

# Effekten av tidlig barnehagegang på politiske preferanser

Eirik Fosnes

**Masteroppgave**

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

**Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

[Juni 2023]



UNIVERSITETET I BERGEN

## Forord

---

Jeg vil først og fremst rette en stor takk til min veileder, Julian Vedeler Johnsen, som har gitt god veiledning fra start til slutt. Julian har alltid hatt døren sin åpen for gode råd og diskusjoner, og har gjort gjennomføringen av oppgaven til en positiv opplevelse.

Jeg vil også benytte anledningen til å takke alle medstudenter som har bidratt til gode samtaler på lunsjrommet. De har bidratt til å motivere og berolige underveis i skrivingen, og skapt gode avbrekk fra arbeidet med oppgaven. Familie har òg vært viktige støttespillere i løpet av perioden.

Jeg ønsker også å takke SIKT og SSB for bidraget deres til datagrunnlaget i oppgaven. De har gjort data tilgjengelig, og vært behjelpelig på mail. Institusjonene er ikke ansvarlig for analyser og tolkninger i masteroppgaven.

---

Veileder:

**Julian Vedeler Johnsen**

**Eirik Fosnes**

---

Bergen, 1.juni 2023

## Sammendrag

I oppgaven undersøkes sammenhengen mellom tidlig start i barnehage og politiske preferanser, i lys av barnehagereformen fra 2002-2003. Analysen benytter kommunedata for barnehageandeler og folketall i perioden 1993-2007, og resultater fra skolevalg i perioden 2013-2021 som knyttes til gjeldende kull og kommuner. En lineær regresjonsmodell med faste effekter benyttes til å analysere effekten av barnehagegang på politiske preferanser. Videre gjennomføres flere robusthetstester.

Resultatene fra analysen indikerer at det er en korrelasjon mellom økt tidlig barnehagetilbud og politiske preferanser. Mellom 1992-2004 økte barnehageandelen i aldersgruppen 1-2 år i gjennomsnitt med 29,7 prosentpoeng i datagrunnlaget. Den estimerte effekten av denne økningen på Sosialistisk stemmeandel var en økning på 3,56 prosentpoeng, når Arbeiderpartiet (AP), Sosialistisk Venstreparti (SV) og Senterpartiet (SP) inkluderes. Estimert effekt på borgerlig stemmeandel var på -7,16 prosentpoeng, for partiene Høyre (H), Venstre (V) og Fremskrittspartiet (FrP). Økt barnehagetilbud henger sammen med en økt sosialistisk stemmeandel ved skolevalg, og en reduksjon i borgerlig stemmeandel.

Verktøyene som benyttes i databehandlingen og den økonomiske analysen er Stata og Excel.

Datagrunnlaget er hentet fra SIKT, og er behandlet i både Excel og Stata. Grovdataene fra Excel, datasettet som benyttes til analysen i Stata og Stata-kodene ligger i denne lenken:

<https://www.dropbox.com/sh/qsZ8xq86zq2eero/AAC9WnHvVjVGfrcgJpXlprZXa?dl=0>

# Innhold

<b>Forord</b> .....	ii
1 Innledning.....	1
2 Bakgrunn .....	3
2.1 Barnehageloven .....	3
2.2 Norsk politikk .....	4
2.3 Skolevalgets oppbygging.....	5
3 Tidligere forskning .....	7
3.1 Barnehage .....	7
3.2 Politiske preferanser og deltakelse .....	12
4 Metode.....	15
4.1 Lineær regresjonsmodell – OLS.....	15
4.2 «Two-way fixed effects» regresjon (TWFE) .....	17
4.3 Eventstudie .....	19
4.4 Standardfeil og vekting av observasjoner.....	21
5 Data og deskriptiv statistikk.....	23
5.1 Data og design .....	23
5.2 Databehandling.....	24
5.3 Deskriptiv statistikk.....	26
5.4 Begrensninger ved data.....	28
6 Analyse og resultater.....	30
6.1 «Two-way fixed effect»-regresjonsanalyse.....	31
6.2 TWFE og WLS .....	34
6.2.1 Robusthetstest for utvalg og vekting.....	35
6.3 Event-studie .....	38
7 Diskusjon.....	43
8 Konklusjon .....	47
9 Videre forskning.....	48
Bibliografi .....	49
Appendiks.....	53

## Liste med figurer:

Figur 1- Eventstudie tidslinje .....	19
Figur 2-Illustrasjon av felles trend antagelse (Grafisk). Linjediagrammet er ikke basert på datagrunnlaget .....	20
Figur 3- Antall kommuner med i analysen .....	26
Figur 4- Diagram m/ frekvens valgresultat i utvalg .....	27
Figur 5- Diagram for barnehageandeler .....	28
Figur 6-Hentet fra Andresen og Havnes (2019) .....	29
Figur 7-Eventstudie, sosialistisk- og barnehageandel (vektet).....	39
Figur 8-Eventstudie, borgerlig- og barnehageandel (vektet).....	40
Figur 9- Eventstudie, sosialistisk- og barnehageandel (m/SP) (vektet) .....	41
Figur 10- Eventstudie, borgerlig- og barnehageandel (m/Krf) (vektet) .....	41

## **Liste med tabeller:**

Tabell 1- Oversikt over omsorgstilbud hentet fra (Schjølberg, et al. 2008).....	11
Tabell 2-Format SIKT, skolevalgresultat .....	25
Tabell 3- Oppsett barnehageandel – Excel .....	25
Tabell 4- Blokkfordeling .....	25
Tabell 5-Tabell m/regresjonsresultat partier TWFE Kommuneobservasjonene er vektet med deres andel av de totale skolevalgstemmene.....	32
Tabell 6-Tabell m/TWFE-regresjonsresultat sosialistisk og borgerlig blokk Kommuneobservasjonene er vektet med deres andel av de totale skolevalgstemmene.....	33
Tabell 7-Sammenligning av WLS og TWFE (Sosialistisk blokk) Kommuneobservasjonene er vektet med deres andel av de totale skolevalgstemmene .....	34
Tabell 8-Sammenligning av WLS og TWFE (borgerlig blokk) Kommuneobservasjonene er vektet med deres andel av de totale skolevalgstemmene .....	35
Tabell 9-Regresjonsresultater m/forskjellig utvalg og modeller (AP og SV) .....	35
Tabell 10-Regresjonsresultater m/forskjellig utvalg og modeller (AP, SV og SP) .....	36
Tabell 11-Regresjonsresultater m/forskjellig utvalg og modeller (H, V og Frp) .....	36
Tabell 12-Regresjonsresultater m/forskjellig utvalg og modeller (H, V, FrP og KrF) .....	37
Tabell 13-Statistikk for befolkning i norske kommuner.....	38
Tabell 14-Valg av kull .....	53

# 1 Innledning

Barnehagegangen preger barns utvikling og utfall langt inn i voksenlivet. Flere studier finner at barnehagegang påvirker evner, utdanning, yrkesvalg og lønn (Campbell, et al. 2002, Heckman, Moon, et al. 2010, Havnes og Mogstad 2011). Men barnehagens påvirkningskraft kan også virke utover dette. Forskning viser at barnehagegang også kan forme barns sosiale utvikling og preferanser målt i barndommen (Greve 2009, Holmgren 2009, Cappelen, et al. 2020).

Barnehagereformen førte til en økning i antall barnehageplasser. Det ble gitt midler til utbygging av flere barnehager, og drift av disse. I tillegg ble det stilt krav til kommunene om å tilby nok plasser. Reformen åpnet også for likestilling av private og offentlige barnehager, som i prinsippet betydde økt driftstilskudd til de private barnehagene. Det førte til mer konkurranse mellom private og offentlige aktører (Korsvold 2023). Det ble også innført makspris for barn i fulltidsbarnehage. Det skulle bidra til at flere familier kunne benytte seg av barnehagetilbudet. I 2022 var dekningsgraden<sup>1</sup> i norske barnehager på 93,4% for barn i alderen 1-5 år (SSB 2023). Før barnehagereformen i 2002-2003 var tilsvarende dekningsgrad på 66% (Bjørkli 2018). Cappelen, et al. (2020) undersøkte effekten barnehagegang hadde på barns sosiale preferanser, og de fant at barnehagebarn var mer tilbøyelig til omfordeling enn barn som ikke gikk i barnehage. Det kan være interessant å undersøke om denne effekten kan bidra til å forklare politiske preferanser.

Med utgangspunkt i dette ønsker jeg i denne masteroppgaven å undersøke om tidlig barnehagegang også påvirker politiske preferanser målt i ungdomstiden. Dette er motivasjonen til problemstillingen denne oppgaven ønsker å belyse.

*«Kan tidlig barnehagestart påvirke barns politiske preferanser»*

Oppgaven vil fokusere på om en slik effekt finnes, ikke om dette er ønskelig. Dersom en slik effekt finnes, kan det påvirke det politiske insentivet til å øke barnehagedekningen.

Denne studien ønsker å undersøke hvorvidt økt barnehagetilbud har ført til en endring i barnas stemmegivning ved skolevalg. Skolevalgresultatene benyttes fordi det er mulig å dele inn resultatene med hensyn på årskull, slik at det er mulig å undersøke sammenhengen mellom barnehageandelen og stemmeandelen. Dataene er sammenstilt på kommunenivå, og inkluderer data for barnehageandeler (1-2 år) og stemmegivning fra skolevalg. Analysen vil

---

<sup>1</sup> Med dekningsgrad menes andelen av bosatte barn i kommunen som går i barnehage.

undersøke om det er en lignende sammenheng i Norge, som i «The Effect of Early-Childhood Education on Social Preferences» Cappelen et al. (2020). Til sammenligning antas det at de sosialistiske partiene i større grad fører en omfordelende<sup>2</sup> politikk enn de borgerlige.

Hypotesen antar dermed at en økning i barnehageandelen (1-2 år) vil føre til økt sosialistisk stemmegivning. Ved å bruke kommunale data for både skolevalg og barnehageandeler i en «Two-way fixed effects»-regresjonsanalyse (TWFE), gjør oppgaven et forsøk på å teste denne hypotesen. I Figur 6 vises barnehagedekningens utvikling i perioden 2000-2012. Ulempen med datagrunnlaget er at økningen mellom 2005-2010 ikke er inkludert, siden gjeldende kull ikke har avgitt stemme i skolevalg innen 2021.

Oppgaven er bygget opp som følger. Kapittel to tar for seg bakgrunnen til den norske barnehagen, og ser på hvilke formål de er lovfestet å styres etter. Kapitlet presenterer også kort det norske politiske systemet og skolevalgsoppbyggingen. Tidligere relevant forskning presenteres i kapittel tre. Kapittel fire tar for seg metoden som brukes i analysen, og presenterer modellene som benyttes. I kapittel fem presenteres data og deskriptiv statistikk. Det sjette kapitlet legger frem resultatene fra analysene, og kapittel syv diskuterer disse. Kapittel åtte konkluderer, i lys av problemstillingen. I kapittel ni foreslår jeg aktuelle fokusområder for videre forskning.

---

<sup>2</sup> Med omfordelende menes redistribusjon av skattemidler for å redusere forskjellene i samfunnet.



## 2 Bakgrunn

I første delkapittel vil jeg presentere relevant bakgrunnsinformasjon om den norske barnehagen. Barnehagene i Norge må følge et sett av formål, som er bestemt av norsk lov. Formålsparagrafen vil presenteres, samt hvorfor den er sentral for problemstillingen. I andre delkapittel går jeg kjapt gjennom det norske politiske systemet. Til slutt presenteres oppbyggingen av skolevalget, som er den ordningen jeg henter mine data på politiske preferanser fra.

### 2.1 Barnehageloven

Barnehageloven trådte i kraft i 2005, og lovfester barnehagenes oppbygging for både offentlige og private barnehager. Dette delkapittelet vil presentere formålsparagrafene i barnehageloven, og belyse hvorfor innholdet i paragrafen antyder at tidlig barnehagestart kan påvirke barns politiske preferanser.

Formålet ved barnehager er formulert i barnehageloven, med §1:

*§1. Formål:*

*«Barnehagen skal i samarbeid og forståelse med hjemmet ivareta barnas behov for omsorg og lek, og fremme læring og danning som grunnlag for allsidig utvikling. Barnehagen skal bygge på grunnleggende verdier i kristen og humanistisk arv og tradisjon, slik som respekt for menneskeverdet og naturen, på åndsfrihet, nestekjærlighet, tilgivelse, likeverd og solidaritet, verdier som kommer til uttrykk i ulike religioner og livssyn og som er forankret i menneskerettighetene.*

*Barna skal få utfolde skaperglede, undring og utforskertrang. De skal lære å ta vare på seg selv, hverandre og naturen. Barna skal utvikle grunnleggende kunnskaper og ferdigheter. De skal ha rett til medvirkning tilpasset alder og forutsetninger.*

*Barnehagen skal møte barna med tillit og respekt, og anerkjenne barndommens egenverdi. Den skal bidra til trivsel og glede i lek og læring, og være et utfordrende og trygt sted for fellesskap og vennskap. Barnehagen skal fremme demokrati og likestilling og motarbeide alle former for diskriminering» (Barnehageloven, §1, 2005)*

Formålsparagrafen lovfester at barnehagene må fremme utvikling innen læring og danning, noe som kan påvirke barns faglige og sosiale evner. Paragrafen lovfester også at barnehagene skal bygge på grunnleggende verdier fra kristen og humanistisk tradisjon, som innebærer respekt for menneskeverd og natur. De skal videre fremme nestekjærlighet, tilgivelse, likeverd

og solidaritet, som oppnås gjennom lek og læring. Dette kan skje gjennom deling av leker og opplevelser på tvers av kulturer og bakgrunn. Det kan argumenteres for at de ulike elementene som trekkes frem i formålsparagrafen kan bidra til å gjøre barn mer åpne til omfordeling.

Paragraf 1a. åpner for at vedtektene i private barnehager ikke må forankres i kristen og humanistisk arv og tradisjon. Samme paragraf åpner også for at barnehager eid eller drevet av menigheter i Den norske kirke kan fastsette egne bestemmelser om tros- og livssynsformål.

*§1a. Særlig formål:*

*«Eiere av private barnehager kan i vedtektene bestemme at verdiene i loven § 1 ikke skal forankres i den kristne og humanistiske arv og tradisjon.*

*Private barnehager og barnehager eiet eller drevet av menigheter innen Den norske kirke kan i vedtektene fastsette særlige bestemmelser om tros- eller livssynsformål.»* (Barnehageloven, §1a., 2005)

Paragraf 1a kan skape et skille mellom offentlige og private barnehager, og dermed bidra til en seleksjon. Påvirkningen fra private og offentlige barnehager kan derfor være forskjellig. Analysen i oppgaven skiller ikke mellom offentlige og private barnehager, men det kan være aktuelt å inkludere i videre forskning. Det at kristne verdier og tro nevnes spesifikt i formålsparagrafen, gjør at det er interessant å se på stemmeandel til KrF som et eget utfall. Resultatene i Tabell 5 indikerer ikke en økning i stemmeandelen til KrF, som følge av paragraf 1a.

I §1 står det også at barnehagen skal bidra til trivsel og glede gjennom lek og læring. Dette skal bidra til å skape et trygt fellesskap hvor barn kan knytte vennskap. Det er også lovfestet at barnehagene skal fremme demokrati og likestilling, samt slå ned på all form for diskriminering. Dette kan påvirke barns adferd og sosiale preferanser, noe som kan tenkes å påvirke politiske preferanser.

## 2.2 Norsk politikk

Det finnes en rekke politiske partier som folk kan velge mellom, basert på sine politiske preferanser. Partiene grupperes ofte inn i en høyre- og venstreside, hvor høyresiden defineres som borgerlig og venstresiden sosialistisk. Blant partiene på Stortinget er Rødt det partiet som plasseres ytterst på venstresiden. Tilsvarende plasseres Fremskrittspartiet ytterst på høyresiden. Partiene som plasseres på venstresiden er Rødt (R), Sosialistisk Venstreparti (SV) og Arbeiderpartiet (AP). Høyresiden består i hovedsak av Høyre (H) og Fremskrittspartiet

(FrP). Sentrumpartiene er Kristelig Folkeparti (KrF), Venstre (V) og Senterpartiet (SP). Miljøpartiet De Grønne (MDG) er et blokkuavhengig parti, og Pasientfokus jobber for bedre sykehusstilbud i Finnmark (Stortinget 2023). Venstresiden er i større grad omfordelende enn høyresiden. Omfordelingen skjer i form av økte skatter og avgifter, som brukes til å dekke utgiftene ved velferdsgoder. Høyresiden mener at private aktører kan levere mange av velferdstjenestene bedre enn staten (Stortinget 2023).

De politiske partiene som var registrert før valget i 2021, og som ikke fikk nok stemmer til å få representanter inn på stortinget var:

Alliansen, Demokratene i Norge, Det Liberale Folkepartiet, Folkeaksjonen Nei til mer bompenger, Helsepartiet, Industri- og Næringspartiet, Kystpartiet, Liberalistene, Norges Kommunistiske Parti, Partiet Sentrum, Partiet De Kristne, Pensjonistpartiet, Piratpartiet og Samfunnspartiet (Thorsen 2023)

Partiene som har stortingsrepresentanter i perioden 2021-2025 er:

Arbeiderpartiet, Fremskrittspartiet, Høyre, Senterpartiet, Kristelig Folkeparti, Sosialistisk Venstreparti, Venstre, Miljøpartiet De Grønne, Rødt og Pasientfokus (Thorsen 2023).

Partiene som inkluderes i denne oppgavens analyse er de store partiene, som er i eller har vært med i de siste koalisjonsregjeringene for høyre- og venstresiden. Derfor inkluderes ikke partiene R, MDG og Pasientfokus i utvalget. Rødt kunne vært interessant å inkludere i utvalget, siden det er det mest sosialistiske partiet innen norsk politikk. Jeg har imidlertid valgt å fokusere på de partiene som er eller nylig har vært i regjering, siden det er mest relevant for eventuelle politiske tiltak.

