

Arven etter ...
Konsekvensene av arveavgiftens opphevelse på
formuesulikheten i Norge

Arnt Bastian Øvrevik Mjærum



Masteroppgave

Våren 2023

Institutt for sammenliknende politikk
Universitetet i Bergen

Abstract

What are the redistributive consequences of removing the inheritance taxation? With persistently high levels of wealth inequality, there are arguments suggesting that inheritance tax could serve as an effective instrument to redistribute the concentration of wealth. However, the effect of inheritance tax on wealth inequality has received limited empirical attention. Thus, this thesis aims to examine the effects of removing inheritance taxation in Norway in 2014 on wealth inequality. I approach this by using two distinct designs of causal inference to estimate the effect at the micro- and macro levels. The first analysis utilizes the Synthetic Control Method, employing aggregate data from 1996 to 2022. Here, I use data from World Inequality Database (WID), OECD, and World Bank. The macro-level analysis indicates that the removal of the inheritance tax might not have had a substantial effect on wealth inequality. This outcome may be attributed to the influence of other factors and the relatively low inheritance tax rate prior to the removal. In the second analysis, the focus shifts to studying the effect of inheritance tax repeal on absolute wealth inequality among individuals who inherited wealth in 2013 and 2014, utilizing micro-level data from 2010 to 2021 through two difference-in-differences designs. I employ administrative data from Norway in these analyses. The primary findings suggest that the elimination of inheritance tax had an immediate effect on wealth mobility, but this effect did not remain statistically significant within a six-year period. However, a robustness test reveals an increase in the difference in absolute wealth between the two groups over time. This thesis underlines the importance of the measurement and operationalization of wealth inequality, as these factors can significantly influence the outcomes and lead to divergent conclusions regarding the impact of inheritance tax removal on wealth inequality.

Forord

Jeg vil gjerne takke Cornelius Cappelen for verdifulle tilbakemeldinger og veiledninger i løpet av denne oppgaven. Tusen takk, C!

I tillegg vil jeg takke forskningsgruppen CHAD for muligheten til å presentere oppgaven min, og for de innsiktsfulle tilbakemeldingene jeg mottok. Jeg er også svært takknemlig for seminaret på DIGSSCORE, der jeg fikk mange gode innspill til oppgaven min. Ikke minst vil jeg takke for den fine mottakelsen jeg har fått som vitenskapelig assistent hos dere.

Jeg vil også gi en stor takk til mine gode venner Edvard, Johan og Olav. Studietiden hadde virkelig ikke vært den samme uten dere.

Jeg ønsker også å uttrykke en stor takk til dere på lesesalen. Dere har gjort det siste året til en sann fryd. Spesielt vil jeg takke Balder, Juni og Welat for all hjelpen jeg har fått underveis i oppgaven.

Det samme gjelder for Sara. Tusen takk for at du er den du er.

Jeg vil gjerne takke hele min familie, og spesielt mor og far. Dere har lært meg utrolig mye, men heldigvis ikke så mye om arv.

Til slutt vil jeg takke mine eldre brødre, som i ung alder lærte meg viktigheten av rettferdighet og privat eiendomsrett.

Innholdsfortegnelse

Forside	I
Abstract	II
Forord.....	III
Innholdsfortegnelse	IV
Liste med tabeller	VI
Liste med figurer	VII
1 Innledning.....	1
1.1 Hvorfor forske på arveavgift	2
1.2 Hvordan skal jeg studere effekten av arveavgift	4
1.3 Struktur av oppgaven.....	6
2 Bakgrunn	7
2.1 Arveavgift.....	8
2.1.1 Utforming av arveavgiften	10
2.2 Formuesulikhet.....	12
2.3 Økende formuesforskjeller og lavere skattesatser	13
2.3.1 Avveiningen mellom frihet og likhet i diskusjonen av arveavgift	18
2.3.2 Politisk ulikhet.....	20
2.3.3 Konsekvenser av ulikhet og arv	22
2.3.4 Holdninger til arveavgiften i Norge.....	24
2.4 Arveavgiftens historie i Norge	25
3 Litteraturgjennomgang og teori.....	29
3.1 Arv sin påvirkning på formuesulikhet.....	29
3.2 Arveavgift og formuesulikhet.....	33
3.3 Konsekvensene av skatteutt for de rikeste.....	35
3.4 Hypoteser.....	38
4 Metodologi og kausale design	40
4.1 Naturalisme og metoder for å forske på omverden	40
4.2 Kausale effekter og problemet med kontrafaktiske utfall	42

4.3	Syntetisk kontrollmetode.....	43
4.3.1	Antagelser ved syntetisk kontrollmetode	44
4.3.2	Anvendelse av syntetisk kontrollmetode	45
4.4	Endring-i-endringer (DiD).....	47
4.4.1	Antagelser ved endring-i-endringer.....	48
4.4.2	Anvendelse av endring-i-endringer	50
5	Data og operasjonalisering	55
5.1	Data - Syntetisk kontrollmetode.....	55
5.1.1	Avhengig variabel: Mål for formuesulikhet	56
5.1.2	Kovariater og operasjonalisering.....	58
5.2	Registerdata i Norge: Microdata	60
5.2.1	Avhengige variabler og kontrollvariabler.....	61
6	Resultater.....	64
6.1	Deskriptiv statistikk – Syntetisk kontroll	64
6.2	Makroanalyse av fjerningen av arveavgiften på formuesulikhet.....	65
6.2.1	Placebotester av analysen	70
6.3	Deskriptiv statistikk – Registerdata.....	73
6.3.1	Rettferdiggjørelse av parallelltrendantagelsen	75
6.4	Analyse av endring-i-endringer	82
6.4.1	Endring-i-endringer med flere perioder.....	82
6.4.2	Faste effekter modell (TWFE).....	83
7	Diskusjon.....	87
8	Konklusjon	93
	Litteraturliste	94
	Vedlegg A – Tilhørende syntetisk kontrollmetode.....	107
	Vedlegg B – Endring-i-endringer analysen.....	113

Liste med tabeller

Tabell 1 Holdninger til arveavgiften i 2013, fordelt på partitilhørighet	25
Tabell 2 Bunnfradrag og avgiftssatser i perioden 2009-2013.....	26
Tabell 3 Utvalget i kontrollgruppe og behandlingsgruppe	53
Tabell 4 Indikatorer og datakilder til den syntetiske kontrollanalysen.....	59
Tabell 5 Deskriptiv statistikk over variablene til den syntetiske kontrollanalysen.....	65
Tabell 6 Den syntetiske kontrollgruppen.....	66
Tabell 7 Sammenligning av behandlingsgruppen og den syntetiske kontrollgruppen	67
Tabell 8 Vektingen av kovariatenes innflytelse på den syntetiske kontrollgruppen.....	68
Tabell 9 Antall observasjoner i kontrollgruppe og behandlingsgruppe over tid.....	74
Tabell 10 Inndeling av observasjonene i den avhengige variabelen etter verdier og tilsvarende desiler, mellom 2010-2021.	75
Tabell 11 Deskriptiv statistikk over utvalget ved arvetidspunkt i gruppene.....	76
Tabell 12 Gjennomsnittlig formuesdesil i gruppene over tid	77
Tabell 13 Gini-koeffisienten for fordelingen av formue i gruppene.....	79
Tabell 14 Effekten av fjerningen av arveavgiften på formue etter desiler, 2010-2021.	83
Tabell 15 Regresjonsanalyse av faste effekter modellen med DiD-estimer mellom de som arvet i 2013 og 2014, med robuste standardfeil.....	85
Tabell A16 Statene som utgjør kontrollgruppen i analysen av formuesandeler	108
Tabell A17 Balansen på kovariatene mellom gruppene for analysen av formuesandeler.....	108
Tabell A18 Kovariatenes innflytelse for den syntetiske kontrollgruppen. AV: Formuesandeler	109
Tabell B19 Endring-i-endringer (Multi-period DiD), avhengig variabel: Absolutt formue	114
Tabell B20 Regresjonsmodell med absolutt formue som avhengig variabel (se neste side).....	115

Liste med figurer

Figur 1 Formuesulikheten i 21 OECD-stater, målt med Gini-koeffisienten mellom 1995-2021	14
Figur 2 Formuesandelen hos de en prosent rikeste i 21 OECD-stater, 1995-2021	15
Figur 3 Det teoretiske parallelltrendargumentet for analysen	48
Figur 4 Trendene i formuesulikhet hos Norge og i den syntetiske kontrollgruppen	69
Figur 5 Placebotester av Finland og Danmark	71
Figur 6 Placebotester av Tyskland og Sør-Korea.....	71
Figur 7 Placebotest; falsk behandling i 2014 for alle statene i utvalget	72
Figur 8 Visualisering av trendene i avhengig variabel, formuesdesiler	78
Figur 9 Trendene i formuesulikhet innad i gruppene, målt ved Gini-koeffisienten	79
Figur 10 Koeffisient-plot av endring-i-endringer mellom gruppene i før-perioden, 2010-2013.....	80
Figur 11 Placebotest med en annen utfallsvariabel (ikke gift, gift).....	81
Figur 12 Koeffisient-plot av faste effekter modellen mellom 2010-2021, AV: <i>Formuesdesiler</i>	84
Figur 13 Faste effekter modell av absolutt formue som avhengig variabel.....	86
Figur A14 MSPE-test av hovedmodellen; Gini-koeffisienten	107
Figur A15 Placebotest av hovedmodellen (Gini-koeffisienten); med Tyrkia som behandlet enhet...	107
Figur A16 Trendene i formuesandelene til de en prosent rikeste.....	110
Figur A17 Placebotest: Falsk behandling for fjerning av arveavgiften på formuesandelene til de en prosent rikeste i hele utvalget	111
Figur A18 Utvalget før MSPE-test av robusthetsmodellen; formuesandeler som AV.....	112
Figur A19 Utvalget etter MSPE-testen; formuesandeler som AV.	112
Figur B20 Koeffisient-plot av Tabell 14.	113
Figur B21 Koeffisient-plot av Tabell B20; Den totale endring-i-endringer-effekten, AV: Absolutt formue	115

1 Innledning

“[T]here are certain justifications for inequality of incomes which do not apply equally to inequality of inheritances. For my own part, I believe that there is social and psychological justification for significant inequalities of incomes and wealth, but not for such large disparities as exist today.”

(John Maynard Keynes 2017, 324)

Arveavgiften har blitt ansett som et effektivt virkemiddel for å redusere konsentrasjonen av formue i kapitalistiske stater (Atkinson 2015; Piketty 2016; OECD 2021). Samtidig har flere vestlige stater hatt stor grad av formuesulikhet over tid, og noen stater har til og med opplevd økte økonomiske forskjeller i løpet av de siste tiårene (Piketty og Zucman 2015; Roine og Waldenström 2015; OECD 2022). I denne perioden virker det som om nedarvet formue også har spilt en større rolle, da den utgjør en stadig større andel av nasjonalformuene (Piketty 2011; Atkinson 2018; Ohlsson, Roine, og Waldenström 2020). Flere studier har derfor vist til en sammenheng mellom arv og økonomisk ulikhet (Palomino mfl. 2022). Til tross for denne utviklingen har flere stater valgt å fjerne arveavgiften siden 1980-tallet (Emmenegger og Lierse 2022). Likevel er det fortsatt usikkert hvilke konsekvenser denne typen skatteuttak har hatt (Hope og Limberg 2022, 539). Norge er blant statene som har fjernet arveavgiften, og dette er spesielt interessant da forskning om ulikhet ofte peker på Norge som et økonomisk egalitært samfunn (Lierse 2022, 751).

Den borgerlige regjeringen avskaffet arveavgiften fra og med 1.januar 2014. Begrunnelsen deres omfattet at den ofte rammet de med lave og vanlige inntekter, samtidig som den opplevdes som «svært urettferdig» (Finansdepartementet 2013b). Siden opphevelsen har arveavgiften vært gjenstand for debatt ved flere anledninger. Blant annet har Rødt (R), Sosialistisk Venstreparti (SV) og Miljøpartiet De Grønne (MDG) ytret ønske om å gjeninnføre arveskatt. Da Skatteutvalget kom med sin utredning i 2022, anbefalte også de å gjeninnføre den. I utredningen skrev de: «Utvalget mener at det er gode grunner for å gjeninnføre en skatt på arv. En skatt på arv har for det første positive effektivitetsvirkninger sammenlignet med de fleste andre skatteformer. Videre er skattlegging av arv gunstig fra et fordelingsperspektiv» (NOU 2022: 20, 23-24). Det er dermed interessant, og aktuelt, å undersøke om fjerningen av

arveavgiften faktisk hadde en påvirkning på formuesforskjellene i Norge. Dermed er oppgavens problemstilling følgende:

Hvilken effekt hadde fjerningen av arveavgiften i 2014 på formuesulikheten i Norge?

Det har blitt forsket lite på de omfordelende konsekvensene av arveavgiften. Enkelte studier har riktignok studert hvordan skatteutt påvirker økonomisk ulikhet. Andre har imidlertid studert formuesforskjeller ved å analysere hvordan de påvirkes av arv. En tilnærming i denne delen av litteraturen har vært å studere hvor stor del av formuesfordelingen som har bestått av arv på makronivå (Piketty 2011; Atkinson 2018; Ohlsson, Roine, og Waldenström 2020). Disse studiene indikerer at arv har utgjort en vekslende andel av nasjonale formuer gjennom historien, men at andelen ser ut til å ha økt siden etterkrigstiden. En annen tilnærming, som har blitt stadig mer populær etter at registerdata ble mer tilgjengelig, har vært å studere effekten av arv på formuesulikhet og formuesandeler for enkeltpersoner og grupper, altså på mikronivå (Killewald, Pfeffer, og Schachner 2017). Resultatene viser til motstridende funn på om arv har en utjevneffekt eller om det øker formuesulikhet (Fessler og Schürz 2018; Elinder, Erixson, og Waldenström 2018; Bönke, Werder, og Westermeier 2017; Boserup, Kopczuk, og Kreiner 2016). Med andre ord, effektene av arv på formuesulikhet er ikke entydige. Innenfor litteraturen om arv og formuesulikhet ser det ut til at forskjellige analytiske tilnæringer leder forskerne til å stille forskjellige spørsmål. Spesielt betydningen av hvilket referansepunkt som brukes i sammenligningen, det vil si hva som er det *kontrafaktiske* tilfellet, synes å påvirke resultatene. Resultatene virker å variere avhengig av om det å arve måles opp mot endringer i enhetenes formue, eller mot en fordeling der arven fordeles likt for hele populasjonen (Palomino mfl. 2022; Elinder, Erixson, og Waldenström 2018, 29). Hva som er det kontrafaktiske tilfellet, kan derfor ha stor betydning for hvordan effekten av arv vurderes.

1.1 Hvorfor forske på arveavgift

Denne oppgaven er samfunnsrelevant av flere grunner. For det første har ulikhetene i formue vært økende i flere stater. For det andre betrakter flere toneangivende rettferdighetsperspektiver det som urettferdig med økende formuesulikhet. Enkelte har påpekt at store forskjeller og arv kan føre til negative *konsekvenser* for samfunnet (Wilkinson og Pickett 2011; Bø, Halvorsen, og Thoresen 2016). For det tredje er det også omfattende dokumentert at de med størst formue har mulighet til å kjøpe seg politisk innflytelse (Gilens 2012; Bartels 2016; Mathisen 2022;

Elsässer og Schäfer 2023). Gitt slike uheldige konsekvenser er det nettopp viktig å undersøke i hvilken grad det å fjerne arveavgiften reduserer ulikhetene.

Det er to måter å tilegne seg formue på; gjennom sparing av inntekt og overføringer fra andre (Wiborg og Hansen 2018, 295). Flere mener imidlertid at store ulikheter i formue kan være urettferdig, dersom det skyldes at formuen ikke er opparbeidet selv. Store formuesforskjeller virker å være mer problematiske enn for eksempel inntektsulikhet, siden ulikheter i formue ofte i mindre grad skyldes egen fortjeneste, nettopp fordi de er arvet. Ofte reflekterer ulikhet i inntekt forskjellige grader av talent og innsats, som fra et meritokratisk perspektiv kan rettferdiggjøres (Arneson 1989; Cohen 1989; Dworkin 1981; Rawls 1971; Halliday 2018, 77). Et betydelig antall studier på folk rettferdighetspreferanser viser at majoriteten forsvarer et meritokratisk rettferdighetssyn (Cappelen, Falch, og Tungodden 2020; Almås, Cappelen, og Tungodden 2020; Mijs 2021; Moor og Friedman 2021; Kim 2023). Å arve en formue er imidlertid ikke et resultat av mottakerens innsats eller talent; det er derfor utenfor mottakerens fortjeneste og er derfor moralsk tilfeldig. Hvis mange er rike på grunn av arv oppleves derfor formuesulikhet som mindre meritokratisk og rettferdig, sammenlignet med inntektsulikhet. Det er derfor grunn til å tro at formuesulikhet oppfattes som mer *urettferdig* fra et samfunnsperspektiv. Ifølge Skatteutvalget (NOU 2022: 20, 283) er det ingen andre skatter som like direkte støtter opp om et meritokratisk perspektiv som arveavgiften.

Til tross for en internasjonal trend mot større konsentrasjoner av formue, har Norge altså avskaffet arveavgiften. Historisk har Norge komparativt sett vært en økonomisk egalitær stat, der politisk konsensus og solidaritet har vært viktig for å opprettholde et høyt skattenivå som en slik velferdsstat behøver (Esping-Andersen 1989, 48). Det samme gjelder for de andre skandinaviske statene og Finland, som utgjør den nordiske modellen. Komparativ velferdsstatsforskning har understreket at disse statene karakteriseres av generøse og omfordelende sosialdemokratiske velferdsstater (Kildal og Kuhnle 2005). Statenes sentraliserte lønnsforhandlinger og sterke fagbevegelser kan ha bidratt til små økonomiske forskjeller i inntekt, sammenlignet med andre velferdsregimer (Allern, Aylott, og Christiansen 2007). Den nordiske modellen virker imidlertid å være under press, da flere av velferdsinstitusjonene har blitt svekket med årene. Enkelte hevder at de nordiske samfunnene har blitt stadig mer preget av nyliberalisme, deriblant med en høy andel milliardærer per innbygger, økt privatisering,

større inntektsulikhet og svekkelser i velferdsytelser (Hansen og Toft 2021; Barth, Moene, og Pedersen 2021). Denne spenningen mellom egalitære og markedsliberalistiske holdninger gjør Norge til et interessant tilfelle å utforske, med hensyn til avviklingen av arveavgiften.

Arveavgiften har blitt begrunnet som et viktig grep for å utjevne sikre lik politisk innflytelse. For å illustrere: Store økonomiske ulikheter vil bryte med idealet om at en stemme teller like mye, gitt forskningen som tydelig indikerer at de aller rikeste har mye større politisk innflytelse enn andre (Gilens 2012; Mathisen 2022). For store formuesforskjeller bryter med idealet om at borgere skal ha lik grad av politisk makt og mulighet til å oppnå politiske posisjoner (Rawls 1971). Et annet argument for arveavgiften fokuserer på *mulighetslikhet*. Arv bryter med idealet om like muligheter, fordi noen starter med bedre forutsetninger enn andre. I situasjoner der omfordeling begrunnes i idealet om politisk likhet eller for å sikre like muligheter, vil altså arveavgift være formålstjenlig. Ønsker en derimot å finansiere eksempelvis tilbud for uføre, vil det ikke være like viktig at de statlige inntektene kommer fra skatt på arv og formue. En skatt sitt formål legger dermed til grunn hvilken politisk løsning som er relevant (Mirrlees 2011, 352). I forbindelse med arveskatt vil det det være relevant å vite hvor effektiv den er, i henhold til sitt formål.

1.2 Hvordan skal jeg studere effekten av arveavgift

For å svare på forskningsspørsmålet utfører jeg en mikro- og en makroanalyse på effekten av å fjerne arveavgiften. Jeg ønsker altså å bidra til begge de analytiske tilnærmingene i litteraturen om arv og arveavgift, ved å både studere effekten av å fjerne arveavgiften på nasjonalt nivå og på mikronivå. Dette gjør jeg ved å anvende to metoder som tydelig tar hensyn til det kontrafaktiske tilfellet; *Syntetisk kontrollmetode* og *endring-i-endringer* (difference-in-differences, DiD). Disse metodene omtales som *kausale design*, og er to metodologiske tilnærminger for å undersøke effekten av en begivenhet, også kalt intervensjon. Jeg anvender disse i oppgavens analyser, siden de tilrettelegger for å studere effektene av å fjerne arveavgiften på formuesulikhet. Så vidt meg bekjent, er dette blant de første analysene som studerer effekten av å fjerne arveavgiften på formuesulikhet i Norge.

Gjennom kausale design forsøker jeg å isolere effekten av å fjerne arveavgiften på formuesforskjeller. Dette har tidligere vist seg å være vanskelig av særlig to grunner, noe som kan ha bidratt til at det har vært lite empirisk forskning på arveavgiftens konsekvenser. For det første, er det få tilgjengelige tilfeller der slike design kan anvendes. For det andre, har administrative data med oversikt over formuer og arv lenge har vært utilgjengelige (Micó-Millán 2023, 2; Beznoska, Hentze, og Stockhausen 2020, 394). Dette er grunnlaget for å studere Norge som case i denne oppgaven. Norge er en av statene som fjernet arveavgiften i nyere tid, og i tillegg var ikke fjerningen en del av en justering i skattesystemet som helhet, men heller en egenstående hendelse. Et annet sentralt argument for å velge Norge som case er tilgjengeligheten av relevante registerdata.

Selv om de omtales som *kausale* design, så er det viktig å påpeke at modellene jeg benytter meg av ikke rett frem kan bevise kausalitet. Her er formålet primært å tilnærme seg spørsmålet med en kontrafaktisk tankegang - altså en *mer* kausal tilnærming; hva ville skjedd, dersom Norge ikke fjernet arveavgiften? Å etablere kausale effekter er med andre ord utenfor oppgavens rammer.

Hovedfunnene fra makroanalysen indikerer at fjerningen av arveavgiften trolig ikke hadde en betydelig effekt på formuesulikhet. Dette kan være fordi skattesatsen og bunnfradraget var relativt lav før arveavgiften ble fjernet, som gjorde den lite omfordelende. Resultatene kan også indikere at det er andre faktorer påvirker formuesulikheten i større grad enn arveavgiften. I den andre analysen, der jeg ser på effekten av å fjerne arveavgiften på et mikronivå, indikerer funnene at fjerningen av arveavgiften førte til en umiddelbar signifikant endring i formuesforskjeller hos de som ikke betalte avgiften, sammenlignet med de som måtte betale før. Hvorvidt disse effektene avtar eller øker baserer seg på hvilken operasjonalisering som anvendes. Ved å måle absolutte formuesforskjeller med *formuesdesiler*, for å se på formuesmobiliteten mellom gruppene etter fjerningen av arveavgiften, virker forskjellen mellom gruppene å avta over tid. Dersom den avhengige variabelen omfatter forskjellen i *absolutt formue*, virker effekten å øke over tid. Dette understreker viktigheten av at ulike operasjonaliseringer kan føre til at det trekkes forskjellige slutninger fra effekten på formuesulikhet, noe som virker å være et metodologisk problem i forskningslitteraturen.

1.3 Struktur av oppgaven

I del 2 presenterer jeg bakgrunnen for oppgaven. Første del av kapittelet diskuterer hva arveavgift er og hvordan utformingen av den varierer på tvers av stater. Deretter forklarer jeg hvordan formuesulikhet forstås i denne oppgaven. Videre, viser jeg trenden i formuesforskjeller i vestlige demokratier, før jeg presenterer den økonomiske debatten omkring arveavgiften. Deretter diskuterer jeg de filosofiske og samfunnsmessige aspektene ved arveavgiften, før jeg avslutningsvis presenterer studier på befolkningens holdninger til arveavgiften, samt dens historiske utvikling i Norge.

I kapittel 3 presenteres teori og tidligere funn på effekten av arv og arveavgift på formuesulikhet. Jeg redegjør også for litteraturen om konsekvensene av skatteuttak for de rikeste. Deretter, presenterer jeg hypotesene som jeg tester i denne oppgaven.

I kapittel 4 presenteres det metodologiske rammeverket som oppgaven plasserer seg inn i, nemlig perspektivet om mulige utfall. Dette legger til rette for oppgavens forskningsdesign og metoder, der jeg beskriver syntetisk kontrollmetode og endring-i-endringer. I tillegg diskuterer jeg antagelsene bak metodene og hvordan jeg anvender dem i oppgaven.

Kapittel 5 beskriver dataene som jeg bruker i analysene, samt hvordan variablene operasjonaliseres. I dette kapittelet begynner jeg med å redegjøre for dataene til den syntetiske kontrollanalysen, før jeg deretter beskriver registerdataene.

I kapittel 6 presenterer jeg deskriptiv statistikk fra analysene samt gjengir resultatene fra analysene. I dette kapittelet presenterer jeg først resultatene fra den syntetiske kontrollmetoden, før jeg går videre til endring-i-endringer.

I kapittel 7 drøfter jeg implikasjonene av analysene, i lys av problemstillingen. Her evalueres også hypotesene som har blitt testet i oppgaven.

2 Bakgrunn

I dette kapitlet diskuterer jeg hvorfor det er viktig å forske på arveavgift. I den forbindelse vil jeg først redegjøre for hva som konkret menes med arveavgift. Arveskatten har et ulikt skattegrunnlag på tvers av land, basert på om den er progressiv eller ikke, hvem skatten omfatter, nivået på skattesatsen og hvor høyt bunnfradraget er. Jeg velger å utdype dette, ettersom dette er relevant for oppgavens empiriske analyser. Videre forklarer jeg ulike måter for hvordan formuesulikhet blir forstått, blant annet ved skillet mellom relativ og absolutt ulikhet. Deretter diskuterer jeg utviklingen av formuesulikhet i vestlige stater, siden nivået av ulikhet har betydning for hvordan arveavgiften begrunnes som et omfordelende instrument. Flere vestlige stater har hatt store ulikheter i formue over en lengre periode, se Figur 1 for trendene i Gini-koeffisienten (for formue) over tid. Samtidig viser flere i til at formuene har akkumulert seg mer hos de på toppen, ved at de én prosent rikeste sin andel av totalformuen har vokst siden 1980-tallet (Chancel mfl. 2021; Piketty og Zucman 2015; Oxfam 2023). Figur 2 viser denne utviklingen mellom 1995 og 2021. Arv virker å utgjøre en stadig større andel av de nasjonale fordelingene av formue (Alvaredo, Garbinti, og Piketty 2017; Bastani og Waldenström 2020, 815–16). Enkelte hevder derfor at arveavgiften kan inngå som et politisk tiltak for å begrense den økende formuesulikheten (Atkinson 2015, 193). På tross av dette har flere vestlige kapitalistiske stater fjernet arveskatten i nyere tid.

Debatten omkring arveavgiften er ofte ideologisk og påvirket av ulike syn på rettferdighet. Derfor presenterer jeg også den filosofiske debatten rundt arveavgiften, og på hvilken måte arveavgiften påvirkes av hvordan man avveier idealene om frihet og likhet. Rettferdighetslitteraturen fokuserer også på hvordan store økonomiske forskjeller kan føre til forskjeller i politisk innflytelse. Jeg vil gjengi noen av disse argumentene og funnene på dette, før jeg presenterer forskning på befolkningens holdninger til arveavgiften. Elementene av politisk filosofi, politisk ulikhet, holdninger til arveavgift og konsekvenser av ulikhet er viktige for den pågående debatten rundt arveavgiften, men de er ikke direkte relevant for oppgavens analyser.

Til slutt presenterer jeg arveavgiftens institusjonelle kontekst og historie i Norge, som er enheten av interesse i oppgaven, for å belyse de politiske beslutningene rundt arveavgiften. Her fremkommer det at skattesatsen på arv var ganske lav før den ble fjernet. I etterkant av at

regjeringen fjernet arveavgiften, ble gjort endringer i lovverket for gevinstbeskatning. Jeg presenterer disse elementene, ettersom de kan ha innvirkning for analysene i oppgaven.

2.1 Arveavgift

Arveavgift er skatt på netto formue som har blitt overført mellom personer, vanligvis mellom avdøde og arving (NOU 2022: 20, 281).¹ Arveavgiften anses dermed som en underkategori av *skatt på formuesoverføringer* (OECD 2021, 41). Skatt på formuesoverføringer kan deles inn i to underkategorier; skatt på testamentert arv og skatt på gaver. Innenfor skatt på arv skilles det mellom arveloddsavgift (arveavgift) eller boavgift (på eng. «estate tax») (Halvorsen og Thoresen 2007, 57). Det som hovedsakelig skiller dem fra hverandre er om skatten treffer arvelater eller arvemottaker, og begrepene brukes derfor om hverandre i litteraturen (Bastani og Waldenström 2020, 832). Arveavgift pålegges formuen som arvingen mottar, noe som innebærer muligheten for å skille med hensyn til slektskapsforhold. Det tillates ikke ved boavgift, som pålegger avgift på verdiene i boet hos arvegiver (Halvorsen og Thoresen 2007, 57). Overføringer kan også gjøres under arvegivers levetid, gjerne ved gaver, som ofte blir kalt *inter vivos* overføringer. Staten pålegger derfor skatt på gaver, da det er hensiktsmessig at formuesoverføringer under givers levetid blir skattet, og ikke bare ved dødsfall (OECD 2021, 81; Bastani og Waldenström 2020, 832). I de fleste skattesystem pleier gaveskatten og arveskatten å følge hverandre, for å unngå skatteunndragelse (Kopczuk 2013, 330). Å inkludere gaveskatt som en del av arveavgiften er altså hensiktsmessig, dersom staten ønsker å forsikre seg om at de skattlegger formuesoverføringer.

