres med 18 prosent hvis befolkningen øker med én prosent fra år t-1 til år t.
3H	Arbeidsledighet	... øker med 53 prosent hvis arbeidsledigheten øker med ett prosentpoeng i år t.
3H	Frie korr. inntekter	... reduseres med 2 prosent hvis frie korrigerede inntekter øker med én prosent av landsgjennomsnittet i år t.
3I	Befolkningsendring	... reduseres med 25 prosent hvis befolkningen øker med én prosent fra år t-1 til år t.
3I	Renteeksponering	... øker med 3 prosent hvis renteeksponert gjeld øker med én prosent av brutto driftsinntekter i år t.
3I	Frie korr. inntekter	... reduseres med 4 prosent hvis frie korrigerede inntekter øker med én prosent av landsgjennomsnittet i år t.

Siden sammenhengen mellom sannsynligheten (p) og oddsraten ($p/1-p$) er positiv virker også de estimerte koeffisientene å bekrefte hypotesene H2 til H5 presentert i kapittel 4. Resultatene

taler for at sannsynligheten for at en kommune blir oppført i ROBEK øker med økt arbeidsledighet og renteeksponert gjeld. Videre viser resultatene at sannsynligheten for å bli oppført i ROBEK reduseres av vekst i innbyggertall og frie korrigerede inntekter.

Vi har ikke grunnlag for å bekrefte hypotesen om at fragmentering mellom partier i år t øker sannsynligheten for ROBEK-oppføring i år t (hypotese 1). Mulige forklaringer på hvorfor vi ikke kan forkaste nullhypotesen om at det ikke er sammenheng mellom politisk partifragmentering og sannsynligheten for å bli inkludert i ROBEK-listen, er at den reelle politiske fragmenteringen like gjerne kan handle om fragmentering internt i partier (Haraldsen, 2018) eller at det er en fragmentert styringsmodell (Lalim, 2016).

6.2 Statistiske interaksjoner

I vurdering av resultatene er det viktig å være åpne for at modell 3H og 3I kan forbedres. Vi kan stå overfor en situasjon der den estimerte koeffisienten for én forklaringsvariabel varierer med verdiene på en annen forklaringsvariabel. Dette fenomenet kan naturligvis også gjelde for mer enn én forklaringsvariabel. Dersom det er tilfelle kalles det statistisk interaksjon.

For estimeringsresultatene vil statistisk interaksjon innebære at den identifiserte koeffisienten for en forklaringsvariabel (for eksempel befolkningsutvikling) på det vi forsøker å forklare (om kommunen er på ROBEK eller ikke) varierer med verdiene på en annen forklaringsvariabel (for eksempel frie korrigerede inntekter).

Ifølge Tjønndal (2018) er det vanlig å studere statistisk interaksjon mellom to uavhengige variabler ved å inkludere produktet av de to forklaringsvariablene² som et eget ledd i regresjonslikningen. Testen på om det er statistiske interaksjoner er at de estimerte koeffisientene for interaksjonsvariablene er statistisk signifikante.

I spørsmålet om hvilke interaksjonsvariabler som skal testes er det naturlig å ta utgangspunkt i Heldal (2006). Heldal (2006) påpeker at det er vanlig å kreve at dersom en interaksjon mellom to variabler skal være med i modellen må begge variabler også være med i modellen. Ved å ta utgangspunkt i modell 3H og 3I kan vi lage tre interaksjonsvariabler for hver av modellene, se Tabell 6.3. Det er verdt å merke seg at interaksjonsvariabel 2 er lik for modell 3H og modell 3I.

² I det videre omtaler vi produktet av to forklaringsvariabler som interaksjonsvariabel.

Tabell 6.3 Relevante interaksjonsvariabler i år t

Interaksjonsvariabel	Modell 3H	Modell 3I
1	Interaksjon mellom befolkningsendringer og arbeidsledighet	Interaksjon mellom befolkningsendringer og renteeksponering
2	Interaksjon mellom befolkningsendringer og frie korrigerte inntekter	Interaksjon mellom befolkningsendringer og frie korrigerte inntekter
3	Interaksjon mellom arbeidsledighet og frie korrigerte inntekter	Interaksjon mellom renteeksponering og frie korrigerte inntekter

I vedlegg 3 dokumenteres estimerte koeffisienter for modell 3H og modell 3I med interaksjonsleddene (hver for seg). Resultatet av modellkjøringene er at ingen av de estimerte koeffisientene for integrasjonsvariablene har en p-verdi på 0,05 eller lavere. Interaksjonsleddene er altså ikke statistisk signifikante, og det er naturlig å se bort fra interaksjonsleddene i fortsettelsen.

6.3 Relevante tester

I prosessen med å estimere foretrukket modell er det viktig at man har et bevisst forhold til de statistiske utfordringene som kan gi grunnlag for skjevheter i estimeringsresultatene. Som blant annet påpekt av Clark (2005) kan det finnes gode forklaringsvariabler som det ikke finnes data for. Det er også en risiko for at det finnes data for gode forklaringsvariabler som ikke er tatt med i regresjonsmodellen. Utelatte-variabler-skjevhet (*omitted variable bias*) er et rimelig standard problem for observasjonelle studier. Det er ikke mulig å teste for utelatte variable, men det står sentralt at man har gjort det som trengs for å identifisere alle forklaringsvariabler og er klar over at utelatte variabler kan være en svakhet ved analysen.

Et konkret eksempel på en mulig utelatt variabel i analysen er i hvilken grad kommunene har en fragmentert styringsmodell, med faste komiteer eller utvalg. Lalim (2016) fant at denne variabelen øker sannsynligheten for å bli registrert i ROBEK. Siden jeg ikke har hatt tilgang til data fra NIBRs organisasjonsdatabase har jeg ikke hatt mulighet til å teste denne variabelen, som kunne gjort modell 3H og 3I enda mer treffsikre.

Et annet potensielt problem er hvis det forekommer multikollinearitet mellom forklaringsvariablene. Perfekt multikollinearitet betyr at det er en perfekt lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene. Men også med høy kollinearitet vil en økonometrisk modell produsere feilestimater for de estimerte koeffisientene. Jeg har derfor undersøkt om det er høy grad av kollinearitet mellom verdiene på forklaringsvariablene. Det gjør jeg med en standard Pearsons r – som er et mål på den lineære korrelasjonen mellom to variabler. Pearsons r tar verdier mellom 1 (perfekt korrelasjon) og -1 (perfekt omvendt korrelasjon).

Tabell 6.4 viser korrelasjonsmatrisen mellom de fem forklaringsvariablene som inngår i analysen. Den høyeste korrelasjonen målt i absoluttverdi er $|0,34|$ og gjelder korrelasjonen mellom renteeksponering og frie korrigerede inntekter. Basert på at det er så lave korrelasjoner kan man med sikkerhet si at jeg ikke står overfor et multikorrelasjonsproblem. Dette er betryggende siden befolkningsendring og arbeidsledighet påvirker kommunenes skatteinngang, som inngår som en del av frie korrigerede inntekter.