### 2.3 Skolevalgets oppbygging

Det politiske utfallet jeg skal se på er andelen stemmer på de ulike politiske partiene og politiske blokker ved skolevalg for perioden 2009-2021. Skolevalget gjennomføres samme år som kommune- og stortingsvalg, altså annethvert år. Det er en del av demokratiopplæringen i den videregående skolen. Elevene kan delta aktivt i politisk debatt, få kunnskap om de ulike partiene og selv delta i et valg (UDIR 2021).

Utdanningsdirektoratet (UDIR) har sammen med Sikt<sup>3</sup> ansvar for gjennomførelse av og datainnsamling fra skolevalg. UDIR anbefaler skolene å gjennomføre debatt og valgtorg

---

<sup>3</sup> Sikt er kunnskapssektorens tjenesteleverandør. «Sikt utvikler, anskaffer og leverer produkter og tjenester til utdanning og forskning.» (Sikt 2023).

samme dag, for å gi elevene en introduksjon av partiene og deres kjernesaker (UDIR 2021). Det er ungdomspartiene som stiller på debatt og valgtorg. Deres politiske kjernesaker kan fravike «moderpartiets»<sup>4</sup> kjernesaker.

Skolevalgets oppbygging kan føre til annerledes stemmegivning ved skolevalg enn ved stortings- og kommunevalg. Derfor er det viktig å tolke estimatene fra analysen med forsiktighet. Grunnen til at skolevalg er brukt i denne oppgaven, er fordi det er mulig å undersøke valgresultater isolert for de forskjellige kullene.<sup>5</sup> Valgresultat fra stortings- og kommunevalg presenteres ikke med aldersfordeling, og det vil derfor være vanskelig å estimere en isolert effekt av barnehagegangen på valgresultatet. Kullene som er av interesse vil også i stor grad være for unge til å ha deltatt i stortings- og kommunevalg.

---

<sup>4</sup> Med moderpartiet menes det politiske partiet ungdomspartiet er tilknyttet. Eks. AP og Arbeidernes Ungdomsfylking (AUF).

<sup>5</sup> Resultatene for skolevalg fanger opp preferansene til 3 alderskull, og vil gi estimer for mindre grupper (UDIR 2021).

### 3 Tidligere forskning

I dette kapittelet vil jeg presentere tidligere forskning som er interessant for problemstillingen. Første delkapittel fokuserer på barnehagegang, og hvilke effekter det kan ha på barns utvikling og preferanser. Andre delkapittel presenterer forskning som omhandler politisk preferanse og deltakelse.

#### 3.1 Barnehage

I dette delkapittelet presenterer jeg artikler og rapporter som belyser hvordan barn påvirkes av barnehagegang. Det er lite forskning som analyserer effekten barnehagegang har direkte på politiske preferanser. Kapittelet presenterer derfor forskning som undersøker andre effekter av barnehage som i sin tur kan tenkes å påvirke politisk deltakelse og preferanse.

Den viktigste forskningsreferansen for denne oppgaven er studien «The Effect of Early-Childhood Education on Social Preferences» (Cappelen, et al. 2020) som viser at det å gå i barnehage påvirker barns sosiale preferanser. Barna som er undersøket ble randomisert inn i tre grupper i 3-4 års alder. En gruppe gjennomførte et 9-måneders fulltidsopphold i barnehage. En annen gruppe fikk gjennomføre et 9-måneders foreldrekurs for hjemme-opplæring og ingen barnehageplass. Det er også inkludert en kontrollgruppe, som ikke mottok noen behandling. Disse gruppene ble kalt inn til en serie av insentivbaserte-eksperiment da barna var i 6-8 års alderen, for å kartlegge deres sosiale preferanser. Forsøket ble gjennomført da barna gikk i 1. eller 2.klasse, mellom 2,7 og 3,7 år etter behandling. Barna som gjennomførte forsøkene, skulle først fordele gevinst mellom seg og et annet barn, som «diktator». Videre skulle de fordele gevinsten mellom to andre barn som tilskuer. Resultatene fra disse forsøkene ble undersøkt med en diff-in-diff-metode<sup>6</sup>, hvor resultatene ble sammenlignet gruppevis. Forskerne fant at barn som gikk i barnehage i større grad valgte å omfordele sammenlignet med barn som fikk hjemmeundervisning eller ingen behandling. Om denne effekten av barnehage på sosiale preferanser også slår ut på barnas politiske preferanser undersøkes i dette studiet.

En annen mulig påvirkning av barns sosiale preferanser presenteres i artikkelen «Parental background and other-regarding preferences in children» (Bauer, Chytilová og Pertold-

---

<sup>6</sup> Difference-in-difference-metode sammenligner en behandlet- og en kontrollgruppe, og tar høyde for at gruppene kan være forskjellige. Trenden før og etter behandling sammenlignes, og trendene brukes til å estimere et kontrafaktisk (uten behandling) utfall for gruppen som er behandlet. Behandlingseffekten estimeres ved å bruke differansen mellom observert og kontrafaktisk utfall, for behandlet gruppe (Angrist og Pischke, *Mastering Metrics, The Path From Cause To Effect* 2015).

Gebicka 2014). De brukte samme eksperiment som Cappelen, et al., men undersøkte effekten av foreldreegenskaper. Oppbyggingen er lik som i «The Effect of Early-Childhood Education on Social Preferences» Cappelen, et al. (2020), men det legges vekt på andre indikatorer. Resultatet i analysen indikerte at lavere utdanning hos foreldre førte til at barna ble mer egoistiske og mindre altruistiske<sup>7</sup>. Det kunne vært interessant å inkludere utdanningsnivået til foreldrene i kommunene, for å undersøke effekten av det.

Tidlig barnehagegang kan også påvirke barns utvikling og fremtidige livssituasjon. I studien «Early Childhood Education: Young Adult Outcomes From the Abecedarian Project» (Campbell, et al. 2002) undersøkes flere utfall, med tidlig barnehagegang som forklaringsvariabel. Prosjektet ble brukt til å undersøke hvordan et barnehageprogram påvirket en utsatt minoritetsgruppe i USA. Programmet ga en tilfeldig gruppe tilgang til høykvalitets-barnehagegang, en gruppe fikk ekstra oppfølging ved tidlig skolegang og en kontrollgruppe mottok ingen form for behandling. Campbell, et al. fant at gruppen som gikk i høykvalitets-barnehage scoret bedre på intellektuelle og akademiske mål som unge voksne. Gruppen gjennomførte også flere år med utdanning, hadde høyere sannsynlighet for å gå på college. Andelen tenåringsgraviditeter var også noe lavere i denne gruppen. De estimerte effektene var statistisk signifikante. Resultatene fra studien indikerer at barnehagegang er positivt for barn med minoritetsbakgrunn, og at det kan bidra til å redusere forskjeller i samfunnet. Det indikerte også at barnehagegang har en positiv effekt på videre utdanning, som kan ha en effekt på politisk deltagelse og politiske preferanser (Druckman og Lupia 2000, Lévy-Garboua, Meidinger og Rapoport 2006, Kam og Palmer 2008).

Det er også gjennomført nytte-kostnadsanalyser av investeringer i barnehageprogram, for å undersøke om investeringene er samfunnsøkonomisk lønnsomme. Heckman, Moon, et al. (2010) gjennomførte i studiet "The rate of return to the HighScope Perry Preschool Program" en slik analyse. HighScope Perry Preschool-programmet hadde samme målsetting som "the Abecedarian Project" (Campbell, et al. 2002). I studiet til Heckman, Moon, et al. kontrollerte de for mulige målefeil og feilkilder ved tidligere studier. De fant en lavere avkastning enn tidligere antatt. Avkastningen var allikevel positiv, med en estimert verdi på 5,8%. Dette motiverer til økte investeringer i barnehageprogram (Heckman, Moon, et al. 2010). Effektene er målt for barn med minoritetsbakgrunn, som antas å ha økt nytte av barnehagegang (Bauchmüller, Gørtz og Rasmussen 2014). Dette motiverer økt investering i utbygging av

---

<sup>7</sup> Altruisme er en uselvisk og offervillig holdning og handling overfor andre (Sagdahl og Tjønneland 2022).

barnehager og reduserte kostnader. Da vil sannsynligvis flere lavinntektsfamilier og familier med minoritetsbakgrunn velge å sende barna sine i barnehage.

I en studie av barnehagereformen i Norge fra 1975 ble den langsiktige effekten av barnehagegang på barns fremtidige utdanning og arbeidsdeltagelse undersøkt. I artikkelen «No Child Left Behind: Subsidized Child Care and Children's Long-Run Outcomes» (Havnes og Mogstad 2011) studerte de effektene av barnehagereformen fra 1975. Reformen ga økte statlige subsidier til barnehager. Målet med reformen var å firedoble antall barn som gikk i barnehage innen 1981. For å undersøke effekten av økningen i barnehagedekning brukte Havnes og Mogstad en diff-i-diff-metode. Kommuner som økte barnehagedekningen over gjennomsnittet ble definert som den behandlede gruppen, og kontrollgruppen inneholder kommunene som lå under snittet. Resultatene fra analysen indikerte at økt barnehagedekning førte til at barna gjennomførte flere år med utdanning, samt at flere fullførte høyere utdanning. Som er ligner på funnene fra Campbell et al. (2002). Resultatene indikerte også at barnehagegang førte til høyere arbeidsdeltakelse. Både utdanning og arbeidsdeltakelse kan påvirke barnas politiske preferanser.

Tidlig barnehagestart kan også påvirke andre utfall. Foreldre kan bli påvirket av en utviding av barnehage tilbudet. Dette ble undersøkt i studien «Child care, parental labor supply and tax revenue» (Andresen og Havnes 2019), som fokuserte på sammenhengen mellom utvidet barnehage tilbud og foreldres arbeidsdeltagelse og skatteinntekter. Andresen og Havnes brukte barnehagereformen fra 2002-2003, til å undersøke effekten av økt barnehagedekning på arbeidsdeltakelse og skatteinntekter. De gjennomførte en IV-regresjon med individuell barnehagegang som instrument på barnehageandelen i kommunen. Resultatene viste en positiv sammenheng mellom økt barnehage tilbud og mødres arbeidsdeltagelse. Mødre øker arbeidsdeltakelsen fra et lavt nivå, til tilnærmet fulltidsarbeid. Resultatene indikerte liten eller ingen effekt på fedres arbeidsdeltagelse. Det hadde ingen effekt på skatteinntektene. Økt arbeidsdeltagelse for mødre kan påvirke foreldrenes politiske preferanser, som igjen kan påvirke barnas preferanser (Druckman og Lupia 2000).

Tidligere forskning finner at det å gå i barnehage har en positiv effekt på barns kognitive og sosioemosjonelle utvikling. I en rapport fra Sveriges nasjonale institutt for offentlig helse, ble det gjennomført en litteraturstudie som omhandlet barns utvikling med hensyn på barnehagestart (Holmgren 2009). Studiet fokuserte på den kognitive og sosioemosjonelle utviklingen hos barna. Noen av studiene fant en sammenheng mellom tidlig start i barnehage

og en økt andel positiv interaksjoner<sup>8</sup> i 4-5 års alder. Rapporten indikerte også at barnehager generelt fremmet barns kognitive utvikling, spesielt for barn fra fattige familier. Disse fordelene økte med kvaliteten på barnehagene. Med kvalitet menes; barn per voksen, størrelse på grupper, planlagt læreplan og andelen utdannede barnehagelærere. I barnehager hvor kvaliteten var høy fant de en effekt på barns sosioemosjonelle utvikling i alderen 0-3 år, for barn uten vanskelige familiære relasjoner. Studiene finner korrelasjoner mellom barnehagegang og barns utvikling, men ingen kausal sammenheng. Rapporten belyste disse studiene for å motivere videre forskning (Holmgren 2009). Den sosioemosjonelle utviklingen kan påvirke barns sosiale preferanser (Cappelen, et al. 2020), som igjen kan påvirke de politiske preferansene til barna.

Tidligere forskning indikerer at deltakelse i barnehage kan bidra til utvikling av en gruppeidentitet hos barn, som igjen kan påvirke deres politiske preferanser. I bokkapittelet «Friendships and Participation among Young Children in a Norwegian Kindergarten» (Greve 2009, 78-92) ble lærdommen barn hadde av vennskap i barnehagen undersøkt. Eksperimentet fulgte en gruppe barn i ett års alderen, som ble filmet under lek og aktiviteter i 10 måneder. Analysen fokuserte på forskjellige vennskap, og hva barna lærte av disse. Det baserte seg på forfatterens egne observasjoner. Eksperimentet skilte mellom 3 typer læring; etisk, interaksjon og oppbygging av vennskapet. Barn som går i barnehage opplever i større grad utvikling av sosiale forhold enn barn som får hjemme-opplæring. Dette kan i større grad føre til en gruppementalitet. Det kan bidra til å utvikle de sosiale preferansene når det gjelder «gruppe mot individ», som igjen kan påvirke deres preferanse for omfordeling og følgelig politiske preferanser.

De positive effektene av barnehagegang varierer med kvaliteten på barnehagen. I studien «Long-run benefits from universal high-quality preschooling» så (Bauchmüller, Gørtz og Rasmussen 2014) på den langsiktige effekten av høykvalitetsbarnehager. De brukte registerdata med informasjon om hvilken barnehage barna går i, og om personalet i barnehagene. Det inkluderes 5 forskjellige indikatorer om strukturell kvalitet i barnehagene. 1) Ansatt per barn-ratio, 2) Andel mannlige ansatte, 3) Andelen utdannede barnehagelærere, 4) Andel etniske minoriteter i personalet, 5) Stabilitet hos de ansatte. Den femte indikatoren betyr hvor stor utskiftningsandel det er i barnehagestaben. Studiet er gjennomført i Danmark, og barnehageoppbyggingen antas å være relativt lik den norske. Barnehagene legger vekt på

---

<sup>8</sup> Med positiv interaksjon menes vennskapelig lek og vennskap.



læring gjennom lek, kreativitet, sosial inkludering, utendørs aktivitet og samarbeid med voksne. Barnehagekvaliteten i Danmark er generelt høy, men det finnes variasjon. Analysen viste en positiv korrelasjon mellom høy kvalitet og bedre utvikling for barna. Det førte til bedre utvikling av skriftlig språk i dansk skole. Resultatene indikerte også en korrelasjon mellom høykvalitetsbarnehager og bedre matematikk- og problemløsningsferdigheter. Dette kan påvirke barnas videre utdanning. Resultatene i analysen indikerte også at effekten er størst i minoritetsgrupper og hos gutter. Barnehagegang kan bidra til å jevne ut forskjellene i skoleprestasjoner. Dette er interessant for oppgaven, både med tanke på valgdeltakelse og gruppentall.

Andre funn fra forskningslitteratur indikerer at barnehagegang kan bidra til bedre språkutvikling. I rapporten «Forsinket språkutvikling» (Schjølberg, et al. 2008) brukte forfatterne resultatene fra MoBa-undersøkelsen<sup>9</sup> for å undersøke barns språkvansker. Dataene i undersøkelsen er begrenset, men gir et grovt overblikk over barns språklige ferdigheter i alderen 18 måneder og 3 år. Resultatene i rapporten viste at 45,6% av barna som hadde forsinket bruk av setninger i 3-års alderen også hadde lavere kommunikasjonsferdigheter når de var 1,5 år.

Tabell 1- Oversikt over omsorgstilbud hentet fra (Schjølberg, et al. 2008)

Hvor barnet blir passet:	Hjemme	Dagmamma/familiebarnehage/ park	Kombinasjon av hjemme og dagmamma/ familiebarnehage/park	Barnehage	Kombinasjon av hjemme og barnehage	Total
Prosent:	8,8 %	4,4 %	2,9 %	64,9 %	19,1 %	100 %
Frekvens:	1871	932	610	13 835	4064	21 312

I rapporten undersøkte de sammenhengen mellom språkutvikling og barnas omsorgstilbud. Barna som går i barnehage har i mindre grad forsinket språkutvikling enn barn som er hjemme. Barnehagebarna formulerer seg også i større grad med lange og komplekse setninger. Tabell 1 viser fordelingen av omsorgsløsning i utvalget, og det er verdt å merke seg at 84% av barna er fullt eller delvis i barnehage. Det er en relativt liten andel som ble passet på hjemme.

Schjølberg, et al. skilte omsorgsløsningene inn i to grupper, barnehage og hjemme. Barnehage-gruppen inkluderer de som er helt eller delvis i barnehage. Hjemme-gruppen består av barna som er hjemme, hos dagmamma/familiebarnehage/park eller en kombinasjon. Analysen viste en sammenheng mellom språkutvikling og omsorgstilbudet barna mottar.

<sup>9</sup> Den norske mor, far og barn-undersøkelsen, gjennomført i perioden 1999-2008.

Resultatene ble presentert grafisk, ingen regresjonsresultater er inkludert. De motiverer til videre studier ved hjelp av deskriptiv statistikk. I figur 21 og 22 i rapporten ble sammenhengen mellom omsorgstilbudet og andelen språkvansker hos barna vist. Statistikken ble delt inn i grupper med foreldres inntekt og mødres utdanningsnivå. For alle gruppene var det en lavere andel forsinket språk, ved barnehage som omsorgstilbud. Forsinket språkutvikling kan føre til lærevansker, og det kan påvirke valg av videre utdanning. Hvordan utdanning kan påvirke valgdeltakelse blir presentert i artikkelen til Kam og Palmer (2008).

### 3.2 Politiske preferanser og deltakelse

I dette delkapittelet presenterer jeg litteratur som undersøker hva som påvirker politiske preferanser og deltakelse. Litteraturen baseres på forskning fra USA og Europa.