Som nevnt kan arveavgiften variere med hensyn til slektskapsforhold, eller *skatteklasser*, der det for eksempel differensieres mellom nærmeste familie og andre (Drometer mfl. 2018, 52). Flere stater i OECD-samarbeidet skatter henholdsvis de i nedstigende linje (barn, barnebarn osv.) og de i oppstigende linje (mor, far og søsken) annerledes enn andre slektninger. I hele 15 OECD-stater skattlegges ikke arvinger i nedstigende og oppstigende linje (Cole 2015). Det er også andre aspekter ved staters skattesystem som kan påvirke skattelegging av arv. Deriblant varierer *skatteregime*, altså om skatten er progressiv eller ikke-progressiv. Et ikke-progressivt

¹ I Norge har skatt på arv gjerne blitt omtalt som «arveavgift», selv om det i realiteten er en arveskatt. Vanligvis brukes «avgift» om indirekte skatter, mens betegnelsen «skatt» gjelder direkte skatter (NOU 2000: 8, 18). I denne oppgaven bruker jeg likevel begrepet arveavgift, ettersom det har vært etablert språkbruk før- og etter avskaffelsen.

skatteregime har enten fast skattesats eller et beløp som trekkes ifra, uavhengig av størrelsen på arvebeløpet. I progressive skatteregimer vil skattesatsene øke desto større arven er. Noen skatteregimer omtales også som «dobbel-progressiv» der satsene stiger desto fjernere relasjonen til arvegiver er. Arvelovgivning varierer også på nivået av *skattesats*. På dette punktet er det stor variasjon mellom stater, men det må forstås i sammenheng med bunnfradraget. Bunnfradrag vil si å sikre avgiftsfrihet opp til et visst beløp. Dette varierer også mellom land, og har tydelige implikasjoner for hvor mye som skattes (Drometer mfl. 2018, 52–53). Disse aspektene gjør at arveavgiftens institusjonelle utforming varierer på tvers av stater, og er noe som har implikasjoner for analysene i denne oppgaven.

En skatt som kan ligne på arveskatt, er formuesskatten. Et fellestrekk er at begge ilegger avgift på flere typer eiendeler, deriblant ekte og finansielle eiendeler, etter at gjeld er trukket ifra (Drometer mfl. 2018, 49). Formuesskatten trekkes derimot årlig på grunnlag av hele nettoformuen, og avhenger derfor av årlige verdsettelsener av formuen, mens arveskatt inntreffer ved formuesøkningen fra arv det året overføringen finner sted. Arveavgiften inntreffer derfor gjerne kun en gang, normalt ved individets dødsfall. På bakgrunn av dette medfører formuesskatten som regel et større skattegrunnlag enn arveavgiften (NOU 2022: 20, 281).

Riktignok forventes det at arveavgiften har noen gunstige virkninger som formuesskatten ikke har i like stor grad, for eksempel på arbeidstilbudet og insentiver til å arbeide (NOU 2022: 20, 281–83). Arveavgiften tydeliggjør skillet mellom opparbeidet formue igjennom innsats og arvet/tilfeldig formue, ved at den primært omhandler sistnevnte (NOU 2022: 20, 274). Skatteutvalget beskriver derfor arveskatten som den skatten som klarest «støtter opp om et meritokratisk syn, det vil si at personer skal belønnes ut fra egne evner og ferdigheter» (NOU 2022: 20, 283). Med andre ord, kan arveavgiften ha ytterligere positive effekter på statlige inntekter – utover de direkte effektene fra en eventuell arveskatt (Bastani og Waldenström 2020, 833). I tillegg er det gjerne mindre administrative kostnader ved arveavgiften, og den sies å ha et lavere effektivitetstap enn formuesskatten (OECD 2021, 62). Arveavgiften kan derfor ha positive effektivitetsvirkninger sammenlignet med andre former for skatt, samtidig som den kan være formålstjenlig fra et fordelingsperspektiv (NOU 2022: 20, 286). Det er viktig å presisere at arveskatten ikke utelukker andre former for formuesskatt. Gitt at store deler av den

totale formuen kommer fra arv, noe flere studier indikerer, betyr det at formuer også burde skattes dersom staten ønsker å skattlegge arv (Bastani og Waldenström 2020, 832).

Det er imidlertid ikke nok å bare definere et konsept, man må også fremheve hva som er de viktige elementene med det som studeres (Goertz 2006, 27). I denne oppgaven forstås konseptet arveavgift som en separat skatt på formuesoverføringer. Dermed inkluderer dette ofte skatt på gaver som en del av arveavgiften, og begge variantene av skatt på arv (arveloddsavgift og boavgift). Jeg bruker hovedsakelig heller begrepene arveavgift eller arveskatt, ettersom det er mer i tråd med etablert språkbruk. Dermed vil arveavgift være noe en stat har eller ikke har på et gitt tidspunkt. Dermed inkluderer jeg kun stater der arv og gaver skattes gjennom en egen arveavgift, og for eksempel dokumentavgift eller skatt på arv som en del av inntektsskatten vil ikke være en del av analysen. En dikotom tilnærming til arveavgiften eller fraværet av arveavgift virker også hensiktsmessig, for å kunne komparativt sammenligne virkningen av den.

2.1.1 Utforming av arveavgiften

Et viktig element med arveavgiften er hvordan den utformes. Utformingen har betydning for hvor mye statlige inntekter den innhenter, men også hvordan nasjonalformuen fordeles. Enkelte utforminger av arveavgiften kan treffe en liten andel av skattebetalerne, og likevel ha betraktelige omfordelingsimplikasjoner på kort og på lang sikt (OECD 2021, 41). I slike tilfeller vil arveavgiften være et nyttig instrument for å forhindre konsentrasjon av formue hos de rikeste, og sikre mulighetslikhet. Likevel er det mye som tyder på at arveskatten ikke har fungert slik som den var tenkt i flere vestlige kapitalistiske stater. De statlige inntektene har vært beskjedne, samtidig som arveavgiften har hatt relativt liten støtte i befolkningen (se del 2.2.4). I noen tilfeller har lovgivningen rundt arveavgift undergravd den økonomiske omfordelingen, ved at de med høyest formue har hatt mulighet for å planlegge seg vekk fra å betale skatt. Det ser ut som arveavgiften ikke har klart å forhindre tilbakekomsten av nedarvet rikdom sin rolle i samfunnet (Fize, Grimprel, og Landais 2022). I tillegg til at arveavgiften påvirker disse aspektene, ønsker jeg videre å presentere forskjellige utforminger av arveavgiften på bakgrunn av oppgavens forskningsdesign. Hvordan stater skattlegger arv har altså implikasjoner for analysene i denne oppgaven, og hva man kan forvente å finne ved å forske på arveavgiften.

Utformingen av arveavgiften varierer i stor grad mellom de ulike OECD-landene. Arveavgiften skiller seg ut ved at den påvirker to parter; både giver og mottaker. Blant OECD-statene er det Danmark, Korea, Storbritannia og USA som primært skattlegger giveren, gjennom boavgift. Skattlegging av mottaker er den vanligste utformingen blant OECD-statene, og finner sted i de resterende 20 statene som skattlegger arv. Innenfor en arveloddsavgift er det to forskjellige måter å beregne arv på. I de fleste stater betraktes arv som en selvstendig hendelse (OECD 2021, 81). I Irland derimot, vurderes bunnfradraget opp mot den totale summen av formuesoverføringer som mottaker får over livsløpet (NOU 2022: 20, 280). For å illustrere kan man se for seg et tilfelle der bunnfradraget på arv er på 500 000 kroner, og person A mottar 300 000 kroner ved to anledninger. Til sammenligning arver person B 600 000 kroner ved én anledning. Etter den irske lovgivningen vil person A og person B skatte like mye. Der arv behandles som en særegen hendelse derimot, vil person A slippe å betale skatt, mens person B må betale skatt. Altså, selv om de mottok samme verdi, vil bare den ene måtte betale skatt.

Disse variantene kommer med fordeler og ulemper, etter hva som er formålet. Særlig forekommer det en avveining mellom omfordeling og enkelhet i utformingen (Beznoska, Hentze, og Stockhausen 2020). Med boavgiften skattlegges hele boet til arvegiver, og den anses dermed som den mest lettvinne med tanke på administrative kostnader. Riktignok er boavgiften også den minst omfordelene av disse. Arveloddsavgiften er mer omfordelene, men krever samtidig mer administrasjon. Skatt av totalformuen mottatt i løpet et livet er regnet for å være den mest omfordelende, men krever større grad av skatteoverholdelse og administrasjon (OECD 2021, 138).

Ved utforming av arveavgift anbefales det å ta hensyn til landets kontekst. Deriblant må graden av formuesulikhet og statens administrative kapasitet vektlegges i utformingen. I tillegg bør utformingen ses ut ifra skattesystemet som en helhet, spesielt for de statene som allerede utsteder formuesskatt og skatt på kapitalinntekter. Det forventes heller ikke at arveavgiften er en rask løsning som kan utjevne de økonomiske ulikhetene på egenhånd. Arveavgiften har gitt beskjedne inntekter i flere land. Den er bare en del av den totale inntekten, og bidrar henholdsvis mindre til staten enn inntektsskatt og moms (OECD 2021, 138). Med det sagt forventes det at kan arveavgiften spille en rolle i å utjevne økonomisk ulikhet og sikre like muligheter, dersom utformingen legger til rette for det (OECD 2021, 138). Dette krever riktignok et

sammenhengende mål ved skatten, fordi uten det vil skatten ha liten sjanse for å lykkes (Mirrlees 2011, 352).

2.2 Formuesulikhet

I dette delkapittelet vil jeg redegjøre for hva som menes med formuesulikhet i denne oppgaven, ettersom konseptet delvis har blitt forstått på ulikt vis. Basert på hvilken forståelse som legges til grunn, kan resultatene ha ulik betydning. Enkelte mener formuesulikhet representerer et mål for ulikhet i velferd, eller nytte, mellom mennesker. Dette omtales som den «britiske» forståelsen. Andre definerer det mer som et konkret mål på lik linje med andre sosiale fenomener i statsvitenskap. Denne forståelsen tilhører den «italienske skolen» (Milanovic 2023). For å kunne gå fra et av de teoretiske standpunktene til et statistisk mål, må jeg først beskrive hva formuesulikhet består av for å operasjonalisere det.

I boken *On Economic Inequality* skiller Amartya Sen (1997) mellom *objektive* og *normative* ulikhetsmål. Objektive mål for ulikhet handler i hovedsak om å beskrive fenomenet. Denne typen mål tar ofte utgangspunkt i forholdet mellom de mest velstående og de minst velstående sin formue. Eksempler på objektive mål kan være Gini-koeffisienten, formuesandeler til de en prosent eller ti prosent rikeste. Disse omtales gjerne som *relative* mål, ved at de måler den relative forskjellen mellom rik og fattig. Objektive mål omfatter også *absolutte* forskjeller. Absolutte forskjeller sier noe om forskjellen i kvantiteten mellom de velstående og mindre velstående. Dette kan måles ved absolutt formue, eller ved å dele opp i desiler, kvartiler eller persentiler (Nekoei og Seim 2023, 470; Boserup, Kopczuk, og Kreiner 2016, 656–57).

Normative mål uttrykker derimot en etisk vurdering, gjennom at den fordelingen som maksimerer alles økonomiske posisjon ikke nødvendig kommer av komplett likhet (der alle har det samme) (Arbia 2023, 12-13). Slike mål legger altså til en ekstra antagelse om en «nytte-funksjon» (utility function) (Atkinson 1970, 249). Dette er hovedsakelig for å vise til forskjellige forståelser av formuesulikhet. I analysen vil jeg ikke legge noen ytterligere vekt på at formuesforskjeller kan være et mål på nytteverdi, og jeg plasserer meg derfor hovedsakelig inn i den italienske forståelsen av begrepet formuesulikhet. I kapittel 5 presenterer jeg Gini-

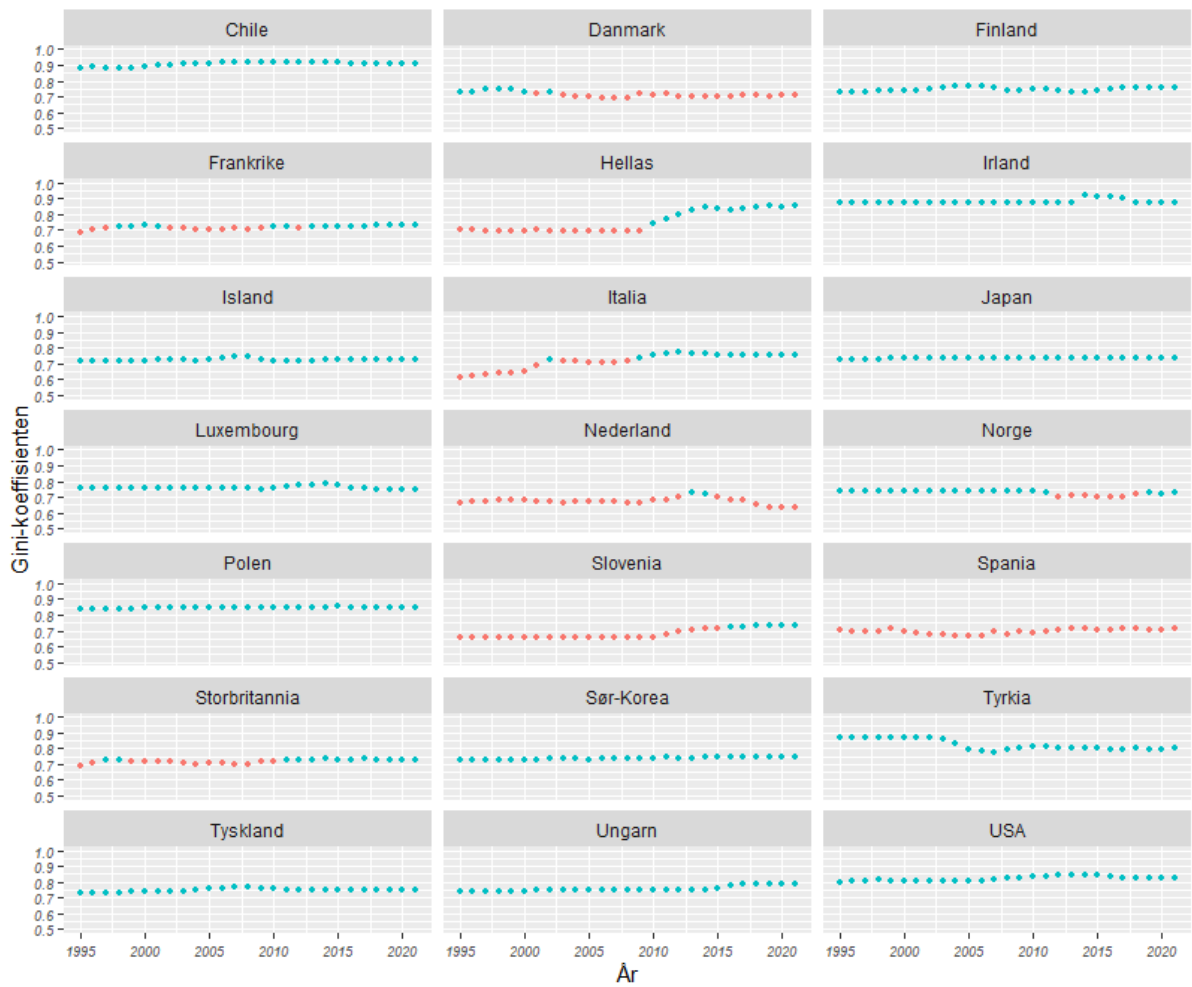
koeffisienten og andre ulikhets ytterligere. Jeg fokuserer imidlertid kun på de målene som anvendes i oppgaven, selv om det er mange måter å operasjonalisere formuesulikhet.

2.3 Økende formuesforskjeller og lavere skattesatser

Studier har vist at formuesandelene til de rikeste har økt i flere vestlige stater siden 1980-tallet, men at omfanget har variert (Roine og Waldenström 2015; Alvaredo mfl. 2017a). Mellom første verdenskrig og 1980-tallet sank konsentrasjonen i formue, men siden da har utviklingen vært mer sprikende. Det er uenighet om de nøyaktige tallene for konsentrasjonen av formue, noe som skyldes usikkerhet rundt dataene som formuesstatistikken baserer seg på (Roine og Waldenström 2015). Det å måle formuesulikhet har vist seg å være vanskeligere enn å måle inntektsulikhet, på grunn av forskjellige definisjoner av formue, taksering, og hvordan forholdet mellom private eiendeler og gjeld blir målt (Bastani og Waldenström 2020, 816). Riktignok har datatilfanget på feltet bedret seg de siste årene, med større tilgang på registerdata og åpne skattelister (Killewald, Pfeffer, og Schachner 2017; Lierse, Sachweh, og Waitkus 2022).

Figur 1 viser formuesulikheten i 21 OECD-stater. De røde datapunktene indikerer at Gini-koeffisienten er under 0,72. De blå datapunktene indikerer når Gini-koeffisienten er over 0,72. Gini er et ulikhetsmål som går fra 0 til 1. En Gini-koeffisient på 0 vil si at formuen er delt helt likt i befolkningen, altså at alle har nøyaktig den samme formuen, mens verdien én vil si at hele formuen eies av en person. Den vertikale aksene i Figur 1 varierer mellom 0,5 til 1, for å tydeliggjøre endringene over tid, selv om de har vært ganske stabile over tid. Det viser imidlertid også at formuesulikheten har vært relativt stor og vedvarende i vestlige stater. Figur 1 består av et utvalg av stater med arveavgift mellom 1995-2021. Norge, etter 2014, er imidlertid et unntak her. Enkelte stater har ikke blitt inkludert, selv om de skattlegger arv i deler av landet (f.eks. i en region, eller kommune). Dette er hovedsakelig på bakgrunn av oppgavens første analyse. Jeg har fjernet Belgia, Sveits og Litauen fra utvalget, ettersom de varierer regionalt og/eller lokalt på om de har arveavgift. Jeg inkluderer ikke Portugal, siden de har innført dokumentavgift og dette anses dermed ikke som arveavgift. Hvorvidt statene har arveavgift baserer seg på rapporten til OECD (2021, 74–75) og artikkelen til Lierse (2022, 751). Figur 1 viser derfor utvalget av stater i den første analysen.

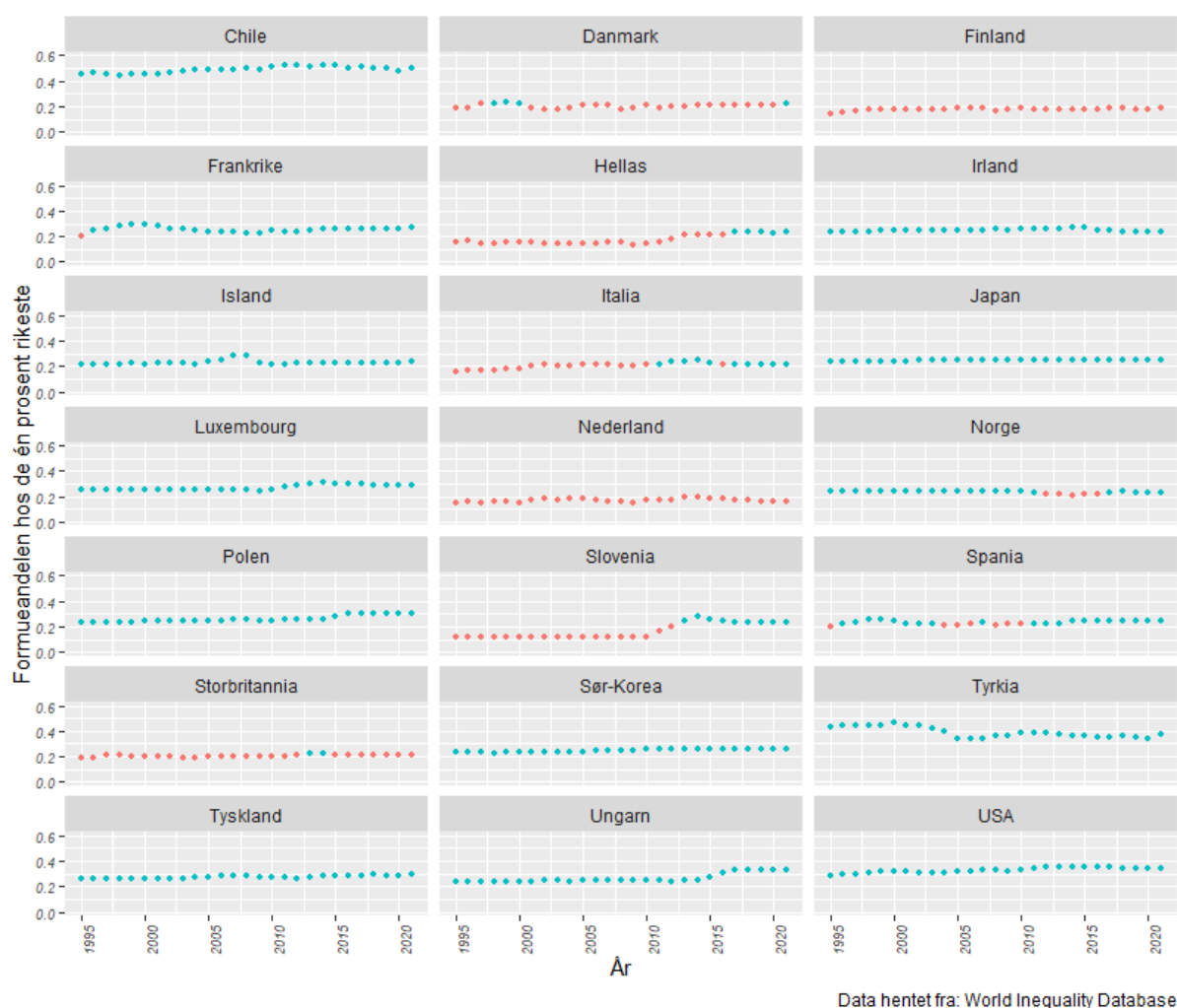
Figur 1 Formuesulikheten i 21 OECD-stater, målt med Gini-koeffisienten mellom 1995-2021



Data hentet fra: World Inequality Database (WID)

Figur 2 viser formuesforskjellene innad i 21 OECD-stater, målt ved formuesandelene til de en prosent rikeste. Utvalget består av stater med arveavgift, etter OECD (2021, 74–75) oversikt over stater som skattlegger arv. Y-aksen går fra null til 0,6, og X-aksen dekker tidsperioden fra 1995 til 2021. Norge ligger litt over 0,2 i hele perioden, som tilsvarer at de en prosent rikeste besitter over 20 prosent av den nasjonale formuen. De blå punktene indikerer at denne gruppen sin formuesandel er over 22. De røde punktene viser imidlertid når den rikeste en prosenten sin formue er under 22 prosent.

Figur 2 Formuesandelen hos de en prosent rikeste i 21 OECD-stater, 1995-2021



De vedvarende høye nivåene av økonomisk ulikhet har fått flere til å spekulere hvilke utfordringer dette kan ha i tiden fremover. Enkelte har fokusert på hvordan arv kan eskalere denne trenden, ettersom formuesoverføringer gjennom arv og gaver er forventet å øke i verdi (Balestra og Tonkin 2018, 50). Studier fra Sverige og Frankrike viser til at arve- og gavestrømmer har doblet seg i størrelse de siste 20 årene på aggregert nivå (Ohlsson, Roine, og Waldenström 2020, 1145; Piketty 2011). En utfordring relatert til dette, er at generasjonen som ble født i etterkrigstiden stadig blir eldre samtidig som den forventede levealderen har økt. Babybølge-generasjonen sies å ha tjent godt på prisstigninger av eiendom, og særlig på bolig. Derfor kan det tenkes at konsentrasjon i formue akkumuleres hos eldre og at neste generasjon er forventet å arve senere i livet. Disse trendene kan bidra til økt formuesulikhet. De siste tiårene med ekspansiv pengepolitikk for å bekjempe inflasjonen kan også ha bidratt til prisstigning på hus, som gjør at neste generasjon sliter med å kjøpe seg inn i boligmarkedet. Dermed har nye generasjoner vanskeligheter for å bli med på prisstigningen siden de arver senere, som kan

begrense den sosiale mobiliteten mellom generasjoner. Den lave fødselsraten i vestlige stater kan også begrense hvor mange som får tilgang på disse formuene, ved at arven deles på færre arvinger (OECD 2021, 36). Flere av disse aspektene har blitt diskutert hyppig i etterkant av at Thomas Piketty ga ut boken *Kapitalen i det 21. århundre*. Videre, vil ta for meg noen elementer fra denne boken og debatten rundt den.

Med *Kapitalen i det 21. århundre* bidro Piketty (2016) til å sette debatten om økonomisk ulikhet på dagsorden igjen. I boken argumenterer han for at de økonomiske ulikhetene kan være på vei mot tilsvarende nivå som før første verdenskrig, da de 10 prosent rikeste sin andel av nasjonal formuen var på 80-90% i Europa og USA. Piketty (2016) hevder at avkastningen på formue kan bli høyere enn befolkning- og produktivitetsveksten, noe den har vært tidligere. Av dette kommer den omdiskuterte formuleringen $r > g$. Her står r for den gjennomsnittlige avkastningen på kapital, mens g tilsvarer den økonomiske veksttaket – altså summen av befolkningsvekst og produktivitetsvekst. Dersom r blir større enn g , vil det føre til en problematisk samfunnsmessig utvikling. Da vil inntekt på kapital utgjøre en stadig større andel av den samlede nasjonalinntekten. Til tross for at g har vært større enn r mellom 1950 og 2012, hevder Piketty (2011; 2016) det er gode grunner til å anta at dette vil forandre seg i tiden fremover. Avkastningen på kapital forventer han at vil ligge på rundt 5 prosent, slik som tidligere, mens den samlede veksten i økonomien vil sannsynligvis ligge betraktelig under det. Konsekvensene av dette kan for eksempel være at hvilken familie man er født inn i, vil ha mer å si enn innsatsen som legges inn i arbeidslivet.² Dermed vil den sosiale mobiliteten i samfunnet begrenses, og veien til økonomisk suksess er gjennom arv eller giftemål.

Ettersom flere i litteraturen tar utgangspunkt i innsikter fra Piketty når de forsker på formuesulikhet (Lierse, Sachweh, og Waitkus 2022, 369), kan det være relevant å trekke frem hovedkonklusjonene hans. Den første konklusjonen til Piketty (2016, 44) er at *politiske tiltak kan være effektive til å redusere økonomisk ulikhet*.³ I etterkrigstiden innførte flere vestlige stater progressive skatter og styrket kapitalbeskatningen på arv og formue. Første og andre

² Dette er bare ett av de normative perspektivene Piketty (2016) diskuterer, nemlig den meritokratiske posisjonen. Han har fått kritikk på dette punktet for å ikke være konsekvent på hvilket rettferdighetsideal han argumenterer fra, se Pedersen (2014, 184). I senere utgivelser diskuterer han at ulikheter er problematisk fra et rawlsiansk rettferdighetsperspektiv, og ikke fra et meritokratisk perspektiv (Piketty 2020; Pedersen 2021).

³ Den samme konklusjonen trekker Bartels (2016) frem i boken sin *Unequal Democracy*. Piketty og Zucman (2015) viser til i et bokkapittel at skatter har påvirket utviklingen av økonomisk ulikhet.

verdenskrig førte til økonomiske og politiske sjokk, der politiske tiltak ble nødvendige for å gjenreise staten etter de fysiske ødeleggelsene som var gjort. Samtidig bidro inflasjonen og børskrakk til å senke verdien av finanskapital. Verdenskrigene har altså foreløpig vært de eneste historiske begivenhetene kraftige nok til å fremskynde en nedgang i ulikhetene, siden den industrielle revolusjonen (Piketty 2016, 44-45). Utover 1970- og 80-tallet ble flere av tiltakene i etterkrigstiden reversert, deriblant gjennom deregulering, liberalisering og skattekutt. Dette har sammenfalt med at den økonomiske veksten stagnerte og at ulikhetene i inntekt og formue har økt, påpeker Piketty (2016).

Den andre konklusjonen til Piketty (2016, 44) er at kapitalistiske økonomier med privat eiendomsrett vil ha markeds mekanismer som både har divergerende og konvergerende virkning på økonomisk ulikhet. Piketty (2016, 640) skisserer derfor et bilde av svært progressive skatter på individuelle formuer som en fremgangsmåte for befolkningen til å overta kontrollen over kapitalismen igjen, samtidig som privat eiendomsrett og konkurransehensyn ivaretas. Han anser høye skattesatser opp mot 70-90% på arv og formue som effektive og nødvendige instrument for å utjevne ulikhetene. I så måte illustrerer Piketty (2016) hvor omfattende skattenivåene må være for å faktisk redusere de økonomiske ulikhetene. Piketty har mottatt en del kritikk på antagelsene og konklusjonene sine (Soskice 2014; Acemoglu og Robinson 2015; Mankiw 2015), men få har forsket på virkningen av arveavgiften som et omfordelende instrument. Det åpner for å studere hvor effektiv den er som et fordelingstiltak, noe jeg forsøker å gjøre i denne oppgaven.

Til tross for utviklingene i formuesforskjeller som Piketty (2016) påpeker, og oppfordringer til å skattlegge kapital, har flere stater kuttet i skattene på formue og arv. Siden 1970-tallet har ti OECD-stater fjernet arveskatten, der manglende legitimitet hos populasjonen, muligheter for skatteunndragelse og kostnader tilknyttet administrering av en lite lønnsom avgift var hovedårsakene (OECD 2021, 137). På verdensbasis utgjør arveavgiften kun en liten del av de totale statlige inntektene i dag. Blant de OECD-statene som har avgift på arv, var arveavgiften grunnlaget for om lag 0,5 prosent av de statlige inntektene i 2021. Kun i fire stater var provenyet fra avgift på gaver og arv over 1% av de statlige inntektene (Belgia, Frankrike, Japan og Korea) (OECD 2021, 75). Blant annet Østerrike, Tsjekkia, Slovakia, Norge og Sverige har fjernet direkte skatt på testamentert arv siden år 2000. Riktignok, ble det manglende skattegrunnlaget

tatt høyde for i andre deler av skattesystemet i enkelte stater, for eksempel i Tsjekkia inkorporerte de arv og gaver som en del av inntektsskatten. I Østerrike falt det inn under eiendom- og jordskifteskatt, mens i Portugal ble arv og gaver en del av stempelavgiften på dokumenter o.l. (Drometer mfl. 2018, 53).