Tabell 6.4 Korrelasjonsmatrise for forklaringsvariablene i år t

	Partifragmentering	Befolkningsendring	Arbeidsledighet	Renteeksp.	Frie korrigerede inntekter
Partifragmentering	1,00				
Befolkningsendring	-0,24	1,00			
Arbeidsledighet	-0,06	0,14	1,00		
Renteeksponering	-0,13	0,09	0,14	1,00	
Frie korr. inntekter	0,32	-0,21	-0,05	-0,34	1,00

Ved logistiske regresjonsmodeller er det vanlig å gjennomføre en Hosmer-Lemenshow test (HLT). Testen skal fange opp hvor godt modellen som estimeres passer til dataene (goodness of fit). Måten det gjøres på er at man sammenligner underutvalg i datagrunnlaget (normalt 10 undergrupper) og sjekker at det ikke er signifikante forskjeller mellom underutvalgene.³ Ifølge Tjønndal (2018) ser man etter om det er signifikante forskjeller mellom ulike undergrupper i datasettet, noe det ikke bør være. Det vil si at modellversjonene 3H og 3I har bestått HLT hvis

³ Syntaks i Stata: `estat gof, table group (10)`.

Prob > chi 2 er større enn 0,05 (p-verdi). Hvis Prob > chi 2 er lik 0,05 eller lavere er testen ikke bestått.

Tabell 6.5 viser resultatene av testen for de fire modellene. Som vi ser består både modell 3H og 3I Hosmer-Lemeshow testen.

Tabell 6.5 *Hosmer-Lemeshow test (HLT) med 10 undergrupper*

	Modell 3H	Modell 3I
P-verdi for modellen som helhet	0,000	0,000
Prob > Chi2	0,995	0,811
Bestått test (hvis Prob > Chi2 større enn 0,05)	Ja	Ja

I logistiske regresjonsmodeller er det også normalt å sjekke for diskriminering. I dette tilfelle vil det si at forklaringsvariabel i år t ikke varierer over det vi ønsker å forklare (oppføring i ROBEK i år $t+1$). Alle forklaringsvariablene som anvendes utenom årsummy-variablene er kontinuerlige variabler, og hvilket år kommunene er oppført i ROBEK varierer. Diskriminering er dermed ikke et problem.

6.4 Valg av foretrukken modell

Utgangspunktet fra de initiale estimeringsresultatene er at modell 3H var den mest treffsikre modellen for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$. Den nest mest treffsikre modellen var modell 3I.

Årsaken til at modell 3H er marginalt mer treffsikker enn modell 3I kan skyldes datagrunnlaget. Vi har som nevnt ikke hatt tilgang til data for renteeksponering for årene 2009 og 2010. Implikasjonen er at modell 3I ikke kan benyttes til å forklare ROBEK-oppføringer i 2010 og 2011. Det er derfor mulig at modell 3I ville vært mer treffsikker hvis den også ble estimert for 2010 og 2011.

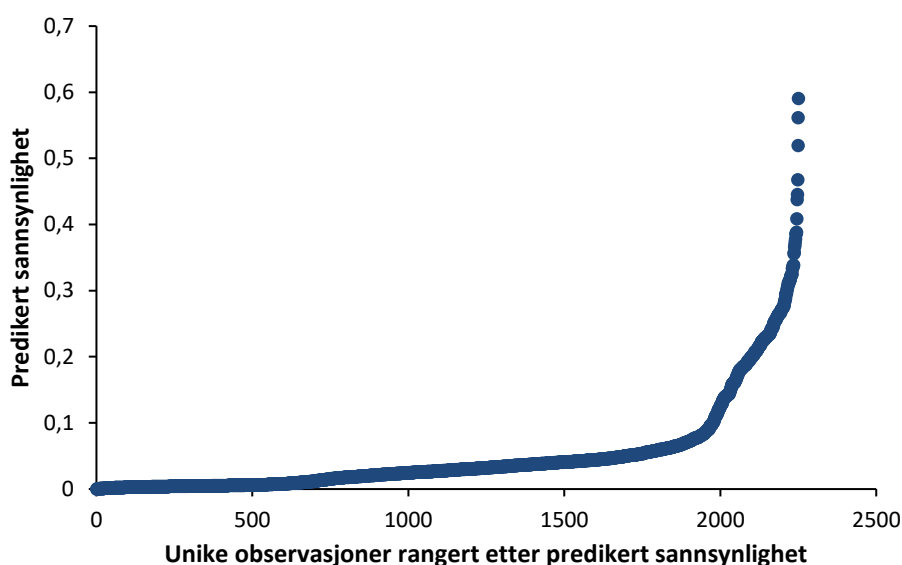
Styringsrenten falt betydelig fra 2011 til 2016 og rentenivået har vært lavt i hele perioden fra 2010 til 2019. Slik sett har kommunene i liten grad opplevd negative rentesjokk i perioden fra 2010 til 2019. Det er et argument for at forklaringsvariablen renteeksponering kan være enda mer fremtredende og modell 3I kan være mer treffsikker dersom modellen estimeres for en periode med økende rentenivå.

Både modell 3H og 3I har ingen signifikante interaksjonsledd og består test for multi-kollinearitet og Hosmer-Lemeshow testen. Slik sett gir ikke testresultatene et grunnlag for å si at modell 3H er bedre enn 3I, eller motsatt.

Basert på at modell 3H er marginalt mer treffsikker enn modell 3I har jeg valgt å legge de estimerte koeffisientene i modell 3H til grunn for prediksjonene i kapittel 7. Basert på at modell 3I er estimert for to færre årganger enn 3H og at renta har sunket/vært lav i perioden er det imidlertid viktig å påpeke at jeg ikke har faglig grunnlag for å konkludere med at modell 3H er bedre enn modell 3I.

7 Prediksjon og validering

Basert på modell 3H, med befolkningsendring, arbeidsledighet og frie korrigerede inntekter som forklaringsvariabler for år t , er det mulig å predikere sannsynligheten for oppføring i ROBEK i år $t+1$. Figur 7.1 viser predikert sannsynlighet for oppføring i ROBEK i år t for alle unike kombinasjoner av kommuner og år som inngår i estimeringsgrunnlaget. Som vi ser fra figuren er den predikerte sannsynligheten under 0,1 for om lag 88 prosent av observasjonene. Den predikerte sannsynligheten utgjør maksimalt 0,6.



Figur 7.1 Predikert sannsynlighet for å havne på ROBEK i år $t+1$, basert på modell 3H og data i år t ($N=2\ 251$)

I løpet av perioden fra 2010 til 2019 ble det gjennomført 118 oppføringer i ROBEK. Det finnes fullstendige data som vi kan predikere utfallet av for 115 av disse 118 kommunene. Idéen er at man kan bruke prediksjonsmodellen som et instrument til å identifisere sårbare kommuner. Hvis modellen er god nok kan den anvendes til å identifisere kommuner med høy sannsynlighet for å bli oppført i ROBEK. Dernest kan man sette inn målrettede tiltak som varsling og oppfølging (eksempelvis i form av veiledning) mot disse kommunene.