En underliggende hypotese for oppgavens problemstilling er at individ som foretrekker omfordeling også i større grad stemmer på sosialistiske partier. I studien «Social preferences and political attitudes: An online experiment on a large heterogeneous sample» undersøkte Kerschbamer og Müller (2020) forholdet mellom politiske preferanser og omfordelingspreferansene til individ i Tyskland. Metoden som ble brukt for å undersøke sammenhengen var en «Equality-Equivalence Test». Dataene for undersøkelsen kommer fra "The German Internet Panel" (GIP), som rekrutterte 5 004 tyske deltakere i alderen 16 til 75 år. Av de 5 004 inviterte GIP-deltakerne, svarte 2 794 på de nettbaserte intervju spørsmålene. Spørsmålene omfattet holdninger til politiske reformer, velferdsstaten, tysk og internasjonal politikk, helseforskjeller, utdanning og arbeidsledighet. GIP-dataene inneholdt også sosiodemografisk informasjon om deltakerne. Hovedspørsmålene som ble undersøkt i regresjonen var «Hvilket parti stemte du på ved forrige valg?» og «Hvilket parti ville du stemt på, dersom det var et nasjonalt valg neste søndag?». Som svar kunne deltagerne velge mellom de åtte største partiene, annet parti eller kan ikke stemme ved valg. Forklaringsvariablene for stemmegivning inkluderte sosiale preferanser, preferanser for spesifikk politikk og sosiodemografiske egenskaper. Resultatene fra «Equality-equivalence»-testen indikerte flere korrelasjoner. Individer med egoistiske holdninger stemte i større grad borgerlig/liberalistisk. De støttet i mindre grad redistribusjon av statlige midler, og betraktet seg selv som mer liberalistiske enn andre. Studiet underbygger hypotesen om at individ som er for omfordeling stemmer mer sosialistisk. Det vil derfor være interessant å undersøke om man finner lignende sammenheng med norske data.

Som fremstilt i forrige underkapittel kan barnehagegang ha positive effekter på videre utdanning og politisk deltakelse. I artikkelen «Reconsidering the Effects of Education on Political Participation» (Kam og Palmer 2008) analyseres effekten av utdanning på valgdeltakelse. Det ble fokusert på høyere utdanning, resultatene indikerte en korrelasjon mellom økt utdanning og økt valgdeltakelse. Studien betraktet høyere utdanning som en proxy for tidligere erfaringer og påvirkning. Metoden som ble brukt i analysen var "propensity-score matching" for å ta hensyn til en ikke-tilfeldig fordeling av deltakerne. Når «pre-adult» erfaring og påvirkning er inkludert i analysen, fant de liten eller ingen effekt av utdanning på deltagelsen. Artikkelen konkluderer ikke med hvilke variabler som forklarer deltakelse. Kam og Palmer presenterer en hypotese om at andre variabler kan forklare den politiske deltakelsen bedre. I studien anbefales videre forskning å inkludere variabler som kan påvirke valget om å ta høyere utdanning, eksempler på dette er sosial og faglig utvikling i ung alder. Det kan også være interessant å undersøke korrelasjonen mellom barnehagegang og politisk deltakelse. En utvidelse av dette kan være å undersøke om barnehagegang påvirker valg av politisk parti.

Dannelse av politiske preferanser kan deles inn i to deler, en intern prosess og en ekstern påvirkning (Druckman og Lupia 2000). Den interne prosessen baseres på et individs egne sosiale og politiske preferanser. Det innebærer også hvordan individ mottar og bruker informasjon til å avgi sin stemme. De politiske preferansene kan dannes basert på hva individene anser som viktig i perioden for valget. Hvis utenrikspolitikk er viktigst for velgeren, baseres valget i stor grad på hvilket parti som fører ønsket utenrikspolitikk. Preferansene kan også påvirkes av om man liker de politiske kandidatene, eller ikke (Druckman og Lupia 2000). Individs preferanser formes av faktorer som oppvekst, utdanning, miljø og gener. «*Their pro-social dispositions seem to develop mainly during the first 10 or 12 years of existence, together with cognitive and emotional skills like perspective-taking and empathy*» (Lévy-Garboua, Meidinger og Rapoport 2006, 603). Derfor er tidlig utdanning og oppvekst viktige for dannelsen av sosiale preferanser, som igjen tenkes å påvirke de politiske preferanser. Dette støtter hypotesen om at alternative variabler kan påvirke politiske deltakelse. Det kan være interessant å undersøke om man finner en effekt av barnehagegang på de politiske preferansene.

Påvirkning kan også være eksogent bestemt, med den interne prosessen som en «fast effekt». Ekstern påvirkning, kan også forme hvilke politiske preferanser et individ har (Druckman og Lupia 2000). Ekstern påvirkning kan forekomme i form av overbevisning, hvor en person eller et parti har evnen til å endre et individs tro, verdier eller holdninger. Individ som er godt

informert og mer oppmerksomme er mer kritiske og forsiktige med informasjonen de mottar, noe som igjen gjør dem vanskeligere å påvirke (Druckman og Lupia 2000). Det kan bety at personer med lavere utdanning er mer mottakelige for ekstern påvirkning. Barnehagegang kan ha positive effekter på barns lese-, skrive- og regneferdigheter, som igjen korrelerer positivt med valg av høyere utdanning (Bauchmüller, Gørtz og Rasmussen 2014). En økning i barnehagedekning kan derfor føre til lavere grad av ekstern påvirkning på politiske preferanser. Imidlertid er det vanskelig å kontrollere for dette i en analyse. Det kan likevel være interessant å inkludere et mål for valg av høyere utdanning i videre forskning.

## 4 Metode

I dette kapitlet presenterer jeg metodene som brukes i oppgaven. Først presenteres en enkel lineær regresjonsmodell for sammenhengen mellom barnehagegang og politiske preferanser, og OLS-metoden som jeg benytter for å estimere parameterne i denne. Videre presenteres den utvidede lineære modellen som jeg benytter i analysen, en «twoway fixed effects»-modell (TWFE-modell) som justerer for kommune- og tidsfaste effekter. Jeg presenterer også rammeverket for en «eventstudie», som jeg gjennomfører for å undersøke validiteten til den identifiserende antagelsen i TWFE-modellen. I siste del presenteres vektingen av variablene og bruken av robuste standardfeil, og hvorfor dette er relevant for analysen.

### 4.1 Lineær regresjonsmodell – OLS

OLS (Ordinary least squares), er en regresjonsmetode som brukes for å estimere parameterne i en lineær regresjonsmodell. Jeg vil i oppgaven undersøke hvilken effekt barnehageandelen i en kommune har på senere skolevalg i samme kommune. Denne sammenhengen kan defineres som en enkel lineær regresjonsmodell med én avhengig variabel:

$$Y_{kt} = \alpha + \beta B_k + \varepsilon_{kt} \quad (1)$$

Her definerer  $k$  kommunen og  $t$  tidsperioden for observasjonene.  $B_k$  er forklaringsvariabelen jeg ønsker å måle effekten av, barnehageandelen (1-2 år) i kommune  $k$ .

I min analyse er  $Y_{kt}$  definert som et mål på politisk preferanse, som er stemmeandel for et gitt politisk parti eller blokk av partier, ved skolevalg.  $\alpha$  er et konstanledd, og  $\beta$  er den sanne kausale effekten av barnehagegang på politiske preferanser.  $\varepsilon$  er feilleddet.

Forklaringsvariabelen i analysen er definert som endringen i barnehageandelen i kommunen, som påvirkes av barnehagereformen. Barnehagereformen ble utredet mellom 2002 og 2003, og skulle bidra til økt barnehageutbygging og redusert kostnader for foreldre. Det antas å føre til økt barnehageandel i kommunene. Tiden utbyggingen av barnehager tar kan også variere fra kommune til kommune, det kan danne naturlige behandlede- og kontrollkommuner. Reformen tredde i kraft sent i perioden jeg har data for, og den største variasjonen som reformen skapte fanges derfor dessverre ikke opp i min analyse, se Figur 6 (Kunnskapsdepartementet 2002-2003, Andresen og Havnes 2019). Likevel vil noe av variasjonen fanges opp i datagrunnlaget, og det kan gi et bilde på hva man kan forvente videre. Det er variasjon i barnehagedekningen i løpet av periodene, og den brukes som

forklaringsvariabelen i regresjonene.<sup>10</sup> I likhet med Andresen og Havnes (2019) vil barnehageandelen brukes som forklaringsvariabel, for å estimere en sammenheng med barnas preferanser.

De sanne parameterne  $\alpha$  og  $\beta$  kan estimeres på ulike måter. I min analyse benytter jeg OLS som metode, for å estimere parameterne i regresjonsmodellene mine. OLS estimerer parameterne ved å minimere summen av det kvadrerte avviket fra regresjonslinjen, som er definert som forskjellen mellom den observerte verdien  $y_{kt}$  for hver kommune og den korresponderende predikerte verdien ( $\hat{\alpha} + \hat{\beta}B_k$ ):

$$\min_{\hat{\alpha}, \hat{\beta}} \sum_{k=1}^n (Y_{kt} - [\hat{\alpha} + \hat{\beta}B_k])^2 \quad (2)$$

OLS-estimatene baseres på denne minimeringen, og beregner hvilke estimat av variablene som gir lavest standardavvik.  $\hat{\alpha}$  er det estimerte konstantleddet og  $\hat{\beta}$  er den estimerte parameteren for den kausale effekten av barnehageandelen på stemmeandelen. Utrykket i parentes kan også skrives som  $\varepsilon_{kt}$ , som er feilleddet i den enkle lineære regresjonen. Feilleddet kan være både større og mindre enn  $Y_{kt}$ , og derfor opphøyes uttrykket i andre. Når man minimerer dette uttrykket finner man de estimerte verdiene for parameterne som gir det laveste feilleddet.

Det er estimatet på den kausale effekten  $\hat{\beta}$  som er interessant for analysen.  $\hat{\beta}$  er et estimat på sammenhengen mellom dekningsgraden og stemmeandelen på et parti eller en politisk blokk, og er definert ved følgende uttrykk (Angrist og Pischke 2015):

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{kt=1}^N (Y_{kt} - \bar{Y})(B_k - \bar{B})}{\sum_{kt=1}^N (B_k - \bar{B})^2} = \frac{\widehat{Cov}(Y_{kt}, B_k)}{\widehat{Var}(B_k)} \quad (3)$$

$\hat{\beta}$  er altså definert som kovariansen til stemmeandelen og barnehageandelen i kommune  $k$ , delt på variansen til barnehageandelen i kommune  $k$ .

For at estimatene til OLS skal være forventningsrette<sup>11</sup>, konsistente<sup>12</sup> og effisiente<sup>13</sup> må fire antagelser holde. Da vil OLS være BLUE (Best linear unbiased estimator):

**A1:  $E(\varepsilon_{kt}|B_k) = 0$**

**A2: IID, Identisk og uavhengig distribuert.**

<sup>10</sup> Se Figur 5- Diagram for barnehageandeler i kapittel 5.3.

<sup>11</sup> Estimatoren vil ikke systematisk avvike fra den parameteren vi ønsker å estimere.

<sup>12</sup> Variansen vil gå mot null når antall observasjoner går mot uendelig.

<sup>13</sup> Effisiente betyr at estimatet er best mulig/optimalt estimat.

### A3: Ekstremverdier er usannsynlig

### A4: Fravær av perfekt multikolaritet.

Dersom A1-A4 holder vil OLS gi forventningsrette og effisiente estimat for en lineær sammenheng. Av de ulike antagelsene er A1 den viktigste. Hvis den er brutt vil ikke  $\hat{\beta}$  være et gyldig estimat for den sanne effekten  $\beta$ . A1 innebærer at feilleddet i regresjonsmodellen må være ukorrelert med forklaringsvariabelen, noe som igjen innebærer at modellen ikke utelater variabler som henger sammen med både barnehagedekning og politiske preferanser.

Feilleddet i den enkle lineære regresjonen er sammensatt er flere ledd, som fanger opp variansen som ikke forklares av barnehageandelen. Det kan deles opp i tre deler.

$$\varepsilon_{kt} = a_k + b_t + c_{kt} \quad (4)$$

$a_k$  er kommunespesifikke tidsfaste faktorer, og  $b_t$  er tidsspesifikke faktorer som er felles for alle kommuner. Det siste leddet  $c_{kt}$  er uobserverte faktorer som varierer over tid innad i en kommune. Antagelsen A1 om at feilleddet ikke er korrelert med barnehageandelen er dermed avhengig av:

$$E(a_k|B_k) = 0, E(b_t|B_k) = 0, E(c_{kt}|B_k) = 0 \quad (5)$$

Det er plausibelt at både tids- og kommunespesifikke effekter kan påvirke barnehagedekningen i en kommune. Sannsynligvis er antagelse A1 om uavhengighet mellom feilleddet og barnehageandelen brutt. OLS-estimatene for parameterne dermed vil ikke være forventningsrette og effisiente. En regresjonsmodell som inkluderer kommune- og tidsfaste sammenhenger, vil potensielt kunne løse dette. Derfor benytter jeg en TWFE-modell som inkluderer både kommune- og tidsfaste effekter i analysen.

For å sikre at antagelse A3 er oppfylt vil jeg vekte hver kommune med kommunens bidrag til totalt antall skolevalgstemmer. Dette er fordi ekstremverdier i stemmeandelen er mer sannsynlig i mindre kommuner.<sup>14</sup> Når jeg vekter kommunenes andel av totale skolevalgstemmer, blir eventuelle ekstremverdier i mindre kommuner vektet ned i analysen. Jeg forklarer mer om vekting i 4.4.

#### 4.2 «Twoway fixed effects» regresjon (TWFE)

TWFE-modellen er en utvidelse av den enkle lineære regresjonen. Modellen inkluderer tids- og kommunespesifikke effekter som konstantledd for hver enkelt kommune. Den estimerer en

---

<sup>14</sup> De store talls lov.

«average treatment effect» (ATE). Når barnehagedekningen varierer over tid og for alle grupper, vil modellen estimere en parameter for hele utvalget. De kommune- og tidsfaste effektene i modellen vil fange opp variasjonen som kan forklares av kommune- og periodespesifikke sammenhenger. TWFE-modellen jeg benytter i analysen er gitt ved:

$$Y_{kt} = \delta_k + \eta_t + \lambda B_{kt} + c_{kt} \quad (5)$$

I denne modellen fanger de faste effektene  $\delta_k$  opp variasjonen mellom kommunene som ikke varierer over tid, og  $\eta_t$  fanger opp effekten av variabler som påvirker alle kommuner likt i en gitt periode. Indeksen  $B_{kt}$  er som før barnehageandelen i en gitt kommune  $k$  og periode  $t$ . Parameteren  $\lambda$  er sammenhengen mellom barnehageandelen og politisk preferanse. Utfallsvariabelen er den samme som i den enkle lineære regresjonen,  $Y_{kt}$  er den politiske stemmeandelen ved skolevalg, i kommune  $k$  i periode  $t$ .  $c_{kt}$  er feilleddet i regresjonen, og er eksogene kommune- og tids-sjokk.

Feilleddet  $c_{kt}$  stammer fra  $\varepsilon_{kt} = a_k + b_t + c_{kt}$ , og TWFE-modellen reduserer feilleddet til bare  $c_{kt}$ . Dette er fordi  $\delta_k$  i modellen fanger opp feilleddet  $a_k$ , og  $\eta_t$  fanger modellen opp feilleddet  $b_t$ .

Antagelsene som må holde for at TWFE-modellen skal gi forventningsrette og effisiente estimat, er gitt ved:

**Antagelse 1:** Modellen krever at panelet for kommunene er balansert. Det krever at ingen kommune dukker opp eller faller ut over tid.

**Antagelse 2 (Uavhengige grupper):** Krever at de potensielle utfallene og behandlingen i kommunene er uavhengige.

**Antagelse 3 (Streng eksogenitet):** Det krever at behandlingen ikke skjer som følge av et negativt sjokk, en såkalt «Ashenfelter's dip» (Chaisemartin og D'Hautefeuille 2020).

For å få gyldige estimat må antagelsene 1-3 holde, også antagelsene for den enkle lineære regresjonsmodellen må holde. Antagelse 1 undersøkes i kapittel 5.3, og kontrolleres for i 6.2.1. Antagelsen om uavhengige grupper avhenger av at et individ ikke kan observeres i 2 forskjellige grupper. I analysen er det kommuner som er utelukket fordi de ikke har VGS i kommunen, og de kan påvirke skolevalgresultatet i andre kommuner. Det er ikke mulig å teste om det er tilfellet, gitt datagrunnlaget. Mangel på individdata er en svakhet ved analysen, både for mulige utelatte variabler og mulige påvirkning fra andre kommuner. Barnehagedekningen



i kommunene varierte heller ikke som følge av et eksogent sjokk, som man kan se på trenden fra Figur 5.

Datagrunnlaget som brukes i analysen inkluderer bare en forklaringsvariabel, barnehageandelen. Det er plausibelt at det kan være utelatte variabler som varierer innad i en kommune over tid, som kan påvirke både barnehageandelen og politiske preferanser.

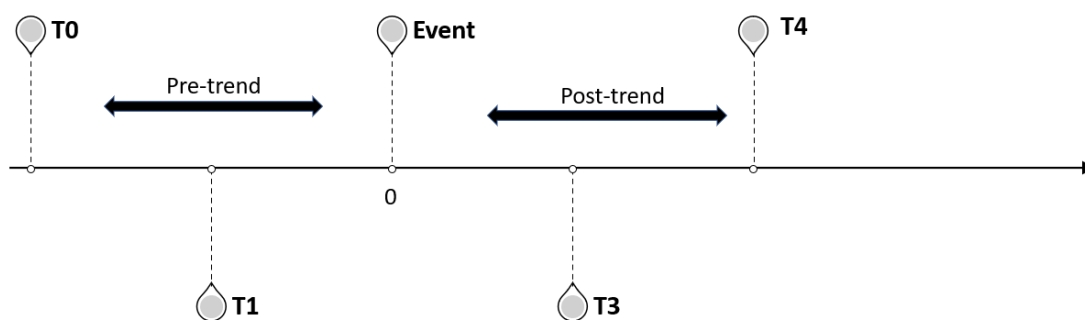
Andresen og Havnes (2019) undersøker sammenhengen mellom barnehageandeler og mødres arbeidsdeltagelse. De har inkludert en variabel for mødrenes utdanning, som kan påvirke både etterspørselen etter barnehagetilbud og barns sosiale preferanser. Foreldres utdanningsnivå er en mulig utelatt variabel, som kan påvirke både barnehageetterspørsel og barnas preferanser.