I Norge og Sverige derimot, ble den direkte skatten på testamentert arv fjernet uten en tilsvarende justering i andre deler av skattesystemet (Drometer mfl. 2018, 53). I Sverige ble imidlertid arveavgiften fjernet under den sosialdemokratiske regjeringen. Før de fjernet den var det gode muligheter for skatteunngåelse i Sverige, særlig for de riksete, noe som svekket dens legitimitet og førte til at den ble avskaffet (Henrekson og Waldenström 2016). Dette stemmer også overens med at arveavgiften tradisjonelt har hatt lite legitimitet i befolkningen. Noe av upopulariteten kan stamme fra skattens utforming. For å illustrere så kan man se til Norge og Sverige, der bunnfradraget var ganske lavt før opphevelsen, som gjorde at den traff mange med vanlige inntekter (OECD 2021, 73).

2.3.1 Avveiningen mellom frihet og likhet i diskusjonen av arveavgift

Arveavgiften oppfordrer til etiske diskusjoner om rettferdighet og frihet, som delvis er utenfor den komparative sammenligningen av formuesulikhet mellom stater over tid. Normative synspunkt virker å veie tungt når arveavgiften diskuteres. I rettferdighetslitteraturen er det flere normative perspektiver som påstår at arv er *urettferdig*. Særlig spenningen mellom frihet og likhet virker å bidra til at arveavgiften såpass kontroversiell (Pedersen og Bøyum 2020). Nettopp det at arveavgiften oppfordrer til å sette ulike verdier opp mot hverandre, gjør det til en nesten umulig oppgave å nå bred konsensus om et rettferdig nivå av ulikhet og skattesats i politikken (Graff 2023) . I tilleggsproposisjonen der Solberg-regjeringen la frem at de ville oppheve arveavgiften, var det delvis grunnlagt i at det opplevdes som «svært urettferdig» med avgift på barndomshjem og fritidsboliger (Finansdepartementet 2013b). Det virker derfor som avskaffelsen av arveavgiften i Norge var delvis etisk begrunnet, og dermed er det verdt å nevne den filosofiske debatten omkring arveavgift.

På de fleste områdene i samfunnet ønsker vi som samfunn å belønne innsats og hardt arbeid, og ikke flaks. Når det kommer til nedarvet rikdom har flere debattert om dette er forenelig med prinsippet om å belønne etter innsats (Beckert 2008, vii). I liberale egalitære samfunn forsøker

man å forene idealene om *frihet* og *likhet* (Rawls 1971). Likevel oppstår det tilfeller der disse to verdiene må settes opp mot hverandre, noe som skaper konfliktfulle og kontroversielle problemstillinger (Nagel 1979, 106). Dette virker å være tilfelle i spørsmålet om arveavgift. På den ene siden tilsier det egalitære idealet at mennesker ikke bør bli ansvarliggjort for faktorer som er utenfor deres kontroll; altså som individet ikke har valgt selv (Dworkin 1981, 293–95). Da følger det et ønske om å fjerne eller redusere ulikheter som skyldes flaks (Arneson 1989; Cohen 1989). Derfor vil det egalitære idealet tilsi at arv bør omfordeles, ettersom det er moralsk tilfeldig hvor mye hver enkelt arver. Idealet om frihet derimot, vektlegger at individer bør kunne følge deres egne idealer for det de anser som det gode liv. Dersom de har opparbeidet seg formue på rettferdig vis, burde de ha eiendomsretten over den og dermed stå fritt til å disponere den slik de selv ønsker, altså uten å skattlegges. Denne tilsynelatende friheten til å gjøre det man vil med formuen sin, som for eksempel å bruke den på dyre restaurantbesøk eller å arve den bort til sine barn, bryter imidlertid med likhetsidealet om at forskjeller utenfor enkeltindividenes kontroll skal elimineres. Med andre ord skaper arv en situasjon der prinsippet om likhet ikke kan tilfredsstilles, med mindre det går på bekostningen av noens frihet.

Et betimelig spørsmål blir derfor om foreldre skal ha retten til å testamentere arven videre til sine barn i tråd med det liberale idealet, eller om arv bør skattes fordi det kan gi enkelte en ufortjent fordel. Et vanlig argument mot arveavgiften er at skatten strider med arvelater sin eiendomsrett (og livsarvingers fremtidige eiendomsrett). Et slikt argument ser ofte på retten til å testamentere arv fra giver-perspektivet, inspirert av høyre-libertarianisme. Hvis giveren har opparbeidet seg formuene på en rettferdig måte, gjennom eget arbeid og talent, bør hun kunne gi disse ressursene videre i tråd med hennes rettigheter (Nozick 1973, 64–65). Forkjempere for arveavgiften derimot, argumenterer gjerne ut ifra et ideal om like muligheter, der de ser på arv fra perspektivet til mottakeren (Alstott 2007). Slike påstander faller gjerne inn under den normative forståelsen egalitarianisme (eller flaks-egalitære, Rawlsianisme) (Halliday 2018, 75). Disse vil alltid støtte en eller annen form for arveavgift, men omfanget kan variere. Avveiningen av likhet og frihet kan dermed bidra til å forklare hvorfor arveavgiften er kontroversiell, der noen hevder at arv er urettferdig og dermed bør begrenses. Videre vil jeg presentere et beslektet argument til dette.

2.3.2 Politisk ulikhet

Politisk innflytelse over politikken innhold (policy) er en vesentlig del av demokratiet. En av grunntankene ved folkestyret er nettopp politisk likhet. Det forutsetter at de folkevalgte representantene skal respondere til befolkningens preferanser, ved at velgerne er med på å styre gjennom valg. Samtidig følger det at alle er politisk likeverdige. Demokratiet bør derfor forholde seg noenlunde likt til borgerne sine interesser (Dahl 1998; Peters 2018, 341). Gitt at demokrati er et *ideal*, så forutsetter dette politisk likhet som et mål. Politisk likhet anses dermed implisitt som et ideal ved et demokratisk styresett (Dahl 2006, 2). Dette vil riktignok ikke tilsi at demokratisk likhet trumfer alle andre verdier, men i spørsmålet om statlig styring vil politisk likhet være en av de fremste idealene som vektlegges (Dahl 2006, 6). Et av demokratiets viktigste prinsipper er altså at hver stemme teller like mye. Som følge av økt konsentrasjon av formue hos de 1 prosent rikeste, har det blitt satt spørsmålsteget ved om de store ulikhetene på toppen har utfordret dette prinsippet (Bjerksund og Schjeldrup 2023).

John Rawls (1971) drøftet ideen om likhet i lys av fordeling av «primærgoder». Rawls (1971, 302–3) hevdet frihet var det mest grunnleggende for et liberalt og rettferdighet samfunn, formulert gjennom *frihetsprinsippet*. Frihetsprinsippet skal sikre retten til grunnleggende friheter og rettigheter, og kan ikke tilsettes på bekostning av andre rettferdighetsprinsipper. Frihetsprinsippet krever også at alle skal ha lik rett og mulighet til politisk innflytelse. Dersom det oppstår store økonomiske forskjeller i samfunnet på grunn av at individer arver ulikt, og de rikeste får større mulighet til å påvirke politikken og fremme sine interesser, vil dette bryte med det viktigste prinsippet i et liberalt og rettferdig samfunn, ifølge Rawls.⁴ For å sikre like muligheter til politisk innflytelse, vil det ikke tillates store økonomiske forskjeller som følge av arv, da dette bryter med idealet om demokratisk likhet. Arv bør derfor skattes, mente Rawls.

Flere statsvitere har empirisk testet befolkningens mulighet til politisk innflytelse og vist at de fleste vestlige demokratier ikke lever opp til idealet om politisk likhet (Peters 2018; Gilens 2012; Mathisen mfl. 2021; Elsässer og Schäfer 2023). Dette antyder at Stein Rokkans (1966, 106) formulering: «*stemmer teller i valg av representanter, men ressurser avgjør*» fortsatt er

⁴ Flere økonomiske modeller antar at avkastningen på kapital/formue er lik for alle, uansett hvor stor den måtte være. Piketty (2016, 519) bestrider dette punktet, og mener det ikke er sikkert i det hele tatt. Han viser til at de største formuene, deriblant nedarvet rikdom, har vokst i betraktelig større grad enn den gjennomsnittlige veksten i formue. Det virker derfor rimelig å anta at arv er ulikt fordelt, hevder Piketty.

relevant. Bakgrunnen for uttalelsen var at stadig større deler av makten hadde havnet hos interesseorganisasjonene, og ikke utelukkende hos valgkanalen. I en studie av interesseorganisasjoners rolle i demokratiet, finner Emmenegger og Marx (2019) at lobbyvirksomhet sponset av store selskaper påvirket sveitsere til å «stemme imot deres egne interesser», ved at de aktivt brukte sin innflytelse til å påvirke velgerne under en regional folkeavstemming om innføring av arveavgift. Studier fra USA viser også at de mest velstående har hatt stor påvirkning over politikken. Blant politikk som iverksettes er det større sannsynlighet for at saken innføres i tråd med de økonomisk velstående sine preferanser. De mindre velstående kan oppleve en viss form for politisk innflytelse, men dette er bare i saker der deres preferanser sammenfaller med de mest velstående sine. De har altså tilnærmet ingen gjennomslagskraft på politikken som føres (Gilens 2012; Gilens og Page 2014; Bartels 2016, 257). Bartels (2016, 345) konkluderer derfor med det ikke vil være mulig med politisk likhet i en stat med så store forskjeller i inntekt og formue som i USA, og at USA nærmest fungerer som et fåtallstyre.

I Norge derimot, viser det seg at både de økonomisk velstående og de mindre velstående sine preferanser i økonomiske spørsmål blir hørt i politikkkutformingene (Mathisen 2022, 6). Funnene indikerer derfor at koblingen mellom penger og politikk er noe svakere i Norge, og at det er høyere kongruens mellom lavere inntektsgrupper og politikere sammenlignet med USA. I motsetning til i USA, har de med høyere utdanning mer innflytelse, som viser at det ikke bare er de mest økonomisk velstående som har innflytelse på politikken. Riktignok, så er gjennomslag i politikken innhold for de med medianinntekt og de mindre velstående betinget av at de mest velstående i en del saker, som moralske- og utenrikspolitiske spørsmål (Mathisen 2022).

Med økende økonomiske ulikheter over lengre tid, er det flere som viser til skatt på kapital (formue) som en mulig løsning på å sikre like muligheter av politisk makt og innflytelse. Piketty (2020) hevder at en omfordeling av inntekt og formue kan føre til en spredning politisk likhet og makt for flere grupper av samfunnet. Han hevder at en vesentlig skatt på arv kan bidra til å forhindre konsentrasjon av kapital hos de rikeste, og fremmer en progressiv skattesats opp mot 70-80% av nedarvet rikdom. I denne oppgaven vil i hovedsak evaluere arveavgiftens politiske virkning i tråd med problemstillingen, heller enn å se på ulikhetene i politisk innflytelse.

Riktignok, hvis det er tilfelle at politisk likhet er usannsynlig i samspill med økonomisk ulikhet, slik Bartels (2016, 345) hevder, vil arveavgiften virkning også ha relevans for litteraturen om politisk ulikhet.

2.3.3 Konsekvenser av ulikhet og arv

Ifølge en konsekvensetikk vil skattelegging av arv og økonomisk ulikhet begrunnes basert på de samfunnsmessige konsekvensene de kan medføre. En underkategori av konsekvensialisme er utilitarisme. Utilitarister ser på konsekvensen av en handling eller policy gjennom en nytte-kostnadsanalyse, der det er ønskelig med det utfall som maksimerer nytten eller velferden til flest mulig. Et utilitaristisk argument som taler for omfordeling av ressurser, baserer seg på prinsippet om fallende grensenytte (Kymlicka 2002, 40). Ut ifra prinsippet om fallende grensenytte vil nytteverdien fra for eksempel penger synke desto mer man har. Et nærliggende eksempel kan være hvis en rik person arver en stor formue. Basert på prinsippet om fallende grensenytte vil vedkommende ikke få mer nytte av arven, enn hun allerede har. For å maksimere nytteverdien i samfunnet bør den derfor omfordeles til noen andre som ikke har en formue.

Wilkinson og Pickett (2011, 44) viser til at ulikhet innad i land korrelerer med en rekke sosiale og helserelaterte problemer. Funnene deres indikerer at inntektsulikhet kan ha en negativ effekt på nivået av tillit, psykiske lidelser (inkludert avhengighet), forventet levealder, spedbarnsdødelighet, overvekt, skolepresensasjoner, tenåringsfødsel, drap, antall fengslinger, og sosiale mobilitet. De problemene som antas å ramme de svakest stilte i samfunnet er altså utpreget i samfunn med store økonomiske ulikheter. Wilkinson og Pickett (2011, 354) sammenligner mennesker i samme sosial klasse, altså på tilsvarende inntekts- og utdanningsnivå, på tvers av stater. Resultatene deres indikerer at statene med mest likhet presterer best på disse parameterne. En avgjørende faktor i reproduksjonen av sosial ulikhet sies å være overføringer av formue mellom generasjoner, som er tett knyttet til hvordan fordelingen av formuer ser ut (Gross, Lorek, og Richter 2017; Black og Devereux 2011). Arv kan på den måten opprettholde eller muligens forsterke disse sosiale konsekvensene. I ytterste konsekvens kan disse sosiale utfordringene bli mer fremtredende i Norge, hvis ulikhetene øker. Derfor vil jeg undersøke hvordan fjerningen av arveavgiften i Norge påvirket formuesulikheten.

Flere forskere har også studert hvordan arv kan påvirke arbeidstilbudet fra arvemottakere. Dette fremheves som relevant for å evaluere effektivitetskostnadene til arveskatten, ved at det kan si noe om insentivene den eventuelt skaper og de statlige inntekter som kan forventes av den (Kopczuk 2013, 368). Et hyppig brukt argument for arveavgift er nettopp at arv kan redusere insentivene til å arbeide (Mirrlees 2011, 349). Dette omtales som «Carnegie-effekten», etter filantropen Andrew Carnegie. Ifølge Carnegie (1900, 54) ville det å etterlate formuer til sine barn være å «frarøve talentene deres, ved å friste dem til å leve et mindre verdifullt liv enn de ellers kunne ha gjort». Enkelte studier har forsøkt å teste Carnegie-effekten. Holtz-Eakin, Joulfaian, og Rosen (1993) anvender overgangsmatriser på husholdninger i USA, og finner at de som mottok arv på over \$150 000 i 1982 var tre ganger så sannsynlig til å slutte å jobbe innen 1985 sammenlignet med husholdninger som mottok under \$25 000. Deltakelse i arbeidsmarkedet kan også være drevet av alder, så Holtz-Eakin, Joulfaian, og Rosen (1993, 424) forsterker funnene gjennom logistisk regresjon der de kontrollerer for det. Selv om alder har en statistisk signifikant effekt på deltakelse i arbeidsmarkedet, så endrer det ikke effekten av mottatt arv noe nevneverdig. Holtz-Eakin, Joulfaian, og Rosen (1993, 429) kan ikke utelukke at de som arvet de største formuene opplevde lavere lønnsvekst enn de som mottok en lavere sum i den samme perioden, men basert på gruppenes like karakteristikk finner de dette usannsynlig.

En lignende studie av Bø, Halvorsen, og Thoresen (2016) studerer om arv reduserer arbeidsinnsatsen i Norge. De anvender propensity score matching som estimerer en kontrollgruppe med lignende karakteristikk, bortsett fra at de ikke arvet. Resultatene deres indikerer at enkelte grupper som mottok mer enn en gjennomsnittlig stor arv gikk ned omtrent 7% til 10% i arbeidsinntekt de påfølgende seks årene, sammenlignet gruppen som ikke arvet. De finner altså at store arvebeløp kan redusere individers insentiv til å arbeide, særlig hos unge, og arvinger nær pensjonsalder. Dette er i tråd med hypotesen deres om at arvemottakere uten egne livsarvinger er mer tilbøyelige til å bruke opp arven. En tilsvarende studie av Ling (2022) finner at arv i snitt reduserer den årlige inntekten til arvemottakerne i Norge med mellom to til 4,3 prosent. Ling (2022, 31) sine funn indikerer imidlertid også at arv kan oppmuntre til å bedrive entreprenørskap, ved at arvebeløp over gjennomsnittet øker sannsynligheten for å drive med selvstendig næringsvirksomhet med 1%. Dette kan med andre ord forklare noe av nedgangen i inntekt. På bakgrunn av funnene sine fremmer Bø, Halvorsen, og Thoresen (2016, 34) en progressiv arveskatt og høye skattesatser for andre enn slektninger i nedstigende linje

for å begrense Carnegie-effekten, å stimulere folk til å arbeide. Opphevelsen av arveavgiften i Norge kan dermed være relevant for hvorvidt arvemottakere ønsker å jobbe

2.3.4 Holdninger til arveavgiften i Norge

Befolkningen sine holdninger til skatt blir ofte tatt i betraktning når et lovforslag skal fremmes. Lovgivere må derfor avveie om skatten er sosialt og økonomisk ønskelig, og hvor mye det er å tjene på den politisk. I forbindelse med arveskatt fremstår det vanskelig å balansere disse hensynene (Bastani og Waldenström 2021, 532). Hvordan befolkningen anser arveavgiften kan altså ha innvirkning på om arv skattes eller ikke. Jeg vil derfor kort redegjøre for den norske befolkningen sine holdninger til arveavgiften før den ble fjernet.

Studier av befolkningens holdninger til arveavgiften i Norge, viser for eksempel at skatten har vært ansett som lite legitim. Thoresen (2023, 34) skriver blant annet at «et velkjent trekk ved skatt på arv er at den er upopulær». Særlig argumentene om at arveavgiften er en form for dobbeltbeskatning, og at den vanskeliggjør det å beholde familiebedrifter og eiendeler med affeksjonsverdi synes å ha vært fremtredende i 2013 (Cappelen og Pedersen 2014). Tabell 1 viser hva respondentene mente arveavgiften burde ligge på, fordelt etter partitilhørigheten deres. Respondentene ble spurt hva de mente var et rettferdig arveavgiftsnivå, og hva de trodde skattesatsen på et arvet beløp på 2,5 millioner kroner var på daværende tidspunkt. Gjennomsnittet i befolkningen mente at 4,7 prosent var en rettferdig arveskatt, til tross for at de i snitt trodde arveavgiften var på 17 prosent. I realiteten ville et arvet beløp på 2,5 millioner kroner gi 5,2 prosent i avgift – ikke så langt fra snittet i utvalget. Cappelen og Pedersen (2014) viser at arveavgiften var relativt legitim for de med partitilhørighet lengst ute på venstresiden (Rødt og SV), men upopulær blant partiene på høyresiden. Det kan tyde på at arveavgiften, slik den var, hadde lite legitimitet i deler av den norske befolkningen før fjerningen – men at den kanskje var mer legitim enn det folk regnet med. I så tilfelle fremhever dette det kontroversielle aspektet ved arveavgiften.

Tabell 1 Holdninger til arveavgiften i 2013, fordelt på partitilhørighet

Partitilhørighet hos respondentene	Ønsket arveavgiftsnivå; snittverdi i prosent
Rødt	9,9
SV	8,0
Ap	6,8
Sp	7,5
Venstresiden	7,3
Venstre	5,4
KrF	8,2
Høyre	2,9
Frp	2,7
Høyresiden	3,6
Gjennomsnitt	4,7

Kilde: Cappelen og Pedersen (2014, 22)

2.4 Arveavgiftens historie i Norge

Arveavgiften ble innført i Danmark-Norge i 1792, med en sats på fire prosent for andre parter enn ektefeller, barn og foreldre. Bunnfradraget var da på 100 riksdaler (320 kroner). Hensikten med arveavgiften var å «vedlikeholde Likevekt imellom de Kongelige Inntekter og Utgifter», altså med begrunnelse i hensynet om å øke skatteprovenyet (NOU 2000: 8, 143). I 1810 og 1816 økte satsene ytterligere, der ektefeller og livsarvinger også ble inkludert. Dette varte frem til 1836, da foreldre, livsarvinger og ektefeller igjen ble fritatt fra skatten (NOU 2000: 8, 20). Debatten om skatt på arv havnet på agendaen på nytt i 1850, da statens behov for mer inntekter gradvis ble større. Da omhandlet debatten hvorvidt livsarvinger skulle skattes, og hva skattenivået burde ligge på (Dackling 2020). Under en Stortingsdebatt i 1866 uttalte Høyrepolitiker og professor Anton Martin Scheweigaard at ved en eventuell bortgang av arveavgiften, så vil den gi plass til en mindre god skatt (Hegtun 2013). Han påpekte at staten trengte inntekter, men utfordringen lå i å finne den skatten som gjorde minst skade. Riktignok omfattet ikke skatteplikten barn før i 1901, og skattesatsene økte ikke betraktelig før i mellomkrigstiden (Dackling 2020). Helt siden arveavgiften ble introdusert har den vært begrunnet ut ifra fiskale hensyn, altså i et behov om statlige inntekter (NOU 2022: 20, 278). I nyere tid har de viktigste endringene i arveavgiften hendt i 2009 og 2014

I 2009 kuttet den rødgrønne-regjeringen i skattesatsene på arv, samtidig som de økte bunnfradraget. Formålet var å gjøre skatten mer målrettet og rettferdig (Finansdepartementet 2008, 39). Flere av de rikeste hadde tidligere hatt muligheten til å overføre formuer inn i eiendeler som var unndratt skatt, og opplevde dermed fritak fra arveavgiften. Endringene som ble foretatt av Stoltenberg-regjeringen var for å bedre likebehandlingen av formuesobjekter (Finansdepartementet 2013a). Før lovendringen i 2009 ble arvebeløp på over 555 000 kroner skattet med 20 prosent, mens beløp på under 250 000 kroner var skattefrie. Arvebeløp mellom 250 000-555 000 kroner ble skattet til en sats på åtte prosent (Dahl 2009). I perioden etter lovendringene i 2009, var bunnfradraget på 470 000 kroner. Beløp på over 800 000 kroner hadde en skattesats på ti prosent. Arvebeløp mellom 470 000-800 000 kr var pålagt seks prosent skatt, se Tabell 2 (Finansdepartementet 2013a). Som nevnt tidligere, ville et arvebeløp på 2,5 millioner kroner medføre 5,2 prosent skatt, noe som tilsvarer en arveavgift på 129 000 kr (Pedersen 2019, 223).

Tabell 2 Bunnfradrag og avgiftssatser i perioden 2009-2013

	Til barn/foreldre	Til andre
Av de første 470 000 kroner	Ingen avgift	Ingen avgift
Av de neste 330 000 kroner	6 %	8 %
Av overskytende	10 %	15 %

Kilde: Statistisk sentralbyrå (2015)

Norge avhenger av betydelige skatteinntekter for å finansiere velferdsgoder og offentlige tjenester (NOU 2022: 20, 11). I løpet av arveavgiften sin 222 år lange levetid varierte skattesatsene og bunnfradraget, som igjen ga forskjellig inntektsgrunnlag. I 2009 fikk staten inn 1,4 milliarder kroner fra avgift på arv og gaver. Det er 387 millioner kroner mindre sammenlignet med året før, som følge av et høyere fribeløp og at avgiftssatsene gikk ned. Riktignok så fikk man dobbelt så mange mottakere med høye beløp. Hele 50 prosent som mottok gaver og arv fikk verdier på mer enn 1 million kroner, mot 18 prosent i 2008 (Statistisk sentralbyrå 2011). I 2013 fikk staten inn 1,9 milliarder kroner fra arveavgiften. Totalt det året ble det mottatt 34 milliarder kroner i skattepliktig arv og gaver. Gjennomsnittsarven til de som mottok avgiftspliktig arv og gaver var på 1,35 millioner kroner (Statistisk sentralbyrå 2015). Til sammenligning gav hele skattesystemet mer enn 1 200 milliarder kroner i 2013-2014, som

tilsvarte over 40 prosent av samlet bruttonasjonalprodukt (BNP) (Finansdepartementet 2013a). Sammenlignet med andre skatter- og avgifter utgjorde arveavgiften en relativt liten del av de statlige inntektene.

I oktober 2013 foreslo regjeringen ytterligere endringer i arveavgiften, som en del av neste års statsbudsjett (Finansdepartementet 2013a). Måneden etter, i november 2013, kom Solberg-Regjeringen med en tilleggsproposisjon der de vedtok å fjerne arveavgiften fra 1. januar 2014 (Finansdepartementet 2013b). Deler av begrunnelsen var nettopp at den ga lite inntekter, men fjerningen ble også begrunnet i rettferdighetshensyn. Et flertall av politikere ønsket ikke lenger å beholde arveavgiften, illustrert ved at daværende finansminister Siv Jensen (Fremskrittspartiet, Frp) omtalte arveavgiften som en «skatt på død» under Debatten (NRK 2013). I tillegg opplevdes arveavgiften som urettferdig, ved de rike hadde fortsatt hadde mer handlingsrom til å unngå skatten og førte til at den i hovedsak traff de med median og lavinntekter (Finansdepartementet 2013b). Dette ga utslag ved at arveavgiften hadde lite legitimitet hos befolkningen.

Selv om arveavgiften ble fjernet fra og med 2014, ble det i etterkant innført et vedtak om et *kontinuitetsprinsipp* for gaver og arv. Det innebærer at den som arver trer inn i givers skatteposisjoner ved inngangsverdi (Zimmer 2014). Ved stor verdistigning vil derfor gevinsten fra den nye markedsverdien kunne overstige arveavgiften, som var på 10 prosent i 2013. I enkelte tilfeller kan gevinstbeskatning overgå avgift på arv, særlig ved overtagelser av næringsvirksomheter (Borge og Kihle 2014). Tallene viser at nærmere 30 prosent av avgiftspliktige gaver ble gitt i desember 2013, like etter regelendringen ble annonsert. Antallet gaver på over 2 millioner kroner økte også med 20 prosent fra året før. Det virker derfor som mange var tjent med å betale en arveavgift i 2013, framfor en gevinstbeskatning på et senere tidspunkt (Statistisk sentralbyrå 2015). Likevel var det forventet at de fleste trolig ville komme bedre ut av kontinuitetsprinsippet, med færre avgifter og ulike unntaksregler som begrenser skatt på gevinst (deriblant på bolig, fritidsbolig/hytte og alminnelig gårdsbruk/skogbruk). Særlig i tilfeller der arvinger ikke vil overta eiendeler ville det bli rimeligere å forholde seg til kontinuitetsprinsippet. Enkelte ventet derfor til etter 1. januar 2014 med å overføre formuesverdier til arvinger, da lovendringen hadde funnet sted (Borge og Kihle 2014). Overgangen fra diskontinuitet til kontinuitet-prinsippet kan påvirke funnene i denne oppgaven, som derfor må forstås i sammenheng med lovendringen.

Selv om arveavgiften hadde lite legitimitet blant befolkningen før fjerningen, har enkelte av de politiske partiene på Stortinget ønsket å gjeninnføre arveavgiften. Rødt (R), Sosialistisk Venstreparti (SV) og Miljøpartiet De Grønne (MDG) har uttrykt i deres respektive partiprogram at de ønsker å innføre en arveskatt (Miljøpartiet De Grønne 2021; Sosialistisk Venstreparti 2023; Rødt 2023). Forslagene til en ny arveavgift har vært ganske annerledes fra den tidligere utformingen, blant annet ved et høyere bunnfradrag og en enda mer progressiv skatt. Stortingsrepresentantene Audun Lysbakken og Kari Elisabeth Kaski fra SV stilte også et representantforslag om gjeninnføring av skatt på arv i 2018-19, der de ønsket et bunnfradrag på 5 millioner kroner og laveste sats på 10% (Finansdepartementet 2018). Arbeiderpartiet ønsker derimot å skjerpe formuesskatten, heller enn å gjeninnføre arveavgiften (Arbeiderpartiet 2023). Likevel har enkelte innad i partiet ytret at de ønsker gjeninnføring av arveavgiften, men forslaget møtte lite støtte fra store deler av partiet (Johansen 2022; Poppe 2022). De resterende partiene på Stortinget virker ikke å ønske en ny arveavgift.

3 Litteraturgjennomgang og teori

I denne delen vil jeg presentere tidligere forskning som er relevant i forbindelse med oppgavens problemstilling. Det har blitt gjort relativt lite empirisk forskning på de omfordelende konsekvensene av arveavgiften på formuesulikhet. Riktignok er det gjort en del forskning på hvordan arv påvirker formuesfordelingen og mulighetslikheten i samfunnet, der enkelte også ser på effekten av arveavgiften. Først redegjør jeg for litteraturen om arv sin påvirkning på formuesulikhet, fordi det sier noe om omfanget som arveavgiften er forventet å kunne påvirke ved fjerning av arveavgiften. Det å fremheve denne litteraturen illustrerer også at svaret på problemstillingen ikke er åpenbart, siden forskningen indikerer varierende funn angående arv sin påvirkning på formuesulikhet. Deretter vil jeg presentere noen studier som spesifikt har forsket på arveavgiften sin effekt på formuesulikhet og formuesandeler. Disse studiene er relevant fordi de gir innsikt i mekanismene som ligger bak påvirkningen på formuesulikhet, og derfor er de også nyttige for å utlede hypoteser.

Til slutt vil jeg presentere litteraturen som studerer de økonomiske konsekvensene av skatteutt for de rikeste. Denne forskningslitteraturen er relevant, ettersom jeg analyserer konsekvensene av å fjerne arveavgiften på formuesulikhet. For å forske på skatteutt har flere anvendt *kausale design*, for eksempel syntetisk kontrollmetode og panelmatching. Dette er relevant for denne oppgavens forskningsdesign, samtidig som det viser til at flere har brukt tilsvarende metoder til å svare på lignende problemstillinger. Riktignok har det vært forsket mest på skatteutt sin effekt på inntektsulikhet.