For å kunne målrette innsats mot de kommunene som er sårbare er det verdifullt å definere en regel for hva den predikerte sannsynligheten minst må være før man setter inn målrettede virkemidler. Regelen kan defineres av typen: *Det settes inn målrettede virkemidler hvis den predikerte sannsynligheten (\hat{p}) \geq terskelverdien (T).* Terskelverdien representerer en nedre

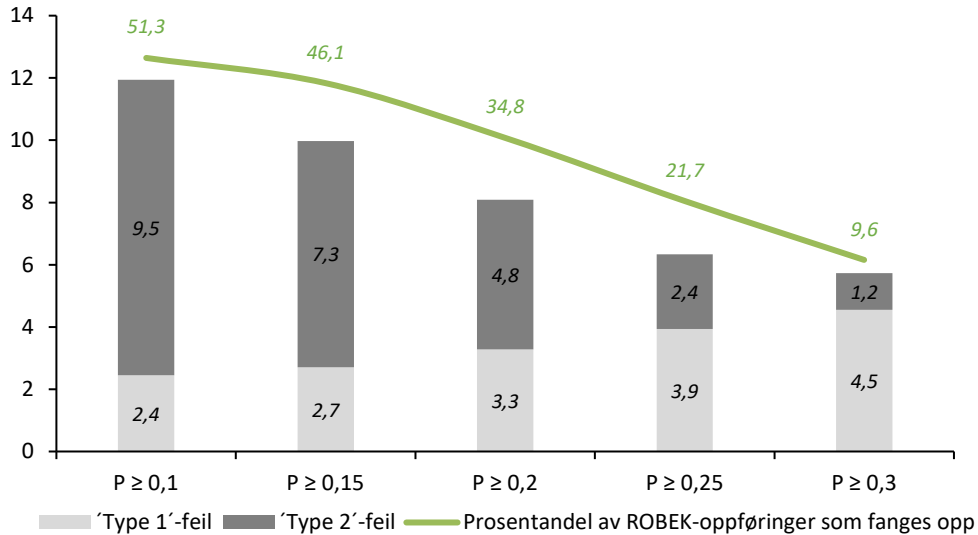
grense for predikerte sannsynligheter som utløser målrettede virkemidler mot kommunen. Ut fra datasettet har jeg valgt å definere følgende terskelverdier: 0,10, 0,15, 0,20, 0,25 og 0,30.

Det er interessant å undersøke hvor mange og hvor stor andel av de 115 kommunene som har en predikert sannsynlighet som er større eller lik de fem terskelverdiene. Som vi ser fra tabell 7.1 vil man identifisere 51,3 prosent av ROBEK-oppføringene i år t ved å sette en terskelsannsynlighet større eller lik 0,1 i år t . Omfanget av identifiserte kommuner som blir oppført på ROBEK reduseres med økende terskelverdi.

Tabell 7.1 *Antall og andel av 115 ROBEK-oppføringer som har en predikert sannsynlighet større eller lik p*

Sannsynlighet for å komme på ROBEK i år t	Antall ROBEK-kommuner som ble oppført i år $t+1$ og som tilfredsstillt kravene	Andel av ROBEK-kommuner som ble oppført i år $t+1$ og som tilfredsstillt kravene, i prosent
$p \geq 0,10$	59	51,3
$p \geq 0,15$	53	46,1
$p \geq 0,20$	40	34,8
$p \geq 0,25$	25	21,7
$p \geq 0,30$	11	9,6

I denne diskusjonen av å fastsette en terskelverdi og om en slik tilnærming gir merverdi er det viktig at man har et bevisst forhold til 'type 1'- og 'type 2'-feil. 'Type 1'-feil vil i denne sammenhengen si at det er en sannsynlighet for at man ikke identifiserer kommuner som blir oppført i ROBEK (kommuner man burde identifisert), mens 'type 2'-feil vil si at man identifiserer kommuner som ikke blir oppført på ROBEK (som man ikke burde identifisert). Figur 7.2 viser at omfanget av 'type 1'-feil øker med en høyere terskelverdi og at 'type 2'-feil reduseres med høyere terskelverdi. 'Type 1'- og 'type 2'-feilene er målt som prosentandelen av totalt antall observasjoner i datasettet. Omfanget av 'type 1'- og 'type 2'-feil er like store hvis terskelverdien settes mellom $p \geq 0,20$ og $p \geq 0,25$. Summen av 'type 1'- og 'type 2'-feil reduseres når terskelverdien økes. Figuren viser at andelen av ROBEK-kommunene som fanges opp reduseres hvis terskelverdien økes.



Figur 7.2 Omfanget av 'type 1'- og 'type 2'-feil for ulike valg av terskelverdi, målt som prosentandel av observasjoner i datasettet ($N=2\ 251$)

I beslutningen om å fastsette en terskelverdi for å identifisere ROBEK-kommuner året før de blir oppført (varslingssystem) står man overfor en avveining. Settes terskelverdien lavt (eksempelvis $p \geq 0,10$) identifiserer man en betydelig andel av kommuner som blir oppført i ROBEK i år t (over 50 prosent) og minimerer 'type 1'-feil, samtidig som omfanget av 'type 2'-feil er høyt. Settes terskelverdien høyt (eksempelvis $p \geq 0,3$) minimeres summen av 'type 2'-feil, mens omfanget av kommuner ROBEK som oppføres i år t som identifiseres er betydelig lavere.

Heldal (2007, s. 45) påpeker at når målet med estimeringen av en logistisk regresjonsmodell er prediksjon er det viktig å validere prediksjonen. Heldal (2007, s. 45) begrunner dette med følgende: *Å sammenligne de estimerte sannsynlighetene med de samme data som vi har brukt til å estimere sannsynlighetene med, slik vi gjør ved testing av modellens tilpassing, vil gi et for godt bilde av modellens prediksjonsevne.* Heldal (2007, s. 45) konkluderer med at valideringen bør derfor skje mot andre data.

Den enkleste metoden for å validere er at dataene som legger grunnlaget for estimeringen deles i to utvalg (Pripp, 2010). Deretter estimeres modellen for det ene utvalget (utvalg 1), og så benyttes de estimerte sannsynlighetene til å predikere utfall i det andre utvalget (utvalg 2). Modellens prediksjonsevne er god dersom modellen som er estimert basert på utvalg 1 representerer en treffsikker prediksjon for det ubrukte utvalget (utvalg 2).

Basert på at jeg har estimert modellen på alle data har jeg ikke hatt mulighet til å validere prediksjonene. Et alternativ kunne vært at jeg estimerte modellen for én avgrenset periode (eksempelvis fra 2010 til 2015) og validere modellen i perioden som ikke inngikk i estimeringen (eksempelvis fra 2016-2019). Manglende validering er et argument for at mine prediksjoner kan gi et for godt bilde av modellens prediksjonsevne. Sett i sammenheng med at prediksjonen i beste fall fanger opp halvparten av ROBEK-oppføringene og det betydelige omfanget av 'type 1'-feil og 'type 2'-feil virker det som prediksjonsmodellen jeg har kommet frem til har en lav prediksjonsevne.

8 Politiske implikasjoner av resultatene

Selv om prediksjonene basert på estimeringsresultatene til foretrukken modell sannsynligvis ikke er gode nok for å fange opp fremtidens ROBEK-oppføringer med tilstrekkelig treffsikkerhet mener jeg allikevel at idéen om å etablere et varslingsystem er god. Et varslingsystem i form av en rangering av landets kommuner i år t etter hvor sårbare de er for ROBEK-oppføring i år $t+1$, kan i seg selv være en kostnadseffektiv måte å bevisstgjøre kommunene på. En risiko ved å introdusere et slik system er at det ikke fanger opp kommuner som er sårbare (‘type 1’-feil) og derigjennom blir en sovepute. En annen risiko er at varslingsystemet fanger opp kommuner som er sårbare (‘type 2’-feil) og utløser unødvendig stress og innsats – selv om det ikke er behov for det. Slik sett vil varslingsystemets verdi bli avgjort av hvor treffsikkert prediksjonene er.

Uavhengig om man ønsker å gå veien med å forsøke å lage en enda mer treffsikker prediksjonsmodell taler mine funn for at staten kan gjøre grep for å redusere antall ROBEK-kommuner.