#### 4.3 Eventstudie

Den viktigste antagelsen i TWFE-modellen er at det ikke finnes utelatte variabler som varierer innad i kommuner over tid, og som henger sammen med både barnehagedekningen og politiske preferanser. De går dessverre ikke an å teste om denne antakelsen holder. For å prøve å kaste lys over hvorvidt den holder vil jeg imidlertid gjennomføre en eventstudie.

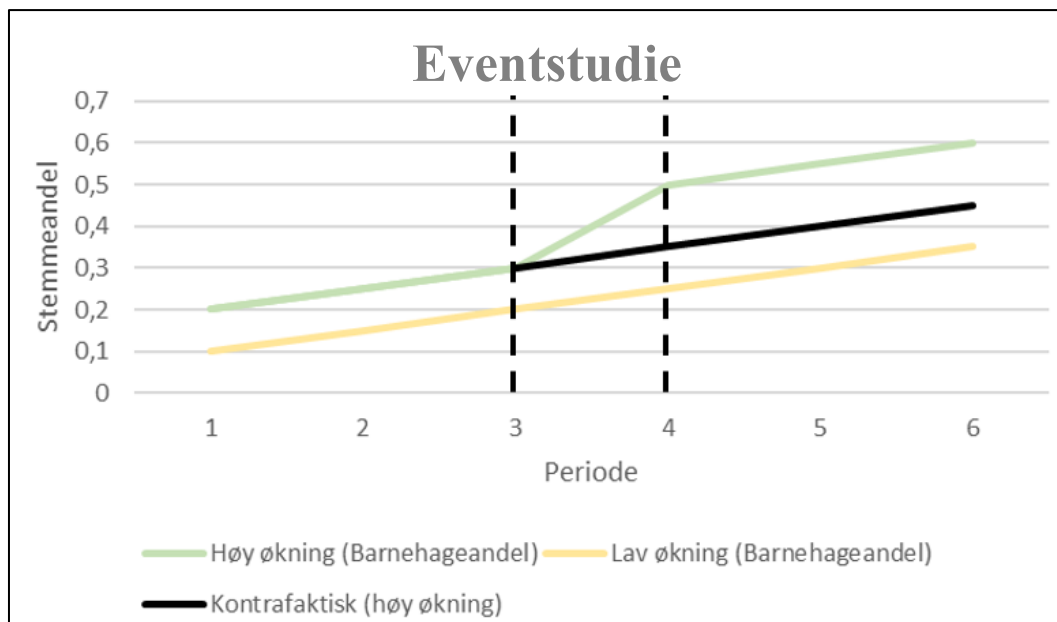
Eventstudier gjennomføres som regel der man har en binær hendelse som inntreffer, noe som ikke er tilfellet i min setting. Derfor vil hendelsen oppgaven fokuserer på være tidspunktet for den største økningen i barnehageandel i kommunene fra et år til et annet, i likhet med analysen til Andresen og Havnes (2019). Dette tidspunktet vil variere fra kommune til kommune. Event-periodene til kommunene vil derfor variere, avhengig av når den største økningen i barnehageandel skjedde.

I eventstudien sammenligner jeg pre- og post-trender for utfallsvariabelen, der pre-trenden er utviklingen i stemmeandelen ved skolevalg før året med den største økningen i barnehagedekning, og post-trenden er den tilsvarende utviklingen etter.



Figur 1- Eventstudie tidslinje

Eventstudie kan brukes til å undersøke om det finnes utelatte variabler som påvirker både barnehagedekningen og politiske preferanser. Dette gjør jeg ved å se på utviklingen i stemmeandelen ved skolevalg etter året med den største økningen i barnehagedekningen ikke avviker fra den normale trenden. Denne antagelsen om en felles trend baserer seg på at trenden før og etter hendelsen er tilnærmet lik, og at endringen i stemmeandelen bare forklares av barnehagereformen alene. Dersom man ser en felles trend i kommunene i perioden før og etter den største økningen, kan forskjellen mellom observert og kontrafaktisk stemmeandel brukes til å estimere effekten av barnehagegang. Det er ikke mulig å måle den kontrafaktiske stemmeandelen, og dermed brukes pre-trenden for å danne det kontrafaktiske utfallet, dersom felles trend antagelsen holder. Jeg illustrer dette i Figur 2 med et enkelt hypotetisk tilfelle, hvor antagelsen holder. Her er periode fire perioden med størst økning. For en hypotetisk kommune med høy økning i barnehagedekningen, følger utviklingen til grønne linjen. En kommune med lav eller ingen økning som følge av barnehagereformen følger den gule.



Figur 2-Illustrasjon av felles trend antagelse (Grafisk). Linjediagrammet er ikke basert på datagrunnlaget

Hvis antagelsen om felles trend holder, slik som vist i Figur 2 over, vil den svarte heltrukne linjen representere det kontrafaktiske utfallet til kommunen med høy økning. Det er forskjellen på det kontrafaktiske og observert utfall mellom periode 3 og 4 vi ønsker å estimere.

En ulempe ved Event-studien er perioden, som ikke vil inkludere den totale effekten av barnehagereformen for alle kommuner, se Figur 6. På grunn av dette er tidslinjen i Event-

studien basert på perioden før og etter størst økning i barnehageandel, for alle kommuner. Det er dermed ikke effekten av barnehagereformen som er hendelsen, men effekten av økt barnehagedekning.

Dersom felles trend antagelsen er brutt, kan det bety at analysen her et utelatt variabelproblem. Det kan gi forventningsskjeve estimat.

#### 4.4 Standardfeil og vekting av observasjoner

I en enkel regresjon eller ved TWFE-regresjon antar man at feilledet er konstant, og uavhengig av verdiene på estimatorene. I mange tilfeller er det sannsynlig at variansen kan variere for forskjellige verdier av estimatorer. Det kan bety at feilledet er heteroskedastisk. Heteroskedastisitet innebærer at variansen til feilledet i regresjonsmodellen endrer seg systematisk med den uavhengige variabelen (Cai og Hayes 2007). En mulig løsning av problemet som oppstår ved heteroskedastisitet er å bruke robuste standardfeil. Altså «heteroskedasticity-consistent standard error» (HCSE), som ikke krever informasjon eller en modell for funksjonsformen til heteroskedastisiteten, i motsetning til andre alternative løsninger (Cai og Hayes 2007). Gyldigheten til de robuste standardfeilene baserer seg på en asymptotisk fordeling, og er avhengig av store utvalg (Imbens og Kolesár 2016). I analysen er det 1496 observasjoner, og bruk av robuste standardfeil vil dermed gi gyldige estimat. I min analyse kan de små kommunene være opphav til stor variasjon i observert utfall, siden små kommuner har et lavere registrert antall stemmer. Det kan skape heteroskedastisitet i feilledet. For å justere for dette benyttes robuste standardfeil i alle regresjoner. Vekting av kommuneobservasjoner basert på antall stemmer kan også bidra til å løse dette.

Regresjonene burde også vektet, slik at effekten av barnehageandel på politiske preferanser ikke over- eller underestimeres. Vektingen kan også bidra til å redusere effekten av et eventuelt brudd av antagelsen om uavhengige grupper. Dersom man gjør en analyse med grupper av varierende størrelse, uten vekting, vil observasjonene i alle kommuner telle likt. Det kan føre til forventningsskjeve estimat, dersom små grupper er mer utsatt for ekstremverdier, og A3 er brutt. Estimaten vil dermed kunne bli under- eller overestimert, og vil ikke være konsistente og effisiente. Vekting kan gjennomføres for å justere for utvalgsvariasjonen. Det vil gi et mer representative estimat av populasjonseffekten. Estimerte effekter med vektet utvalg kan bli mer presise (Haider, Solon og Wooldridge 2013). Ved heterogen effekt i for hele populasjonen kan vekting av observasjoner bidra til å gi mer presise estimat. Uten vektingen kan ekstremverdier føre til forventningsskjeve estimat, og

sannsynligheten for ekstremverdier er høyere i små grupper. Vekting bidrar dermed til å redusere effekten av et brudd på A3 (Haider, Solon og Wooldridge 2013).

For å korrigere for problemene over har jeg i regresjonsanalysen vektet hver kommune på følgende måte. Vektene er konstruert ved å bruke antall stemmer som er gitt i hver kommune, med hensyn til de totale stemmene. Den totale summen av vektingen er 1, og alle kommuner vil få et desimal i området  $\in \langle 0,1 \rangle$ .

$$Vekt_k = \frac{Sum\ stemmer_k}{Sum\ stemmer_u}$$

$Sum\ stemmer_k$  er de totale stemmene i kommunen summert for alle år med registrerte stemmer.  $Sum\ stemmer_u$  er den totale summen stemmer for alle kommunene i utvalget.

Observasjonene i OLS er i utgangspunktet ikke vektet, slik at alle observasjoner teller like mye i analysen. Dersom noen kommuner i utvalget er små og har høy varians, kan det føre til forventningsskjev estimat. En måte å justere for dette er å inkludere en vektingsvariabel. Denne metoden kalles WLS (weighted least squares).

Selv om vektingen jeg bruker kan løse noen problemer, kan det også skape nye problemer. Dersom residualen er homoskedastisk, kan vekting føre til økt varians. Da vil WLS (weighted least squares) gi mindre presise estimat enn OLS (Ordinary least squares). Vektingen vil da være unødvendig.

Vektingen blir brukt for å estimere korrelasjonen mellom barnehageandelen og stemmegivningen, i hele befolkningen. Uten å vekte kommune-observasjonene med hensyn på andel stemmer, vil kommuner med lave innbyggertall påvirke estimert korrelasjon i like stor grad som større kommuner. Det kan føre til forventningsskjev estimat for befolkningen.

Resultatene fra analysen presenteres med både vektete og ikke-vektete resultater, til sammenligning.

## 5 Data og deskriptiv statistikk

I dette kapittelet presenterer jeg datasettet som brukes i analysen, samt deskriptiv statistikk for populasjonen. Jeg bruker paneldata på kommunenivå, som kombinerer informasjon om andelen barn i alderen 1-2 år som har fast barnehageplass i perioden 1992-2004 med skolevalgresultater fra perioden 2009-2021. Siden skolevalg gjennomføres annethvert år, og videregående opplæring er en 3-årig utdanning, vil noen årskull bli målt ved to forskjellige skolevalg. For å unngå kovarians, blir kun årskull som har deltatt i ett skolevalg inkludert.<sup>15</sup> Det komplette datasettet er en sammenstilling av dataene på kommunenivå, og er «merget» sammen med hensyn på kull og kommune-id.

### 5.1 Data og design

Dataene i oppgaven er innhentet fra Sikt – Kommunedatabasen (Sikt 2023), og inkluderer 2 forskjellige Excel-datasett. Det første inneholder barnehagetall delt inn i aldersgrupper på kommunenivå, fra årene 1993-2006. Det andre datasettet inkluderer folketall delt inn i aldersgrupper på kommunenivå, fra årene 1994-2007. Årsaken til at det er fra forskjellige år er at de er målt på forskjellig dato. Barnehagetall er målt 15.12 hvert år, folketall målt 01.01 det påfølgende året. Data for skolevalg er oversendt fra Sikt. Datasettet inneholder valgresultat per år, og inkluderer variablene skole, skole\_id, parti\_id, parti\_forkortelse, stemmer, total\_stemmer og prosent. Oversikt over hvilke kommuner skoler ligger i er oversendt fra SSB.

Tallene for barnehageandeler er en sammenstilling av barnehagetall og folketall. Tallene er basert på:

$$\frac{\text{Barnehagetall aldersgruppe}_k \text{ 15. des}_{\text{år } t}}{\text{Folketall aldersgruppe}_k \text{ 1. jan}_{\text{år } t+1}} = \text{Barnehageandel, aldersgruppe}_k$$

Barnehageandelen er utregnet ved å bruke dataene for barnehagetall og folketall hentet fra «Kommunedatabasen», og er behandlet i Excel.<sup>16</sup> Videre er de eksportert til Stata for videre behandling. (Sikt, 2023)

---

<sup>15</sup> Valg av årskull til analysen forklares med tabell i appendiks.

<sup>16</sup> Oversikt for barnehagetall, folketall og andeler ligger i appendiks.

Datasettet som brukes i oppgaven er blitt sammenstilt av alle disse datasettene, og sortert i henhold til årstall. For å organisere paneldata etter år og kommune-id, er skolevalgresultater og barnehagetall knyttet til årskull. Tallene for  $andel12\_i$  er snittet av andelene 1 år og 2 år, per alderskull.

$$\frac{\text{Barnehageandel 1 år} + \text{Barnehageandel 2 år}}{2} = \text{andel12}_k, \text{ for hver kommune}$$

## 5.2 Databehandling

Dataene fra kommunedatabasen ble eksportert til Excel. Barnehagetallene var inndelt etter kommune-id og kommunenavn, videre delt opp i år og aldersgrupper. Data for alle år ble importert til et felles dokument. I samme dokument ble folketellingen 1.1 påfølgende år knyttet mot barnehagetallene. Andelene er utregnet fra disse tallene, og oversikten legges ved i appendiks.

Skolevalgdata er importert fra Sikt i Excel-format, disse manglet knytting til kommune-id. Oversikt over skole-id knyttet til kommune-id ble oversendt fra SSB på mail. Knyttingen mellom kommune-id og skole-id er ført inn i eget dokument i Excel, og oversikten legges ved i appendiks. SSB og Sikt opererer med forskjellig kommune-id-nummer, datasettet følger oppsettet til Sikt. Skoler som manglet knytting til kommune-id er manuelt sjekket opp, og lagt til oversikten. Resterende skoler som ikke kunne knyttes til kommune-id er droppet fra datasettet.

Tabell 2-Format SIKT, skolevalgresultat

aar	skole_id	navn	parti_id	parti_forkortelse	stemmer	total_stemmer	prosent
2017	10000	Halden vider	1	A	157	742	21,16
2017	10000	Halden vider	2	SV	160	742	21,56
2017	10000	Halden vider	4	SP	59	742	7,95
2017	10000	Halden vider	5	KrF	31	742	4,18
2017	10000	Halden vider	6	V	44	742	5,93
2017	10000	Halden vider	7	H	68	742	9,16
2017	10000	Halden vider	8	FrP	120	742	16,17
2017	10000	Halden vider	10	MDG	53	742	7,14
2017	10000	Halden vider	14	PP	1	742	0,13
2017	10000	Halden vider	29	KYST	2	742	0,27
2017	10000	Halden vider	87	Rødt	19	742	2,56
2017	10000	Halden vider	95	KRISTNE	12	742	1,62
2017	10000	Halden vider	102	LIBS	7	742	0,94
2017	10000	Halden vider	104	AAN	7	742	0,94
2017	10000	Halden vider	105	HELSE	1	742	0,13
2017	10000	Halden vider	106	DEMN	1	742	0,13

Behandlingen av grovdata er gjennomført i Excel, og eksportert til Stata for videre behandling. Knyttingen til skolevalgdta og kommune-id er gjort gjennom generering av kommune-id=0 i Stata, og erstattet med riktig kommune-id for skolene. Barnehagetallene ble ferdigbehandlet i Excel, og «merget» sammen med skolevalgdta på kommune-id. Tallene er knyttet sammen på kommune-id og årstall som paneldata, på formen «wide». Dataene er omformet til «long».

Tabell 3- Oppsett barnehageandel – Excel

Kommunenid	Kommune	Andel12_1992	Andel12_1994	Andel12_1996	Andel12_1998	Andel12_2000	Andel12_2002	Andel12_2004
101	Halden	0,14	0,16	0,19	0,25	0,22	0,31	0,50
104	Moss	0,23	0,24	0,29	0,26	0,34	0,44	0,59
105	Sarpsborg	0,16	0,25	0,38	0,31	0,32	0,39	0,56
106	Fredrikstad	0,24	0,26	0,34	0,31	0,32	0,39	0,51
111	Hvaler	0,26	0,21	0,16	0,19	0,37	0,35	0,40

Tabell 4- Blokkfordeling

Partier	Blokk
AP og SV	Sosialistisk
AP, SV og SP	Sosialistisk 2
H, V og Frp	Borgerlig
H, V, Frp og KrF	Borgerlig 2

I denne oppgaven vil de syv partiene som er inkludert i utvalget bli delt inn i fire ulike politiske blokker. Sosialistisk blokk består av Arbeiderpartiet (AP) og Sosialistisk Venstreparti (SV), og er de to store partiene i utvalget som har definert sin politikk som sosialistisk eller sosialdemokratisk. «Arbeiderpartiet er et sosialdemokratisk parti bygd på verdiene frihet,

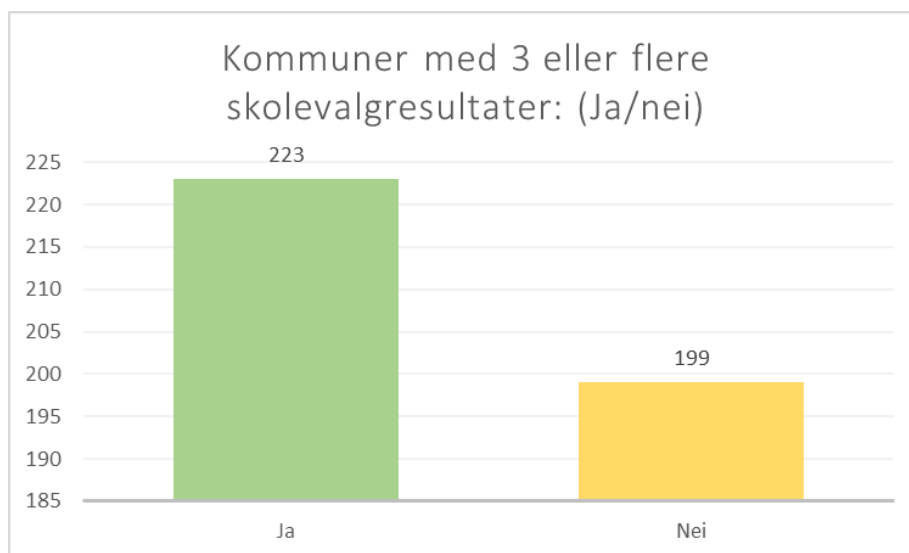
likhet og solidaritet.» (Arbeiderpartiet 2023). «SV er Norges eneste rødgrønne parti ... Det er på tide med en mer sosialistisk og grønn politikk. For de mange – ikke for de få.» (Sosialistisk Venstreparti 2023). I blokk Sosialistisk 2 inkluderes Senterpartiet (SP), som per 2023 er i en koalisjonsregjering med AP (Regjeringen 2023).