3.1 Arv sin påvirkning på formuesulikhet

Ettersom flere studier dokumenterer en økende trend i formuesulikhet, har mye av litteraturen rettet oppmerksomheten mot *årsakene* til denne utviklingen (Salas-Rojo og Rodríguez 2022, 28). Arv fremheves som en av faktorene bak denne trenden. I nyere forskningslitteratur på arv sin påvirkning på formuesulikhet har det hovedsakelig blitt anvendt to tilnæringer (Wolff 2015, 12). En del av litteraturen har studert hvor fremtredende arv er i formuesfordelingen, for deretter å systematisk studere om arv har bidratt til økningen formuesforskjeller. Disse studiene har i stor grad tatt i bruk aggregerte data på statlig nivå (Piketty 2011; 2016; Piketty og Zucman 2015; Atkinson 2018; Ohlsson, Roine, og Waldenström 2020). Piketty (2011) sine funn indikerer at arv sin relative innflytelse, sammenlignet med inntekt, har endret seg over tid i

Frankrike. Siden 1950-tallet har arv utgjort en stadig større prosentandel av nasjonal inntekten, med en økning på ti prosentpoeng fra fem prosent i 1950 til 15 prosent i 2010. Atkinson (2018) finner en lignende trend for Storbritannia, med tilsvarende fremgangsmåte i perioden 1896 til 2006. I 1977 bestod 4,8 prosent av nasjonal inntekten av arv, mens i 2006 utgjorde arv 8,2 prosent. Ohlsson, Roine, og Waldenström (2020) sine funn indikerer at arv utgjør en begrenset andel av den totale formuen, og at nivået holder seg lavt på grunn av andre måter å akkumulere formuer på i Sverige.

Andre har benyttet populasjonsdata for å forske på effekten av arv på formuesulikhet. Tidligere har de som benytter populasjonsdata brukt selvrapporterte spørreundersøkelser om respondenter sin formue, supplert med skatteregistre eller data over skatt på arv og gaver. Et gjentakende funn i disse studiene er at arv reduserer den umiddelbare formuesulikheten i USA og Storbritannia (Wolff 2002, 263; Wolff og Gittleman 2014, 465; Crawford og Hood 2016; Karagiannaki 2017). De velstående arver gjerne mer enn de mindre velstående, men de mest velstående arver bare en brøkdel sammenlignet med sin formue fra før de arvet. En liten arv har altså relativt større betydning for de mindre velstående, enn en stor arv har for de mer velstående. Dersom atferdsmønstre etter mottatt arv tas i betraktning vil derimot formuesulikheten sannsynligvis øke, siden de mindre velstående har større tilbøyelighet til å bruke opp arven (Wolff 2002, 263).

I senere tid har derfor flere gått over til å bruke registerdata, særlig i studier av de skandinaviske landene (jf. Boserup, Kopczuk, og Kreiner 2016; Elinder, Erixson, og Waldenström 2018; Black mfl. 2022). Dette skyldes i hovedsak tilgangen på grunn av detaljerte mikronivådata i Norge, Sverige og Danmark, som følge av at formuer har blitt bokført gjennom et bredt skattegrunnlag i befolkningen (Zucman 2019, 114). I denne oppgaven vil jeg forsøke å bidra til begge disse to tilnærmingene. Først anvender jeg syntetisk kontrollmetode, som tillater bruk av aggregerte variabler. Deretter bruker jeg på registerdata i Norge, som tillater at jeg anvender endring-i-endringer (DiD) metodikken.

Samtidig som ulikhetene har økt, har en stadig større andel av den totale formuen bestått av arv og gaver. Dermed ser det ut til å være en positiv korrelasjon mellom formuesulikhet og

formuesoverføringer (Palomino mfl. 2022, 644). I litteraturen er det flere som finner at *arv øker formuesulikheten*. Deriblant rapporterer Piketty og Zucman (2015) og Alvaredo mfl. (2017) at en større andel av formuen akkumuleres blant de rikeste, der arvebeløpene er størst og samtidig mer utbredt enn hos resten av befolkningen. De hevder arv blir brukt som et middel til å videreføre formuene hos de rikeste over flere generasjoner. Wiborg og Hansen (2018) finner lignende resultater ved å se på skatteregister i Norge. Deres funn indikerer at arv bidrar til sosial reproduksjon hos overklassen og middelklassen, ved at de opprettholder prestisjefulle posisjoner i samfunnet. Fessler og Schürz (2018) finner at nedarvet formue er en av de største bidragsyterne til formuesulikhet i 13 europeiske land. De anvender mikrodata og finner at husstandene som har mottatt arv i løpet av livet i snitt steg med 14 formuespersentiler. Dette sammenligner de med en hypotetisk fordeling der foreldrene sin formue ikke har innflytelse på arvingene. De Nardi og Yang (2016), Adermon, Lindahl, og Waldenström (2018), Palomino mfl. (2022), og Nolan mfl. (2022) finner også at formuesoverføringer øker formuesulikheten, ved å anvende agentbaserte simuleringer og økonometriske metoder. Salas-Rajo og Rodríguez (2022) tar i bruk maskinlæringsteknikker, som random forest. På den måten kan de si noe om viktigheten av predikatorene på formuesulikhet. De finner at arv og foreldrene sin utdanning er blant hovedforklaringene til formuesulikhet og mulighetsulikhet.

Det er imidlertid ikke enighet i litteraturen om at arv øker formuesulikheten. Funn fra USA (Wolff og Gittleman 2014), Storbritannia (Karagiannaki 2017; Crawford og Hood 2016), Japan (Horioka 2009), Sverige (Elinder, Erixson, og Waldenström 2018) og en komparativ studie av åtte EU-stater (Bönke, Werder, og Westermeier 2017) indikerer at arv har en utjevne effekt på formuesfordelingen. Funnene tyder på at fordelingen av arv er mer jevnt fordelt enn fordelingen av formue, og derfor vil formuesoverføringer føre til en reduksjon av den relative formuesulikheten. Boserup, Kopczuk, og Kreiner (2016) finner at arv øker den absolute ulikheten, men at effekten ikke gjenspeiles i ulikhetsmål som tar utgangspunkt i den relative formuesulikheten.

Studiene virker dermed å gi avvikende svar på om arv øker eller reduserer formuesulikheten basert på hvilken analytisk tilnærming som brukes, hevder Palomino mfl. (2022). De ulike tilnærmingene gjør at forskerne stiller forskjellige spørsmål, som igjen gir analysene ulike kontrafaktiske referansepunkt. I flere av artiklene som finner at arv utjevner den relative

formuesulikheten (jf. Boserup, Kopczuk, og Kreiner 2016; Elinder, Erixson, og Waldenström 2018; Crawford og Hood 2016; Karagiannaki 2017; Wolff 2002), begrunner de det med at arv har mer å si for de minst velstående sin formue, og at de mest velstående arver mindre relativt til sin formue. Dette er til tross for at arven sannsynligvis brukes opp forttere hos de minst velstående enn hos de mest velstående, på grunn av ulike uttømmingsrater. Dette indikerer funnene til Nekoei og Seim (2023, 486). De finner imidlertid at den umiddelbare effekten av arv er at den reduserer formuesulikhet, målt med relative mål som formuesandeler og prosentiler, men at effekten reverseres over tid. Det kommer av at gjennomsnittlige arvebeløp brukes opp i løpet av et tiår, mens de en prosent rikeste sparer på arven. Forskjellen mellom de aller rikeste og resten skyldes altså forskjellig avkastning fra rentene, ikke konsumering eller endring i arbeidsvaner. De en prosent rikeste arvingene med en prosent høyeste arvebeløpene øker gjerne konsumet sitt, men at avkastningen på formuen overgår det. Nekoei og Seim (2023, 492) konkluderer med at arveavgiften kun kan redusere formuesulikheten i det lange løp ved å skatte velstående arvinger (en prosent rikeste).

Fra et annet perspektiv kan det at arv hovedsakelig havner hos de med størst formue bidra til å forsterke ulikhetene, da ikke alle mottar arv (Palomino mfl. 2022). Noen mottar en liten sum, mens andre arver ingenting. Dette blir mer tydelig når det resultatet heller sammenlignes med en fordeling der arv er jevnere fordelt over hele formuesfordelingen. På denne måten flyttes det kontrafaktiske tilfellet til å sammenligne to fordelinger, der arv enten har betydning eller ikke betydning – heller enn at det kontrafaktiske tilfellet av å arve eller ikke arve (se Fessler og Schürz 2018; Adermon, Lindahl, og Waldenström 2018). For å belyse dette poenget, sammenligner Feiveson og Sabelhaus (2018) fordelingen av formue i USA med en alternativ fordeling der arveoverføringer er likt fordelt i hele befolkningen. Resultatene viser at de øverste ti prosentene av befolkningen eier hele 73% av den totale formuen i den faktiske fordelingen. I det kontrafaktiske tilfellet, der arv er jevnere fordelt, eier de øverste ti prosentene kun 57% av formuen. Dette eksempelet illustrer hvordan det kontrafaktiske referansepunktet kan påvirke konklusjonen av arv sin effekt på ulikhet. Derfor argumenterer Palomino mfl. (2022, 645) for at det kontrafaktiske tilfellet bør eksplisitt inngå som en del av analysen fra begynnelsen, for å gi et sammenligningsgrunnlag for resultatene.

I denne oppgavens analyser anvender jeg to metoder som eksplisitt forsøker å ta høyde for det kontrafaktiske utsagnet; syntetisk kontrollmetode og endring-i-endringer. En fordel med begge disse metodene er at de tydeliggjør det kontrafaktiske, slik at sammenligningen mellom hva som skjedde og hva som kunne ha skjedd kommer frem. Den syntetiske kontrollanalysen sitt kontrafaktiske tilfelle er et estimert «syntetisk Norge» med arveavgift etter 2014, som sammenlignes med den faktiske tidsserien. I endring-i-endringer analysen er det kontrafaktiske tilfellet dersom behandlingsgruppen ikke ble utsatt for behandlingen, altså hva hvis arveavgiften ikke hadde blitt fjernet i 2014. Dette sammenlignes med det faktiske utfallet i behandlingsgruppen.

3.2 Arveavgift og formuesulikhet

Noen empiriske studier har studert *konsekvensene av å fjerne arveskatten på formuesforskjeller*. Elinder, Erixson, og Waldenström (2018, 27-28) er de første som empirisk har testet påvirkningen av arveavgift på formuesulikhet med registerdata på individnivå. De studerer den kortsiktige effekten til fjerningen av arveavgiften for gjenlevende ektefeller i 2004. Elinder, Erixson, og Waldenström (2018) ønsker å måle arv gjennom det de kaller en «direkte mekanisk effekt» (DME), som tilsvarer den umiddelbare endringen i formuesfordelingen hos de som har arvet. Riktignok har de ikke tilgang på den nøyaktige datoen over når arven mottas. Derfor måler de DME ved å sammenligne formuesulikheten året før arven mottas, med et mål for formuesulikhet der verdien til arven (mottatt i år T) legges til mottakerens formue året før mottatt arv (Elinder, Erixson, og Waldenström 2018, 21). Tilsvarende gjøres for å estimere arveavgiftens effekt, men endringen i formuesfordelingen sammenlignes med forskjellen fra arv før skatt. De ser altså på endringen mellom DME i arven etter skatt og DME i arv før skatt (et DiD-design) (Elinder, Erixson, og Waldenström 2018, 28).

Nekoei og Seim (2023) anvender også et kvasiexperimentelt-design, men de studerer den langsiktige effekten av arv og arveavgift på formuesulikhet. De henter administrative data over Sverige, som tillater dem å bruke den tilfeldige timingen av dødsfall som behandlingsvariabel. Eksperimentgruppen deres består av individer i lik fødselskohort, tilsvarende utdanningsnivå, og som mistet en forelder ved samme alder i perioden mellom 2000-2004. Kontrollgruppen utgjøres av dem som mistet en forelder åtte til elleve år senere enn de i eksperimentgruppen (Nekoei og Seim 2023, 475). Det kaller de for fast-kontroll metode (fixed control method),

siden de bruker samme kontrollgruppe for foreldrenes dødsår (Nekoei og Seim 2023, 476). Dermed sammenlignes variasjonen i arv hos individer i samme fødselskohort, men som mistet en foreldrene på forskjellig tidspunkt.

Elinder, Erixson, og Waldenström (2018, 20-21) operasjonaliserer formuesulikhet på flere forskjellige vis, ettersom noen individer har negativ formue (f.eks. større gjeld enn verdi i eiendeler). Deres hovedfokus er på Gini-koeffisienten, men Gini-koeffisienten kan være vanskelig å tolke ved negative verdier. De tilføyer derfor analysene med mål som kan håndtere det, som formuesandelene til de en prosent rikeste og bunn 50 prosent, formuespersentiler og ett mål for absolutt spredning (interkvartal rekkevidde). Nekoei og Seim (2023) operasjonaliserer formuesulikhet ved å se på formuesandeler.

Som nevnt i forrige delkapittel, indikerer funnene til Elinder, Erixson, og Waldenström (2018) at arv reduserer den relative formuesulikheten, men at den absolutte ulikheten blir større. Arveavgiften derimot, reduserer den umiddelbare utjevneende effekten man ellers ville fått av arv. Årsaken til at arveavgiften ikke hadde en omfordelene effekt var at de som arver mer også skatter mer totalt, men mindre relativt til deres allerede eksisterende formue. De hevder effekten av å fjerne arveavgiften var relativt liten, for eksempel fant de at Gini-koeffisienten kun falt med -0,002 prosentpoeng. Arvebeløpene i Sverige var ganske lave på 2000-tallet, som kan være noe av grunnen til den minimale effekten. Dette impliserer at arveavgiften hadde liten betydning for de mest velstående. For de mindre velstående derimot, har både arv og arveavgiften større betydning relativt til formuen deres. Elinder, Erixson, og Waldenström (2018) tolker derfor dette som at den utjevneende-effekten av arv ville vært større uten arveavgiften. Analysen omhandler bare formuen før og etter avgiften på arv, og tar ikke høyde for hva de statlige inntektene fra skatten kan brukes til.

Derfor modellerer Elinder, Erixson, og Waldenström (2018) to hypotetiske scenarioer om hvordan det ville vært hvis skattepengene ble brukt til omfordeling. I den første analysen finner de at omfordeling kan motvirke effekten av økte forskjeller fra arveavgift, og spesielt hvis inntektene går til de under median-formue og de med minst i formue. Dersom alle arven ble likt fordelt ville arveavgiften hatt en utjevneende effekt. Det indikerer at den relative

formuesulikheten ville blitt redusert dersom de statlige inntektene fra arveavgiften omfordelt, og da ville den absolutte spredningen også blitt redusert. Elinder, Erixson, og Waldenström (2018, 28) simulerer også hvordan det ville sett ut med 100 prosent avgift på arv, for å se om resultatene var påvirket av det svenske skattesystemets utforming. Konklusjonen de trekker fra begge scenarioene er at arveavgiften ikke virker omfordelene alene, men at skatten på arv må omfordeles for å ha utjevne formuene i samfunnet.

Nekoei og Seim (2023, 465) hevder at det er tre relevante komponenter for å predikere arv sin effekt på relative ulikhetsmål; formuesmobilitet, formuesulikhet før arv og ulikhet i arv. På *kort sikt*, som de hevder er den umiddelbare effekten på ett til to år, vil arveavgift bare kunne påvirke fordelingen av arv. Formuesmobiliteten og formuesulikheten før arv endres ikke av en arveskatt på kort sikt. På *lang sikt* (ti år eller mer) vil derimot de tre komponentene spille inn, samtidig som atferdsmessige responser vil påvirke effekten. Nekoei og Seim (2023, 491) sine funn indikerer at arveavgiften ikke har påvirkning på formuesmobiliteten i Sverige. Micó-Millán (2023) sine funn derimot, indikerer at arveavgiften reduserer mobiliteten i formue for de mindre velstående i Spania. Dette kan skyldes manglende likviditet til å betale skatt, for å overta bolig og eiendeler. Disse to motstridene funnene kan skyldes institusjonell variasjon mellom Sverige og Spania.

3.3 Konsekvensene av skatteutt for de rikeste

Stadig flere har undersøkt *konsekvensene* av skatteutt for de rikeste på økonomisk ulikhet. Flere av disse studiene tar for seg effekten av reduksjon i arveskatt, formuesskatt og andre progressive inntektsskatter. De siste tiårene har det vært en gradvis reduksjon i progressive skatter. Saez og Zucman (2019) hevder dette blant annet skyldes manglende oppfølging av selskapsskatten og skatt på kapitalinntekter. Resultatet har vært en svekkelse i omfordelingspolitikken i USA, der de blant annet viser til at de 400-rikeste menneskene i snitt betaler en lavere skattesats enn de andre inntektsgruppene. Flere europeiske stater har også redusert skattenivåene på toppinntektsskatter og skatt på formue, særlig marginals-katten og delvis arveskatten (Emmenegger og Lierse 2022). I tillegg har antallet OECD-stater med formuesskatt gått fra ti til tre på 15 år (Drometer mfl. 2018, 47). Norge er en de tre statene som fortsatt har formuesskatt, men Norge reduserte den med 0,25 prosentpoeng i 2019 (Banoun

2020, 3).⁵ Dermed hevder flere at reduksjonen i progressive skatter og skattecutt er blant faktorene som har påvirket nivåene av formuesulikhet vi ser i dag (Lierse, Sachweh, og Waitkus 2022, 371).

Litteraturen som undersøker konsekvensene av skattecutt, har i større grad studert effekten på inntektsulikhet heller enn formuesulikhet. Det kan være fordi det har vært lite tilegnelig data over formuesulikhet tidligere (Killewald, Pfeffer, og Schachner 2017). Til tross for mer tilgang på data, har flere av argumentene for økt inntektsulikhet blitt overført til litteraturen om formuesulikhet uten å ha blitt systematisk testet (Lierse, Sachweh, og Waitkus 2022, 371). For øvrig er det rimelig å anta at inntektsulikheten i et land påvirker graden av formuesulikhet, ettersom formue reflekterer oppspart og investert nettoinntekt, ikke bare overføringer av formue gjennom arv og gaver (Adermon, Lindahl, og Waldenström 2018, 482). Derfor anser jeg det som relevant å nevne studier som omhandler inntektsulikhet, selv om det primært er effekten på formuesulikhet som er av interesse i denne oppgaven.

Rubolino og Waldenström (2020) studerer sammenhengen mellom progressive skatter og toppinntektsandelene gjennom tre skattecutt i Australia, New Zealand og Norge. De anvender syntetisk kontrollmetode for å estimere effekten av endringer i progressive skatter på inntektsfordelingen i de respektive landene, målt gjennom inntektsandeler fra World Inequality Database (WID). De finner at skattecuttene hadde positiv effekt på toppinntektsandelene, og at inntektsandelen til de med en prosent høyest inntekt økte med 20 til 50 prosent. De 0,1 prosent med høyest inntekt, hadde en økning i lønnsandelen med mellom 50 til 100 prosent som følge av skattecuttene. De finner imidlertid ingen signifikant effekt av skattecutt på økonomisk vekst. Dette suppleres med panelregresjon for å analysere noen av mekanismene i spill (Rubolino og Waldenström 2020, 262). På den måten finner de at kutt i toppmarginalskatten kan ha vært en mekanisme som påvirket inntektsfordelingen. Saez (2017) derimot, finner at økt marginalskatt bare har en umiddelbar effekt på inntektsulikheten på kort sikt. Han analyserer effekten av at de økte skattene for de rike i USA i 2013. Rubolino og Waldenström (2020, 287) sine funn indikerer at kapitalinntektene har fått større betydning hos den rikeste 1 prosenten (inntekt),

⁵ Bø i Vesterålen er et unntak her. Kommunen har en annen sats på formuesskatt enn resten av landet. Den nye nasjonale skatteraten er på 0,85%, der 0,15% går til staten og 0,7% til kommunen. Formuesskatten i Bø kommune er på 0,2% og dermed 0,35% totalt (Banoun 2020, 3).

sammenlignet med andre grupper. Det kan tyde på flere blant de aller rikeste responderer med skatteplanlegging og inntektsflytting av kapitalinntekter som følge av kuttene, noe som stemmer overens med det Saez (2017) sine funn indikerer. Den økte betydningen av kapitalinntekter kan derfor ha bidratt til å drive opp inntektsulikhet.

En lignende studie av Hope og Limberg (2022) tester de økonomiske konsekvensene av skatteutt hos de rikeste på inntektsulikhet, økonomisk vekst og arbeidsledighetsraten. De anvender metoden panelmatching, som tillater å estimere effekten av flere skatteutt over tid og på tvers av land. Tidligere litteratur om effekten av skatteutt til de rikeste har fokusert på enkelte former for skatt, deriblant arveskatt eller formuesskatt (Scheve og Stasavage 2012; Lierse 2022; Limberg og Seelkopf 2022). Disse tillater å spore politikktforming av enkelte progressive skatter. Bachleitner (2017) anvender et slikt design ved å estimere effekten av å fjerne formuesskatten i Tyskland i 1997 på husholdningers sparingsrente, og anvender syntetisk kontrollmetode. Funnene indikerer at sparingsrenten for husstander var tre prosentpoeng høyere etter tre år, sammenlignet med i den estimerte kontrollgruppen. Hope og Limberg (2022, 543) argumenterer for at studier av ett eller få skatteutt overser at en form for skatt kan virke som et substitutt for en annen type skatt. Et kutt i arveavgiften kan for eksempel kompenseres med å øke inntektskatten. Derfor inkorporerer de flere former for skatteutt til en variabel, som bygger på bayesiansk latent variabelanalyse. Deres operasjonalisering er en samlet variabel av skatteutt, som består av skatt på toppinntekter, kapital, og eiendeler (f.eks. arv og formue). Resultatene deres indikerer at skatteutt hos de rikeste øker ulikhetene i inntekt, men har ingen effekt på økonomisk vekst og arbeidsledighet. Hope og Limberg (2022) mener derfor at funnene deres gir sterke motbevis til hypotesen om nedsildringsøkonomi, som tilsier at skatteutt for de rikeste vil gagne økonomien og alle som deltar i den.

På den ene siden styrker metoden som Hope og Limberg (2022, 543) anvender den eksterne validiteten av resultatene, sammenlignet med f.eks. Rubolino og Waldenström (2020) som bare studerer noen få skatteutt. Sistnevnte kan, på den andre siden, gi noe større innsikt i mekanismer og kontekst gjennom en flermetode-tilnærming som Hope og Limberg (2022, 554) mangler i sin forklaring av resultatene. De hevder at nullfunnene fra de økonomiske effektene av økonomisk vekst og arbeidsledighet kan indikere at de ikke har noen påvirkning, men det kan også skyldes at de positive og negative effektene balanserer hverandre ut. Det er med andre

ord vanskelig å løsne opp i hvilke mekanismer som er i spill, noe Rubolino og Waldenström (2020, 287) også anerkjenner i sin analyse.

3.4 Hypoteser

Før jeg presenterer hypotesene vil jeg oppsummere noen av hovedfunnene fra delkapitlene over, som brukes til å utlede hypotesene. Hope og Limberg (2022) sin studie indikerer at ulikhetene i inntekt øker som følge av skatteuttak for de rikeste. Funnene til Bachleitner (2017) indikerer at fjerning av formuesskatt kan tilrettelegge for at husstander sparer større formuer. Videre, har litteraturen om arv sin påvirkning på formuesulikhet gitt sprikende funn. Elinder, Erixson, og Waldenström (2018, 28) finner at fjerningen av arveavgiften i Sverige hadde en mindre utjevne effekt på den relative formuesulikheten, sammenlignet med arv, men at den absolutte spredningen i formuesfordelingen ble større. Det er fordi de mest velstående betalte mer skatt totalt (i absolutt skatt), men mindre skatt relativt til sin eksisterende formue. Både arv og arveavgift har dermed større betydning for de mindre velstående sin allerede eksisterende formue, enn de mest velstående. Det gjør at arv kan ha en mer utjevne effekt på den relative formuesulikheten, enn den umiddelbare effekten av arveavgiften på kort sikt (Nekoei og Seim 2023, 492; Elinder, Erixson, og Waldenström 2018, 29).

Etter hvert forventes det at denne trenden reverseres, og at ulikhetene øker på mellomlang til lang sikt (innen ti år). Tidligere forskning indikerer som tidligere påpekt at hvis inntektene fra arveavgiften går til omfordeling kan det redusere formuesulikheten (Elinder, Erixson, og Waldenström 2018, 29). Nekoei og Seim (2023) finner at arv reduserer relative mål for formuesulikhet, men innen et tiår vil effekten reverseres. Dette er på grunn av forskjellig uttømming av arv over et lengre tidsrom. Denne ulikheten mellom de velstående og mindre velstående skyldes ikke endring i adferd (som forskjellig konsumeringsrate eller arbeid), men fordi det er stor differanse på summen av arvebeløpene. Den heterogene uttømmingsraten kan derfor øke forskjellene i arv, og dermed bidra til større formuesulikhet på lang sikt (Nekoei og Seim 2023, 495). Fraværet av arveavgiften kan derfor føre til økt formuesulikhet innen en tiårs periode. Dette leder til den første hypotesen.

H1: Hvis arveavgiften oppheves reduseres den relative formuesulikheten på kort sikt, men denne effekten vil reverseres innen et tiår.

I litteraturen påpekes det, som tidligere gjort rede for, at arv kan utjevne de relative ulikhetene, men at det kan øke de absolutte forskjellene. Disse forventningene kan motvirke hverandre, men de trenger ikke nødvendigvis å gjøre det. Mekanismen bak dette kan være at de rike arver mindre relativt til sin eksisterende formue, men at arvebeløpene totalt er større. Elinder, Erixson, og Waldenström (2018) sine funn antyder en slik effekt i Sverige, der arv øker den absolutte spredningen i formue. Lignende funn er gjort av Boserup, Kopczuk, og Kreiner (2016) som tar for seg flere europeiske land, og av Wolff og Gittleman (2014) som studerer USA. Boserup, Kopczuk, og Kreiner (2016, 656) finner at testamentert arv øker variansen av formue, men at denne effekten ikke gjenspeiles i relative mål som formuesandelene til de en prosent rikeste. Ved fjerning av arveavgiften vil man derfor forvente økende absolutte forskjeller i formuesfordelingen. Det kan derfor være interessant å se på om det politiske vedtaket av å fjerne arveavgiften førte til en endring i utfallet av de absolutte forskjellene. Nekoei og Seim (2023) finner riktignok at 99 prosent av formuesfordelingen uttømmes store deler av arven sin innen ti år. Dermed kan det være hensiktsmessig å studere effekten over tid. Dette leder til neste hypotese:

H2: Fjerning av arveavgiften vil umiddelbart føre til større absolutte formuesforskjeller, men denne effekten forsvinner over tid.

4 Metodologi og kausale design

I dette kapitlet vil jeg redegjøre for metodene jeg har brukt til å estimere effekten av å fjerne arveavgiften på formuesulikhet: Syntetisk kontrollmetode og endring-i-endringer (difference-in-differences, DiD). Først presenterer jeg metodologien bak forskningsdesignene gjennom «perspektivet om mulige utfall» (potential outcomes framework). Dette er for å kaste lys over hvorvidt det er mulig å trekke kausale slutninger i studiet av sosiale og politiske fenomener ved å benytte kausale design (causal inference).

4.1 Naturalisme og metoder for å forske på omverden

Ethvert forskningsdesign bygger på en grunnleggende forståelse av verden og hvordan den kan forskes på, selv om forståelsen ofte er implisitt (Moses og Knutsen 2012, 1). Naturalisme (også kalt positivisme, empirisme og behaviorisme) er et metodologisk rammeverk som antar at det eksisterer en «ekte verden» uavhengig av forskeren, som inneholder reliable mønstre og årsakssammenhenger er gjenstand for observasjon. Naturalister, særlig positivister, henter disse betraktningene om vitenskap fra blant annet David Hume. Hume mente at det ikke var mulig å observere kausalitet, men at hjernen danner disse mekanismene og sammenhengene mellom objektene. Sansene er derfor ikke nødvendigvis en troverdig kilde, noe som har vært en innsikt som har preget forskning siden (Moses og Knutsen 2012, 26–27). Ettersom menneskelige sinn er feilbarlige, følger det at det stilles strenge krav til sikker kunnskap og årsakssammenhenger innen forskning. Dersom noe virker å være et gjentakende mønster, altså at de samme hender gang etter gang, vil det være større grunn til å tro at vi har kunnskap om observasjonen (Hume 2019, 47; Morris og Brown 2022; Moses og Knutsen 2012, 27). Naturalister tenker derfor at gjentakende funn og reliable metoder i samspill med fornuft og teori er noe av det nærmeste vi kommer sikker kunnskap om verden.

Positivister tar sikte på å bekrefte og avkrefte hypoteser om den virkelige verden for å forme kunnskap, og generalisere funnene fra et begrenset utvalg til en større populasjon. De forsøker å etterligne naturvitenskapelige fremgangsmåter innen samfunnsvitenskapene (Moses og Knutsen 2012, 8). Å etablere et kausalforhold er en kompleks oppgave, og kanskje enda vanskeligere i samfunnsvitenskapen enn i naturvitenskapen, der man har større rom for å anvende reduksjonistiske modeller som kan generaliseres (Rypdal 2023, 74). Tanken er likevel at under visse omstendigheter, og med en del antagelser, kan forskere si noe om årsak og effekt

– gitt at antagelsene er begrunnet. Disse antagelsene har skapt en debatt blant statsvitere, der enkelte hevder at noen metoder er mer egnet enn andre for å teste hypoteser (Moses og Knutsen 2012, 50).

Randomiserte eksperimenter blir ofte ansett som «gullstandard» i kausale design (Imai 2017, 49). Dersom kontrollgruppen og eksperimentgruppen er store nok og randomiserte, vil det kun være behandlingen som skiller de to gruppene (Imai 2017, 50). Dermed kan designet ta høyde for både det behandlede og det ubehandlede tilfellet. Det antas at desto nærmere man kommer et slikt eksperimentelt design, desto mer gyldig antas det kausale designet å være (Gerring 2012, 257). I tilfeller der behandlingsvariabelen er operasjonalisert som dikotom, altså enheten er enten eksponert eller ikke-eksponert for behandlingen, vil forskjellen i utfallene utgjøre den estimerte kausale effekten.