8.1 Er det nødvendig at kommunene eksponeres for skatterisiko?

Det første jeg har lyst til å gjøre et poeng ut av er at analysen taler for at arbeidsledigheten i kommunen påvirker sannsynligheten for å havne på ROBEK. Økt arbeidsledighet i en kommune bidrar både til lavere skatteinntekter og at presset på de sosiale tjenestene som kommunene har ansvaret for øker. For kommuner som i utgangspunktet har lave inntekter eller har forpliktet seg til å bruke mye av det økonomiske handlingsrommet kan et slikt sjokk utløse oppføring på ROBEK.

Basert på 2018-data påpeker KS (2019) at gjennomsnittlig skatteinntekt (som består av inntektsskatt, formuesskatt og naturressursskatt) per innbygger i den enkelte kommune varierer fra 82 700 kroner til 19 200 kroner, og målt som prosent av landsgjennomsnittet er det en variasjon fra 269 prosent til 63 prosent. For å kompensere for inntektsvariasjonene er det etablert en inntektsutjevningsordning som delvis utjevner skatteinntektene mellom kommuner (KMD, 2021A). Som et utgangspunkt utjevnes 60 prosent av differansen mellom kommunens skatteinntekter og gjennomsnittlig skatteinntekt i landet. Den symmetriske utjevningen suppleres av tilleggskompensasjon til kommunene som har skatteinntekter under 90 prosent av landsgjennomsnittet. Tilleggskompensasjonen utgjør 35 prosent av differansen mellom kommunens skatteinntekter og 90 prosent av landsgjennomsnittet. Ifølge Idsø & Åretun (2003) virker inntektsutjevningen stabiliserende på kommunens inntekter, men er ikke alltid nøytral

og gir fattige kommuner svake incitamentener til næringsutvikling. Det er også verdt å nevne at inntektsutjevningen ikke er fullstendig. Eksempelvis inkluderes ikke eiendomsskatt og konsesjonskraftinntekter.

Basert på forståelsen av dagens inntektsutjevning er én implikasjon av mine funn at en høyere grad av inntektsutjevning i inntektssystemet generelt vil redusere sannsynligheten for at kommuner blir oppført på ROBEK. Et ytterpunkt er at staten tar hele skatteinntektsrisikoen. Utover at en slik endring sannsynligvis reduserer risikoen for at kommuner møter negative skattesjokk og blir oppført på ROBEK kan endringen øke kommunesektorens samlede forutsetninger for å produsere gode og likeverdige velferdstjenester. Det kan også argumenteres for at en slik tilpasning jevnt over vil gjøre det lettere for kommunene å tilfredsstille lovpålagte krav, herav oppfyllelsen av generalistkommuneprinsippet.

Et annet argument for en slik tilpasning er at staten ved å ta hele skatterisikoen kan utjevne deler av risikoen som kommunene står overfor. For eksempel vil flytting av en hjørnesteinsbedrift og skattebetalere fra kommune A til kommune B være veldig negativt for kommune A og veldig positivt for kommune B. Denne usystematiske skatterisikoen vil imidlertid bli utlignet og være irrelevant hvis staten tar hele skatterisikoen. Det er imidlertid usikkert hvor stor del av skatterisikoen som kan sies å representere usystematisk risiko.

Det finnes også argumenter mot høyere utjevning av kommunenes skatteinntekter. Hvis vi legger til grunn at skatteutjevningen gjøres provenynøytral vil økt utjevning redusere kommunenes incitamentener til å få til vekst og næringsutvikling. Siden grunnlaget for fastsettelsen av rammetilskuddet er et innbyggertilskudd, som innebærer at kommunene får et likt tilskudd per innbygger, er det ikke slik at incitamentene blir helt borte. Utover reduserte incitamentener kan det også argumenteres for at økt skatteutjevning bidrar til å redusere kommunenes mulighet til å skille seg fra hverandre – og at konkurransen om å være vertskommune for nye bedrifter og nye innbyggere reduseres. Mindre konkurranse mellom kommunene kan innebære at det legges mindre vekt på innovasjon og utvikling for å utvikle bedre og mer kostnadseffektive tjenester.

8.2 Bør befolkningsnedgang kompenseres for?

Mine resultater taler også for at risikoen for å bli oppført i ROBEK øker hvis kommunen opplever befolkningsnedgang. Nedgang i innbyggertall innebærer behov for nedskalering av tjenestetilbudet i kommunen. Det kan i seg selv være utfordrende å få til. For å eksemplifisere dette kan vi se for oss at fem familier med syv barn i grunnskolealder (én i hvert klassetrinn)

flytter ut av kommunen. Det kan være utfordrende å nedskalere i grunnskoletilbudet og redusere kostnadene uten at det går ut over kvaliteten på undervisningen til de andre barna. Situasjonen blir spesielt utfordrende fordi befolkningsnedgangen reduserer kommunens rammetilskudd, og kan utløse nedgang i skatteinntekter.

Veksttilskuddet, som inngår i rammetilskuddet, er en kompensasjon til kommuner som opplever særlig høy befolkningsvekst. Ifølge Prop. 1 S (2020-2021) er tilskuddet begrunnet i at kommuner med høy befolkningsvekst kan ha vansker med å tilpasse tjenestetilbudet til en voksende befolkning. Det kan være utfordrende å finansiere de nødvendige investeringene uten at det virker inn på tjenestetilbudet. Det utløsende kriteriet for å kvalifisere for veksttilskudd er at den årlige veksten i innbyggertallet må utgjøre 1,4 prosent eller mer de siste tre årene og skatteinntekten kan ikke overstige 140 prosent av landsgjennomsnittet (per innbygger) de siste tre årene. I kommuneopplegget for 2021 (KMD, 2020) ble veksttilskuddet foreslått å utgjøre 62 252 kroner per innbygger.

Mine funn taler for at det også kan være utfordrende å skalere ned tilbudet, uten at det går ut over tjenestekvaliteten til gjenværende innbyggere. Det er ikke åpenbart at det er mer utfordrende for kommunenes økonomi at innbyggertallet øker enn at det reduseres. Slik sett kan man argumentere for at det innføres et nedgangstilskudd. En mulig innretning er å la nedgangstilskuddet virke på samme måte som veksttilskuddet, en annen er å la kommunen beholde tilskuddet de ville fått for de som har flyttet ut i tre år. Ved å gi kommunene litt tid til å omstille seg taler mine funn for at færre kommuner blir oppført på ROBEK. Et slikt tilskudd vil også gi kommuner med befolkningsnedgang tid til å finne gode omstillingstiltak, slik at nedskaleringen har minst mulig innvirkning på tjenestetilbudet til gjenværende innbyggere. Utover at et slikt tiltak vil koste er et argument mot en slik innretning at demografiske utviklingstrekk og flyttemønstre i stor grad kan forutses. Et annet er at kommunene bør ha en buffer for å dekke merutgifter i slike situasjoner.

8.3 Er det behov for mer utjevning av inntekter og utgifter?

Jeg finner også statistisk bevis for at kommuner med lavt økonomisk handlingsrom (målt som frie korrigerede inntekter per innbygger inkludert eiendomsskatt og konsesjonskraftsinntekter) har en høyere sannsynlighet for å havne på ROBEK enn kommuner med høyt økonomisk handlingsrom. Den åpenbare forklaringen er at et lavt økonomisk handlingsrom stiller strenge krav til kommunens økonomistyring og -planlegging. Alt annet likt er kommunen med lavt

økonomisk handlingsrom mer sårbar for uheldige sjokk og hendelser enn en kommune med større økonomisk handlingsrom.