Borgerlig blokk består av Høyre (H), Venstre (V) og Fremskrittspartiet (FrP), som fører en liberalistisk (borgerlig) politikk. «Høyre er et liberal-konservativt parti.» (Høyre 2023). «Venstre er Norges sosialliberale parti og representerer den liberale idétradisjonen i norsk politikk.» (Venstre 2023). «Fremskrittspartiet er et liberalistisk folkeparti.» (Fremskrittspartiet 2023). I Borgerlig 2 inkluderer også Kristelig folkeparti (KrF), som dannet regjering med H, V og FrP i Solberg-regjeringen (Regjeringen 2021).

Grunnen til skillet mellom blokkene er fordi SP og KrF skiller seg ut fra resten av blokken. Politisk befinner de seg nærmere sentrum. KrF er åpne for samarbeid med den sosialistiske blokken (Kallelid 2023). Derfor kan det være feil å plassere KrF i den borgerlige blokken. Det samme kan sies om SP; «Senterpartiet definerer seg selv som et sentrumparti i norsk politikk, og har samarbeidet i regjering med partier både på høyre- og venstresiden.» (Takvam 2022).

### 5.3 Deskriptiv statistikk

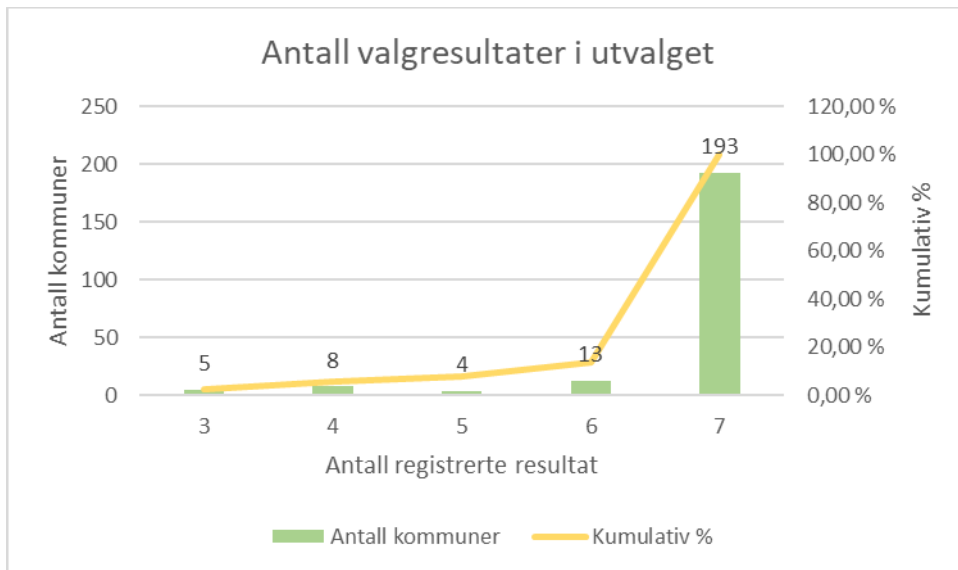
I analysen brukes dataene fra kommuner med tre eller flere registrerte skolevalgresultat. Begrensningen er gjort fordi kommunene trenger minimum tre resultater for å kunne ha resultat før og etter den største økningen i barnehagedekningen.



Figur 3- Antall kommuner med i analysen



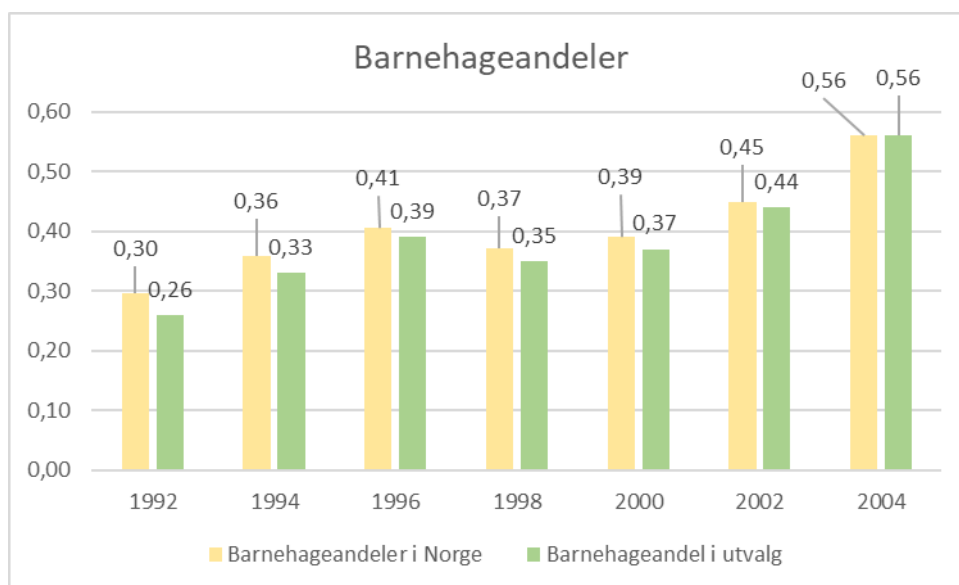
Ved å gjøre denne begrensningen reduseres antall kommuner som inkluderes i utvalget fra 422 til 223, se Figur 3. Antall registrerte valgresultat i kommunene fordeles som vist i Figur 5. Figur 4.



Figur 4- Diagram m/ frekvens valgresultat i utvalg

I utvalget har 86,55% av kommunene registrert skolevalgresultat fra hvert år, bare en andel på 5,83% har 4 eller færre registrerte skolevalgresultater. Estimert sammenheng blir sannsynligvis ikke påvirket av utvalget. Det kan testes ved å gjøre analysen med bare de 193 kommunene med 7 registrerte valgresultat.

Utviklingen i gjennomsnittlig barnehageandel i alle 422 kommuner og for utvalget vises i Figur 5.



Figur 5- Diagram for barnehageandeler

Det ser ut til at barnehagereformen førte til en økning i barnehagedekningen for ett- og to-åringer. I analysen er ikke årskullene 2006, 2008 og 2010 inkludert, dermed er dessverre ikke den største økningen fanget opp i datagrunnlaget.<sup>17</sup> Barnehageandelen i utvalget er sammenlignet med barnehageandelen i hele landet i Figur 5. Barnehagedekningen i utvalget ser ut til å følge trenden til hele landet. Utvalget er representativt, og kan dermed brukes til å gjennomføre analysen. Kullene 2002 og 2004 er derimot de eneste som kan fange opp en mulig effekt av reformen. Barnehageandelene i Figur 5 viser også størst økning mellom 2002 og 2004, som indikerer en effekt.

#### 5.4 Begrensninger ved data

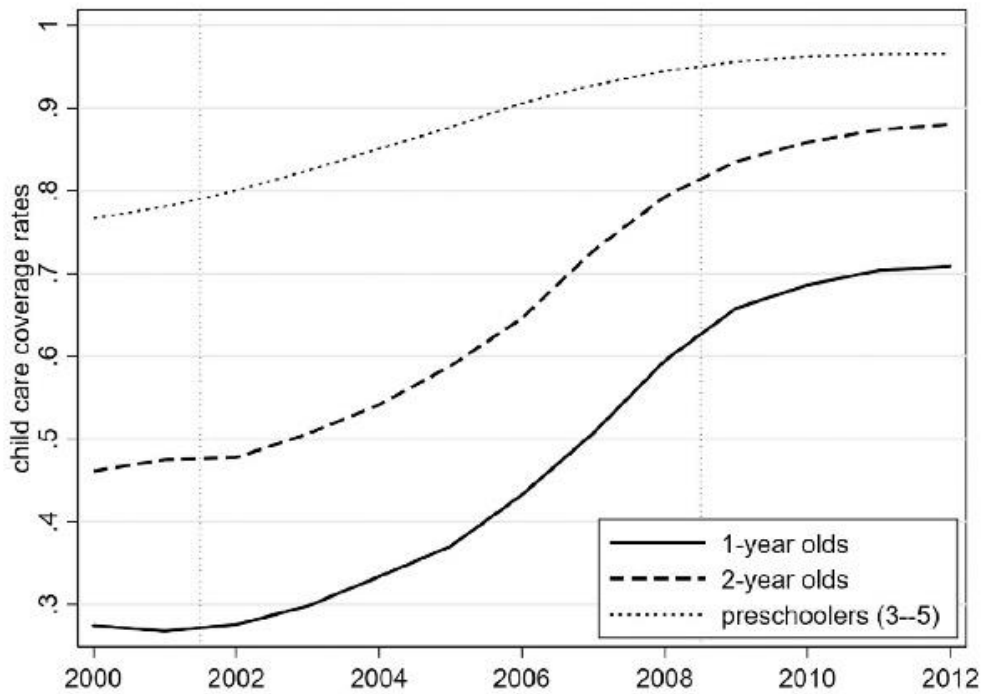
Mulige problemer med studiet er perioden mellom barnehage og videregående. Dataene inkluderer ikke informasjon om inn- og utflytting i kommunene, noe som kan påvirke resultatene og skape støy i analysen. Ikke alle kommuner har både barnehage og videregående skoler i kommunen. Det kan føre til økt varians i regresjonen som følge av målefeil. Det finnes også kommuner hvor det ikke er registrert nok resultater fra skolevalg til å danne en Pre- og Post-trend. Kommunene er dermed utelatt fra datasettet. Data for barnehageandeler finnes for alle kommuner i Norge, gitt statistikken hentet fra SIKT (Sikt 2023). Av de 422 kommunene<sup>18</sup> i landet er kun 223 kommuner inkludert. Dette betyr at nesten halvparten av kommunene er utelatt fra analysen, det kan føre til forventningskjevne estimat. En annen problemstilling knyttet til denne begrensningen er at relativt små kommuner blir ekskludert

<sup>17</sup> Se Feil! Fant ikke referanseilden., som viser utviklingen av barnehageandelen i perioden 2000-2012.

<sup>18</sup> Ifølge kommuneinndelingen i datagrunnlaget fra Sikt.

fra analysen. Dette kan også bidra til forventningskjevne estimat, dersom stemmegivningen varierer med kommunestørrelsen.

Oppgaven ønsker å ta for seg barnehagereformen, som ble iverksatt i 2003 (Meld. St.24 (2002-2003)). I figuren under vises trenden for barnehageandeler i Norge, både før og etter reformen.



(a) Child care coverage rates

Figur 6-Hentet fra Andresen og Havnes (2019)

Figuren viser utviklingen i barnehageandelen blant ett-, to-åringer og førskolebarn (3-5 år) over tid. Spesielt i aldersgruppene 1-2 år øker andelen betydelig mellom 2004 og 2010. Det er viktig å merke seg at utvalget bare inkluderer data frem til 2004, grunnet tilgjengeligheten av skolevalgdata. Skolevalgdataene strekker seg bare til 2021, og det siste inkluderte kullet er 2004-kullet.<sup>19</sup> Dermed vil ikke analysen fange opp all variasjon som oppstår som følge av barnehagereformen.

<sup>19</sup> Dette forklares i Tabell 14 i appendiks.

## 6 Analyse og resultater

I kapittel 6 presenteres resultatene fra regresjonsanalysene og Event-studien. I delkapittel 6.1 presenteres resultatene fra regresjonsanalysene for TWFE-modellen. Resultatene sammenlignes deretter med WLS-resultatene i delkapittel 6.2. Kapittel 6.2.1 tester robustheten til utvalget, med både vektete og uvektede estimat. Delkapittel 6.3 presenterer resultatene fra eventstudien, hvor hovedfokuset er å undersøke antagelsen om en felles trend. I perioden fra 1992 til 2004 økte barnehageandelen i gjennomsnitt med 29,7 prosentpoeng for hele utvalget, og analysen bruker dette snittet for å estimere effekten av barnehagereformen.

I kapittel 6 utfører jeg flere regresjonsanalyser for å estimere korrelasjonen mellom barnehageandel og stemmegivning ved skolevalg. Innledningsvis gjennomføres TWFE-regresjoner for partier og blokker. Alle analysene i 6.1 og 6.2 er gjennomført med vektete estimat, med hensyn på antall stemmer kommunene bidrar med.<sup>20</sup>

Først gjøres en TWFE-regresjon for de syv partiene hver for seg. Som viser sammenhengen mellom barnehageandelen og stemmegivningen på hvert parti. Resultatene viser at økt barnehageandel er positivt korrelert med stemmegivningen på partiene SV, SP og V. Det er derimot en negativ korrelasjon mellom barnehageandel og stemmegivning for AP, KrF, H og FrP. Alle partiestimat er statistisk signifikant på 0,1%-nivå.

Deretter presenteres resultatene fra TWFE-regresjonen for de fire blokkene. De estimerte sammenhengene er statistisk signifikante for blokkene Sosialistisk 2, Borgerlig og Borgerlig 2, mens estimatet for Sosialistisk blokk ikke er statistisk signifikant. Sosialistisk blokk er sammensatt av estimatene for AP og SV, som har motstridende effekt av økt barnehageandel. Det fører til lavere estimert effekt innad i blokken, som gir en ikke-signifikant effekt i blokken. Ved inkludering av SP blir effekten statistisk signifikant og positiv for stemmeandelen i Sosialistisk 2, med en estimert økning på 3,56 prosentpoeng. Estimaterne for de borgerlige blokkene er henholdsvis -7,16 for Borgerlig og -8,64 prosentpoeng for Borgerlig 2. For begge de borgerlige blokkene og Sosialistisk 2 var estimatene statistisk signifikante på 0,1%-nivå.

I kapittel 6.2 sammenligner jeg de estimerte sammenhengene mellom barnehageandel og stemmeandeler fra WLS og FE. WLS-estimatet for Sosialistisk blokk er statistisk signifikant på 1%-nivå. For Sosialistisk 2 ble estimert korrelasjon mindre statistisk signifikant enn

---

<sup>20</sup> Se kapittel 3.4 for detaljer om vektingen.

TWFE-estimatet. WLS estimerte høyere effekt for Sosialistisk blokk og lavere effekt for Sosialistisk 2, sammenlignet med TWFE-estimatene. Estimert korrelasjon mellom barnehageandel og stemmeandel er lavere for WLS enn TWFE. Standardfeilen er også høyere for WLS. Både WLS- og FE-estimatene estimerer en negativ korrelasjon mellom barnehageandel og stemmeandel. Siden standardfeilen er høyere for WLS, vil TWFE-modellen gi mer korrekte estimat.

I kapittel 6.2.1 gjennomføres det en robusthetstest på utvalget i analysen. Det er varierende antall registrerte skolevalgresultat i kommunene, og testen sjekker om utvalget kan påvirke estimatene.

Avslutningsvis gjennomfører jeg en Event-studie. Det lages en tidslinje, hvor  $t = 0$  er året med størst økning i barnehageandel i kommunene. Event-studien sammenligner gjennomsnittlig barnehagedekning i utvalget med gjennomsnittlig stemmeandel i blokkene. Gjennomsnittene følger Event-tidslinjen, som spenner fra -10 til 8, som tilsvarer antall år før og etter den største økningen i barnehageandel. Event-studien gjennomføres for å undersøke antagelsen om en felles trend holder, for å validere at A1 holder.

#### 6.1 «Twoway fixed effect»-regresjonsanalyse

I analysekapittelet presenteres resultatene med hensyn på gjennomsnittlig økning i barnehageandel i utvalget.

$$Effekt_{snitt} = 0,297 * \hat{\beta} * 100 = Prosentvis\ endring(snitt)$$

Dette estimatet vil gi den gjennomsnittlige effekten av barnehagereformen på stemmeandelene, for hele utvalget.  $\hat{\beta}$  som presenteres i tabellene er basert på en økning fra 0 til 100 prosent barnehagedekning. Resultatene vil tolkes med hensyn på utviklingen i barnehageandelen i utvalget fra 1992-2004. Barnehagedekningen økte med 29,7 prosentpoeng i løpet av perioden.

Tabell 5-Tabell m/regresjonsresultat partier TWFE

Kommuneobservasjonene er vektet med deres andel av de totale skolevalgstemmene

Partier	AP	SV	SP	KrF	V	H	FrP
Barnehageandel	-0,0451	0,0427	0,1180	-0,0443	0,0988	-0,1180	-0,1590
Signifikans	***	***	***	***	***	***	***
Standardfeil	(0,0214)	(0,0116)	(0,0161)	(0,00854)	(0,0127)	(0,0172)	(0,0180)
Kommunefast effekt	NEI	JA	NEI	JA	JA	JA	JA
Tidsfast effekt	NEI	JA	NEI	JA	JA	JA	JA
Observasjoner	1496	1496	1496	1496	1496	1496	1496

Standardfeil i parenteser

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

I Tabell 5 over presenteres resultatene fra TWFE-regresjonene for hvert enkelt parti. Alle resultatene er statistisk signifikante på et 0,1%-nivå. Estimaten viser at AP, KrF, H og FrP opplever en reduksjon i stemmeandel. Med en økning på 29,7 prosentpoeng vil stemmeandelen til AP reduseres med 1,34 prosentpoeng, KrF med 1,32 prosentpoeng, H med 3,50 prosentpoeng og FrP med 4,72 prosentpoeng.

For SV, SP og V er effekten motsatt, deres stemmeandel øker når barnehageandelen øker. Ved en økning i barnehageandel på 29,7 prosentpoeng, er den estimerte økningen på 1,27 prosentpoeng for SV. SP har en estimert økning på 3,50 prosentpoeng og V en økning på 2,93 prosentpoeng.