Randomiserte eksperimenter har som regel høy intern validitet, men dette må ofte veies opp mot ekstern validitet. Randomiserte kontrollstudier krever at forskeren kan bestemme behandlingen for å forsikre seg om at den er tilfeldig, noe som ikke lett tilgjengelig og gjør at eksperimenter er vanskelig å gjenskape i den virkelige verden. Forskere innenfor samfunnsvitenskapene har også et ønske om å forklare den ytre verden. Derfor må samfunnsforskere ofte belage seg på observasjonsdata, heller enn data fra randomiserte kontrollstudier. Dette svekker gjerne den interne validiteten over utvalget, men det kan forsterke den eksterne validiteten ved funnene (Imai 2017, 54). I studier som benytter observasjonsdata vil sannsynligvis kontrollgruppen og eksperimentgruppen skille seg fra hverandre på flere måter enn bare behandlingsvariabelen. Dermed vil ikke utfallet på den avhengige variabelen i kontrollgruppen fungere som en passende kontroll, ettersom gruppene ikke er like. Utfallet av interesse kan dermed være drevet av konfunderende årsaker, som igjen åpner for å trekke uriktige konklusjoner om årsakssammenhenger (Imai 2017, 58). Statsvitere og økonomer har derfor anvendt såkalte kvasiekperimentelle design og i stadig større grad, som forsøker å gjøre omstendighetene så like som mulig – slik at det minner om et kontrollert eksperiment.

En fallgrube ved design som etterligner kontrollerte eksperimenter, er at utvalget kan «velge seg selv» inn i behandlingen eller i kontrollgruppen (Gerring 2012, 251). I disse tilfellene vil

ikke behandlingsvariabelen være tilfeldig. Dette kan skape endogenitetsproblemer, ved at politikkvedtaket eller behandlingen kan være korrelert med utfallsvariabelen (Gerring 2017). Et nærliggende eksempel er skatteuttak, og at dette er korrelert med en endring i økonomien. En skattereform vil ikke være en randomisert behandling (Hope og Limberg 2022, 547). Dette gjelder også i denne oppgaven, ved at behandlingsvariabelen *fjerningen av arveavgift* ikke er tilfeldig. Utvalget er heller ikke randomisert, ved at statene selv har bestemt om de har arveavgift eller ikke. Videre vil jeg redegjøre for mulige løsninger på dette problemet.

4.2 Kausale effekter og problemet med kontrafaktiske utfall

Innenfor statsvitenskap er det altså ønskelig å si noe om hva som forårsaker en endring i utfallet, og ikke bare at det forekommer en korrelasjon mellom to variabler. Med andre ord ønsker man ofte å undersøke om det er en kausal sammenheng mellom X og Y. Denne sammenheng er ofte implisitt i et kausalt argument. Dersom X er årsaken til Y, vil det være det samme som en endring i X forårsaker en endring i Y, relativt til hva Y ellers ville vært (Gerring 2012, 199).

Enkelte hevder derfor at *kontrafaktiske utsagn* kan bidra til en bedre forståelse av kausalitet i observasjonsstudier (Morgan og Winship 2014, 277). Ideen om det kontrafaktiske har preget mye av moderne teori innenfor kausalitet (Cunningham 2021). Kausale design består av sammenligningen mellom det faktiske utfallet og det kontrafaktiske utfallet, og belager seg derfor på kontrafaktiske utsagn. Det kontrafaktiske utsagnet er det som ville ha hendt, dersom betingelsene var annerledes (Imai 2017, 46). Dette leder til *problemet med kontrafaktiske utfall*, som er at det kontrafaktiske utfallet ikke kan observeres (Imai 2017, 47). Utfallene er gjensidig utelukkende ved at vi ikke klarer å observere en enhet som både mottar og ikke mottar behandlingen av interesse. På grunn av dette vil det ikke være mulig å ha sikker kjennskap til den kausale effekten av behandlingen med kun én enhet som analyseobjekt (Gerring 2012, 218). Et illustrerende eksempel for denne oppgaven er at vi ikke har tilgang på data for både Norge med og uten arveavgift etter 2014, da arveavgiften ble avviklet. For å bøte på dette problemet, forsøker syntetisk kontrollmetode å estimere et kontrafaktiske forløp til den faktiske utviklingen, noe som for eksempel tilrettelegger for å estimere formuesulikheten i Norge med arveavgift etter 2014.

4.3 Syntetisk kontrollmetode

Syntetisk kontrollmetode har gradvis blitt mer anvendt for å evaluere effekten av økonomiske og politiske vedtak (Abadie og Gardeazabal 2003; Abadie, Diamond, og Hainmueller 2010; Abadie 2021). Metoden bygger på sammenligningen av utviklingen til en enhet (f.eks. et land) som blir påvirket av en begivenhet av interesse (f.eks. fjerning av arveavgift), med kontrollenheter som ikke er påvirket. Gjennom syntetisk kontrollmetode kan man estimere et kontrafaktisk utfall for den behandlede enheten ved å bruke flere potensielle sammenligningsenheter (Abadie, Diamond, og Hainmueller 2015). Hensikten med metoden er altså å estimere effekten av en behandling (som en begivenhet, eller et inngrep) som inntreffer i samfunnet på et aggregert utfall av interesse. Et eksempel på bruk av metoden er studien til Abadie og Gardeazabal (2003) som estimerte effekten av hvordan terrorisme i Baskerland påvirket bruttonasjonalprodukt per innbygger. I dette tilfellet vil Baskerland være den «behandlede» enheten, mens andre regioner der terroren ikke inntraff vil regnes som «ubehandlede» enheter.

Syntetisk kontrollmetode har vist seg å være hensiktsmessig spesielt i tilfeller der randomiserte eksperimenter ikke er mulig, ved å danne en estimert kontrollgruppe som er et vektet gjennomsnitt av sammenligningsenheter. Syntetisk kontrollmetode omtales derfor som et kvasiexperimentelt-design og tar i bruk observasjonsdata. Ved å anvende syntetisk kontrollmetode tilrettelegger man for et forskningsdesign som kan ligne på komparative case-studier etter et «most similiar system design» (Abadie, Diamond, og Hainmueller 2015). Et problem med slike komparative studier er ofte at de mangler en passende kontrollenhet som kan fungere som et kontrafaktisk tilfelle (Botosaru og Ferman 2019, 117). I motsetning til i en kvalitativ casestudie med et most similiar system design, er det en algoritme som tester om sammenligningsenheter passer i syntetisk kontrollmetode. Forventingen er altså at den estimerte kontrollgruppen vil være bedre egnet til å representere kjennetegnene til enheten av interesse, sammenlignet med bare én annen case (Abadie, Diamond, og Hainmueller 2015, 496). Dette kan redusere utvelgingsproblemer av kontrollenhet i enkelt casestudier, ved at modellen tester om statene er like eller ikke.

En fordel med syntetisk kontrollmetode er altså at det er en datadrevet prosess. På den andre siden kan dette gjøre det vanskelig å argumentere for de valgte vektene i kontrollgruppen

(Abadie 2021). Enkelte har derfor kalt syntetisk kontrollmetode for en «ateoretisk» tilnærming, ved at caseutvalget ikke baserer seg på teori (Ferman, Pinto, og Possebom 2020). Dette fremhever viktigheten av å begrunne utvalget av kontrollenheter, og at disse bør ligne på enheten som analyseres.

Syntetisk kontrollmetode reduserer behovet for mange observasjoner som er utsatt for behandlingen av interesse. Dermed behøver man ikke nødvendigvis et like stort utvalg, som i for eksempel regresjonsanalyse (Abadie 2021). Syntetisk kontrollmetode har dermed blitt ansett som godt egnet til å evaluere politiske reformer som forekommer sjeldent, fordi den tilrettelegger for å undersøke effekten av en begivenhet ved å isolere den fra andre faktorer som potensielt kan påvirke utfallet (Athey og Imbens 2017). I statsvitenskap er det gjerne ønskelig å bruke stater som observasjonsenheter, noe som imidlertid kan begrense populasjonsstørrelsen i den statistiske analysen (Abadie 2021). Syntetisk kontrollmetode anses derfor som formålstjenlig for å svare på problemstillingen i denne oppgaven: Hvilken effekt hadde fjerningen av arveavgiften på formuesulikheten i Norge?

4.3.1 Antagelser ved syntetisk kontrollmetode

I likhet med andre design som anvender et rammeverk om mulige utfall, belager syntetisk kontrollmetode seg på antagelsen om en lik trend mellom kontroll- og behandlingsgruppen (Cunningham 2021). Antagelsen er altså at behandlingsgruppen ville fulgt den samme utviklingen som kontrollgruppen, dersom den ikke mottok behandlingen. (Abadie, Diamond, og Hainmueller 2015). Dette gjelder altså både for syntetisk kontrollmetode og endring-i-endringer som anvendes i denne oppgaven. Hvordan dette påvirker endring-i-endringer vil jeg presentere senere, men det viktigste her er at syntetisk kontrollmetode i større grad legger til rette for å teste denne antagelsen. Dette er på grunn av at syntetisk kontrollmetode viser trendene i begge gruppene før intervensjonen finner sted. Syntetisk kontrollmetode avhenger altså av at trendene følger hverandre i perioden før behandlingen. Da vil den estimerte kontrollgruppen kunne sies å fungere godt som et kontrafaktisk tilfelle, og forskjellen mellom den behandlede enheten og kontrollgruppen kan tilskrives begivenheten av interesse (Abadie 2021). En fordel med syntetisk kontrollmetode er altså at den gjør det lettere å forholde seg til det kontrafaktiske, sammenlignet med andre metoder.

Likevel, burde det begrunnes hvorfor antagelsen om like trender er gyldig. Da er det vanlig å vise til en annen antagelse: «*Stable unit treatment value* antagelsen», eller SUTVA. Denne antagelsen impliserer for det første at behandlingen må være homogen for alle de behandlede enhetene. For det andre, kan ikke behandlingen lede til en kontamineringseffekt – altså at behandlingen påvirker andre stater i utvalget (Cunningham 2021). I tillegg hjelper det med en lang før-intervensjonsperiode, slik at matchingen fungerer best mulig (Abadie, Diamond, og Hainmueller 2010). Siden metoden bare matcher på perioden før behandlingen, vil ikke faktorer som oppstår i etterkant av behandlingen spille inn. Med andre ord, vil ikke utfallet etter behandlingen være med i vektingen av den syntetiske kontrollgruppen (Abadie 2021, 402). I oppgavens analyse fremstår det som at behandlingen (*fjerning av arveavgift*) er homogen, ettersom Norge har ikke innført ny arveavgift i behandlingsperioden. For eksempel, vil hverken de som arver i 2014 eller de som arver på et senere tidspunkt måtte forholde seg til arveavgift. Det virker også usannsynlig at fjerningen av arveavgiften i Norge har innvirkninger på andre stater sin formuesulikhet.

Syntetisk kontrollmetode behøver gjerne en lang tidsserie før og gjerne etter intervensjonen. Uten tidsaspektet ville ikke metoden gitt mye informasjon. Derfor behøves det paneldata for å anvende metoden, som igjen krever stasjonære variabler. Stasjonaritet refererer til at sannsynlighetsfordelingen til tidsseriedataene ikke endrer seg over tid. Ved at variablene er stasjonære kan de altså bruke data fra tidligere til å predikere fremtidige verdier (Stock og Watson 2020, 561). Dette er det syntetisk kontrollmetode forsøker å gjøre, ved å matche på før-perioden. Derfor har jeg testet begge de avhengige variablene i analysen, der den ene brukes som robusthetstest, som viser at de er stasjonære. Dette ble gjort gjennom en *augmented Dickey-Fuller* test i R, fra pakken *tseries* (Trapletti, Hornik, og LeBaron 2023). Modellen oppfyller derfor forutsetningen om stasjonaritet.

4.3.2 Anvendelse av syntetisk kontrollmetode

I litteraturen har flere diskutert hvilke parametere som gir best tilpasning av modellen. Enkelte har hevdet at kovariatene (sekundære faktorer, predikatorer) ikke øker modellens forklaringskraft nevneverdig, sammenlignet med å legge til et tidsetterslep på utfallsvariabelen (Doudchenko og Imbens 2016). Dette er i kontrast til Abadie, Diamond, og Hainmueller (2010; 2015) som anbefaler en balanse mellom kovariatene, og at dette er en forutsetning for analysen.

En vanlig praksis er å bruke utfallsvariabelen for å matche i før-perioden, slik at tidsseriene blir likere (Ahmed 2021). Imidlertid er det ønskelig å bruke kovariater til å fange opp konfunderende faktorer. Det har derfor blitt stadig vanligere å bruke enkelte år i utfallsvariabelen i matchingen, men ikke matche på hele perioden (Kaul mfl. 2015; Cunningham 2021; Ahmed 2021). Jeg bruker derfor utfallsvariabelen på tre ulike tidspunkt i før-perioden som prediksjon i modellene sammen med kovariatene, for å få en bedre tilpasset estimert kontrollgruppe med trenden i Norge. I tillegg legger jeg til et tidsetterslep på utfallsvariabelen.

Identifiseringsstrategien for analysen er å bruke stater med arveavgift, for å måle effekten av fraværet av arveavgift i Norge. Derfor består enhetene i den syntetiske kontrollgruppen av et utvalg OECD-stater med arveavgift. Disse har ikke blitt utsatt for *behandlingsvariabelen*, som i analysen er fjerningen av arveavgiften. De ubehandlede statene blir vektet basert på diverse prediktorer (kovariater) som skal estimere formuesulikheten i Norge, hvis de hadde beholdt arveavgiften. I min analyse er utfallet av interesse formuesulikhet, målt ved Gini-koeffisienten. Jeg bruker også formuesandeler til de en prosent rikeste som robusthetstest.

De andre OECD-statene som ikke har blitt inkludert har enten fjernet arveavgiften eller aldri hatt arveskatt. Disse statene har dermed blitt «behandlet» i før-intervensjonsperioden og må derfor ekskluderes, da de ikke er egnet som kontrollgruppe (Abadie 2021). Jeg har også fjernet stater som bare har arveskatt i enkelte regioner av landet, som for eksempel i Sveits og Belgia. Litauen har lokale forskjeller i hvorvidt de skatter arv (OECD 2021), og blir derfor ekskludert fra kontrollgruppen. Portugal er heller ikke inkludert, på bakgrunn av hvordan arveavgift konseptualiseres i oppgaven. I Portugal blir arv skattet som en del av dokumentavgiften, og anses derfor ikke som en arveavgift av enkelte (Lierse 2022). Jeg bruker også pakken *SCtools* i R for å fjerne kontrollenheter med ekstreme MSPE-verdier (Silva [2018] 2023). Testen viser at ingen stater i hovedmodellen hadde en for ekstrem behandlingseffekt etter placebo, se Vedlegg A Figur A14. Chile ble imidlertid fjernet i robusthetstesten for analysen, og testen ligger i Vedlegg A - se Figur A18 og Figur A19. Videre vil jeg presentere metoden som jeg anvender for å studere effekten av å fjerne arveavgiften på formuesforskjeller på mikronivå i Norge.

4.4 Endring-i-endringer (DiD)

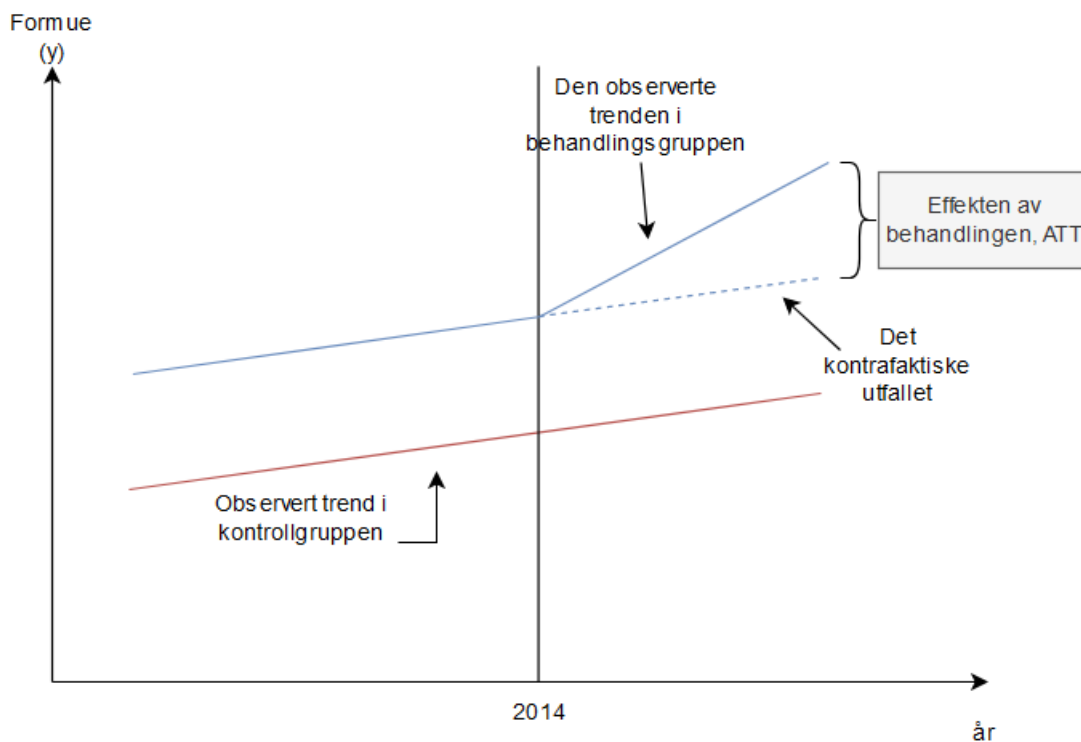
For å analysere om arveavgiften førte til en endring i absolutte forskjeller i formue (H2) behøves det andre data enn til hypotese 1. Derfor anvendes også en annen metode, ettersom datautvalget setter noen føringer på metodevalg. Dataene vil jeg redegjøre for i neste kapittel, se seksjon 585.1.2. For å teste H2 anses det formålstjenlig å anvende endring-i-endringer, fordi den tilrettelegger for å sammenligne to grupper før og etter en reform. Først vil jeg redegjøre for metoden, før jeg detaljert beskriver hvordan jeg anvender den.

Endring-i-endringer er en variant av en multippel, lineær regresjonsmodell som predikerer en endring i variabel Y (Rypdal 2023, 75). I likhet med syntetisk kontrollmetode regnes endring-i-endringer som et kvasiekperimentelt forskningsdesign, der målet er å etterligne et eksperimentelt design med observasjonsdata (Imai 2017, 60–61). Endring-i-endringer har utviklet seg mye som metode over tid, men det enkleste DiD-oppsettet blir ofte sett på som utgangspunktet for designet (Roth mfl. 2023, 3). Dette «grunnleggende designet» anvender et oppsett som inkluderer to tidsperioder ($t = 1, 2$) og to grupper ($g = 1, 2$). Tidsperiodene består av et datapunkt før og ett etter intervensjonen. Gruppene består av en gruppe som er behandlet og en gruppe som er ubehandlet (Goodman-Bacon 2018). Dette tilfellet blir derfor ofte omtalt som et 2 x 2-design (Wing, Simon, og Bello-Gomez 2018, 455).

Denne varianten av endring-i-endringer ble popularisert av Card og Krueger (1994) sin studie, som tok for seg hvordan innføringen av minstelønnen i 1992 påvirket arbeidsledighetsraten i New Jersey. De anser en enkel før- og etter-analyse av arbeidsledigheten for å ikke være tilstrekkelig nok, ettersom det er mange andre faktorer som kan spille inn på effekten av minstelønn. Det teoretiske designet deres er å sammenligne effekten av minstelønn på arbeidsledighet i tilfellet der minstelønn ble introdusert (behandlingen), med tilfellet der de ikke innførte minstelønn – altså det *kontrafaktiske utsagnet*. Aller helst skulle man fått den gjennomsnittlige eksperimenteffekten for hele utvalget (ATE). Dette er imidlertid ikke mulig, siden vi ikke observerer behandlingsgruppen i fraværet av behandling, og utfallet i kontrollgruppen med behandling (Imai 2017, 62). Utfallet av effekten vil derimot være det samme som den gjennomsnittlige eksperimenteffekten for de behandlede enhetene (ATT, «Average treatment effect for the treated») – eller «endring-i-endringen» av interesse, se Figur 3. Det er ATT som er parameteret av interesse, som viser snittverdi endringen mellom det

behandlede og det ubehandlede utfallet for behandlingsgruppen (Callaway og Sant’Anna 2022). Ettersom det i praksis ikke er mulig å observere det kontrafaktiske, sammenligner Card og Krueger (1994) trenden i New Jersey med trenden i nabostaten Pennsylvania, for å estimere det effekten. Dette leder oss til en av antagelsene ved endring-i-endringer, nemlig parallelltrend hypotesen.

Figur 3 Det teoretiske parallelltrendargumentet for analysen



Inspirasjon til figuren er hentet fra Cunningham (2021, kap. 9).

4.4.1 Antagelser ved endring-i-endringer

Endring-i-endringer-designet bygger på antagelsen om at det kontrafaktiske utfallet i eksperimentgruppen følger en tidstrend som er parallell med kontrollgruppen (Imai 2017, 62). Antagelsen tilsier altså at eksperimentgruppen og kontrollgruppen ville fulgt den samme trenden etter intervensjonen, dersom eksperimentgruppen ikke ble utsatt for behandlingen. Figur 3 illustrerer den teoretiske tilnærmingen av parallelltrendantagelsen for denne analysen. Dette er en antagelse det er vanskelig å teste, og estimatet av endring-i-endringen vil ikke være gyldig dersom parallelltrend hypotesen ikke stemmer – siden estimatet vil være preget av

skjevheter (bias). Dette er illustrert i Figur 3. Dersom trendene ikke er parallelle, vil dette ha konsekvenser for estimering av effekten. Estimaten som vises i regresjonstabellen, vil da gi et overestimert eller underestimert resultat. Det er derfor svært viktig å oppfylle kravene til antagelsen om parallelle trender før DiD anvendes, for å reliabelt kunne måle den gjennomsnittlige eksperimenteffekten for de behandlede enhetene (ATT) (Callaway og Sant’Anna 2021, 200). Hvordan man tester parallelltrend hypotesen er imidlertid ikke åpenbart.

En vanlig tilnærming har vært å teste om gruppene følger en lik trend i *før-intervensjonsperioden*. Riktignok, har nylig litteratur påpekt at dette verken er en nødvendig eller en tilstrekkelig betingelse for at trenden i *etter-intervensjonsperioden* er parallell (Roth mfl. 2023, 16; Kahn-Lang og Lang 2020; Freyaldenhoven, Hansen, og Shapiro 2019). Et illustrerende eksempel er hvis gjennomsnittshøyden til gutter og jenter følger en parallelltrend frem til de er 15 år gamle, før trenden divergerer, så vil vi ikke generalisere fra dette at konfirmasjon har en kausal effekt på ungdommers høyde. Freyaldenhoven, Hansen, og Shapiro (2019) hevder at fraværet av en parallelltrend i førintervensjonsperioden også kan skyldes lav forklaringskraft – og ikke nødvendigvis at det mangler en parallelltrend. Roth (2022) legger til at en slik test også kan føre til mer systematiske skjevheter (bias) i undersøkelsen, ved at forskeren selv må velge ut gruppene for å bestå testen, istedenfor at det er en datadrevet prosess. Å belage seg på å bestå før-parallelltrendtesten kan derfor lede til utvalgsskjevhet. Riktignok, anbefales det ofte å visualisere før-intervensjonstrendene, ettersom de kan være hensiktsmessige til å evaluere en eventuell endring mellom gruppene (Roth mfl. 2023, 18).

Antagelsen om parallelle trender, som endring-i-endringer bygger på, er kritisert for å sjeldent være gyldig i en del sammenhenger (Rambachan og Roth 2023; Kahn-Lang og Lang 2020). Designet sliter særlig i tilfeller der man også har konfunderende variabler som varierer over tid. Dette har implikasjoner for analysen, siden en parallelltrend etter intervensjonen sikrer at skjevhetvilkårene («bias terms») balanserer hverandre ut – og dermed gir et gyldig estimat. Roth (2022, 308) tar for seg testingen av parallelltrendantagelsen i flere hendelsesstudier, der det som regel anvendes endring-i-endringer. Han viser til at flesteparten bruker signifikanstesting i før-perioden for å rettferdiggjøre hypotesen. Enkelte av de publiserte studiene har også statistisk signifikante koeffisienter i før-perioden, selv om dette vanligvis ikke gir grunnlag for at antagelsen stemmer. Roth (2022, 319) mener riktignok at forskere også burde

se til andre måter å rettferdiggjøre antagelsen. Dette inkluderer å teste antagelsen ved å utforske dataene (for eksempel gjennom pakker i programvaren R) og andre måter å visualisere trendene på. Freyaldenhoven, Hansen, og Shapiro (2019) anbefaler å bruke en kovariat som fanger opp en konfunderende faktor, men som ikke påvirker behandlingsvariabelen.

4.4.2 Anvendelse av endring-i-endringer

DiD-metoden har i stor grad blitt anvendt av økonomer for å studere påvirkningen av politiske endringer, men designet har også blitt tatt i bruk av statsvitere de siste årene (Buck mfl. 2022). Angrist and Pischke (2010) beskriver DiD som sannsynligvis den mest brukte designbaserte estimatoren. Designet har utviklet seg på flere vis, for eksempel til nye metoder for kausale design som syntetisk kontrollmetode og *panelmatching* (Abadie, Diamond, og Hainmueller 2010; Imai, Kim, og Wang 2021). Stadig flere design har også bygd videre på det grunnleggende designet til mer avanserte utforminger, for eksempel ved å legge til enda en gruppe (ofte kalt triple differences, DDD; trippel-endringer) (Roth mfl. 2023). Trippel-endringer forsøke å ta høyde for konfunderende faktorer som varierer over tid, noe som ellers vil påvirke parallelltrendantagelsen. Da behøves det en sammenligningsgruppe innad i staten (eller området av interesse) som ikke er eksponert for behandlingen, men som påvirkes av den konfunderende faktoren (Wing, Simon, og Bello-Gomez 2018, 461). Andre har utvidet designet til å undersøke grupper som mottar tilsvarende behandling, men at de blir eksponert på ulike tidspunkt (Staggered DiD) (Roth mfl. 2023) I litteraturen har det blitt påpekt at disse nye endring-i-endringer-designene ofte tolkes likt som det grunnleggende DiD-designet, noe som fører til feilaktige konklusjoner (Callaway og Sant'Anna 2021, 201; Goodman-Bacon 2018).

Målet for designet i denne oppgaven er å dele mottakere av arv i to like grupper, der det eneste som skiller dem er om de betalte arveavgift eller ikke. Slik kan jeg teste selve effekten av å fjerne arveavgiften, og om den bidro til å øke de absolutte forskjellene i formue mellom gruppene (H2) over tid. En av de mest anvendte måtene for å estimere effekten av en behandlingsvariabel, er gjennom lineærregresjon med two-way fixed effects (faste effektermodell) (Callaway og Sant'Anna 2022). Da inkluderes endring-i-endringer estimatorer i en paneldata-dimensjon med faste effekter over tid og for gruppene, for å fjerne all uobserverbar heterogenitet. Modellen skal i teorien fjerne alle forhold som er konstante over tid, slik at de ikke spiller inn på estimatene (Iversen, Aalen, og Jakobsen 2017). Det er imidlertid interessant

å se om effekten avtar, slik som Nekoei og Seim (2023) finner i Sverige, og derfor inkludere flere tidsperioder. Faste effekter-modellen tilrettelegger for å kunne legge til flere DiD-estimer i en regresjonsmodell, ved en dikotom variabel som er et interaksjonsledd mellom år og behandlingsgruppe (DiD-estimatet).

Det må understrekes at flere har kritisert faste effekter-modellen for å ha noen ulemper når det inkluderes flere enn to tidsperioder som kan føre til skjevheter i resultatene (Imai og Kim 2021; Goodman-Bacon 2018; de Chaisemartin og D'Haultfœuille 2020). Dette gjelder imidlertid kun når behandlingen er heterogen, at den forekommer på forskjellige tidspunkt, og den har endret seg innad i gruppene over tid (de Chaisemartin og D'Haultfœuille 2020). I denne analysen anser jeg derfor faste effekter-modellen (two-way fixed effects model) som formålstjenlig, siden effekten av behandlingen er homogen på tvers av enhetene over tid. Det forekommer altså ingen dynamiske endringer i behandlingen, siden fjerningen av arveavgiften traff alle i behandlingsgruppen f.o.m. 1. januar 2014. En faste effekter modell (TWFE) inkluderer panelfaste effekter (unit fixed effects), tidsfaste effekter, en variabel for når enhetene blir behandlet, og dikotom interaksjonseffekt som har verdien én hvis enheten er behandlet og det er i etter-intervensjonsperioden. Jeg foretar også en endring-i-endringer-analyse over hele perioden, for å estimere den samlede effekten av intervensjonen. Da inkluderes det en dikotom variabel for gruppe, en dummyvariabel for etter-intervensjonsperioden og en samspillseffekt mellom disse. En antagelse bak en slik modell er imidlertid at alle i behandlingsgruppen blir behandlet på samme tidspunkt.

Jeg redegjør for registerdataene i delkapittel 5.2., men før det vil jeg presentere utvelgingen til gruppene, siden dette er relevant for hvordan endring-i-endringer anvendes. Analysene avgrenses til tidsrommet mellom 2010 til 2021, på grunn av datatilgjengelighet. Ved å inkludere flere tidsperioder (år) før intervensjonen vil det også være lettere å teste den underliggende antagelsen om parallelle trender i gruppene. Flere tidspunkter etter behandlingen bidrar til å kunne vurdere om effekten er umiddelbar, eller om den avtar etter hvert. Dette er særlig relevant, siden jeg ser på effekten av å arve på bruttoformue: Vil effekten være avtagende over tid, eller vil vi observeres vedvarende forskjeller mellom gruppene? Analyseenhetene er også de samme observasjonene over tid og rom, i en paneldatastruktur. Dermed kan jeg følge

endringene i gruppene over tid, der behandlingen er ment å være det som skiller gruppene fra hverandre.