Implikasjonen av et slikt funn er at jeg har funnet et argument for større grad av utjevning av inntekter og utgifter på tvers av kommuner. Basert på diskusjonene rundt inntektsutjevning over er de øvrige argumentene for en høyere utjevning mer likeverdige tjenester på tvers av kommunegrenser. Kostnadene er som nevnt mindre incitamenter til næringsutvikling og reduserte muligheter til å konkurrere om å være en attraktiv kommune. Sistnevnte kan ha implikasjoner for kommunens incitamenter til innovasjon og utvikling av tjenestetilbudet.

Utgiftsutjevningen i kommunenes inntektssystem bygger på et beregnet utgiftsbehov. Basert på at bakgrunnen for dagens utgiftsutjevning er basert på en lang rekke statistiske analyser som det er krevende for meg å etterprøve og forstå kan jeg ikke påstå at utgiftsutjevningen ikke er fullstendig dekkende. Jeg har derfor valgt å ikke problematisere utgiftsutjevningen ytterligere.

Det er imidlertid verdt å nevne at mange kommuner har betydelige kraftinntekter som ikke utjevnes. Eksempelvis kan en kommune ha inntekter fra konsesjonskraft, konsesjonsavgifter, utbytte, eiendomsskatt på kraftverk og naturressursskatt. Naturressursskatt er den eneste kraftinntektsskilden som utjevnes mellom kommuner. Selv om inntektene varierer fra år til år er det grunn til å tro at en større grad av utjevning av disse inntektene ville bidratt til mer likeverdige tjenester på tvers av kommuner. Barrieren for en slik omfordeling ligger i kommunenes eierskap i kraftverk, eieendomsskattelova, vassdragsreguleringsloven og industrikonsesjonsloven – som vanskelig kan gjøres noe med.

9 Konklusjon og videre forskning

Med utgangspunkt i estimering av alle mulige kombinasjoner av de fem forklaringsvariablene kommer jeg frem til at modellen med befolkningsendring, arbeidsledighet og frie korrigerede inntekter er den mest treffsikre modellen. Basert på den foretrukne modellen finner jeg statistisk støtte for følgende hypoteser:

- **Hypotese 2:** Nedgang i kommunenes folketall øker sannsynligheten for å bli oppført i ROBEK. En sannsynlig økonomisk mekanisme for dette er at nedgang i folketall utløser behov for nedskalering av kommunenes tjenestetilbud samtidig som kommunene får lavere rammeoverføringer.
- **Hypotese 3:** Økt arbeidsledighet i kommunen øker sannsynligheten for å bli oppført i ROBEK. Forklaringen kan være at økt arbeidsledighet reduserer skatteinntekten og legger press på de kommunale tjenestene.
- **Hypotese 5:** Reduksjon i kommunenes handlingsrom øker sannsynligheten for å bli oppført i ROBEK. En sannsynlig forklaring kan være at lavere økonomisk handlingsrom setter press på kommunens økonomi og gjør det vanskeligere å oppnå balanse mellom inntekter og utgifter.

Basert på den foretrukne modellen er det mulig å predikere sannsynligheten for oppføring i ROBEK. Sett i sammenheng med at prediksjonen i beste fall fanger opp halvparten av ROBEK-oppføringene og at det er betydelige omfang av 'type 1'-feil og 'type 2'-feil, virker det som at prediksjonsmodellen har for lav prediksjonsevne. Til tross for disse svakhetene har min studie bidratt til mer kunnskap om hvilke kommuner som er sårbare for ROBEK-oppføring. En mulighet for videre forskning er å undersøke nærmere om forklaringsvariabler i år $t-1$, $t-2$ osv. gir en mer treffsikker prediksjonsmodell. En annen mulighet for styrking av modellens prediksjonsevne, er å finne andre forklaringsvariabler som kan ha relevans for sannsynligheten for å inkluderes i ROBEK-listen.

Mine funn taler for at staten har virkemidler for å redusere omfanget av kommuner som blir oppført på ROBEK. Staten kan ta en større del av skatterisikoen som kommunene står overfor i dag, kompensere for nedgang i innbyggertall og utjevne kraftinntekter på tvers av kommuner.

I min studie har jeg valgt å teste kommunenes økonomiske handlefrihet ved å anvende frie inntekter korrigeret for beregnet utgiftsbehov. Fordelen ved denne variabelen er at den fanger

opp alle identifiserte forhold som påvirker kommunens utgifter, slik som befolknings-sammensetning, stordriftsfordeler, reiseavstander og omfanget av grupper eller kjennetegn som antas å påvirke kommunenes utgifter. Ved å inkludere denne variabelen fanger vi derfor opp en lang rekke forhold som kan forklare ROBEK-oppføringer. En svakhet med denne tilnærmingen er hvordan beregningen av utgiftsbehovet kan ha blitt gjenstand for korrigeringer i løpet av perioden jeg studerer.

Perioden fra 2010 til 2019 representerer en periode med stort sett fallende og lav rente. Lavere rente er positivt for kommuneøkonomien. Hva som skjer med kommunenes evne til å opprettholde en bærekraftig økonomisk situasjon når de påføres negative sjokk som økt rente har derfor ikke vært mulig å studere med dette datasettet. En potensiell utvidelse av studien er derfor å estimere modell 3I, som inkluderer renteeksponering, i en periode med stigende rente.

I oppsettet av modellen har jeg valgt å kontrollere for årsfaste-effekter, men ikke kommunefaste-effekter. Argumentet for å ikke kontrollere for kommunefaste-effekter er at de estimerte koeffisientene av en modell på endringsform er vanskeligere å tolke og anvende. Selv om jeg mener dette valget er rimelig, tror jeg det kunne være interessant å undersøke en modell med kommunefaste-effekter.

Personlig synes jeg avveiningen mellom å sikre likt kommunalt tilbud til norske innbyggere og lokalt selvstyre i form av muligheter for å tilpasse tilbudet til egen befolknings interesser og preferanser og lokal kunnskap om privat næringsliv, geografi, infrastruktur og kultur, er svært interessant. Vi har allerede et system der staten kontrollerer mye av kommunenes handlingsrom. Å havne på ROBEK-listen innskrenker det kommunale selvstyret enda mer. Samtidig er det trist for innbyggere i kommuner med ikke-bærekraftig økonomi hvis konsekvensene er langt dårligere utdannings-, infrastruktur- eller pleie- og omsorgstjenester enn hva øvrige innbyggere i Norge mottar. Det finnes ingen fasit på hvordan vi skal organisere de ulike nivåene av forvaltningen i Norge, men et skritt i riktig retning vil være å forstå enda bedre hva som forårsaker sviktende økonomisk styring i kommunene for slik å kunne sette inn tiltak for å unngå at staten må ta mer styring over kommunene. Jeg håper denne masteroppgaven er et bidrag i den retning.

Referanseliste

Alsberg O. (2019, 12. desember): *Nordlandskommune med radikalt skattegrep: kutter kraftig i formuesskatten*. E24.

Angrist, J. D. & Pischke J. (2009). *Most Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.

Arbeidsgruppe (2021). *Sluttrapport for 2020 fra arbeidsgruppen som skal kartlegge økonomiske konsekvenser av covid-19-situasjonen for kommunesektoren*. Mars 2021. Kommunal- og moderniseringsdepartementet.

Bjelland C., Bruvoll A., Hveem E., Aalen P. & Erraia J. (2019). *Gevinstrealisering ved kommunesammenslåing* (Menon-publikasjon nr. 94/2019), Menon Economics.