Det er ikke en entydig effekt for partiene i sosialistisk og borgerlig blokk. Begge blokkene har partier som påvirkes negativt og positivt av økt barnehageandel. Ved å utføre en regresjon der partiene er delt inn i politiske blokker, kan man finne den totale effekten på stemmeandelen til sosialistisk og borgerlig blokk. Resultatene fra disse regresjonene vises i Tabell 6, der sosialistisk- og borgerlig stemmeandel er utfallsvariabler. I dette kapittelet refereres det til blokkene, Sosialistisk (AP og SV), Sosialistisk 2 (AP, SV og SP), Borgerlig (H, V og Frp) og Borgerlig 2 (H, V, Frp og KrF). Dette skillet er gjort fordi SP og KrF skiller seg ut fra resten av blokken. Politisk befinner de seg «mellom» de to blokkene. KrF er åpne for samarbeid med den sosialistiske blokken (Kallelid 2023). Derfor kan det være vanskelig å plassere KrF i den borgerlige blokken. Det samme kan sies om SP; «*Senterpartiet definerer seg selv som et sentrumsparti i norsk politikk, og har samarbeidet i regjering med partier både på høyre- og*

venstresiden.» (Takvam 2022). Kommunefaste- og tidsfaste effekter er inkludert i FE-modellen.

Tabell 6-Tabell m/TWFE-regresjonsresultat sosialistisk og borgerlig blokk

Kommuneobservasjonene er vektet med deres andel av de totale skolevalgstemmene

Blokk	Sosialistisk	Sosialistisk 2	Borgerlig	Borgerlig 2
Barnehageandel	0,039	0,120	-0,241	-0,291
Signifikans		***	***	***
Standardfeil	(0,0204)	(0,0206)	(0,0205)	(0,0224)
Kommunefast effekt	JA	JA	JA	JA
Tidsfast effekt	JA	JA	JA	JA
Observasjoner	1496	1496	1496	1496

Standardfeil i parenteser

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Regresjonene viser statistisk signifikante estimater for 3 av 4 blokker, noe som betyr at barnehageandelen kan bidra til å forklare deler av variasjonen i skolevalgresultatene.

Resultatene viser at den sosialistiske stemmeandelen øker, mens den borgerlige andelen faller når barnehagedekningen øker. Den estimerte effekten av en gjennomsnittlig økning på 29,7 prosentpoeng i barnehageandelen, er en økning på 1,16 prosentpoeng for Sosialistisk blokk og 3,56 prosentpoeng for Sosialistisk 2. For Borgerlig og Borgerlig 2 er estimert gjennomsnittseffekt henholdsvis -7,16 og -8,64 prosentpoeng. De borgerlige estimatene er statistisk signifikante både med og uten Krf. P-verdien til regresjonen til den sosialistiske blokken uten SP er på 0,06, som betyr at det er en svak korrelasjon. Estimateret er ikke statistisk signifikant for Sosialistisk. En mulig forklaring på dette kan være at AP og SV har motsatt effekt av økt barnehageandel. For Sosialistisk 2 er estimatet statistisk signifikant. Forholdet mellom barnehageandel og Sosialistisk 2 stemmeandel er positiv.

På grunn av tidsperioden mellom barnehagegang og skolevalg, er det sannsynlig at andre utelatte variabler kan ha hatt innvirkning. TWFE-modellen kan gi forventningsskjev estimater, dersom de utelatte variablene påvirker både stemmegivningen og barnehagegangen. Hvis en av antagelsene for TWFE-modellen ikke holder, kan det også gi forventningsskjev estimat. Eksogen påvirkning og utelatte variabler, er eksempel på antagelser som kan være brutt i utvalget. For å undersøke om det finnes gruppe- og tidsfaste effekter sammenlignes estimater fra WLS og TWFE-modellen. Hvis en vanlig lineær regresjon gir andre estimater

enn TWFE-modellen, betyr at det finnes faste effekter, i form av kommune- eller tidsfaste effekter.

## 6.2 TWFE og WLS

For å undersøke om kommune- eller tidsfaste effekter kan forklare noe av variasjonen i utvalget, sammenlignes estimatene fra TWFE-modellen med WLS-estimat. Dersom estimatene er forskjellige, vil TWFE-modellen gi mest korrekte estimater siden feilledet  $c_{kt} < \varepsilon_{kt}$ .

Det er sannsynlig at standardfeilene er heteroskedastiske, og derfor benyttes robuste standardfeil i analysene.

Tabell 7-Sammenligning av WLS og TWFE (Sosialistisk blokk)  
Kommuneobservasjonene er vektet med deres andel av de totale skolevalgstemmene

	Sosialistisk WLS	Sosialistisk FE	Sosialistisk 2 WLS	Sosialistisk 2 FE
Barnehageandel	0,065	0,039	0,063	0,120
Signifikans	**		*	***
Standardfeil	(0,0213)	(0,0204)	(0,0260)	(0,0206)
Kommunefast effekt	NEI	JA	NEI	JA
Tidsfast effekt	NEI	JA	NEI	JA
Observasjoner	1496	1496	1496	1496

Standardfeil i parenteser

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

For den sosialistiske blokken gir WLS ett statistisk signifikante estimat på 1%-nivå, for barnehageandelen. Estimaten for Sosialistisk 2 er statistisk signifikante på 5%-nivå. For Sosialistisk estimerer WLS en effekt på 1,93 prosentpoeng, ved en gjennomsnittlig økning i barnehageandel på 29,7 prosentpoeng. TWFE-estimatet er på 1,16 prosentpoeng. WLS-estimatet er lavere enn TWFE-estimatet, for Sosialistisk 2. For Sosialistisk 2 er estimert gjennomsnittseffekt for WLS på 1,87 prosentpoeng. For TWFE er gjennomsnittseffekten på 3,56 prosentpoeng. Hvis man sammenligner estimatene for begge de sosialistiske sammensetningene, er estimatene fra WLS relativt like. For TWFE-estimatene er det nesten dobbelt så høy økning i stemmeandel for Sosialistisk 2.

I Tabell 8 viser estimatene fra WLS- og TWFE-regresjonene, for de borgerlige blokkene. WLS gir statistisk signifikante estimat på 0,1% nivå, for både Borgerlig og Borgerlig 2. For Borgerlig er TWFE-estimatet dobbelt så høyt som WLS-estimatet. Forskjellen mellom WLS



og TWFE er lavere for Borgerlig 2, men WLS-estimatene er generelt sett lavere enn TWFE-estimatene.

Tabell 8-Sammenligning av WLS og TWFE (borgerlig blokk)

Kommuneobservasjonene er vektet med deres andel av de totale skolevalgstemmene

	Borgerlig WLS	Borgerlig FE	Borgerlig 2 WLS	Borgerlig 2 FE
Barnehageandel	-0,122	-0,241	-0,186	-0,291
Signifikans	***	***	***	***
Standardfeil	(0,0299)	(0,0205)	(0,0315)	(0,0224)
Kommunefast effekt	NEI	JA	NEI	JA
Tidsfast effekt	NEI	JA	NEI	JA
Observasjoner	1496	1496	1496	1496

Standardfeil i parenteser

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

WLS-estimatene er lavere enn TWFE-estimatene i 3 av 4 tilfeller. Det kan tyde på at WLS underestimerer effekten av barnehageandelen, siden de tids- og kommunefaste effektene ikke inkluderes. Den statistiske signifikansen varierer for de sosialistiske blokkene, for både WLS og TWFE. Som betyr at effekten av barnehageandelen varierer mer for sosialistisk stemmeandel. Siden WLS- og TWFE-estimatene er forskjellige og feilledet  $\varepsilon_{kt}$  er større enn  $c_{kt}$ , vil TWFE-modellen gi mer forventningsrette estimat.

#### 6.2.1 Robusthetstest for utvalg og vekting

Leddene for observasjoner varierer i tabellene. Ved 1496 observasjoner er alle kommuner med antall registrerte skolevalgresultat  $\geq 3$  inkludert. Utvalget med 1351 observasjoner inkluderer bare kommuner med syv registrerte skolevalgresultat. For oversikt se Figur 4 i kapittel 4.3.

Tabell 9-Regresjonsresultater m/forskjellig utvalg og modeller (AP og SV)

Sosialistisk	OLS	WLS	FE(Vektet)	FE	OLS	WLS	FE(Vektet)	FE
Barnehageandel	0,0512	0,0651	0,0385	-0,00244	0,076	0,0742	0,0409	-0,00528
Signifikans	**	**			***	***		
Standardfeil	(0,0183)	(0,0213)	(0,0204)	(0,0230)	(0,0188)	(0,0218)	(0,0209)	(0,0241)
Kommunefast effekt	NEI	NEI	JA	JA	NEI	NEI	JA	JA
Tidsfast effekt	NEI	NEI	JA	JA	NEI	NEI	JA	JA
Observasjoner	1496	1496	1496	1496	1351	1351	1351	1351

Standardfeil i parenteser

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Tabell 10 Tabell 9 viser regresjonsresultatene for Sosialistisk blokk. For denne blokken er den estimerte effekten av barnehageandel bare statistisk signifikant for OLS og WLS, dette gjelder

for begge utvalgene. Utvalget hvor bare kommunene med 7 valgresultat er inkludert gir mer statistisk signifikante estimat. Begge utvalgene gir estimater på minst 1% signifikansnivå. De estimerte sammenhengene viser en mer positiv korrelasjon mellom barnehageandel og sosialistisk stemmegivning, når observasjonene reduseres. Endringen er ikke stor mellom utvalgene. Variansen er tilnærmet lik, og begge utvalgene kan brukes i analysen. Forskjellen mellom OLS og WLS er liten. Den største forskjellen er mellom de vektete og uvektede TWFE-estimaterne. TWFE-estimaterne som er uvektet har lavere estimert effekt av barnehageandel, men ingen av estimatene er signifikante. Estimaterne som er vektet, har mindre standardfeil enn de uten vekting. Dette kan indikere at det er større variasjon i de små kommunene, og at antagelse A3 kan være brutt. Vekting burde derfor benyttes. TWFE-estimaterne som ikke vektet er lavere enn de vektete estimaterne, som kan bety at effekten av barnehageandel er høyere i store kommuner.

Tabell 10-Regresjonsresultater m/forskjellig utvalg og modeller (AP, SV og SP)

Sosialistisk 2	OLS	WLS	FE(Vektet)	FE	OLS	WLS	FE(Vektet)	FE
Barnehageandel	0,11	0,063	0,12	0,115	0,131	0,0652	0,121	0,106
Signifikans	***	***	***	***	***	*	***	***
Standardfeil	(0,0232)	(0,0260)	(0,0206)	(0,0226)	(0,0249)	(0,0266)	(0,0211)	(0,0233)
Kommunefast effekt	NEI	NEI	JA	JA	NEI	NEI	JA	JA
Tidsfast effekt	NEI	NEI	JA	JA	NEI	NEI	JA	JA
Observasjoner	1496	1496	1496	1496	1351	1351	1351	1351

Standardfeil i parenteser

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Tabell 10 presenterer estimatene for Sosialistisk 2 blokken. Alle estimatene er statistisk signifikante på et 5%-nivå. Ved å endre utvalget endres effektene og variansen. Med unntak av WLS-estimatet med 1351 observasjoner, endres ikke den statistiske signifikansen.

Vektingen påvirker estimatene til OLS, og WLS gir lavere estimater. For TWFE-estimaterne er det liten eller ingen effekt av vektingen.

Tabell 11-Regresjonsresultater m/forskjellig utvalg og modeller (H, V og Frp)

Borgerlig	OLS	WLS	FE(Vektet)	FE	OLS	WLS	FE(Vektet)	FE
Barnehageandel	-0,126	-0,122	-0,241	-0,179	-0,151	-0,127	-0,246	-0,184
Signifikans	***	***	***	***	***	***	***	***
Standardfeil	(0,0219)	(0,0299)	(0,0205)	(0,0218)	(0,0229)	(0,0309)	(0,0209)	(0,0230)
Kommunefast effekt	NEI	NEI	JA	JA	NEI	NEI	JA	JA
Tidsfast effekt	NEI	NEI	JA	JA	NEI	NEI	JA	JA
Observasjoner	1496	1496	1496	1496	1351	1351	1351	1351

Standardfeil i parenteser

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Tabell 11 viser estimatene fra de forskjellige regresjonene, for Borgerlig blokk. Ingen av de estimerte korrelasjonene eller variansen endres signifikant ved å endre utvalget. Vektingen gir lavere standardfeil for TWFE-estimatene. Det indikerer at vektingen burde benyttes.

Tabell 12-Regresjonsresultater m/forskjellig utvalg og modeller (H, V, FrP og KrF)

Borgerlig 2	OLS	WLS	FE(Vektet)	FE	OLS	WLS	FE(Vektet)	FE
Barnehageandel	-0,166	-0,186	-0,291	-0,223	-0,192	-0,192	-0,296	-0,222
Signifikans	***	***	***	***	***	***	***	***
Standardfeil	(0,0233)	(0,0315)	(0,0224)	(0,0235)	(0,0246)	(0,0325)	(0,0228)	(0,0244)
Kommunefast effekt	NEI	NEI	JA	JA	NEI	NEI	JA	JA
Tidsfast effekt	NEI	NEI	JA	JA	NEI	NEI	JA	JA
Observasjoner	1496	1496	1496	1496	1351	1351	1351	1351

Standardfeil i parenteser

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Tabell 12 presenterer estimatene for Borgerlig 2. Ved å inkludere KrF er variasjonen mellom de to utvalgene større. Spesielt for OLS og WLS øker den estimerte negative korrelasjonen mellom barnehageandel og Borgerlig 2 stemmeandel. Vektingen har samme effekt for TWFE-estimatene for Borgerlig 2, som Borgerlig blokk.

En endring i utvalgsspesifikasjonen har liten eller ingen effekt på den estimerte effekten av barnehageandelen på stemmeandelen for blokkene Sosialistisk 2 og Borgerlig. Det er en moderat forskjell for blokkene Sosialistisk og Borgerlig 2. En ulempe ved å utelukke kommuner med mellom 3 og 6 registrerte skolevalgresultat er at det kan bidra til utvalgsskjevhet. Små kommuner med få videregående skoler kan være underrepresentert, og endringen i utvalget kan skape en bias mot store kommuner. Gitt disse resultatene vil ikke en endring i utvalget endre tolkningen av analysen.

Vekting av TWFE-modellen fører til lavere standardfeil. Med unntak av estimatene for sosialistisk blokk, påvirker vektingen estimatene lite. Analysen kan gjennomføres både med og uten vekting. For å representere effekten i befolkningen har jeg valgt å tolke de vektete estimatene.

Datagrunnlaget som benyttes i analysen inkluderer alle kommuner med 3 eller flere registrerte skolevalgresultat. Utvalget består av 223 av totalt 422 kommuner.<sup>21</sup> Kommuner med færre registrerte skolevalgresultater er utelatt fordi det ikke er mulig å undersøke en pre- og post-trend. Utvalgsspesifikasjonen er gjort for å unngå utvalgsskjevhet, og samtidig kontrollere for antagelsen om en felles trend. En robusthetstest av datagrunnlaget er gjennomført ved å

<sup>21</sup> Gitt kommuneoversikten i SIKTs kommunedatabase.

sammenligne regresjonsestimatene for det alternative datagrunnlaget. Testen gir ikke grunnlag til å endre utvalget i analysen.

Tabell 13-Statistikk for befolkning i norske kommuner.

Befolkningsstatistikk for kommuner	
Snitt	Median
15240	5180

I Tabell 13 presenteres gjennomsnitts- og medianbefolkning i norske kommuner i 2022 (SSB 2022). Norske kommuner har i snitt 15 240 og mediankommunen har 5 180 innbyggere. Det betyr at den typiske norske kommune har lavt innbyggertall. Derfor er det viktig å inkludere de små kommunene i utvalget.

### 6.3 Event-studie

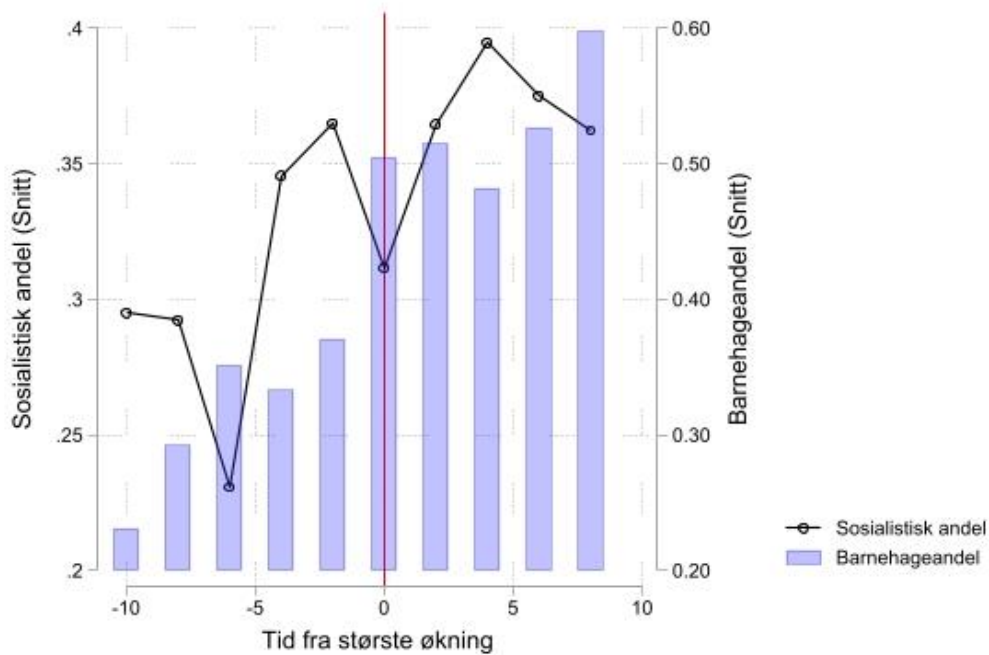
Den identifiserende antagelsen om at feilleddet i TWFE-modellen er uavhengig av barnehageandelen,  $E(c_{kt}|B_k) = 0$ , kreves for at TWFE-estimatene kan gis en kausal tolkning. Denne antagelsen innebærer at feilleddet ikke er korrelert med barnehageandelen. Antagelsen krever at det ikke er utelatte variabler som påvirker både stemmegivningen og barnehagegangen. Det er ikke mulig å teste denne antagelsen. En måte å undersøke antagelsen holder er å gjennomføre en Event-studie.