Alle observasjonene i utvalget består av individer som har mottatt arv. Dette gjør jeg på følgende måte: Først henter jeg ut alle individene som mistet en forelder i 2013 og 2014. Deretter avgrenses utvalget ytterligere basert på de som mottok gave eller arv over bunnfradraget i 2013 (>470 000 kroner). Dermed utelukkes de som mottok arv i 2013, men som ikke måtte betale avgift. Jeg avgrenser også behandlingsgruppen til de som arvet over 470 000 kroner, for at andre faktorer enn fjerningen arveavgiften skal ha redusert effekt. Der er basert på forventningen om at kontrollgruppen vil fungere bedre som et kontrafaktisk tilfelle, og det er nærmere idealet om at det eneste som separerer kontrollgruppen fra behandlingsgruppen er behandlingen. Deretter beholder jeg bare arvemottakerne i 2013 og 2014, men jeg fjerner de som arvet i begge årene for å holde kontrollgruppen og behandlingsgruppen avskilt. Jeg fjerner også observasjonene som er under 18 år i 2010, siden det er stor sjans for at de ikke selv er ansvarlige for eget pengeforbruk. Manglende verdier blir også fjernet, og jeg sitter derfor igjen med 90 738 observasjoner totalt. I Tabell 3 vises fremgangsmåten for utvelgingen som jeg har beskrevet her.

Utvelgingen til gruppene for hvem som får behandling eller ikke baserer seg derfor på det *tilsynelatende tilfeldige elementet* av foreldres dødsfall, kombinert med at arvelater mottar en gave eller arv på over 470 000 kr. Ved å kombinere disse forsøker jeg å kontrollere vekk «forventningseffekten» til arveavgiften (som er en del av SUVTA). Enkelte valgte for eksempel å overføre skattepliktige gaver i desember 2013, heller enn å vente til 2014 på gevinstbeskatningen (se delkapittel 2.4). Dermed kan disse ha «valgt seg inn» i kontrollgruppen. Det er mulig at noen av de som mottok en skattepliktig gave i 2013 mistet en forelder etter overføringen, og dermed kan de være en del av kontrollgruppen. Dette er imidlertid en begrensning i analysen som jeg forsøker å ta hensyn til, men ikke har mulighet for å teste i dataene. Dette kan undergrave det kausale argumentet om fjerningen av arveavgift sin effekt i studien.

Det at jeg kombinerer mottatt arv og forelders dødsfall åpner også imidlertid for muligheten av at det ikke er arv fra den avdøde forelderen som mottas, men at det i realiteten er en formuesoverføring fra andre levende slektninger eller bekjente. Riktignok ønsker jeg å se på effekten av å fjerne arveavgiften, noe som inkluderer fjerningen av avgift på gaveoverføringer. I henhold til definisjonen av arveavgift (se seksjon 2.1), anser jeg derfor ikke dette som et problem for utvelgingen til gruppene. Utvelgingen er riktignok helt *ikke randomisert*, selv om dødsfall ofte skjer uventet. Ideelt sett skulle jeg hatt data på de som mottok arv 31. desember 2013 og de som mottok arv 1. januar 2014, fordi det hadde gjort gruppene *mer* tilfeldige. Dataene inneholder riktignok ikke nøyaktig dato for mottatt arv eller dødsfall, som gjør at denne muligheten er utelukket. Jeg legger derfor til kontrollvariabler, for å få estimater som mindre preget av skjevheter (bias).

Tabell 3 Utvalget i kontrollgruppe og behandlingsgruppe

	2013		2014	
	Antall obs.	Fjernede obs.	Antall obs.	Fjernede obs.
(1) Mistet forelder i år T	82986		82514	
(2) Mottok arv over bunnfradrag	3867	79 119	3890	78 624
(3) Arvet i begge årene	3866	7 (totalt i begge gruppene)	3887	
(4) Antall som er under 18 år (i 2010)	3849	29 (totalt i begge gruppene)	3874	
Totalt (+/- 5)	3849*		3874*	

*På grunn av winsorisering (personvern hensyn) oppgis det ikke nøyaktige verdier, men +/- 5. For eksempel så vil 3849 (obs. i kontrollgruppen) + 3874 (antall obs. i behandlingsgruppen) er lik 7723 observasjoner, ikke 7718 som det oppgis. Dette er riktignok det analyseverktøyet oppgir.

Jeg inkluderer også kun de som mottok arv i 2013 og 2014 i analysen. Dette gjøres på bakgrunn av to ytterligere grunner. For det første, i likhet med tidligere empiriske studier av arv er det imidlertid vanskelig å bedømme om arvinger og ikke-arvinger har de samme potensielle utfallene (Ling 2022, 2). Med andre ord, må man i en slik studie forvente at hvis de som ikke mottok arv faktisk hadde arvet (og de som arvet ikke hadde arvet), så ville resultatet forblitt det samme. Denne antagelsen kan vise seg å være ugyldig, hvis utvelgelsen til en gruppe baserer

seg på egenskaper som ikke observeres (Imbens og Rubin 2015, 15) – som for eksempel det å ikke arve. I tillegg, hvis det er en bakenforliggende årsak som gjør at de som ikke arver er iboende forskjellig fra de som arver, vil ikke antagelsen om like mulige utfall være ugyldig. Dette er en del av «SUTVA-antagelsen» i rammeverket om mulige utfall.

Den andre grunnen til at jeg kun inkluderer de som arver er fordi det heller ikke vil være mulig å utelukke at de ikke har arvet tidligere. Dette ville derfor vært en antagelse som det ville vært vanskelig å teste, basert på registerdataene sin rekkevidde. Det vil ikke nødvendigvis være et problem at de i kontrollgruppen hadde arvet tidligere, siden behandlingen av interesse er fjerningen av arveavgiften – og ikke det å motta arv. Et trippel-endringer-design (DDD) kunne lagt til rette for dette; gjennom en gruppe som ikke er utsatt for behandling, men som er utsatt for en tidsvarierende konfunderende variabel som danner skjevheter (Wing, Simon, og Bello-Gomez 2018, 461). DDD blir ofte anvendt som et supplement til et grunnleggende endring-i-endringer-design (to grupper og to perioder) (Roth mfl. 2023, 23). I denne oppgaven er det vel så interessant med endringen over tid, sammenlignet med flere sammenligningsenheter på to tidspunkt. Dette kunne likevel vært interessant for andre å se nærmere på. I tillegg er sparsommelighet ofte en dyd i vitenskap. Hvis to hypoteser stiller likt, vil den med færrest antagelser ha større sannsynlighet for være riktig (Gerring 2012, 66). Jeg anvender derfor individer som arvet i 2013 som kontrollgruppe, på bakgrunn av et mer intuitivt design og færre utvelgingsproblemer.

5 Data og operasjonalisering

I dette kapitlet vil jeg presentere dataene som brukes i analysene. Først vil jeg presentere dataene og operasjonalisering av variablene for den syntetiske kontrollanalysen. Deretter presenterer jeg registerdataene hentet fra Microdata, som analyseres gjennom et endring-i-endringer-design.

5.1 Data - Syntetisk kontrollmetode

For å utføre den syntetiske kontrollanalysen er det nødvendig med aggregerte data på formuesulikhet over tid. Jeg benytter derfor data fra World Inequality Database (WID). Disse dataene bygger på en felles metodologi, noe som tilrettelegger for å sammenligne formuesulikhet både over tid og på tvers av stater (Hope og Limberg 2022, 549; Rubolino og Waldenström 2020, 272). WID inneholder data på statlig nivå for nesten alle land i verden mellom 1995-2021 (WID 2022).

I denne analysen bruker jeg data fra OECD-stater i perioden 1995 til 2021. Jeg har avgrenset dataene til denne tidsperioden, da det ikke er tilgjengelige data som strekker seg lenger tilbake i tid.⁶ Den avhengige variabelen for analysen er Gini-koeffisienten, som her måler ulikhet i fordelingen av formue. Jeg henter også ut variabelen for formuesandelene til de topp 1 prosent rikeste nasjonalt, som brukes som en robusthetstest av analysen. Disse operasjonaliseringene vil jeg utrede ytterligere i delkapittel 5.1.1. Figur 1 og Figur 2 viser det nasjonale nivået av formuesforskjeller i utvalget, målt med de nevnte variablene. Her er det kun Norge som ikke har hatt arveavgift under hele perioden, ettersom de fjernet den i 2014. Jeg inkluderer Norge, siden det er analyseenheten av interesse.

Syntetisk kontrollmetode krever også at det stadfestes hvilke predikatorer som kan spille inn på estimeringen av den syntetiske kontrollgruppen. Disse dataene er hentet fra Verdensbanken (World Bank) og OECD (World Bank 2023; OECD 2023c). Valgene av kovariater inkludert i analysen, baserer seg på tidligere litteratur.

⁶ WID har data på enkelte stater helt tilbake til starten av 1900-tallet, for eksempel Frankrike, Tyskland, Storbritannia og USA. Jeg inkluderer ikke disse, ettersom tidsrekken for Norge først starter i 1995.

5.1.1 Avhengig variabel: Mål for formuesulikhet

Den avhengige variabelen i den syntetiske kontrollanalysen er Gini-koeffisienten, også kalt Gini-indeksen. Gini-koeffisienten er et statistisk mål av en fordeling. Det brukes gjerne som et mål for økonomisk ulikhet, ved å beregne fordelingen av inntekt eller formue i en populasjon. Når Gini-koeffisienten omhandler fordelingen av formue måler det formuesforskjeller mellom individer i befolkningen (Aaberge og Stubhaug 2018). Som tidligere påpekt varierer Gini-indeksen fra null til en (0-1), der verdien 0 betyr at alle i landet har lik formue. Dette kalles perfekt likhet. Dersom Gini-koeffisienten har verdien 1, betyr det at én enkelt person eller familie har all formuen – såkalt perfekt ulikhet (Epland og Tuv 2019). Dersom Gini-koeffisienten øker betyr det altså at formuesforskjellene har gått opp. I motsatt tilfelle; desto lavere verdi den har, jo større likhet er det i fordelingen av formue. Den matematiske utregningen av Gini-koeffisienten illustreres ofte gjennom Lorenz-kurven. Den viser andelen av den kumulative fordelingen av formue på den vertikale aksene, mot populasjonen inndelt i formuespersentiler på den horisontale aksene (Ramzai 2020). Utregningen av Gini-koeffisienten uttrykkes av forholdet mellom gjennomsnittsforskjellen i formue hos populasjonen og to ganger gjennomsnittsformuen. For eksempel, hvis både forskjellene i formue og den gjennomsnittlige formuen var 2,5 millioner kroner, vil Gini-koeffisienten være 0,5 (Aaberge og Stubhaug 2018).

En fordel ved Gini-koeffisienten er at den er standardisert ut ifra kontekst. Ved perfekt likhet innad i en stat vil koeffisienten sammenfalle med verdien 0, og ved perfekt ulikhet i en fordeling vil den være 1. Dermed er Gini-indeksen tilpasset til å sammenligne ulikhet på tvers av stater og over tid, i tillegg til variasjon innad i staten (WID.World 2018). Gini-koeffisienten kombinerer også informasjon om alle individene i samfunnet, som gjør det til et helhetlig mål på økonomisk ulikhet (Alvaredo mfl. 2017b). Den har derfor en bred appell innen forskning på økonomisk ulikhet.

Likevel, anses normalisering av dataene som en av ulempene ved Gini-koeffisienten (Alvaredo mfl. (2017b)). Ved å bare se på Gini-koeffisienten kan to ulike fordelinger av formue se ganske like ut. For eksempel, dersom de i bunnen av fordelingen opplever en tilsvarende økning som de helt på toppen, vil ikke Gini-koeffisienten vise noen endring imellom disse tilfellene. Dette skaper dermed et inntrykk av at formuesfordelingen ikke har endret seg over tid. På grunn av utregningen av Gini-indeksen vil den underestimere endringer i toppen og bunnen av

fordelingen. Dette kan være et problem, siden det er her mye av utviklingen har foregått de siste tiårene. Disse dataene som Gini-indeksen bygger på kan også være av lav kvalitet, særlig ved at de underrapporteres i toppen av formuesfordelingen. Slike «syntetiske» og standardiserte indekser kan derfor skjule problemene ved dataene, noe som skaper et feil inntrykk av formuesulikheten. Alvaredo mfl. (2017b) anbefaler derfor å bruke flere mål for økonomisk ulikhet, slik at det er mulig å se hvilke grupper det er som skaper endringer i distribusjonen.

En stadig mer populær operasjonalisering av formuesforskjeller er derfor formuesandeler hos ulike samfunnslag i populasjonen, for eksempel de en prosent rikeste eller ti prosent riksete sin totale andel av formuen i landet. En fordel med denne fremgangsmåten for er at datagrunnlaget er hentet fra skattelister. Stater har historisk sett vært flinke til å oppgi de rikeste sin formue, og kanskje særlig i Skandinavia. Siden de rike tradisjonelt sett har hatt 60-80% av formuene, har stater klart å kartlegge store deler av den totale formuen ved å se på individuelle formuer (Roine og Waldenström 2015, 517). En ulempe som gjelder ved å måle formuesforskjeller gjennom formuesandelen til de en eller ti prosent rikeste, er at slike mål utelater resten av befolkningen (Epland og Tuv 2019). Ulikhetsforsker Rolf Aaberge hevder derfor at toppandeler ikke faktisk måler ulikhet, siden det ikke fanger opp formuesforskjellene (sitert i Akerbæk 2021).

Hverken formuesandeler eller Gini-koeffisienten bygger på helt presise data. Aller helst er det ønskelig å måle *realverdien* av eiendelene etter at moms og avgifter er trukket fra. Det vil gi oversikt over muligheten til å omsette formue til forbruk. Formuesandeler og Gini-koeffisienten baserer seg ofte på *likningsverdien* av eiendelene, og ikke den reelle verdien gjenstandene kan omsettes for i markedet i dag (Roine og Waldenström 2015, 514). Dette skaper særlig en usikkerhet og måleproblemer tilknyttet formuene på toppen av fordelingen. Spesielt kan næringseiendom, eiendommer i utlandet og unoterte aksjer være undervurdert. Det er fordi tallene over formue er hentet fra skatteregistre, som ikke er oppdatert til nåværende markedsverdi (Aaberge og Stubhaug 2018). I tillegg er det uvisst hvor mye formue de rikeste oppbevarer i utlandet, men studier indikerer at dataene over formuer kan være underestimert, ettersom en stor andel av formuer befinner seg i skatteparadis (Alstadsæter, Johannesen, og Zucman 2019; Roine og Waldenström 2015, 518-19). Funnene til Alstadsæter, Johannesen, og Zucman (2019) tyder på at de aller rikeste (0,01 prosent) husstandene i Skandinavia unngår

omtrent 25 prosent av skattene sine gjennom kapital i utlandet. Dette vil ha innvirkninger på dataene over formue, ved at de ikke kommer med i utregningen.

Disse aspektene ved operasjonaliseringer av formuesulikhet fremhever et metodologisk problem i forskningslitteraturen. Killewald, Pfeffer, og Schachner (2017) hevder at en manglende felles operasjonalisering av formuesulikhet har skapt vanskeligheter med å stadfeste det faktiske nivået av ulikhet. Gini-koeffisienten viser for eksempel et høyere nivå av ulikhet innad i statene, sammenlignet med mål på toppandeler, vist i Figur 1 og Figur 2. Samlet sett, er det knyttet en del usikkerhet til dataene over formuesforskjeller og fremgangsmåter for å forske på formuesulikhet. Flere studier bruker både formuesandeler og Gini-koeffisienten som mål på ulikhet, ettersom det kan øke robustheten ved funnene (Elinder, Erixson, og Waldenström 2018, 21; Aaberge og Stubhaug 2018). Jeg velger også å gjøre dette i den syntetiske kontrollanalysen, der jeg benytter Gini-koeffisienten som utfallsvariabelen. Formuesandelene til de en prosent rikeste brukes da som en robusthetstest. Videre redegjør jeg for mulige konfunderende faktorer som det forsøkes å kontrollere for i denne analysen.

5.1.2 Kovariater og operasjonalisering

Ved å inkludere kovariater forsøker man å fange opp andre faktorer som påvirker utfallsvariabelen. Her inkluderer jeg kovariater som tidligere studier av formuesulikhet har brukt til å forklare endringer i formuesulikhet, og som det er teoretisk grunnlag for å anta har en påvirkning på formuesulikhet (se Bachleitner 2017; Teixeira 2022). Jeg har ikke inkludert mål på interesseorganisasjoner innflytelse og regjeringens ideologi, siden disse forventes å påvirke formuesulikhet gjennom skatteutt. Analysens behandlingsvariabel forventes derfor å fange opp disse effektene.

Enkelte har påpekt at den høye graden av formuesulikheten kan være en konsekvens av sosioøkonomiske faktorer som økt inflasjon, sparingsrater og prisstigning av eiendeler (OECD 2021, 3). Særlig prisene på hus og avkastningen fra egenkapital har steget over tid, noe som kan ha bidratt til konsentrasjonen av formue (Fuller, Johnston, og Regan 2020). Aaberge og Stubhaug (2018) viser til at finansielle eiendeler som aksjer og verdipapirer er konsentrert i toppen av formuesfordelingen, og dermed bidrar til økte formuesforskjeller i Norge. Boligformuer bidrar til å redusere forskjellene som skapes av andre formuer. Prisstigning og

sparingsrenten på ekte og finansielle eiendeler kan derfor være en forklaring på økte ulikheter i formue.

Kovariatene til den syntetiske kontrollanalysen er hentet fra OECD og Verdensbanken. Kovariante i analysen er *nominelle boligpriser, aksjepriser, inflasjonsvekst, bruttonasjonalprodukt per innbygger (BNP per innbygger), populasjonsvekst og utdanning*. Oversikt over disse og hvor de hentes fra vises i *Indikatorer og datakilder til Tabell 4*. Disse variablene er hentet inn med formålet om å etterligne den norske økonomien så mye som mulig ved å bruke andre stater, for å estimere et kontrafaktisk tilfelle. Disse brukes altså til å danne en trend for et estimert «Norge med arveavgift». Metoden er datadrevet, som vil si at det er en algoritme som sjekker hvorvidt kovariatene passer, heller enn å anta at de er like i gruppene.

Tabell 4 Indikatorer og datakilder til den syntetiske kontrollanalysen

Indikator	Tidsperiode	Kilde
Nominell boligprisstigning, 2015 = 100	1996-2021	OECD *
Aksjepriser, 2015 = 100	1996-2021	OECD
Inflasjonsvekst (KPI; konsumerprisindeks)	1996-2022	OECD
BNP per innbygger, i 2015 amerikanske dollar	1996-2021	Verdensbanken **
Populasjonsvekst, årlig	1996-2021	Verdensbanken
Utdanning, brutto skoleopptak	1996-2022	Verdensbanken
Gini-koeffisienten	1995-2021	WID ***
Formuesandeler, ti prosent rikeste	1995-2021	WID
Formuesandeler, en prosent rikeste	1995-2021	WID
Gini-koeffisienten (tidsetterslep på ett år; T-1)	1996-2022	WID
Formuesandeler, ti prosent rikeste (T-1)	1996-2022	WID
Formuesandeler, en prosent rikeste (T-1)	1996-2022	WID

* OECD (2023), ** Verdensbanken (2023b), *** WID (2022).

Videre vil jeg ta for meg operasjonaliseringene av variablene, i tur og orden. *Nominell boligprisstigning* består av boligpris indekser, for å måle salg av bolig. Boligprisene har 2015 som referansepunkt (OECD 2023a). Enkelte har pekt på prisstigningen på bolig som en årsak til formuesulikhet. Mange investerer store deler av formuen sin på bolig, som igjen har gitt god avkastning og stabil prisvekst (OECD 2021, 3). Den neste kovariatene er *aksjepriser* som måles ved priser på aksjene til selskaper som kjøpes og selges på aksjemarkedet. Flere har vist til at økt grad av finansialisering kan påvirke konsentrasjonen av formue (Hjertaker og Sofus Tranøy

2021; Piketty 2020), som jeg her prøver å kontrollere for. Ved å investere i selskapers aksjer kan individer oppleve en prisstigning på disse, som gir mer avkastning til å kjøpe reinvestere disse (OECD 2023d). *Inflasjonsvekst* er målt med konsumerprisindeksen (KPI) og defineres av endringer i goder og ytelser som husstander vanligvis kjøper (f.eks. mat, energi osv.). Variabelen måles som den årlige vekstraten, med 2015 som referansepunkt. Inflasjon sies å kunne måle nedbrytningen av levestandard. Inflasjon kan for eksempel ramme nødvendige varer som husstander med lav inntekt og formue har behov for, men også verdien av eiendeler (OECD 2023b). Mål på formuesulikhet regnes ut ifra nettoformue, som inkluderer prisen på eiendeler.

Jeg kontrollerer også for *BNP per innbygger* siden det kan indikere hvor stor kapasitet stater har for å tilrettelegge velferdsordninger og andre tiltak til å redusere ulikhet. *BNP per innbygger* måles som bruttonasjonalproduktet delt på populasjonen midtveis i året. Bruttonasjonalprodukt består av summen av alle varer som produseres i økonomien, der skatt er lagt til og subsidier er fjernet fra produktet. Dataene er estimert i 2015 amerikanske dollar, for å kunne sammenlignes (Verdensbanken 2023a). *Populasjonsvekst* måles av den årlige prosentvise endringen i populasjonen, sammenlignet med populasjonen midtveis i året før (Verdensbanken 2023b). Endringer i *populasjonsveksten* kan påvirke formuesfordelingen gjennom demografiske endringer, for eksempel så kan fødselsraten påvirke formuesoverføringer mellom generasjoner og pensjonsordninger. *Utdanning* måles ved forholdet mellom skoleopptak til videregående skole (eller tilsvarende) og aldersgruppen som sammenfaller med det utdanningsnivået. Målet kan overstige 100 prosent ved at andre aldersgrupper tas opp til videregående skole. Utdanning er en indikator for tilgang til utdanning, som er en viktig institusjon for sosial mobilitet og like muligheter i samfunnet (Verdensbanken 2023c).

5.2 Registerdata i Norge: Microdata

Den andre analysen anvender et endring-i-endringer-design på registerdata fra Norge. Jeg vil først redegjøre litt om Microdata, ettersom de har påvirkning på analysen. Registerdataene er hentet fra tjenesten Microdata, som er en database med detaljerte populasjonsdata, utarbeidet gjennom et samarbeid mellom Statistisk sentralbyrå (SSB) og Sikt (Ballo 2019). Statistikkbanken inneholder over 400 variabler for blant annet skatt og formue. Disse kan analyseres inne i analysesystemet deres, som baserer seg på en kommandostruktur som ligner

på Stata. Analyseverktøyet tillater heller ikke at variabler hentes inn utenfra (Pedersen 2023a). Dette medfører at de avhengige og uavhengige variablene begrenses til Microdata sin database. For eksempel vil det ikke være mulig å hente inn data på Gini-koeffisienten. Microdata har en funksjon som tillater å observere Gini-koeffisienten i utvalget, men det tilrettelegges ikke for å inkludere den i analyser av formuesulikhet i grupper.

Slike administrative data krever datakonfidensialitet, noe som setter noen føringer for analysen. Brukere av Microdata må deriblant jobbe med metadata; jeg får for eksempel tilgang på datarammen over individene i utvalget. Analysene er også ilagt et anonymiseringstiltak, som gjør at det ikke er mulig å hente inn pakker og variabler utenfra. Dermed begrenses metodene til det utvalget som Microdata tilrettelegger for (Microdata 2023b). Dette er imidlertid ikke en stor utfordring, ettersom de nylig har lagt til en funksjon for endring-i-endringer (Pedersen 2023b). I tillegg er DiD mulig å anvende i en regresjonsanalyse. Begge disse fremgangsmåtene brukes i analysen.

Dataene inneholder populasjonsdata på (nesten) alle i Norge, men er ilagt støylegging (± 5 i antall), winsorisering og minimums populasjonsstørrelse (min. 1000 observasjonsheter) slik at personvern ivaretas (Pedersen 2023a). Winsorisering sensurerer de en prosent høyeste og en prosent laveste verdiene i numeriske variabler. Dermed blir disse gjort lik de nest høyeste og nest laveste verdiene i variabelen. I tillegg gjør winsorisering at gjennomsnitt og standardavvik i tabeller blir rapportert med en lavere verdi, enn den faktiske verdien. Dette fjernes imidlertid dersom variabelen inndeles i desiler (eller kvartiler, prosentiler), og når variabelen kjøres gjennom en regresjonsmodell. Da er ikke verdiene lenger å betrakte som personidentifiserende informasjon (Pedersen 2023a). Dette har dermed implikasjoner for oppgavens fremstilling av deskriptiv statistikk, som vil si at dataene i tabellene jeg viser til ilagt winsorisering.

5.2.1 Avhengige variabler og kontrollvariabler

I endring-i-endringer analysene benyttes *beregnet bruttoformue* som avhengig variabel. Variabelen inneholder data over bruttoformue mellom 2010-2021. Dermed avgrenses analysen til denne tidsperioden. Jeg operasjonaliserer den avhengige variabelen på to måter. Den første, er å dele *beregnet bruttoformue* inn i ti desiler for å studere om fjerningen av arveavgiften ga

økt formuesmobilitet til gruppen som ikke betalte avgift. Formuesmobilitet anses som et tilstrekkelig moment for å måle effekten av arv på ulikhet, i likhet med formuesulikhet før arv og ulikhet i arv (Nekoei og Seim 2023, 464). Ved dele den avhengige variabelen i desiler, kan jeg studere ett element som har betydning for formuesulikhet. Jeg inkluderer også en modell der jeg bruker absolutte tall for formue. Dette gjør jeg som en robusthetssjekk av analysen, og fordi det kan gi mer intuitive tall. Forskjellen på disse operasjonaliseringene er altså om variabelen er inndelt i desiler eller ikke. Videre vil jeg beskrive hva variabelen omfatter.

Den avhengige variabelen, *beregnet bruttoformue*, utgjør summen av beregnet realkapital og beregnet bruttofinanskapital (Microdata 2023a). Variabelen inneholder dermed den beregnede *markedsverdien* av boliger, næringseiendommer og skog- og gårdsbruk, framfor den skattepliktige realkapitalen. Dette er ønskelig, ettersom skattepliktig realkapital ofte underrapporterer formuene, ved at de inneholder ligningsverdi av bolig heller enn markedsverdien, se delkapittel 5.1.1. Dersom arv for eksempel går til boligkjøp, vil formueseffekten kunne forsvinne ved å måle etter ligningsverdi (Standal og Gjelsvik 2022, 4). Beregnet bruttofinanskapital omfatter «bankinnskudd, andeler i aksjefond, obligasjons- og pengemarkedsfond, aksjer, obligasjoner og andre verdipapirer», som er justert til markedsverdi eller omsetningsverdi (Microdata 2023a). Det at realkapitalen og finanskapitalen til individene måles i markedsverdi, ikke likningsverdi, styrker dataenes validitet.

Kontrollvariablene i analysen er *inntekt* (*SKATT_BRUTTOINNTEKT*), *utdanningsnivå* (*NUDB_BU*), *gift*, *barn* og *kvinne* (Microdata 2023c). Disse er i hovedsak inkludert for å gjøre kontrollgruppen og behandlingsgruppen mer like. *Inntekt* har jeg operasjonalisert med verdiene null til to, som skal indikere om enheten har lav, middels eller høy bruttoinntekt. Variabelen består av lønnsinntekter, næringsinntekter, pensjoner og kapitalinntekter. Formue opparbeides enten gjennom sparing av inntekt eller formuesoverføringer, og er derfor relevant å kontrollere for. *Utdanning* viser til enhetens høyeste fullførte utdanning, der verdien én er fullført grunnskole eller tilsvarende. En verdi på to indikerer at individet har fullført videregående utdanning, eller tilsvarende. Ved verdi på tre har enheten høyere utdanning, som for eksempel fullført en bachelorgrad.

Variabelen *gift* er en dikotom variabel for om individene er gift eller ikke. Denne variabelen har verdien én, hvis enheten sammenfaller med en *sivilstand* (*SIVSTANDFDT_SIVSTAND*) verdi på to («gift»). Variabelen *barn* viser om enhetene har barn eller ikke. Denne variabelen er hentet fra variabelen *familietype* (*BEFOLKNING_REGSTAT_FAMTYP*), og har verdien én hvis den samsvarer med familietyper med barn. Dette inkluderer jeg ettersom tidligere studier har indikert at flere sparer større deler av formuene sine, på bakgrunn av de har barn (Bø, Halvorsen, og Thoresen 2016). En årsak til å spare kan være et ønske om å gi deler av formuen til sine barn. Variabelen *kvinne* baseres på variabelen *kjønn* (*BEFOLKNING_KJOENN*). *Kvinne* har en verdi én, dersom kjønn er lik kategorien kvinne. Jeg kontrollerer for dette siden studier har vist at kvinner i snitt har lavere formue enn menn (Norman og Sandvik 2021).

6 Resultater

I denne delen presenterer jeg begge analysene i oppgaven, der jeg først starter med syntetisk kontrollanalysen. Jeg starter med å vise deskriptiv statistikk av variablene til denne analysen, før jeg presenterer hvilke stater og indikatorer som utgjør den estimerte kontrollgruppen i analysen. Deretter fremstiller jeg resultatene fra analysen i Figur 4, før jeg gjør placebotester av analysen for å sjekke signifikansen av funnene. Denne analysen tar for seg aggregerte variabler på statlig-nivå, og utgjør derfor en makroanalyse av arveavgiften sin påvirkning på Gini-koeffisienten i Norge. Etter å ha presentert dette går jeg videre til mikroanalysen av de administrative dataene over individer som arvet i Norge.