Blåka S., Tjerbo T. & Zeiner H. (2012). *Kommunal organisering 2012 - Redegjørelse for Kommunal- og regionaldepartementets organisasjonsdatabase* (NIBR-rapport 2012:21), Norsk institutt for by- og regionsforskning.

Borgan Ø. (2016). *Modellvalg ved multippel regresjon – notat STK2120*. URL (nedlastet 13. Juni 2021): <https://www.uio.no/studier/emner/matnat/math/nedlagte-emner/STK2120/v16/modellvalg.pdf>

Borge L., Brandtzæg B. A., Flatval V. S., Kråkenes T., Rattsø J., Røtnes R., Sørensen R. J. & Vinsand G. (2017). *Nullpunktsmåling: Hovedrapport* (SØF-rapport nr. 01/17). Senter for Økonomisk Forskning AS.

Borge, L. & Rattsø J. (1997). *Local government grants and income tax revenue: Redistributive politics in Norway*. Public Choice 1997. Volum 92. s. 181-197.

Brander A. (2019). *Nytt oljeprisfall vil bremse veksten i norsk økonomi*. Fagbloggen Bankplassen den 2. Mai 2019. URL (nedlastet 13. Juni 2021): <https://bankplassen.norges-bank.no/2019/05/02/nytt-oljeprisfall-vil-bremse-veksten-i-norsk-okonomi/>

Brodeur A., Cook N. & Heyes A. (2020). *Methods Matter: p-Hacking and Publication Bias in Causal Analysis in Economics*. American Economic Review 110 (11): 3634–40.

Carlos S., Hendry D. F. & Johansen S. (2008). *Automatic selection of indicators in a fully saturated regression*. Computational Statistics volume 23: 317–335.

Clark K. A. (2005): *The Phantom Menace: Omitted Variable Bias in Econometric Research*. Sage journals volume: 22 issue: 4, page(s): 341-352.

Econ Analyse (2005). *Finansielle ubalanser i kommunene* (Econ-rapport 2005-027). Econ Analyse.

Econ Analyse (2006). *Kommuner som har gått ut av ROBEK-lista* (Econ-rapport 2006-015). Econ Analyse.

Econ Pöyry (2010). *Hvorfor er kommuner i Vesterålen oppført i ROBEK?* (Econ Pöyry R-2010-078). Econ Pöyry.

Fylkesmannen i Nordland (2015). *I ROBEKs forgård – Erfaringer fra Nordland*. URL (nedlastet 13. Juni 2021): https://www.vista-analyse.no/site/assets/files/5664/robek191014_4.pdf

Haraldsvik M, Hopland A. O. & Nyhus O. L. (2018). *ROBEK – kort vei inn, lang vei ut: Hvorfor forblir noen lenge i registeret og hva gjøres for å komme seg ut?* (SØF-rapport nr. 03/18). Senter for Økonomisk Forskning AS.

Head M. L., Holman L., Lanfear R., Kahn A. T. & Jennions M. D. (2015). *The Extent and Consequences of P-Hacking in Science*. PLOS Biology 13 (3): 1–15.

Heldal J. (2006). *Logistisk regresjon – kurskompendium i byråskolens kurs SM507* (SSB-rapport 2006/54). Statistisk sentralbyrå.

Hendry D. F. & Krolzig M. (2003): *The Properties of Automatic Gets Modelling*. The Economic Journal, Volume 115, Issue 502, March 2005, Pages C32–C61.

Idsø J. & Årethun T. (2003). *Kommunale inntektsutjevningssystem*. Samfunnsøkonomen Nr.3, 2013, 127. årg. Samfunnsøkonomene.

Jansen E. & Kolsrud D. (2008). *Makromodellering av kommunesektorens økonomiske tilpasning* (SSB-rapport 2008/7). Statistisk sentralbyrå.

KMD (2020). *Rapport fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi*. November 2020. Kommunal- og moderniseringsdepartementet.

- KMD (2021A). *Om inntektssystemet*. URL (nedlastet 13. Juni 2021):
<https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/inntektssystemet-for-kommuner-og-fylkeskommuner/id2353961/>
- KMD (2021B). *Finansieringen av kommunesektoren*. URL (nedlastet 13. Juni 2021):
<https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/finansiering-av-kommunesektoren/finansiering-av-sektoren-samlet-herunder/id552048/>
- KS (2019). *Kommunenes skatteinntekter – hva består de av?* URL (nedlastet 13. Juni 2021):
<https://www.ks.no/fagomrader/okonomi/skatteinntekter/kommunenes-skatteinntekter--hva-bestar-de-av/>
- Lalim I. B. (2016). *Politiske kjennetegn ved ROBEK-kommuner*. Mastergradsavhandling i samfunnsvitenskap 2016. Høgskolen i Sørøst-Norge.
- Langørgeren A., Løkken S. & Aaberge R. (2013). *Kommunens økonomiske atferd 1972-2009* (SSB-rapport 2013/21). Statistisk sentralbyrå.
- Langørgeren A., Løkken S. & Aaberge R. (2015). *Kommunens bundne kostnader 2011-2013: Estimer fra modellen KOMMODE* (SSB-notat 2015/43). Statistisk sentralbyrå.
- Monkerud L. C., Indset M., Stokstad S. & Klausen J. E. (2012). *Kommunal organisering 2016 - Redegjørelse for Kommunal- og regionaldepartementets organisasjonsdatabase* (NIBR-rapport 2016:20), Norsk institutt for by- og regionsforskning.
- NOU 2005: 18 (2005). *Fordeling, forenkling og forbedring – Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner*. Kommunal- og regionaldepartementet.
- Pedersen S. (2008). *Kommunenes økonomiske atferd 2001-2007* (SSB-notat 2008/60). Statistisk sentralbyrå.
- Pripp A. H. (2010). *Et kritisk blikk på regresjonsmodeller*. Tidsskrift for Den norske legeforening nr. 5, 2011, 131.
- Prop. 1 S (2020-2021). *Grønt hefte – Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner*. Kommunal- og moderniseringsdepartementet. URL (nedlastet 13. Juni 2021):
<https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/gront-hefte/id547024/>

Rhoades S. A. (1993). *The Herfindahl-Hirschman Index*. Federal Reserve Bulletin side 188, 1993, 79.

Statsforvalter i Trøndelag (2020). *Krav til økonomiforvaltningen*. URL (nedlastet 13. juni 2021): <https://www.statsforvalteren.no/nb/Trondelag/Om-oss/Hvem-er-vi-og-hvem-er-vi-til-for/kommunal-og-justis/krav-til-okonomiforvaltningen/>

Thoresen M. (2017). *Logistisk regresjon – anvendt og anvendelig*. 16. oktober 2017. Tidsskrift for Den norske legeforening nr. 19, 2017.

Tjønndal A. (2018). *Statistisk analyse i Stata*. 1. utgave 2018. Cappelen Damm Akademisk.

Vasisht. *Logit and Probit Analysis*. URL (nedlastet 13. juni 2021): <http://apps.iasri.res.in/ebook/EBADAT/6-Other%20Useful%20Techniques/5-Logit%20and%20Probit%20Analysis%20Lecture.pdf>

Vedlegg 1 – Dokumentasjon

V1.1 Kilder for datagrunnlaget anvendt i analysen

For å sikre etterprøvbarehet har jeg valgt å dokumentere den konkrete kilden for dataene som er anvendt i den mikroøkonometriske modellen (se tabell under).