I likhet med Andresen og Havnes (2019) gjennomfører jeg en Event-studie, for å undersøke om  $E(c_{kt}|B_k) = 0$ . Det opprettes en tidslinje, hvor den største økningen i barnehageandel for hver kommune defineres som  $t = 0$ . I Event-studien brukes  $t = 0$  som referansepunkt, fordi utbyggingen av barnehageplasser som følge av barnehagereformen skjer i forskjellige perioder for kommunene. Alle kommuner har minimum en periode før og etter  $t = 0$ , slik at de har både en pre- og post-trend. Hvis det er en felles trend, bør sammenhengen mellom barnehageandelen og stemmeandelene være tilnærmet lik før og etter  $t = 0$ . Samtidig bør det også være et tydelig skift ved  $t = 0$ .

Resultatene fra eventstudien viser en sammenheng mellom barnehageandelen og stemmeandelene for blokkene. Det er ingen entydig sammenheng over tid, og stemmeandelen følger ikke utelukkende trenden til barnehagedekningen. Dette kan bety at antagelsen om en felles trend er brutt, og at resultatene derfor ikke kan gis en kausal fortolkning.

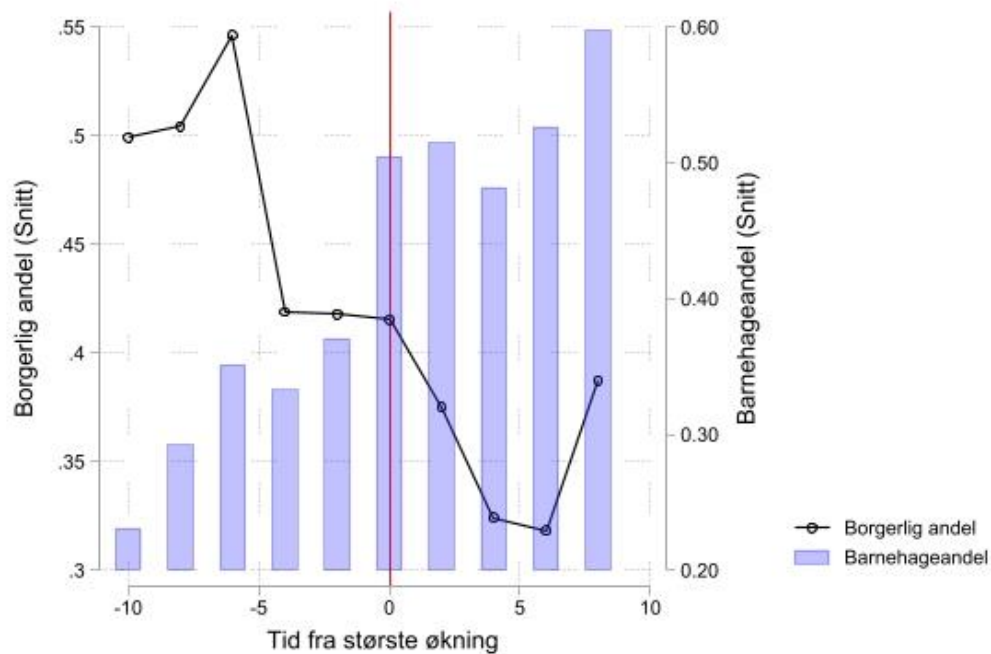
Stemmeandelene til de politiske blokkene påvirkes ikke utelukkende positivt eller negativt av barnehageandelen. Se Figur 7, Figur 8, Figur 9 og Figur 10, hvor det er flere tilfeller av variasjon for begge blokkene, som indikerer at antagelsen om en felles trend er brutt. Selv om

trenden til virker å være fallende for den borgerlige blokken, og økende for den sosialistiske blokken, kan det være andre variabler som forklarer denne variasjonen.



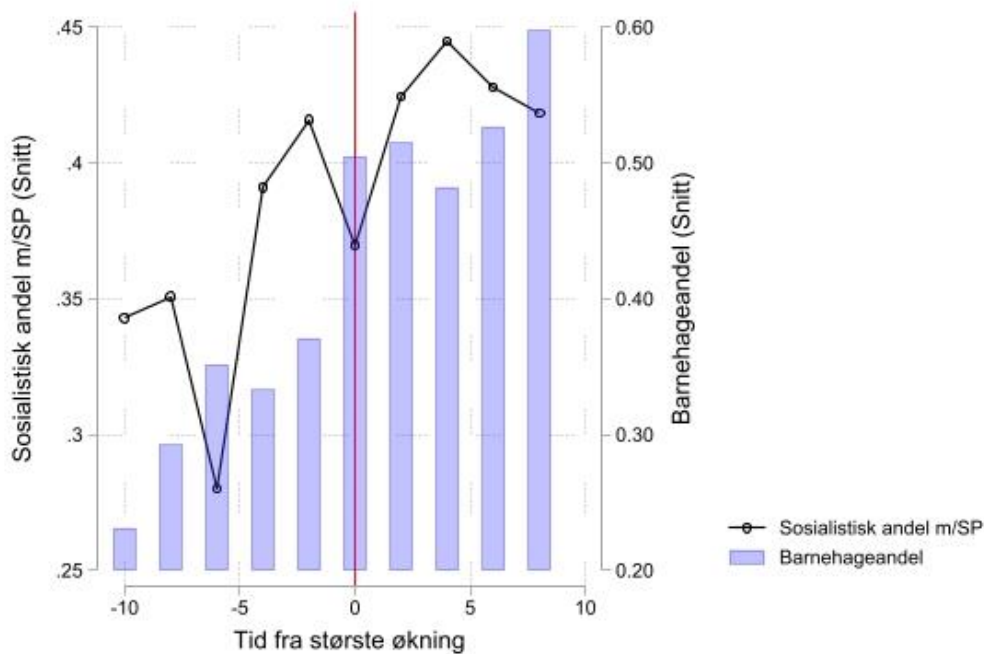
Figur 7-Eventstudie, sosialistisk- og barnehageandel (vektet)

I Figur 7 vises sammenhengen mellom barnehageandel og andelen stemmer på de sosialistiske partiene, Arbeiderpartiet (AP) og Sosialistisk Venstreparti (SV). Den røde linjen markerer året med den største økningen i barnehageandelen for hver kommune, og  $t = 0$  representerer året med størst økning for alle kommunene i utvalget. I Figur 7 er det ikke et markant skift ved  $t = 0$ , men en økning i barnehageandel ser ut til å øke andelen sosialistiske stemmer i kommunene.



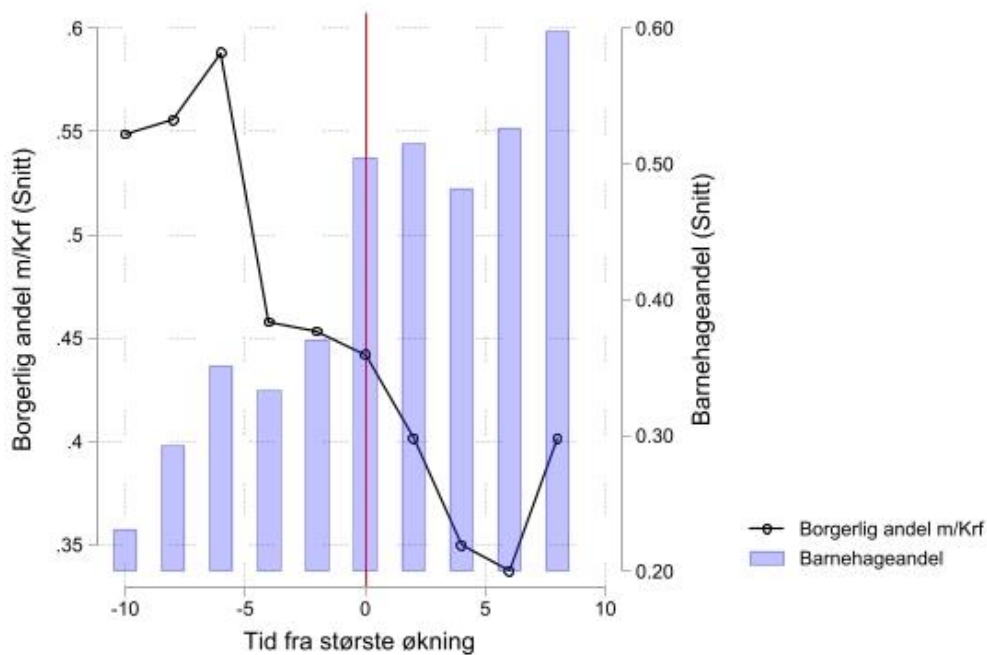
Figur 8-Eventstudie, borgerlig- og barnehageandel (vektet)

I Figur 8 vises sammenhengen mellom barnehageandel og andelen borgerlige stemmer, representert av partiene Venstre (V), Høyre (H) og Fremskrittspartiet (FrP). Den røde linjen markerer året hvor barnehageandelen økte mest i hver kommune, og  $t = 0$  er perioden hvor andelen økte mest for alle kommunene i utvalget. I Figur 8 er det ikke et markant skift ved  $t = 0$ , men en økning i barnehageandel ser ut til å redusere andelen borgerlige stemmer i kommunene.



Figur 9- Eventstudie, sosialistisk- og barnehageandel (m/SP) (vektet)

I Figur 10 vises resultatene fra Event-studien for andelen stemmer til Sosialistisk 2 blokken. Når Senterpartiet inkludereres, blir den sosialistiske trenden enda tydeligere. Det ser ut til at økt barnehageandel har en positiv effekt på andelen sosialistiske stemmer.



Figur 10- Eventstudie, borgerlig- og barnehageandel (m/Krf) (vektet)

Ved å inkludere Krf i den borgerlige er det liten eller ingen tydelig endring. Det påvirker andelen i liten grad. Sammenhengen er fortsatt negativ mellom borgerlig stemmeandel og barnehageandelen. Økt barnehageandel virker å redusere borgerlig stemmeandel, som også var resultatet fra regresjonene.

Trenden både før og etter den største økningen i barnehageandel varierer, og det er vanskelig å observere en markant forskjell ved den antatte hendelsen. Behandlingen i denne Event-studien er økt barnehageandel, som antas å være som følge av barnehagereformen (2002-2003).

Dermed vil det være vanskelig å konkludere med at barnehagereformen har hatt en kausal effekt på barns politiske preferanser, gitt resultatene fra Event-studien. TWFE-estimatene må tolkes forsiktig.



## 7 Diskusjon

Formålet med oppgaven var å undersøke om økt barnehagedekning for 1.- og 2-åringer har påvirket deres fremtidige politiske preferanser. Oppgaven skiller mellom borgerlig og sosialistisk blokk, og undersøker om eventuelle forskjeller i skolevalgutfall kan forklares av barnehage tilbudet i kommunene. Hypotesen baseres på antagelsen om at sosialistisk blokk i større grad er for omfordeling, enn borgerlig blokk.

Datagrunnlaget til analysen inkluderer barnehageantall og antall barn for hver kommune, og er knyttet mot registrerte stemmer ved skolevalg for gjeldende kull.<sup>22</sup> I utvalget ble opprinnelig data fra 422 norske kommuner benyttet, men 199 kommuner ble utelatt på grunn av et for lavt antall registrerte valgresultater.<sup>23</sup> Dermed er bare 52,8% av kommunene i Norge inkludert i analysen.<sup>24</sup> Det er stor forskjell mellom norske kommuner, når det gjelder størrelse, geografisk plassering, demografi, industrier og antall skolevalgstemmer, for å nevne noen. Dette kan være problematisk om det påvirker både barnehagedekningen og stemmegivningen. For å ta hensyn til dette gjennomføres en TWFE-regresjon, som inkluderer kommune- og tidsfaste effekter. Den kommunefaste effekten fanger opp variasjonen som kan forklares av egenskaper ved kommunen, mens den tidsfaste effekten fanger opp den tidsmessige variasjonen som er lik for alle kommuner (Angrist og Pischke 2015, 192-194).

De estimerte sammenhengene mellom barnehageandel og stemmeandel for alle partier var statistisk signifikante. For AP, KrF, H og FrP var den estimerte korrelasjonen negativ, for SP, SV og V var korrelasjonen positiv. Det er vanskelig å definere partiforskjellene med hensyn på deres grad av omfordelingsfokus. Derfor er det mer effektivt å dele inn i blokker for å tolke resultatene fra analysen. Regresjonen gjennomføres for fire blokker,<sup>25</sup> Sosialistisk, Sosialistisk 2, Borgerlig og Borgerlig 2. Den estimerte sammenhengen for de sosialistiske blokkene er positiv, ved økt barnehageandel øker stemmeandelen. Bare estimatet for Sosialistisk 2 er statistisk signifikant. Den estimerte sammenhengen gir en 3,56 prosentpoengs økning i stemmeandel, gitt en gjennomsnittlig økning på 29,7 prosentpoeng i barnehageandelen. For de to borgerlige blokkene er de estimerte sammenhengene statistisk signifikante og negative. De estimerte sammenhengene ved en gjennomsnittlig økning i barnehageandelen for de borgerlige blokkene er -7,16 prosentpoeng for Borgerlig, og -8,64 prosentpoeng for Borgerlig

---

<sup>22</sup> Se Tabell 14 i appendiks

<sup>23</sup> Se Figur 3 og Figur 4 i kapittel 5.3.

<sup>24</sup> Gitt kommuneoversikten som ligger til grunn i Sikts datagrunnlag.

<sup>25</sup> Se Tabell 4 for blokkfordeling.

2. Dermed er det en korrelasjon mellom barnehageandel og politiske preferanser. Den negative effekten på borgerlig stemmeandel er større enn den positive effekten på sosialistisk stemmeandel. Det kan tyde på at utelatte partier fanger opp noe av effekten. Dermed kunne det ha vært relevant å inkludere Rødt (R) i analysen.

Det er imidlertid ikke nødvendigvis grunn til å påstå at korrelasjonen reflekterer en kausal sammenheng, da det er en høy sannsynlighet for at en eller flere av antagelsene for TWFE-modellen er brutt. Selv om antagelsen om et balansert panel er brutt, forventes det at dette har begrenset effekt på utfallet.<sup>26</sup> Event-studien viser samme bilde som TWFE-estimatet, altså at økt barnehageandel fører til større andel sosialistiske stemmer, og færre borgerlige stemmer. Alle figurene fra eventstudien samsvarer i stor grad med estimert korrelasjon fra WLS og TWFE, men det er ingen entydig sammenheng. Det er dermed ingen tydelig parallell trend for noen av blokkene. Antagelsen om en felles trend virker å være brutt, dermed også A1. Det kan føre til forventningsskjevne estimat for TWFE-modellen (Gentzkow, Shapiro og Sinkinson 2011).

Det gjennomføres en WLS-regresjon med de samme variablene, og estimatene sammenlignes med TWFE-estimatene. I WLS-regresjonen er verken tidsfaste- eller kommunefaste-effekter inkludert, og dermed forventes standardfeilen å øke. Sammenlignet med TWFE-estimatene reduseres estimert korrelasjon for blokkene Sosialistisk 2, Borgerlig og Borgerlig 2, mens korrelasjonsestimatet øker for Sosialistisk. Som antatt øker standardfeilen for alle blokkene, som betyr at noe av feilledet kan forklares av kommunefaste- og tidsfaste-effekter. Alle estimatene for WLS er statistisk signifikante på minimum 5% signifikansnivå. De estimerte korrelasjonene i WLS trekker i samme retning som TWFE-estimatene. Begge regresjonsestimatene viser en negativ korrelasjon mellom økt barnehageandel og borgerlig stemmeandel, og en positiv korrelasjon for sosialistisk stemmeandel. Dermed støtter resultatene hypotesen om at økt barnehageandel fører til økt sosialistisk stemmeandel. Tidligere forskning finner en sammenheng mellom barnehagegang og økt preferanse til omfordeling (Cappelen, et al. 2020). Individ som er mer tilbøyelig til omfordeling stemmer i større grad på sosialistiske partier, og motsatt for borgerlige partier (Kerschbamer og Müller 2020). Begge studiene indikerer at økt barnehageandel kan føre til en økning i sosialistisk stemmegivning, og en redusert borgerlig stemmeandel. Dette samsvarer med estimert korrelasjon i analysene.

---

<sup>26</sup> Forklares i kapittel 6.2.1, hvor resultatene utvalget robusthetstestes.

Kommuneobservasjonene i analysene er vektet i henhold til deres andel av de totale stemmene. I kapittel 6.2.1 sammenlignes vektete og uvektede estimater for å vurdere robustheten til de vektete estimatene. Det er ingen stor forskjell mellom estimatene, men variansen er høyere for de uvektede TWFE-estimatene. OLS- og WLS-estimatene varierer i større grad, og her er standardfeilen høyest for WLS-estimatene. Alle estimerte effekter påvirker i samme retning, slik at både vektete- og uvektede observasjoner kan brukes til å tolke effekten av økt barnehageandel. Det er mest hensiktsmessig å bruke vektete estimat, for å tolke effekten i befolkningen.

Et mulig problem for analysen er datagrunnlaget. Det er en lang periode mellom målingen av barnehageandel og skolevalg. Barnehageandelen er hentet fra når barna er 1-2 år, og skolevalgdatabasene fra når barna er 17-18 år.<sup>27</sup> Det er dermed 16-17 år mellom målingen av de to variablene. I denne perioden kan andre variabler påvirke barns sosiale preferanser (Lévy-Garboua, Meidinger og Rapoport 2006), som igjen kan påvirke politiske preferanser. Datagrunnlaget i oppgaven inkluderer ikke andre forklaringsvariabler som kan påvirke barnehagegang og politiske preferanser. Det er dermed mulig at estimert effekt av barnehagegang er forventningsskjev. En statistisk signifikant sammenheng vil gi oss en indikasjon på korrelasjon mellom stemmeandelen og barnehagedekningen, men kan ikke gis en kausal tolkning. For videre forskning anbefales et bedre datagrunnlag med flere relevante forklaringsvariabler, for å finne en kausal sammenheng. Barnas og foreldrenes utdanning kan være interessant å inkludere i analysen, siden det kan påvirke både sosiale og politiske preferanser (Druckman og Lupia 2000, Bauer, Chytilová og Pertold-Gebicka 2014), og påvirkes av barnehagegang.