6.1 Deskriptiv statistikk – Syntetisk kontroll

I Tabell 5 vises deskriptiv statistikk over utvalget i analysen. Utvalget består av 21 stater. Datasettet er derfor ganske lite, med 21 stater over 27 år ($N = 21$, $T = 27$; $21 \cdot 27 = 567$ land-år observasjoner). Tidsperioden vises i variabelen *år*, som strekker seg fra 1996 til 2022. WID har data fra 1995-2021, men her legger jeg til et tidsetterslep på de avhengige variablene - Gini-koeffisienten og formuesandelene til de en prosent rikeste. Sistnevnte anvendes primært som en robusthetstest, men den er likevel teoretisk interessant for oppgaven. Analysen ligger i Vedlegg A, se Figur A17. Noen variabler mangler datapunkter for 2022, og har dermed bare 546 observasjoner. Syntetisk kontrollmetode matcher bare på før-perioden, og dette påvirker dermed ikke analysen.

Tabell 5 viser at de avhengige variablene varierer en del; Gini-koeffisienten har en snittverdi på 0,76. Det høyeste datapunktet i Gini-koeffisienten blant utvalget er 0,93, som ble observert i Irland i 2015. Irland tilskrives en av de mer omfordelene arveavgiftssystemene, der de skatter totalen av formuesoverføringer i løpet av livsløpet (se delkapittel 2.1.1). På den andre siden er Irland regnet som et lavskatteland, med gode vilkår for selskaper som ikke ønsker å betale skatt. For å illustrere forskjellen mellom de avhengige variablene, så har Irland stor grad av ulikhet basert på utregninger av Gini-koeffisienten, men er relativt gjennomsnittlig på mål av formuesandeler hos de 1 prosent rikeste. Høyeste verdi i den sistnevnte variabelen er til gjengjeld 0,52 (Chile, 2012), men en snittverdi på 0,25 i hele utvalget. Formuesandelene til de 1 prosent rikeste er altså 25% i snitt i utvalget.

Tabell 5 Deskriptiv statistikk over variablene til den syntetiske kontrollanalysen

Variabel	N	Gj.snitt	St. av.	Min	Q1	Q3	Max
Land	567	11	6,2	1	4	18	21
År	567	2009	7,8	1996	2002	2016	2022
Nominell boligprisstigning	491	98	40	25	77	115	602
Aksjepriser	564	99	74	0,85	64	111	658
Inflasjonsvekst, KPI	567	3,8	8,5	-4,5	1,2	3,5	86
BNP per innbygger	546	35 937	23 583	3010	18 021	47 447	133 590
Populasjonsvekst	546	0,58	0,64	-1,9	0,16	0,95	2,9
Utdanning	483	106	13	62	98	114	155
Gini-koeffisienten (T-1)	567	0,76	0,066	0,62	0,72	0,79	0,93
Formuesandeler, ti prosent rikeste (T-1) ⁷	567	0,59	0,078	0,45	0,55	0,61	0,82
Formuesandeler, en prosent rikeste (T-1)	567	0,25	0,078	0,12	0,21	0,26	0,52

Data for variabelen er hentet fra OECD, Verdensbanken og WID.

6.2 Makroanalyse av fjerningen av arveavgiften på formuesulikhet

I dette delkapittelet presenterer jeg den syntetiske kontrollanalysen. Først vil jeg redegjøre for hvilke stater som utgjør den syntetiske kontrollgruppen, ettersom dette er viktig for å bedømme hvor godt det kontrafaktiske tilfellet er konstruert. Syntetisk kontroll er som tidligere nevnt en datadrevet metode. Det vil si at den tester om kontrollstatene er like, heller enn å anta at de ligner på Norge. Gjennomsnittet av kontrollenhetene burde være så like som mulig på enheten av interesse i før-intervensjonsperioden, for å kunne si noe om effekten. Hvis utviklingen i Norge og «syntetiske Norge» følger hverandre tett inntil fjerningen av arveavgiften fant sted, antas det at parallelltrendhypotesen er gyldig. I så tilfelle forventes det at dersom Norge hadde beholdt arveavgiften ville utviklingen vært tilsvarende som den vi observerer i den syntetiske kontrollgruppen. I Tabell 6 vises enhetene i den estimerte kontrollgruppen, og hvor mye de bidro til å danne det vektete gjennomsnittet.

⁷ Her har jeg med et mål formuesandelen til de ti prosent rikeste fra WID (2022), som er et annet mål på formuesforskjeller, da jeg tenkte at dette kunne være hensiktsmessig som robusthetstest. Norge viste seg imidlertid å være et statistisk avvik på mellom 48-52 prosent, som er rundt fem prosentpoeng lavere enn resten av utvalget. Den versjonen av syntetisk kontrollmetode som jeg anvender i denne analysen interpolerer kun variabler mellom 0-1, dvs. den gir ikke negative vekt. Derfor fungerer ikke dette designet så godt på dette ulikhetsmålet. Et alternativ er å bruke *Augsynth* (Augmented Synthetic Control Method), som er en syntetisk kontrollmetode som bruker ridge regresjon, og er derfor tilpasset dette formålet, se (Ben-Michael, Feller, og Rothstein 2021). En analyse med denne metoden ga imidlertid ingen andre funn enn de jeg fremstiller i denne oppgaven.

Tabell 6 Den syntetiske kontrollgruppen

Vekter:	Stater:	Vekter:	Stater:
0,403	Finland	0,000	Japan
0,291	Tyskland	0,000	Frankrike
0,290	Danmark	0,000	Luxembourg
0,014	Island	0,000	Nederland
0,001	Sør-Korea	0,000	Polen
0,001	Tyrkia	0,000	Slovenia
0,000	Hellas	0,000	Spania
0,000	Ungarn	0,000	Chile
0,000	Irland	0,000	Storbritannia
0,000	Italia	0,000	USA
Totalt: 1.000			

Tabell 6 viser vektingen av stater i den syntetiske kontrollgruppen.

Tabell 6 viser at Finland, Tyskland og Danmark utgjør mesteparten av den estimerte kontrollgruppen. Finland utgjør omtrent 40 prosent; Tyskland 29 prosent og Danmark 29 prosent. Disse statene ligger geografisk plassert i Nord-Europa, med relativt gode velferdsordninger. Finland og Danmark er også en del av den nordiske modellen, i likhet med Norge. Island regnes som en liten stat, men har Norge som en av sine nærmeste naboland. Hvorfor modellen betrakter Sør-Korea og Tyrkia som passende sammenligningsenheter, er imidlertid vanskeligere å forsvare. Basert på disse dataene har Sør-Korea hatt et relativt stabilt nivå, med en svak økning, i Gini-koeffisienten i tidsperioden 1995-2014, på mellom verdier 0,72 og 0,74. Tyrkia hadde derimot en betydelig nedgang fra 0,87 til 0,79 i Gini-koeffisienten mellom 2002 og 2005. Sør-Korea og Tyrkia virker derfor sammenlignbare, basert på et tidvis lignende nivå av formuesulikhet som Norge. Videre, må vi derfor se nærmere på hvilke indikatorer som vektlegges i estimeringen av kontrollgruppen.

I Tabell 7 presenteres balansen mellom kovariatene for den estimerte kontrollgruppen og Norge. Disse burde være så like som mulig for at vektingen skal fungere godt. Det virker som at BNP per innbygger ikke er en god predikasjon, siden snittet til Norge i før-perioden er betraktelig høyere enn den syntetiske kontrollgruppen. Dette indikerer at Norge har hatt et høyere nivå av BNP per innbygger i av før-perioden, sammenlignet med kontrollgruppen. Det virker heller ikke som populasjonsveksten i kontrollgruppen er lik på befolkningsveksten i Norge, selv om snittet i utvalget ellers er større enn i den syntetiske kontrollen. Den nominelle

boligprisen og aksjeprisene i gruppene virker heller ikke å stemme overens, da disse er markant lavere i Norge. Modellens vektning virker å fungere godt på utdanning og viser balanse mellom gruppene på dette området. Det samme gjelder for inflasjonsvekst, ettersom begge disse variablene blir likere på Norge i forhold til snittet i utvalget. Jeg har også lagt til modellens utfallsvariabel, Gini-koeffisienten, på tre forskjellige tidspunkt. Dette er for å få den estimerte kontrollgruppen til å være bedre tilpasset den behandlede enheten. Dette gjør jeg på bakgrunn av tidligere studiers anbefalinger, da dette virker å være en vanlig praksis. Disse ser ut til å forklare store deler av det vektete gjennomsnittet i kontrollgruppen, spesielt Gini-koeffisienten i 2008, som vises i Tabell 8.

Tabell 7 Sammenligning av behandlingsgruppen og den syntetiske kontrollgruppen

	Norge	Den syntetiske kontrollgruppen	Snitt i utvalget
BNP per innbygger	66598,920	4012,,230	31503,721
Populasjonsvekst	0,864	0,261	0,585
Inflasjonsvekst	1,992	1,778	4,271
Nominelle boligpriser	58,139	77,654	86,665
Aksjepriser	48,163	66,304	92,925
Utdanning	114,077	115,176	103,476
Gini-koeffisienten (T-1) i 1999	0,738	0,739	0,751
Gini-koeffisienten (T-1) i 2008	0,743	0,737	0,752
Gini-koeffisienten (T-1) i 2013	0,705	0,726	0,766

Tabell 7 viser balansen mellom kovariatene i den estimerte kontrollgruppen og Norge. Den viser også gjennomsnittet i utvalget, som refererer til gjennomsnittet i utvalget som helhet og ikke bare i den syntetiske kontrollgruppen.

Tabell 8 viser kovariatenes betydning i det vektete gjennomsnittet av kontrollenhetene. Som ventet basert på balansen mellom gruppene, er det noen predikatorer som fungerer bedre enn andre. Mesteparten av modellen forklares av utfallsvariabelen, Gini-koeffisienten, i de tre respektive årene de blir matchet på. Hele 49 prosent av vektningen stammer fra Gini-koeffisienten i 2008. Gini-koeffisienten i 1999 og 2013 utgjør henholdsvis 17,5 prosent og 18,2 prosent. Deretter utgjør inflasjonsvekst 7,9 prosent. Populasjonsvekst derimot, bidrar ingenting i vektningen.

Tabell 8 Vektingen av kovariatenes innflytelse på den syntetiske kontrollgruppen

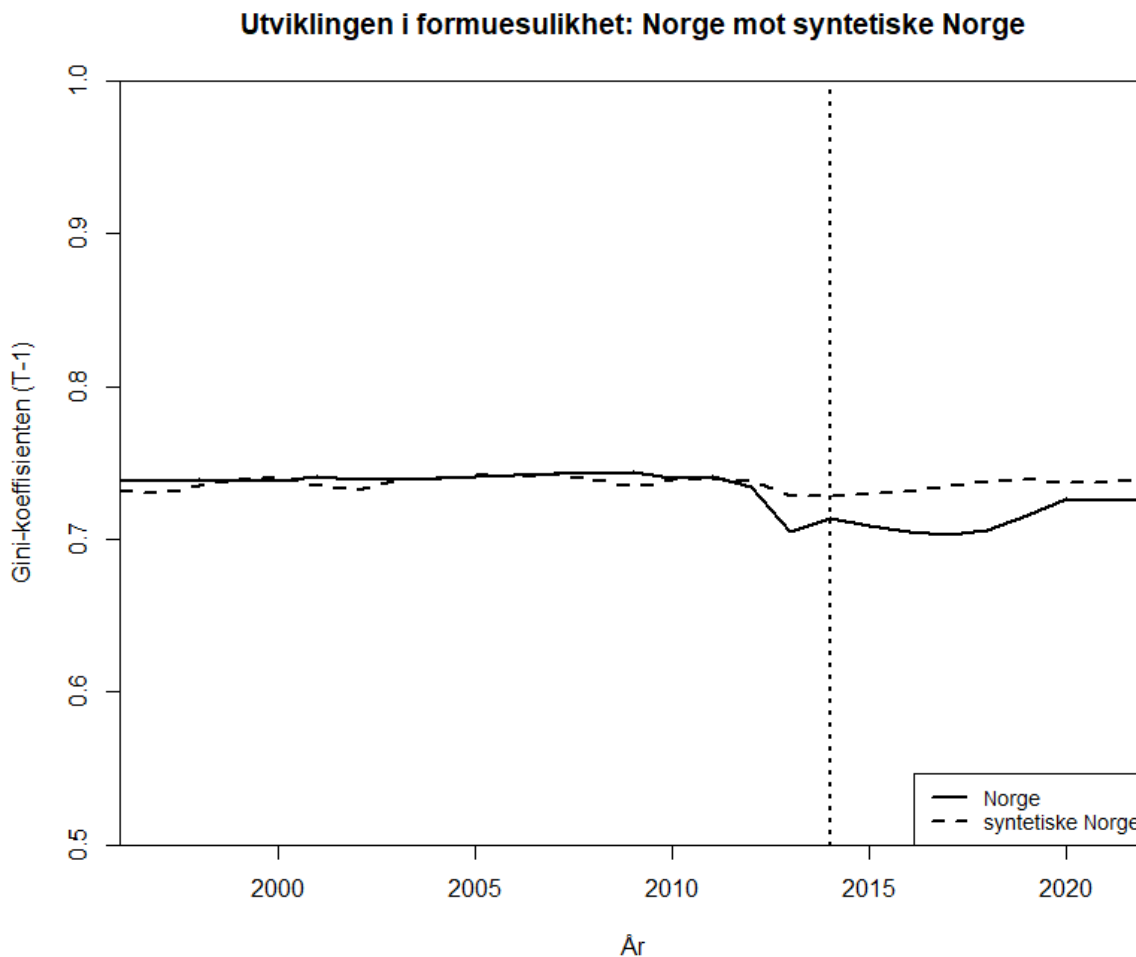
	Vekting
BNP per innbygger, vekst	0,001
Populasjonsvekst	0
Inflasjonsvekst	0,079
Nominelle boligpriser	0,011
Aksjepriser	0,033
Utdanning	0,03
Gini-koeffisienten (T-1) i 1999	0,175
Gini-koeffisienten (T-1) i 2008	0,49
Gini-koeffisienten (T-1) i 2013	0,182

Så langt har jeg presentert hvordan den kontrafaktiske kontrollgruppen estimeres. Videre vil jeg presentere selve analysen av effekten av fjerningen av arveavgiften hadde å si for formuesulikheten i Norge. Resultatet vises gjennom tidsseriene i Figur 4. Figur 4 viser trendene i den estimerte kontrollgruppen, opp mot det faktiske utfallet for Gini-koeffisienten i Norge mellom 1996 til 2022. Tanken er at dersom gruppene følger hverandre i før-intervensjonsperioden, vil den estimerte kontrollgruppen være et passende kontrafaktisk tilfelle – altså Norge ville hatt denne trenden dersom de beholdt arveavgiften etter 2014. Trendene ser imidlertid ut til å sprike rett før intervensjonen, som kan tyde på at kontrollgruppen ikke er et passende kontrafaktisk utsagn. Likevel virker den estimerte kontrollgruppen å være godt tilpasset trenden før dette punktet. Den vertikale aksene er også noe forskjøvet for å tydeliggjøre endringene. Differansen mellom Norge og «det syntetiske Norge» er dermed i realiteten bare på noen prosentpoeng ved intervensjonen. Den estimerte kontrollgruppen virker derfor (foreløpig) som et godt kontrafaktisk tilfelle til Norge.

Figur 4 indikerer at den estimerte kontrollgruppe ville formuesulikheten fulgt en liknende trend som den hadde før intervensjonen (vist med den horisontale stiplede linjen: «Syntetiske Norge»). Det virker imidlertid ikke utenkelig at Norge med arveavgift ville utviklet seg slik, gitt at arveavgiften har en effekt, siden ved et fravær av politiske endringer forventes tilstanden å bevarer. Ved å sammenligne den estimerte kontrollgruppen med det faktiske utfallet i Norge, der arveavgiften ble fjernet i 2014 (vist med den vertikale stiplede linjen), gikk Gini-koeffisienten ned i de påfølgende årene. Dette kan foreløpig tyde på at fjerningen av arveavgiften reduserte formuesulikhet i en kort periode, før Norge så opplevde en økning i

formuesulikhet fra 2017. Som robusthetssjekk har jeg gjort en lignende analyse av formuesandeler til de en prosent rikeste. Denne ligger i Vedlegg A, se Figur A16. Resultatene over formuesandelene til de en prosent rikeste på hovedmodellen, men den indikerer dårligere tilpasning mellom det faktiske utfallet og den estimerte kontrollgruppen i før-intervensjonsperioden. Dette kan være på grunn av mer variasjon i variabelen over tid. Effekten som vises er også noe mindre i Figur A16, noe som kan indikere at effektstørrelsen vil bli preget av hvilket ulikhetsmål som anvendes.

Figur 4 Trendene i formuesulikhet hos Norge og i den syntetiske kontrollgruppen



Det er imidlertid vanskelig å utelukke andre faktorer som kan ha spilt inn på formuesulikheten i Norge, etter 2014. En mulig forklaring kan være at nedgangen i Norge skyldes et etterslep av finanskrisen som startet rundt 2008. Finanskrisen hadde riktignok påvirkning på økonomien til flere vestlige kapitalistiske stater, ikke bare Norge. Det er også mulig at finanskrisen hadde større innflytelse på USA og EU-landene, sammenlignet med det den hadde på den norske

økonomien. Hvordan finanskrisen direkte påvirket formuesulikhet er derimot mer uvisst. Teixeira (2022) finner imidlertid at stater som innførte makrotilsyn for å sikre stabilitet i finansmarkedet opplevde en økning i Gini-koeffisienten på 4,4 prosentpoeng, sammenlignet med de som ikke innførte det. Norge var en av statene som gjorde dette i 2010. Nedgangen i formuesulikhet i Norge kan dermed skyldes finanskrisen, men da ville man muligens også forventet å se en lignende påvirkning i andre land.

En annen forklaring kan være tilknyttet oljeprisene. Høsten 2014 opplevde enkelte petroleumstater en «oljekrise». Prisene på oljefat gikk fra 115 dollar til 30 amerikanske dollar på to år. Blant annet Norge ble hardt rammet, da 40 000 arbeidere i den norske oljeindustrien mistet jobben (Oppedal 2016). Dette kan være en mulig forklaring på endringen i formuesulikhet som særlig preger Norge, da de produserer olje i større grad enn mange andre stater i utvalget. Syntetisk kontrollmetode matcher imidlertid ikke på etterintervensjonsperioden, noe som gjør at oljekrisen sannsynligvis ville inntruffet etter dette. Dermed kan dette forklare utviklingen etter 2014, men det forklarer sannsynligvis ikke nedgangen i årene før fjerningen av arveavgiften. Videre vil jeg likevel teste om effekten vi ser er særegen for Norge, gjennom placebotester.

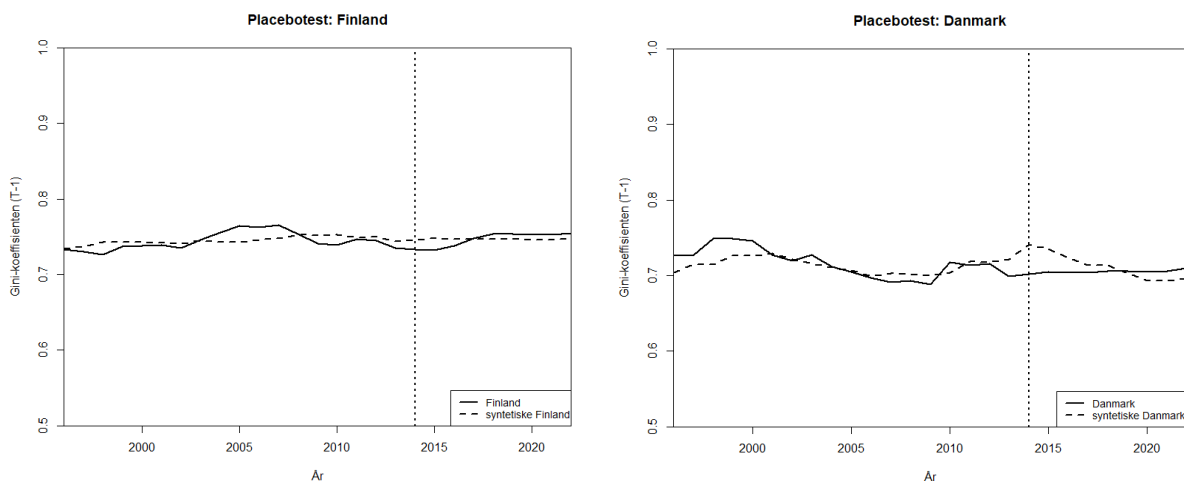
6.2.1 Placebotester av analysen

Ettersom syntetisk kontrollmetode ikke viser standardfeil av estimatene for hele populasjonen, må man anvende ikke-parametriske fremgangsmåter for å trekke slutninger. Dette kan både gjøres gjennom placebotester i tid, ved å flytte behandlingstidspunktet, eller i rom.

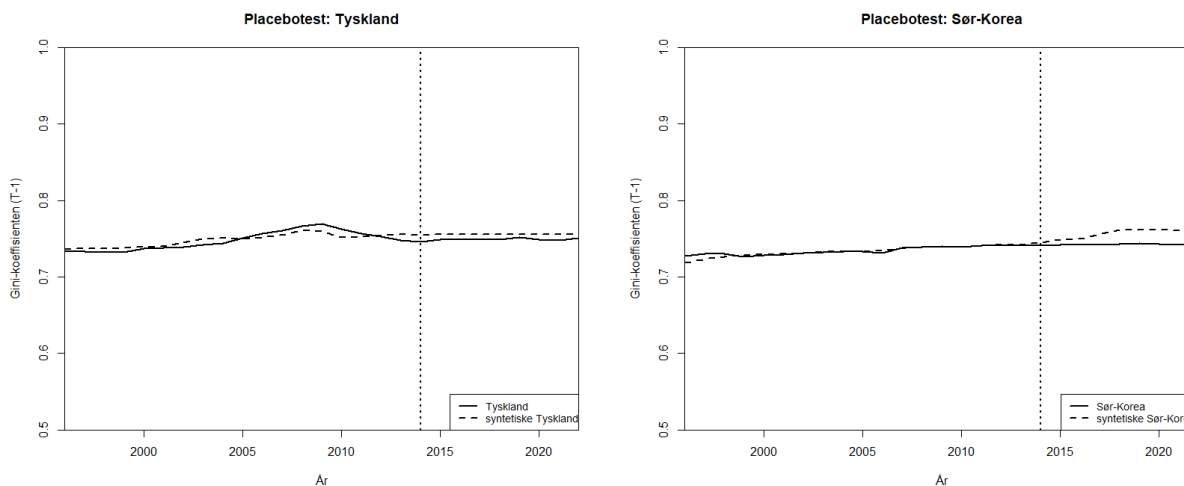
Placebotester mellom stater (i rom) kan testes ved å bytte ut den behandlede enheten med en stat fra den syntetiske kontrollgruppen. Effekten anses som signifikant, dersom behandlingsenheten viser en annerledes trend enn placebotesten. I placebotesten forventes det altså at den syntetiske kontrollgruppen og placeboenheten følger en lik trend. Det vil indikere at behandlingen ikke har noen effekt på kontrollenheten. Et problem her kan være at metoden ikke klarer å tilpasse tidsseriene i før-intervensjonsperioden, noe som gjør det vanskeligere å sammenligne effektstørrelsen (Abadie 2021, 403). Dette virker i større grad å være tilfellet i placebotesten av Danmark og Tyrkia, sammenlignet med Finland og Tyskland, vist i

Figur 5 og Figur 6.⁸ I testene av de to sistnevnte statene følger tidsseriene hverandre tett i hele perioden, fra 1996 til 2021. Dette er ment å indikere at fjerningen av arveavgiften i Norge ikke hadde noen kontamineringseffekt på formuesulikheten i Finland og Tyskland; som er ønskelig og teoretisk lite sannsynlig.

Figur 5 Placebotester av Finland og Danmark



Figur 6 Placebotester av Tyskland og Sør-Korea

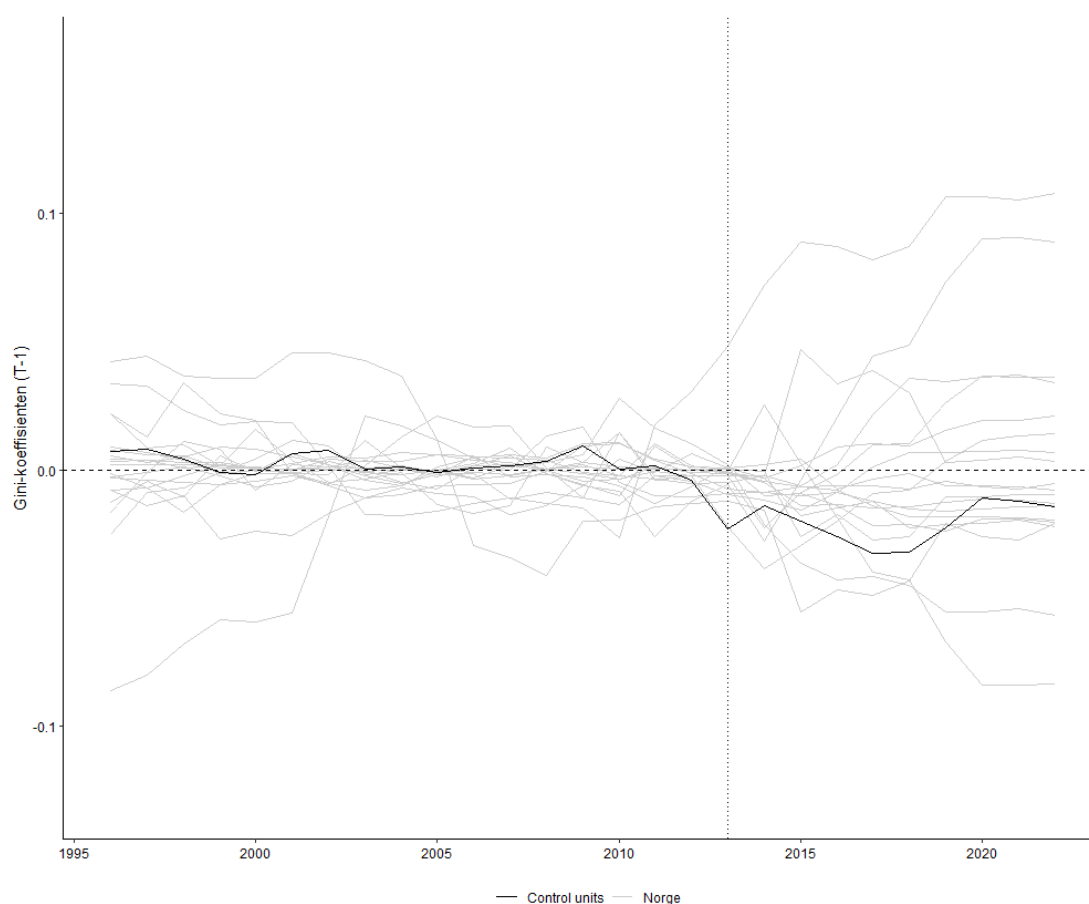


Placebotesten av Sør-Korea er riktignok interessant for analysen av arveavgiften effekt i Norge. Her består den estimerte kontrollgruppen av Ungarn (29,3%), Tyskland (27,2%), Frankrike (14,8%), Slovenia (13,2%), Storbritannia (7,3%), Chile (4,3%), Italia (3,4%), Danmark (0,1%),

⁸ Placebotesten av Tyrkia ligger som vedlegg, se Figur A15. Her sammenfaller gruppene bare på ett tidspunkt, i 2005.

Luxembourg (0,1%), Tyrkia (0,1%), Spania (0,1%), USA (0,1%) og Nederland (0,1%). Den viser en økning i Gini-koeffisienten i den syntetiske kontrollgruppen etter 2014. Dette kan indikere at effekten vi ser i Norge er ren tilfeldighet. Sør-Korea utgjør imidlertid kun 0,1 prosent av kontrollgruppen, og det trengs derfor ytterligere testing. Derfor viser jeg, i Figur 7, en modell der alle landene i kontrollgruppen blir utsatt for en «falsk behandling». Her blir alle statene testet opp mot en tilsvarende behandling som den jeg har vist for Norge, ved at det antas at alle statene blir behandlet i 2014. For at trenden i Norge skal skyldes arveavgiften, forventes Norge å ha en markant større effekt av behandlingen enn resten av utvalget. Trenden i Norge er markert med en uthevet linje i Figur 7. Den viser imidlertid at effekten ikke er større i Norge enn i andre stater. Dette indikerer dermed at reduksjonen i formuesulikhet ikke kan tilskrives fjerningen av arveavgiften. Figur A17 i Vedlegg A viser lignende resultater fra placebotesten av analysen med formuesandeler til de en prosent rikeste som avhengig variabel.

Figur 7 Placebotest; falsk behandling i 2014 for alle statene i utvalget



Jeg konkluderer dermed at analysen *ikke* viser noen signifikant effekt av å fjerne arveavgiften på formuesulikhet i Norge. Videre, i neste del, vil jeg vise resultatene fra den andre analysen, der jeg ser på forskjellen i formue av å arve før og etter at arveavgiften ble avskaffet på mikronivå.

6.3 Deskriptiv statistikk – Registerdata

I denne delen vil jeg først gi en oversikt over den deskriptiv statistikk for utvalget og den avhengige variabelen. Deretter vil jeg presentere hvorfor jeg hevder parallelltrendhypotesen er rettferdiggjort. I studier som anvender endring-i-endringer-design, er det ofte nødvendig å gi tilstrekkelig plass til å vise at antagelsen om parallelle trender er berettiget, ettersom det er en grunnleggende forutsetning for at designet. Jeg vier derfor også en del plass til dette i den delen der jeg adresserer dette.