Tabell VI.1 Kilde for datagrunnlaget anvendt i analysen

Variabel	Kilde
ROBEK-dummy	Kommunal- og moderniseringsdepartementet, URL (nedlastet 13. juni 2021): https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/kommuneokonomi/robek-2/id449305/
Politisk fragmentering	Statistisk sentralbyrå, Tabellnummer 04813 i Statistikkbanken
Befolkningsendring	Statistisk sentralbyrå, Tabellnummer 07459 i Statistikkbanken
Arbeidsledighet	Statistisk sentralbyrå, Tabellnummer 10540 i Statistikkbanken
Renteeksponering	Statistisk sentralbyrå, egen bestilling
Frie korrigerede inntekter	Kommunal- og moderniseringsdepartementet, egen bestilling

V1.2 STATA-syntaks anvendt for de fire mest treffsikre modellene

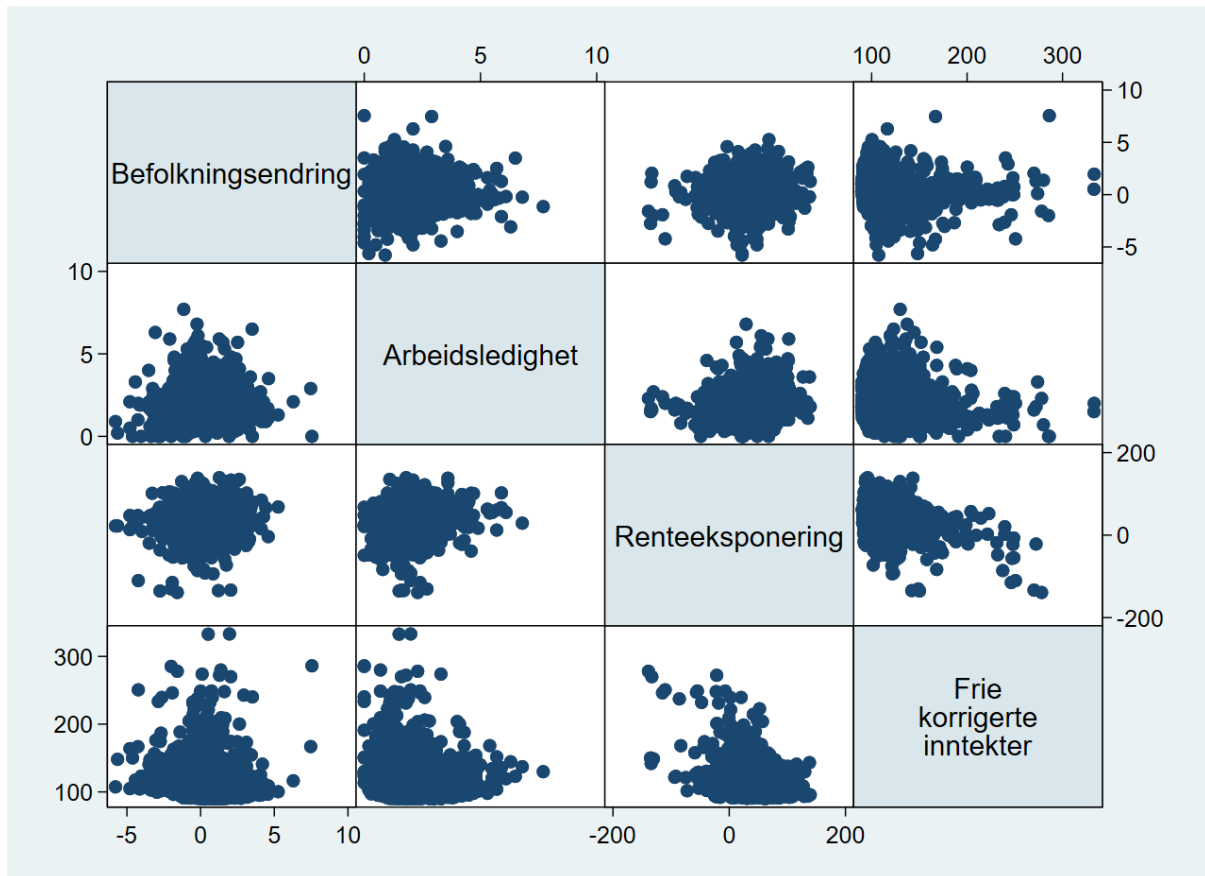
For å sikre etterprøvbarehet har jeg valgt å dokumentere STATA-syntaksen som er anvendt for å estimere de fire mest treffsikre modellene (se tabell under).

Tabell VI.2 STATA-syntax for de mest treffsikre modellene

Modell	Syntax
2I	logistic d_robek d_2010 d_2011 d_2012 d_2013 d_2014 d_2015 d_2016 d_2017 d_2018 LED_t1 IT_t1, vce(cluster id)
2J	logistic d_robek d_2010 d_2011 d_2012 d_2013 d_2014 d_2015 d_2016 d_2017 d_2018 Gelt_t1 IT_t1, vce(cluster id)
3H	logistic d_robek d_2010 d_2011 d_2012 d_2013 d_2014 d_2015 d_2016 d_2017 d_2018 bvekst_t1 LED_t1 IT_t1, vce(cluster id)
3I	logistic d_robek d_2010 d_2011 d_2012 d_2013 d_2014 d_2015 d_2016 d_2017 d_2018 bvekst_t1 Gelt_t1 IT_t1, vce(cluster id)

V1.3 Plottediagrammer mellom forklaringsvariablene

For å sikre etterprøvbarehet har jeg valgt å dokumentere plottediagrammer mellom de fem utvalgte forklaringsvariablene (se figur under).



Vedlegg 2 – Resultater for alle mulige modellversjoner

V2.1 Modeller med én forklaringsvariabel

Tabell V2.1 Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$ – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 1A	Modell 1B	Modell 1C	Modell 1D	Modell 1E
Konstantledd	0,01 (0,000)**	≈0,00 (0,000)**	≈0,00 (0,000)**	≈0,00 (0,000)**	0,03 (0,003)**
Partifragmentering t	0,12 (0,182)				
Befolkningsendring t		0,96 (0,032)*			
Arbeidsledighet t			1,50 (0,000)**		
Renteeksponering t				1,03 (0,000)**	
Frie korrigerte inntekter t					0,98 (0,001)**
R²-justert	0,146	0,152	0,163	0,135	0,157
Observasjoner	2 287	2 257	2 282	1 610	2 282

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).

V2.2 Modeller med to forklaringsvariabler

Tabell V2.2 Estimerte oddsratere (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$ – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 2A	Modell 2B	Modell 2C	Modell 2D	Modell 2E
Konstantledd	0,01 (0,000)**	≈0,00 (0,000)**	≈0,00 (0,000)**	0,04 (0,005)**	≈0,00 (0,000)**
Partifragmentering t	0,15 (0,207)	0,09 (0,083)	0,41 (0,700)	0,33 (0,491)	
Befolkningsendring t	0,96 (0,015)*				0,89 (0,068)
Arbeidsledighet t		1,55 (0,000)**			1,47 (0,000)**
Renteeksponering t			1,03 (0,000)**		
Frie korrigerte inntekter t				0,98 (0,005)**	
R²-justert	0,153	0,166	0,136	0,156	0,170
Observasjoner	2 256	2 281	1 610	2 281	2 253

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).