Cappelen, et al. (2020) fant en positiv sammenheng mellom barnehagegang og barns tilbøyelighet til omfordeling. Formålet med oppgaven var å undersøke om denne effekten også kunne påvirke barns politiske preferanser. Hypotesen min var at økt barnehagedekning ville føre til en økning i stemmeandelen for sosialistiske partier, ettersom disse partiene i større grad støtter omfordeling av offentlige ressurser enn de borgerlige partiene. Resultatene støtter hypotesen min, men det må understrekes at jeg ikke kan utelukke at den identifiserende antagelsen A1 er brutt. Resultatene må derfor ikke gis en kausal tolkning.

---

<sup>27</sup> Dette er gitt at barna fullfører VGS innen normert tid, uten opphold. Denne antagelsen ligger til grunn i datagrunnlaget. Alder høsten år 2 VGS.

Analyseresultatene gir statistisk signifikante estimater som indikerer at barnehagegang kan ha en innvirkning på barns politiske preferanser. Estimaten er basert på en økning i barnehagedekning fra 0 til 100%, ingen kommuner i utvalget har 0 i barnehageandel i utgangspunktet. Den gjennomsnittlige økningen i barnehageandel for alle kommuner for perioden 1992-2004 brukes for å finne antatt effekt av barnehagereformen. Det er imidlertid plausibelt at datagrunnlaget mangler viktige forklaringsvariabler, som kan påvirke barnas politiske preferanser og barnehagegang. I tillegg kan perioden mellom barnehagegangen og skolevalget være en potensiell feilkilde, siden data om inn- og utflytting ikke er inkludert. Dermed er ikke nødvendigvis de estimerte sammenhengene kausale, og de bør tolkes som korrelasjoner.

## 8 Konklusjon

Formålet med oppgaven har vært å undersøke sammenhengen mellom barnehageandel og politiske preferanser, ved å analysere data for kullene 1992-2004. Problemstillingen er interessant ettersom det kan gi politiske insentiver til barnehagepolitikk, som kan føre til en endret prioritering for de politiske blokkene.

Jeg finner en sammenheng mellom økt barnehageandel og en økt stemmeandel for sosialistisk blokk. Resultatene indikerer også en redusert stemmeandel for den borgerlige blokken. De estimerte sammenhengene for de sosialistiske blokkene er positiv. Estimater for Sosialistisk blokk er ikke statistisk signifikant, og gir dermed lav eller ingen effekt av økt barnehagedekning på stemmeandelen. For Sosialistisk 2 er den estimerte sammenhengen positiv og statistisk signifikant. Ved en gjennomsnittlig økning i barnehageandelen på 29,7 prosentpoeng, vil stemmeandelen øke med 3,56 prosentpoeng for Sosialistisk 2. De estimerte sammenhengene for de borgerlige blokkene er negativ, og reduksjonen er estimert til -7,16 prosentpoeng for Borgerlig og -8,64 prosentpoeng for Borgerlig 2. Analysen viser en negativ korrelasjon mellom økt barnehageandel og borgerlig stemmeandel. Den positive korrelasjonen er ikke like stor for sosialistisk stemmeandel, og det kan tyde på en «spillover» til andre partier som ikke er inkludert i utvalget, muligens Rødt (R).

Tidligere litteratur underbygger en korrelasjon mellom barnehagegang og politiske preferanser. Cappelen, et al. (2020) fant en sammenheng mellom barnehagegang og økt omfordelingstilbøyelighet. Det kan føre til en endring av stemmegivning, og Kerschbamer og Müller (2020) fant en sammenheng mellom omfordelingstilbøyelighet og økt sosialistisk stemmegivning. Det presenteres også flere mulige variabler som kan påvirke både politiske preferanser og barnehagedekning, som ikke er inkludert i oppgavens datagrunnlag. Det er dermed plausibelt at oppgavens estimerte sammenheng er over- eller underestimert. Sammenhengene burde tolkes med forsiktighet. For å kunne undersøke om det er en kausal sammenheng burde flere mulige forklaringsvariabler inkluderes i fremtidige analyser. Videre forskning bør hensynta dette.

## 9 Videre forskning

I kapittel 4.4 blir begrensningene ved studiet presentert, og det vises til at den største økningen i barnehageandelen skjedde mellom 2003 og 2010. Det vil være interessant å gjøre samme analyse når disse kullene har avgitt stemme i skolevalget. Da vil analysen kunne fange opp effekten av barnehagereformen.

I videre forskning kan det også være interessant å inkludere andre faktorer som kan påvirke resultatene i analysen. Det kan være interessant å inkludere variabler for inn- og utflytting, lese-, skrive- og regne-nivå (nasjonale prøver) og stemmegivning ved valg (kommune og storting), i kommunene. Inkludering av flere variabler som påvirker utfallet kan gi bedre estimat for  $\lambda$ .

Det kan også være interessant å gjennomføre en diff-in-diff-analyse, hvor private og offentlige barnehager sammenlignes. Da kan man teste om private barnehager bruker mulighetene §1.a åpner for (Barnehageloven 2005), og dermed skaper et skille mellom offentlig og private barnehager.

Det kan også være aktuelt å undersøke om man finner en effekt av foreldres utdanning og lønn og familiebakgrunn, på de politiske preferansene. Dannelsen av politiske preferanser påvirkes i flere kanaler, og den interne prosessen kan påvirkes av både barnehagegang og mulige utelatte variabler (Druckman og Lupia 2000). Foreldres utdanning er vist å ha en sammenheng med barnas omfordelingspreferanser (Bauer, Chytilová og Pertold-Gebicka 2014).

## Bibliografi

- Andresen, Martin E., og Tarjei Havnes. 2019. «Child care, parental labor supply and tax revenue.» *Labour Economics*, desember.  
doi:<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2019.101762>.
- Angrist, Joshua D., and Jörn-steffen Pischke. 2015. "Mastering Metrics, The Path From Cause To Effect." 192-194. New Jersey: Princeton University Press.
- Angrist, Joshua D., og Jörn-steffen Pischke. 2015. «Mastering Metrics, The Path From Cause To Effect.» 55-59. New Jersey: Princeton University Press.
- Arbeiderpartiet. 2023. *Arbeiderpartiet.no, grunnleggende verdier*. Funnet Mai 5., 2023.  
<https://program.arbeiderpartiet.no/de-store-oppgavene-loser-vi-best-sammen/vare-grunnleggende-verdier/>.
- Barnehageloven. 2005. «Barnehagens formål og innhold.» 17 juni.  
<https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2005-06-17-64>.
- Bauchmüller, Robert, Mette Gørtz, og Astrid W. Rasmussen. 2014. «Long-run benefits from universal high-quality preschooling.» *Early Childhood Research Quarterly*, 457-470.  
doi:<https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2014.05.009>.
- Bauer, Michal, Julie Chytilová, og Barbara Pertold-Gebicka. 2014. «Parental background and other-regarding preferences in children.» *Experimental Economics*, Mars: 24-46.  
<https://link.springer.com/article/10.1007/s10683-013-9355-y>.
- Bjørkli, Elin Såheim. 2018. "SSB.no." *SSB/Utdanning*. april 4. Accessed mai 28., 2023.  
<https://www.ssb.no/utdanning/artikler-og-publikasjoner/andel-barn-i-barnehage-okker-fortsatt>.
- Bjørnstad, Elisabeth, Ingrid P. Samuelsson, Berit Bae, Lars Gulbrandsen, Jan-Erik Johansson, Hege Løberg, og Ellen Os. 2012. *Hva betyr livet i barnehagen for barn under tre år?* Forskningsoversikt, Oslo: Høgskolen i Oslo og Akershus.  
[https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/kd/vedlegg/barnehager/rapporter20og20planer/forskningsoversikt\\_barn\\_under\\_tre\\_aar.pdf](https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/kd/vedlegg/barnehager/rapporter20og20planer/forskningsoversikt_barn_under_tre_aar.pdf).
- Cai, Li, og Andrew F. Hayes. 2007. «Using heteroskedasticity-consistent standard error estimators in OLS regression: An introduction and software implementation.» *Behavior Research Methods*, November: 709-722.  
doi:<https://doi.org/10.3758/BF03192961>.
- Campbell, Frances A., Craig T. Ramey, Elizabeth Pungello, Joseph Sparling, og Shari Miller-Johnson. 2002. «Early Childhood Education: Young Adult Outcomes From the Abecedarian Project.» *Applied Developmental Science*, 6. utg.  
doi:[https://doi.org/10.1207/S1532480XADS0601\\_05](https://doi.org/10.1207/S1532480XADS0601_05).
- Cappelen, Alexander, John List, Anya Samek, og Bertil Tungodden. 2020. «The Effect of Early-Childhood Education on Social Preferences.» *Journal of Political Economy*, Juli. doi:<https://doi.org/10.1086/706858>.

- Chaisemartin, Clément de, og Xavier D'Hauteffueille. 2020. «Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects.» *American Economic Review*, September: 2964-2996. doi:10.1257/aer.20181169.
- Druckman, James N., og Arthur Lupia. 2000. «Preference Formation.» *Annual Review of Political Science*, juni. doi:https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.3.1.1.
- Fernandez-Albertos, Jose, Alexander Kuo, og Lisha Liu. 2022. «Economic crisis, social networks, and political preferences.» *Socio-Economic Review*, Januar: 199-231. doi:https://doi.org/10.1093/ser/mwaa024.
- Fremskrittspartiet. 2023. *Frp.no*. Funnet Mai 5., 2023. https://www.frp.no/om-frp.
- García, Jorge Luis, James J. Heckman, Duncan E. Leaf, og Prados María J. 2020. «Quantifying the Life-Cycle Benefits of an Influential Early-Childhood Program.» *Journal of Political Economy*. doi:https://doi.org/10.1086/705718.
- Gentzkow, Matthew, Jesse M. Shapiro, og Michael Sinkinson. 2011. «The Effect of Newspaper Entry and Exit on Electoral Politics.» *American Economic Review*, december: 2980-3018. doi:10.1257/aer.101.7.2980.
- Greve, Anne. 2009. «Friendships and Participation among Young Children in a Norwegian Kindergarten.» I *Participatory Learning in the Early Years*, av Donna Berthelsen, Jo Brownlee og Eva Johansson, 78-92. New York: Routledge.
- Haider, Steven J., Gary Solon, og Jeffrey Wooldridge. 2013. «WHAT ARE WE WEIGHTING FOR?» *NBER WORKING PAPER SERIES*, February.
- Havnes, Tarjei, and Magne Mogstad. 2011. "No Child Left Behind: Subsidized Child Care and Children's Long-Run Outcomes." *American Economic Journal*, Mai: 97-129. doi:10.1257/pol.3.2.97.
- Heckman, James J., Seong Hyeok Moon, Rodrigo Pinto, Peter A. Savelyev, and Adam Yavitz. 2010. "The rate of return to the HighScope Perry Preschool Program." *Journal of Public Economics*, Februar: 114-128. doi:https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.11.001.
- Heckman, James J., Seong Hyeok Moon, Rodrigo Pinto, Peter A. Savelyev, og Adam Yavitz. 2010. «The rate of return to the HighScope Perry Preschool Program.» *Journal of Public Economics*, Februar: 114-128. doi:https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.11.001.
- Heckmann, James J., Jora Stixrud, og Sergio Urzua. 2006. «The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior.» *Labour Economics*. doi:https://doi.org/10.1086/504455.
- Holmgren, Sara. 2009. *Child day care center or home care for children 12–40 months of age: What is Best for the Child?* Stocholm: Swedish National Institute of Public Health.
- Høyre. 2023. *hoyre.no*. Funnet Mai 5., 2023. https://hoyre.no/politikk/var-politikk-enkelt-forklart/.



- Imbens, Guido W., and Michal Kolesár. 2016. "Robust Standard Errors in Small Samples: Some Practical Advice." *The Review of Economics and Statistics*, Oktober 1.: 701-712. doi:[https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00552](https://doi.org/10.1162/REST_a_00552).
- Kallelid, Magnus. 2023. «Ida Lindtveit Røse i KrF: Åpner for Støre.» *Dagbladet*, 22. April. <https://www.dagbladet.no/nyheter/apner-for-store/79083654>.
- Kam, Cindy D., og Carl L. Palmer. 2008. «Reconsidering the Effects of Education on Political Participation.» *The Journal of Politics*, Juli. doi:<https://doi.org/10.1017/S0022381608080651>.
- Kerschbamer, Rudolf, og Daniel Müller. 2020. «Social preferences and political attitudes: An online experiment on a large heterogeneous sample.» *Journal of Public Economics*, Februar. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2019.104076>.
- Korsvold, Tora. 2023. *barnehagereformen*. 12 Januar. <https://snl.no/barnehagereformen>.
- Kunnskapsdepartementet. 2002-2003. *Barnehagetilbud til alle - økonomi, mangfold og valgfrihet*. Stortingsmelding, Oslo: Regjeringen.no.
- Lévy-Garboua, Louis, Claude Meidinger, og Benoît Rapoport. 2006. «Chapter 7 The Formation of Social Preferences: Some Lessons from Psychology and Biology.» I *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, 545-613. Elsevier. doi:[https://doi.org/10.1016/S1574-0714\(06\)01007-4](https://doi.org/10.1016/S1574-0714(06)01007-4).
- MacKinlay, Craig A. 1997. «Event Studies in Economics and.» *Journal of Economic Literature*, Mars: 13-39. <http://www.jstor.org/stable/2729691>.
- Regjeringen. 2021. «regjeringen.no.» *Tidligere regjeringer og historie*. Funnet Mai 5., 2023. <https://www.regjeringen.no/no/om-regjeringa/tidligere-regjeringer-og-historie/sok-i-regjeringer-siden-1814/historiske-regjeringer/regjeringer/erna-solbergs-regjering/id742981/>.
- . 2023. «regjeringen.no.» Funnet Mai 5., 2023. <https://www.regjeringen.no/no/om-regjeringa/stoere/regjeringen-store/id2877247/>.
- Sagdahl, Mathea S., og Eivind Tjønneland. 2022. «Snl.no.» *Store norske leksikon*. Januar. Funnet mai 10., 2023. <https://snl.no/altruisme>.
- Schjølberg, Synnve, Ratib Lekhal, Mari V. Wang, Imac M. Zambrana, Kristin S. Mathiesen, Per Magnus, og Christine Roth. 2008. *En foreløpig oversikt basert på data fra Den norske mor og barn undersøkelsen*. Oslo: Folkehelseinstituttet. [https://fhi.brage.unit.no/fhi-xmlui/bitstream/handle/11250/220058/Schj%c3%b8lberg\\_2008\\_For.pdf?sequence=3&isAllowed=y](https://fhi.brage.unit.no/fhi-xmlui/bitstream/handle/11250/220058/Schj%c3%b8lberg_2008_For.pdf?sequence=3&isAllowed=y).
- Schweinhart, Lawrence, Milagros Nores, Clive R. Belfield, og Steven W. Barnett. 2005. «Updating the Economic Impacts of the High/Scope.» *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 245-261. <https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.3102/01623737027003245>.
- Sikt. 2023. *Kommunedatabasen*. Januar. Funnet 2023. <https://kommunedatabasen.sikt.no/>.

- Sikt. 2023. *Sikt*. <https://sikt.no/>.
- Sosialistisk Venstreparti. 2023. *SV.no/Partiet*. Funnet Mai 5., 2023. <https://www.sv.no/partiet/>.
- SSB. 2023. «Statistikk for barnehager fra SSB.» *SSB.no*. 1. mars. Funnet mai 25., 2023. <https://www.ssb.no/utdanning/barnehager/statistikk/barnehager>.
- . 2022. *Tabell 11342: Statistikkbanken SSB*. 21. April. Funnet Mai 5., 2023. <https://www.ssb.no/statbank/table/11342/tableViewLayout1/>.
- Stortinget. 2023. "Stortinget.no." mars 31. Accessed mai 15., 2023. <https://www.stortinget.no/no/Stortinget-og-demokratiet/stortinget-undervisning/voksenopplaring-for-innvandrere/lar-om-valg/politiske-partier/>.
- Takvam, Magnus. 2022. «snl.» *Store norske leksikon*. Mai. Funnet April 23., 2023. <https://snl.no/Senterpartiet>.
- Thorsen, Dag Einar. 2023. «Snl.no.» *Store norske leksikon*. 25. Januar. Funnet mai 8., 2023. [https://snl.no/norske\\_politiske\\_partier](https://snl.no/norske_politiske_partier).
- . 2022. «Snl.no.» *Store norske leksikon*. Desember. Funnet Mai 8., 2023. [https://snl.no/Norges\\_politiske\\_system](https://snl.no/Norges_politiske_system).
- UDIR. 2021. «udir.no.» *Utdanningsdirektoratet*. 10. mai. Funnet mai 8., 2023. <https://www.udir.no/utdanningslopet/videregaende-opplaring/skolevalg/til-videregaende-skoler/>.
- Venstre. 2023. *venstre.no*. Funnet Mai 5., 2023. <https://www.venstre.no/politikk/prinsippprogram/#h-8-demokrati>.

## Appendiks

Tabell 14-Valg av kull

<b>Barnehagedata år: 1-2 år i barnehage</b>	<b>Skolevalg</b>	<b>Kull:</b>
1993-94	1992	2009 91,92,93
1995-96	1994	2011 93,94,95
1997-98	1996	2013 95,96,97
1999-00	1998	2015 97,98,99
2001-02	2000	2017 99,00,01
2003-04	2002	2019 01,02,03
2005-06	2004	2021 03,04,05

Valg av kull er gjort med hensyn til skolevalgresultatene, og kull som representeres i to valg utelates. Fra venstre: Første kolonne presenteres årstallene barnehagedataene er hentet fra. Andre kolonne definerer kullene som er med i utvalget i analysen. Kolonne tre viser til skolevalget kullet har stemt, og kolonne 4 viser alle kullene som stemte ved gjeldende skolevalg.

I utvalget antas det at «alle» fullfører innen normert tid. Det er en antagelse som sannsynligvis ikke holder, men det er ikke mulig å hensynta i oppgaven. Dataene fra skolevalg er hentet inn på skolenivå, og inneholder ikke individdata.