Tabell V2.3 Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$ – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 2F	Modell 2G	Modell 2H	Modell 2I	Modell 2J
Konstantledd	≈0,00 (0,000)**	0,02 (0,007)**	≈0,00 (0,000)**	0,02 (0,001)**	0,01 (0,011)*
Partifragmentering t					
Befolkningsendring t	0,85 (0,128)	0,96 (0,016)*			
Arbeidsledighet t			≈1,00 (0,999)	1,55 (0,000)**	
Renteeksponering t	1,03 (0,000)**		1,03 (0,000)**		1,03 (0,000)**
Frie korrigerte inntekter t		0,98 (0,002)**		0,98 (0,002)**	0,98 (0,094)
R²-justert	0,139	0,164	0,135	0,178	0,143
Observasjoner	1 609	2 255	1 607	2 278	1 607

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).

V2.3 Modeller med tre forklaringsvariabler

Tabell V2.4 Estimerte oddsratere (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$ – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 3A	Modell 3B	Modell 3C	Modell 3D	Modell 3E
Konstantledd	0,10 (0,000)**	≈0,00 (0,000)**	0,03 (0,010)**	≈0,00 (0,000)**	0,02 (0,001)**
Partifragmentering t	0,07 (0,062)	0,16 (0,468)	0,40 (0,547)	0,43 (0,716)	0,25 (0,288)
Befolkningsendring t	0,84 (0,012)*	0,82 (0,085)	0,96 (0,014)*		
Arbeidsledighet t	1,52 (0,000)**			1,01 (0,962)	1,58 (0,000)**
Renteeksponering t		1,03 (0,000)**		1,34 (0,000)**	
Frie korrigerte inntekter t			0,98 (0,004)**		0,98 (0,006)**
R²-justert	0,174	0,142	0,162	0,136	0,175
Observasjoner	2 252	1 609	2 254	1 610	2 277

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).

Tabell V2.5 Estimerte oddsratere (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$ – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 3F	Modell 3G	Modell 3H	Modell 3I	Modell 3J
Konstantledd	0,01 (0,011)*	0,00 (0,000)**	0,03 (0,003)**	0,02 (0,079)	0,01 (0,010)**
Partifragmentering t	1,74 (0,840)				
Befolkningsendring t		0,85 (0,117)	0,82 (0,004)**	0,75 (0,018)*	
Arbeidsledighet t		1,01 (0,942)	1,53 (0,000)**		1,01 (0,961)
Renteeksponering t	1,03 (0,000)**	1,03 (0,000)**		1,03 (0,000)**	1,03 (0,000)**
Frie korrigerede inntekter t	0,98 (0,125)		0,98 (0,001)**	0,96 (0,039)*	0,98 (0,099)
R²-justert	0,143	0,140	0,185	0,154	0,143
Observasjoner	1 607	1 606	2 251	1 607	1 604

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).

V2.4 Modeller med fire forklaringsvariabler

Tabell V2.6 Estimerte oddsratere (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$ – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 4A	Modell 4B	Modell 4C	Modell 4D	Modell 4E
Konstantledd	≈0,00 (0,000)**	0,03 (0,005)**	0,02 (0,079)	0,01 (0,011)*	0,02 (0,077)
Partifragmentering t	0,15 (0,474)	0,17 (0,205)	0,74 (0,916)	1,74 (0,841)	
Befolkningsendring t	0,81 (0,081)	0,79 (0,002)**	0,74 (0,020)*		0,74 (0,017)*
Arbeidsledighet t	1,04 (0,842)	1,55 (0,000)**		1,01 (0,981)	1,05 (0,815)
Renteeksponering t	1,03 (0,000)**		1,03 (0,000)**	1,03 (0,000)**	1,03 (0,000)**
Frie korrigerte inntekter t		0,98 (0,002)**	0,97 (0,062)	0,98 (0,128)	0,96 (0,041)*
R²-justert	0,142	0,186	0,154	0,143	0,154
Observasjoner	1 606	2 250	1 607	1 604	1 604

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).

V2.5 Modell med fem forklaringsvariabler

Tabell V2.7 Estimerte oddsrater (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$ – modeller med én forklaringsvariabel, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 5A
Konstantledd	0,03 (0,076)
Partifragmentering t	0,67 (0,892)
Befolkningsendring t	0,73 (0,020)*
Arbeidsledighet t	1,05 (0,804)
Renteeksposering t	1,03 (0,000)**
Frie korrigerede inntekter t	0,97 (0,063)
R²-justert	0,154
Observasjoner	1 604

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).

Vedlegg 3 – Dokumentasjon av interaksjonsledd

V3.1 Modell 3H med interaksjonsledd

Tabell V3.1 Estimert odds-ratio (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 3H (uten interaksjon)	Modell 3Hi (med interaksjon)	Modell 3Hii (med interaksjon)	Modell 3Hiii (med interaksjon)
Konstantledd	0,03 (0,003)**	0,03 (0,004)**	0,03 (0,003)**	0,01 (0,010)**
Partifragmentering t				
Befolkningsendring t	0,82 (0,004)**	0,79 (0,850)	0,73 (0,442)	0,81 (0,003)**
Arbeidsledighet t	1,53 (0,000)**	1,52 (0,000)**	1,53 (0,000)**	2,27 (0,162)
Renteeksponering t				
Frie korr. inntekter t	0,98 (0,001)**	0,98 (0,001)**	0,98 (0,001)**	0,99 (0,225)
Interaksjon mellom befolknings- endringer og arbeidsledighet t		0,92 (0,222)		
Interaksjon mellom befolknings- endringer og frie korr. inntekter t			≈1,00 (0,782)	
Interaksjon mellom arbeidsledighet og frie korr. inntekter t				≈1,00 (0,496)
R²-justert	0,185	0,186	0,185	0,186
Observasjoner	2 251	2 251	2 251	2 251

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).

V3.2 Modell 3I med interaksjonsledd

Tabell V3.2 Estimert odds-ratio (med p-verdi i parentes) for en logit-modell for å forklare ROBEK-oppføring i år $t+1$, estimeringsår 2010-2019*

	Modell 3I (uten interaksjon)	Modell 3Ii (med interaksjon)	Modell 3Iii (med interaksjon)	Modell 3Iiii (med interaksjon)
Konstantledd	0,02 (0,079)	0,02 (0,079)	0,03 (0,113)	0,04 (0,245)
Partifragmentering t				
Befolkningsendring t	0,75 (0,018)*	0,79 (0,194)	0,13 (0,033)*	0,75 (0,020)*
Arbeidsledighet t				
Renteeksponering t	1,03 (0,000)**	1,03 (0,000)**	1,03 (0,000)**	1,02 (0,475)
Frie korr. inntekter t	0,96 (0,039)*	0,96 (0,042)*	0,96 (0,032)*	0,96 (0,132)
Samspill mellom befolknings- endringer og renteeksponering t		≈1,00 (0,695)		
Samspill mellom befolknings- endringer og frie korr. inntekter t			1,02 (0,051)	
Samspill mellom renteeksponering og frie korr. inntekter t				≈1,00 (0,999)
R²-justert	0,154	0,154	0,154	0,154
Observasjoner	1 607	1 607	1 607	1 607

*Estimeringsresultatene omfatter også årsummyer for årene 2010-2018 (2019 er referanseår), som ikke er vist for å bevare lesbarheten. Hvis de estimerte koeffisientene innebærer at p-verdien er mindre eller lik én prosent (0,01) er de tilegnet to stjerner (**), og én stjerne (*) hvis p-verdien tilfredsstillende 5 prosent-nivå (0,05).