Etter utvelgingen av observasjonsenheter står jeg igjen med ~7718 individer til sammen (de som arvet i 2013 og de som arvet i 2014) over en tolvårs periode ($7718 * 12 = 92\ 616$). Etter at manglende verdier fjernes står jeg igjen med 90 738 observasjoner; 45200 observasjoner i kontrollgruppen og 45538 i behandlingsgruppen, vist i Tabell 9. Ettersom dette er en paneldatastruktur, vil observasjonene omfatte de samme observasjonsenheterne over tid. Mikrodata ønsker å ivareta personvern, og tabeller ilegges derfor en støylegging på +/- 5 observasjoner. Dermed varierer også observasjonsenheterne over tid i gruppene. Denne støyleggingen fjernes imidlertid i regresjonsmodeller (Pedersen 2023, 162-163). Færre respondenter over tid kan også skyldes at enkelte av respondentene har gått bort, eller flyttet ut av Norge og dermed ikke tar del i skattelisterne.

Tabell 9 Antall observasjoner i kontrollgruppe og behandlingsgruppe over tid

Arvtakere			
år	Kontrollgruppen	Behandlingsgruppen	Total
2010	3796	3818	7612
2011	3801	3809	7611
2012	3803	3831	7633
2013	3806	3824	7627
2014	3797	3815	7617
2015	3780	3815	7595
2016	3762	3793	7557
2017	3755	3778	7536
2018	3756	3784	7538
2019	3736	3765	7499
2020	3714	3751	7473
2021	3700	3739	7434
Total	45200	45538	90738

Microdata ilegger tabeller en støylegging på +/- 5 observasjoner. Dette spiller inn på antall observasjonsenheter over tid i gruppene, og de kan dermed variere.

Tabell 10 viser den avhengige variabelen for analysen; *formuesdesiler*. Jeg kjører også en modell med absolutte tall over formue som robusthetsjekk. I Tabell 10 er ikke observasjonene inndelt etter behandlingsgruppe og kontrollgruppe, men etter formuesdesiler. En slik inndeling etter desiler deler opp observasjonene i ti like store grupper, der desil 1 rommer de med lavest formue og desil 10 består av dem med høyest formue. Dette gir muligheten til å se på hvordan individene beveger seg mellom desilene over tid. Tabell 10 viser at de som er i desil 1 har en beregnet bruttoformue på under 548 110 kroner. De i desil 2, som er gruppen med den nest laveste formuen i utvalget, har en formue med markedsverdi på mellom 548 110 kroner og 1,467 millioner kroner. Observasjonene i desil 10, de med den høyeste formuen i inndelingen, har formuer med markedsverdi på over 8,5 millioner kroner.

Tabell 10 Inndeling av observasjonene i den avhengige variabelen etter verdier og tilsvarende desiler, mellom 2010-2021.

Verdi (i analysen)	Tilsvarende formuesdesil	Summen av beregnet bruttoformue, i markedsverdi (NOK)	Observasjoner
0	Desil 1	< 548 110	9071
1	Desil 2	548 110 – 1 467 178	9073
2	Desil 3	1 467 178 – 2 031 557	9074
3	Desil 4	2 031 557 – 2 549 228	9075
4	Desil 5	2 549 228 – 3 089 941	9073
5	Desil 6	3 089 941 – 3 723 343	9078
6	Desil 7	3 723 343 – 4 560 223	9076
7	Desil 8	4 560 223 – 5 847 385	9076
8	Desil 9	5 847 385 – 8 521 030	9075
9	Desil 10	≥ 8 521 030	9070
Total			90738

Variabelen *formuesdesiler* er en inndeling av *beregnet bruttoformue* i ti desiler. Data i tabellen er hentet fra Microdata.

6.3.1 Rettferdiggjørelse av parallelltrendantagelsen

Videre vil jeg begrunne hvorfor jeg mener parallelltrendantagelsen kan rettferdiggjøres i denne analysen. Endring-i-endringer estimatet, eller den gjennomsnittlige eksperimenteffekten på den behandlede enheten; ATT, avhenger av at parallelltrend hypotesen er rettferdiggjort for at modellen gir et gyldig estimat. Hvis denne antagelsen ikke er korrekt, vil estimatet være preget av skjevheter. Derfor er det viktig at jeg vier en del plass til hvorfor antagelsen om parallelle trender er korrekt, slik at estimatet er reliabelt og har høy grad av validitet.

Den første måten jeg gjør dette på er ved å vise deskriptiv statistikk over kontrollgruppen og eksperimentgruppen. Dersom disse er relativt like vil det styrke antagelsen om at gruppene ville fulgt en parallelltrend i fraværet av behandling. Oversikt over karakteristikk ved gruppene vises i Tabell 11. Gruppene virker å være relativt like på flere karakteristikk. De som arvet i 2014 er imidlertid litt yngre, hadde en høyere formue fra før de arvet og arvet i snitt større beløp. I kontrollgruppen var gjennomsnittlig arv på litt over 1,2 millioner kroner, mens i behandlingsgruppen var den på litt over 1,3 millioner kroner. Behandlingsgruppen har også flere med høyere *utdanning*. Variabelen er inndelt i tre kategorier; fra lav til høy utdanning. «Høy utdanning» kan for eksempel tilsvare en fullført grad ved høyere utdanning (bachelorgrad e.l.). Snittet i begge gruppene ligger altså over videregående-utdanning, men det

er noen flere med høyere utdanning i behandlingsgruppen. *Inntekt* er også inndelt i tre klassifiseringer, men den baserer seg på utvalget. Individene deles inn i tre ulike klassifiseringer basert på deres *inntekt*. Ut ifra dette havner individene på verdi mellom null og to, der 0 er lavest og 2 er høyest. Det at behandlingsgruppen har litt høyere *inntekt* og *utdanning* kan også forklares av at det er ett år mellom gruppene. Det samme gjelder formue før arv. Forskjellen i snittalder er imidlertid ikke like enkel å forklare.

Tabell 11 Deskriptiv statistikk over utvalget ved arvetidspunkt i gruppene

Arvemottaker		
	2013	2014
Alder, i snitt	55,44 år	53,51 år
Kvinner, i %	51,55 %	50,25 %
Gift, i %	56,94 %	59,76 %
Har barn, i %	39,99 %	36,64 %
Utdanning (lav til høy; 1-3)	2,17	2,24
Inntekt (lav til høy; 0-2)	0,92	1,05
Formue T-1, i snitt	2 838 866 kr	3 453 130 kr
Størrelse på arv, i snitt	1 267 535 kr	1 340 968 kr

Tabellen viser deskriptive karakteristikk ved gruppene. Kontrollgruppen er de som mottok arv i 2013, og behandlingsgruppen er de som arvet i 2014. Det er derfor ett år mellom verdiene i tabellen. Dataene er hentet fra Microdata.

En annen måte å teste antagelsen om parallelle trender på, er ved å undersøke om utfallsvariabelen i gruppene har en parallelltrend i før-intervensjonsperioden. Dette kan indikere at gruppene ville fulgt en tilsvarende trend etter intervensjonen, dersom arveavgiften *ikke* ble fjernet. Tabell 12 viser den gjennomsnittlige plasseringen på formuesdesilene i gruppene. Her er imidlertid minimumsverdien null og maksverdien er ni. Verdiene går altså ikke fra en til ti (slik som desilene i Tabell 10). For eksempel, i 2010 hadde individene i kontrollgruppen en gjennomsnittlig verdi på 2,8 i formuesdesilene (fra null til ni), se Tabell 12. Denne verdien på 2,8 hos kontrollgruppen samsvarer altså med *desil 3*, som er de med beregnet bruttoformue mellom 1 467 178 – 2 031 557 kroner, se Tabell 10. Formuen til kontrollgruppen

øker konstant fra 2010 til 2021, men særlig i 2013 da disse arver. Kontrollgruppen og behandlingsgruppen ser ut til å følge en lik trend før intervensjonen frem til dette.

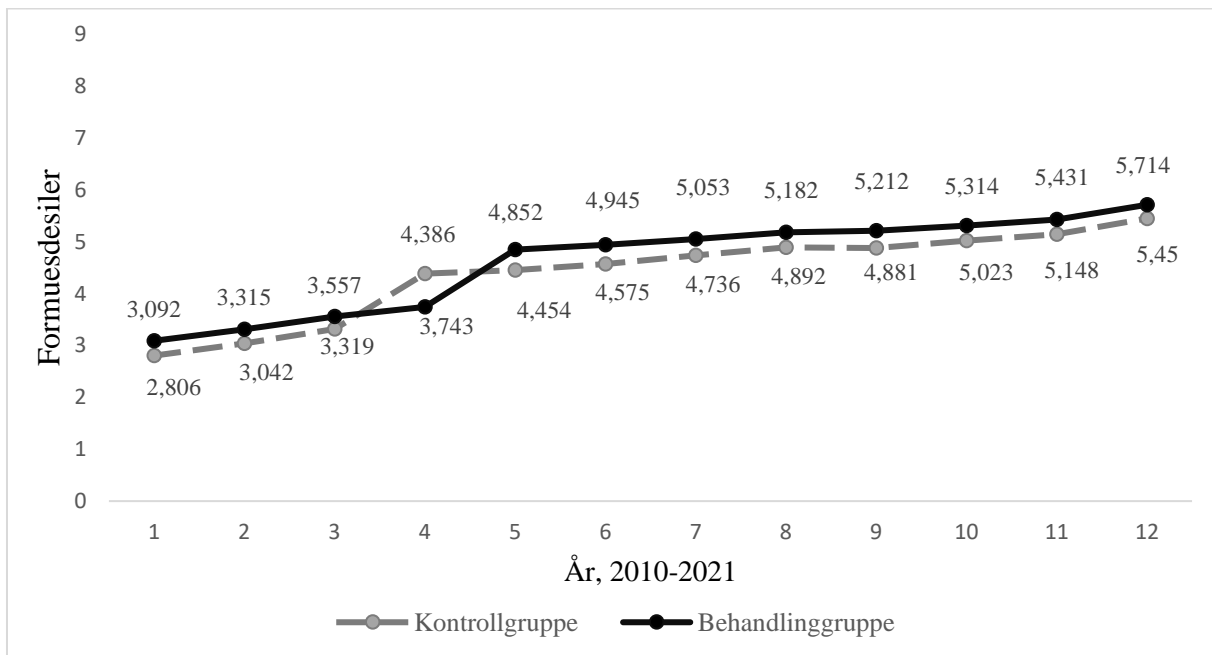
Tabell 12 Gjennomsnittlig formuesdesil i gruppene over tid

år	Kontrollgruppe	Behandlingsgruppe	Differanse, i favør behandlingsgruppen
2010	2,806	3,092	0,286
2011	3,042	3,315	0,273
2012	3,319	3,557	0,238
2013	4,386	3,743	-0,643
2014	4,454	4,852	0,398
2015	4,575	4,945	0,37
2016	4,736	5,053	0,317
2017	4,892	5,182	0,29
2018	4,881	5,212	0,331
2019	5,023	5,314	0,291
2020	5,148	5,431	0,283
2021	5,45	5,714	0,264
Total, i snitt	4,387	4,612	0,332

Tabell 12 viser den gjennomsnittlige verdien til kontrollgruppen og behandlingsgruppen på den avhengige variabelen, formuesdesiler. Verdiene varierer mellom null og ni. Dataene i tabellen er hentet fra Microdata.

Ved at kontrollgruppen arver skaper imidlertid en stor differanse i formue, i favør kontrollgruppen. Differansen i snittverdi er på 0,64 mellom gruppene. Kontrollgruppen hadde i snitt en verdi på 4,38 (på en skala fra 0-9), mens behandlingsgruppen hadde en gjennomsnittlig verdi på 3,74. I 2014 arver behandlingsgruppen, som gjør at behandlingsgruppen i snitt har størst formue igjen. Behandlingsgruppen ser ut til å ha en jevn økning i formue i snitt mellom 2010 til 2021, med en betraktelig økning i 2014. Trenden mellom gruppene i førperioden ser ut til å følge hverandre frem til 2013. I 2013 og 2014 arver gruppene formue, som ser ut til å være grunnen til endringen. Det kan indikere at det er arv som forårsaker endringer mellom gruppenes formuer, heller enn andre faktorer, siden begge gruppenes formuer øker jevnt over tid. Figur 8 illustrerer denne utviklingen i gruppene.

Figur 8 Visualisering av trendene i avhengig variabel, formuesdesiler



Figur 8 visualiserer trendene i formuesmobilitet, målt ved formuesdesiler. Verdiene i målet på formuesdesiler går fra null til ni, og vises på y-aksen. X-aksen indikerer årene mellom 2010-2021, der 1 representerer 2010. Dataene er hentet fra Microdata.

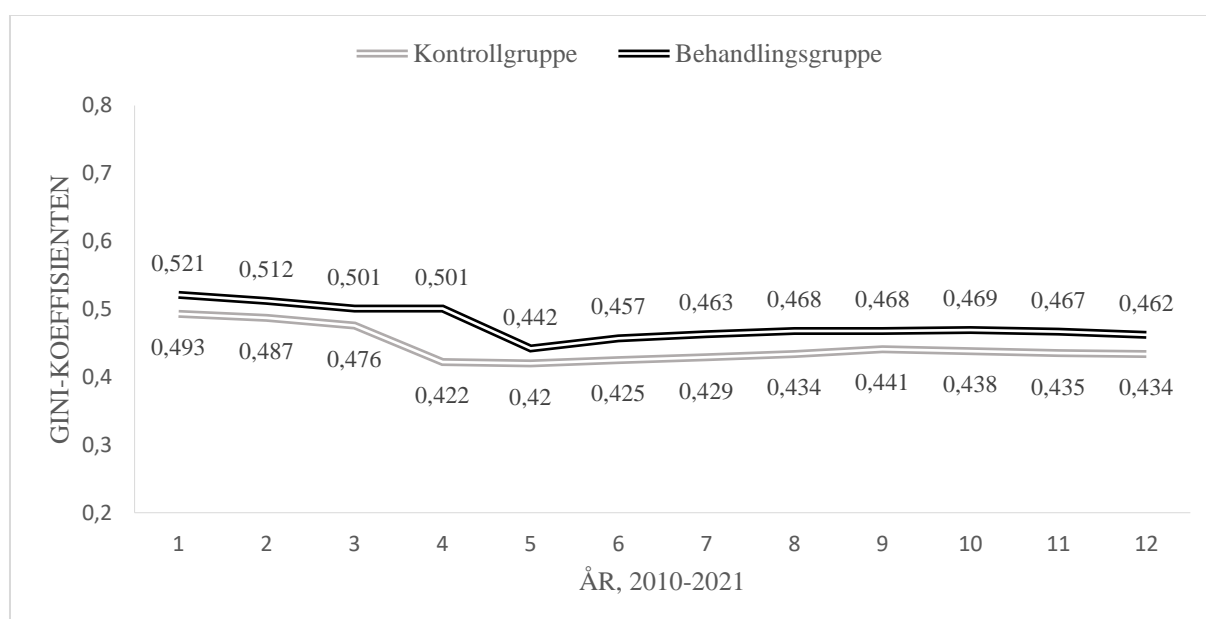
Tabell 13 viser Gini-koeffisienten av formuesfordelingen i de to gruppene, og differansen mellom dem over tid. Her brukes imidlertid absolutte tall på formue for å regne ut Gini-koeffisienten, og ikke etter inndeling i desiler. Den viser at det er litt høyere grad av formuesulikhet i behandlingsgruppen enn kontrollgruppen over hele tidsperioden fra 2010-2021. Differansen i formuesulikhet mellom gruppene er ganske lik mellom 2010 og 2012, før differansen øker da kontrollgruppen arver. Gini-koeffisienten går ned, og differansen reduseres, på arvetidspunktet for kontrollgruppen i 2014. Dette kan indikere at arv har en utjevne effekt på formuesulikheten i gruppene. Dette er imidlertid ikke så overraskende, ettersom alle i utvalget arver. En slik før- og etter-analyse er heller ikke tilstrekkelig for å si dette sikkert, siden kontrollerende faktorer ikke er inkludert. Tabell 13 er kun for å vise trendene i gruppen. Se Figur 9 for visuell fremstilling av trenden i Gini-koeffisienten i gruppene. Figuren viser en parallell trend frem til 2012, før gruppene spriker i 2013.

Tabell 13 Gini-koeffisienten for fordelingen av formue i gruppene

år	Kontrollgruppe	Behandlingsgruppe	Differanse
2010	0,493	0,521	0,028
2011	0,487	0,512	0,025
2012	0,476	0,501	0,025
2013	0,422	0,501	0,079
2014	0,42	0,442	0,022
2015	0,425	0,457	0,032
2016	0,429	0,463	0,034
2017	0,434	0,468	0,034
2018	0,441	0,468	0,027
2019	0,438	0,469	0,031
2020	0,435	0,467	0,032
2021	0,434	0,462	0,028
Total, i snitt	0,457	0,491	0,033

Tabell 13 viser Gini-koeffisienten i kontrollgruppen og behandlingsgruppen. Differanse viser forskjellen i Gini-koeffisienten, i favør behandlinggruppen. Figur 9 er en visualisering av Tabell 9. Data er hentet fra microdata.

Figur 9 Trendene i formuesulikhet innad i gruppene, målt ved Gini-koeffisienten

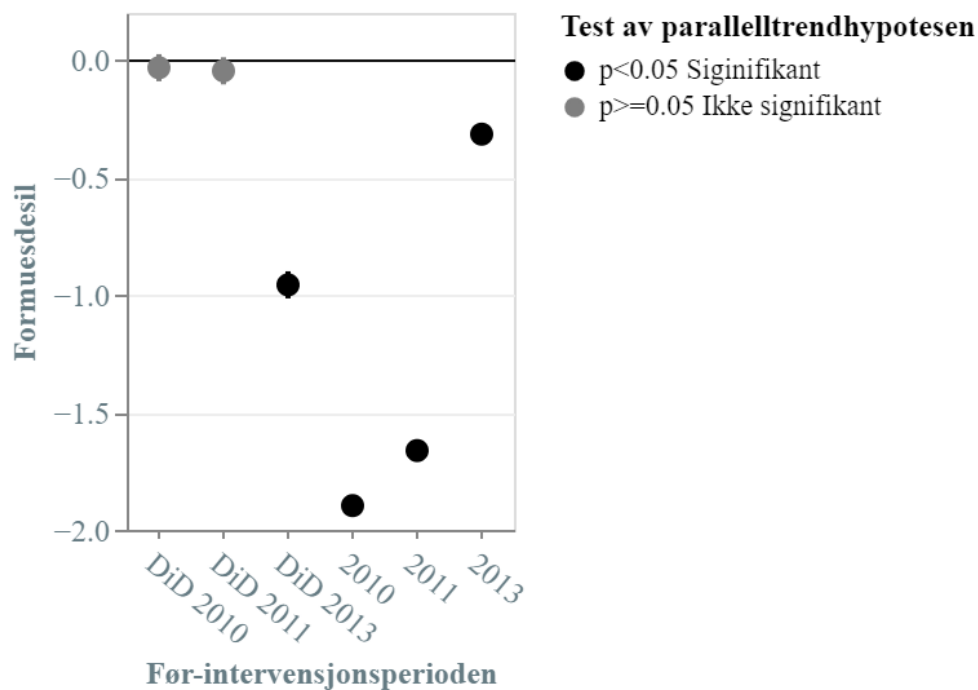


Figur 9 viser utviklingen i Gini-koeffisienten i både kontrollgruppen og behandlingsgruppen. Data for figuren er hentet fra Microdata.

I Figur 10 vises det om gruppene er signifikant forskjellig på den avhengige variabelen, formuesdesiler, i før-intervensjonsperioden. Her har jeg utelatt endring-i-endring-estimatet fra 2012, slik at de andre DiD-estimatene sammenlignes med 2012. For at parallelltrendhypotesen

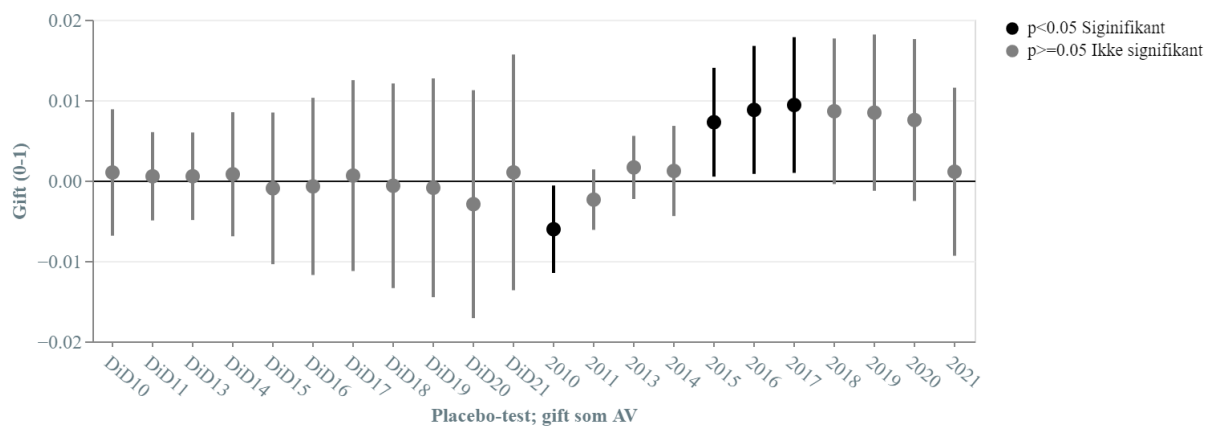
skal være gyldig, er det forventet at det ikke var noen signifikant forskjell mellom gruppene frem til 2014. Figur 10 viser at estimatene fra 2011 og 2012 ikke er signifikant forskjellig fra DiD-estimatet i 2012. I 2013 er gruppens formue imidlertid signifikant forskjellig fra 2012, som er året kontrollgruppen arver. Dette kan på den ene siden indikere at gruppene ikke ville fulgt en parallelltrend, dersom behandlingsgruppen ikke fikk behandling. På den andre siden, ettersom behandlingsgruppen arver i det påfølgende året, er det grunn til å forvente at dette jevner seg ut. Gruppene virker også relativt før dette, som kan tyde på DiD-estimatet i 2013 ikke truer antagelsen om parallelle trender.

Figur 10 Koeffisient-plot av endring-i-endringer mellom gruppene i før-perioden, 2010-2013



Riktignok, som flere har påpekt i litteraturen (se delkapittel 4.4.2), er det ikke nødvendigvis slik at en parallelltrend i før-perioden tilsier at det er en parallelltrend etter intervensjonen. Det er nemlig det sistnevnte jeg er interessert i, for å oppnå et gyldig estimat. Dermed har jeg også utført en placebotest, der jeg bytter ut den avhengige variabelen med en utfallsvariabel der det ikke forventes noen endring over tid som følge av behandlingen. Her velger jeg en dikotom variabel for om individene er gift eller ikke, som tvisomt kan påvirkes av at arveavgiften fjernes. I Figur 11 vises det ingen signifikant effekt mellom gruppene på om individene er gift eller ikke. Dette kan indikere at det ikke er en tidsvarierende trend som preger forskjellen mellom gruppene, og støtter dermed opp under parallelltrendhypotesen.

Figur 11 Placebotest med en annen utfallsvariabel (ikke gift, gift)



Jeg konkluderer dermed at det er grunner til å anta at det kontrafaktiske tilfellet og kontrollgruppen ville utviklet seg parallelt etter intervensjonen, på bakgrunn av at gruppene er relativt like og at jeg ikke finner noen tidsvarierende faktor som påvirker gruppene ulikt. Dette mener jeg er grunn nok til å rettferdiggjøre parallelltrendhypotesen, selv om dette er noe man aldri kan være helt sikker på. Det tilfeldige støyet antas derfor å være likt for begge gruppene og dermed balanserer dette seg ut i estimeringen av resultatene. Videre vil jeg presentere resultatene fra denne analysen.

6.4 Analyse av endring-i-endringer mellom gruppene

I dette avsnittet presenterer jeg resultatene fra endring-i-endringer-analysene. Først tar jeg for meg en endring-i-endringer-modell med flere tidsperioder, før jeg deretter inkorporerer DiD-estimatorer i en regresjonsmodell – i en «faste effekter modell» (TWFE, Two-way fixed effects model). Den første analysen kan si noe om den totale effekten for de behandlede enhetene av at arveavgift ble fjernet, mens faste effekter modellen kan si noen om behandlingens virkning over tid mellom gruppene. I begge modellene bruker jeg to forskjellige operasjonaliseringer av den avhengige variabelen; *formuesdesiler* og *absolutte tall på formue*. Disse variablene er helt like, bortsett fra at den første operasjonaliseringen er delt inn i desiler.

6.4.1 Endring-i-endringer med flere perioder

I Tabell 14 vises effekten av å fjerne arveavgiften for den behandlede enheten på formuesdesilene, gjennom interaksjonsleddet mellom gruppe og behandlingen. Ettersom DiD-estimatoren består av et interaksjonsledd mellom individene som er i behandlingsgruppen og de i perioden der behandlingen finner sted (etter 2014), vil formuesforskjellen vises i favør behandlingsgruppen. Den gjennomsnittlige eksperimentbehandlingen på den behandlede enheten (ATT) indikerer at behandlingsgruppen har fått en høyere formue sammenlignet med kontrollgruppen, etter at arveavgiften ble fjernet. Utrekningen av dette estimatet består av den gjennomsnittlige endringen i formuesdesil for behandlingsgruppen minus den gjennomsnittlige endringen i formuesdesil hos de i kontrollgruppen. Interaksjonseffekten viser at individene i behandlingsgruppen hadde en økning i formuesdesiler på 0,29 i snitt, sammenlignet med kontrollgruppen. Dette indikerer at fjerningen av arveavgiften hadde en signifikant påvirkning på formuen for de behandlede enhetene. En figur av koeffisientene i Tabell 14 ligger i Vedlegg B, se Figur B20. For å gi et mer helhetlig inntrykk av hva det tilsier kjører jeg en tilsvarende modell, bortsett fra at jeg bruker total formue (beregnet bruttoformue, uten inndeling i desiler) som avhengig variabel. Det gir et estimat på 1 436 187 kroner i gjennomsnittlig forskjell mellom gruppene, se vedlagt Tabell B19.

Tabell 14 Effekten av fjerningen av arveavgiften på formue etter desiler, 2010-2021.

AV: Formuesdesiler	Koeffisient	St. feil	t	P> t 	95% konf. intervall	
Gruppe	-0,088*	0,051	-1,721	0,085	-0,187	0,012
Behandling	1,197***	0,026	45,798	0	1,145	1,248
ATT: Gruppe x behandling	0,294***	0,035	8,381	0	0,225	0,363
Inntekt	1,267***	0,03	41,586	0	1,207	1,327
Utdanning	0,398***	0,033	11,989	0	0,333	0,463
Gift	-0,353***	0,049	-7,193	0	-0,449	-0,257
Barn	-0,265***	0,043	-6,179	0	-0,349	-0,181
Kvinne	-0,405***	0,052	-7,719	0	-0,508	-0,302
Konstantledd	2,008***	0,086	23,403	0	1,84	2,176

R² i: 0,281R² mellom: 0,257R² total: 0,261

Antall obs: 90 738 (N ≈ 7562, T = 12)

Antall grupper: 7675

F(8,90729): 4008,44

Prob > F: 0

Signifikansnivå: *p < 0,10*; **p < 0,05; ***p < 0,01. Modellen inkluderer robuste standardfeil for å håndtere heteroskedastisitet i dataene.

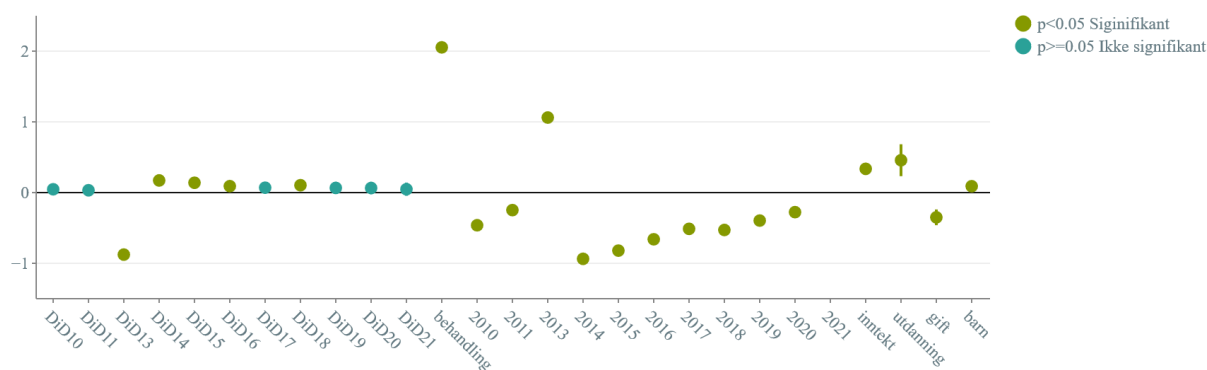
6.4.2 Faste effekter modell (TWFE)

I dette avsnittet presenterer jeg regresjonsmodellene med enhet- og tidsfaste effekter med DiD-estimatorer, som er en vanlig praksis i DiD-litteraturen. Dette gir muligheten for å studere effekten av behandlingen på behandlingsgruppen over tid. Først vil jeg presentere modellen der jeg benytter *formuesdesiler* som avhengig variabel, for å se om fjerningen arveavgiften har bidratt til forskjeller i formuesmobilitet. Deretter sjekker jeg robustheten av dette med en modell med absolutt formue som avhengig variabel.

Funnene i Tabell 15 indikerer at det er en signifikant endring i de tre påfølgende årene etter behandlingen mellom gruppene i gjennomsnittlig formuesdesil, som følge av at behandlingsgruppen ikke måtte betale arveavgift. Dette vises i Figur 12 ved koeffisientene

DiD14, *DiD15* og *DiD16*. I Figur 12 visualiseres regresjonsmodellen (Tabell 15), der jeg inkluderer behandlingsvariabelen. Endring-i-endring-estimatene (DiD) sammenlignes med estimatet fra 2012, som derfor er utelatt fra modellen. Dette er estimatet før begge gruppene arver. Estimaten for 2017 (*DiD17*) er statistisk signifikant forskjellig fra *DiD2012*. I 2018 (*DiD18*) øker formuesforskjellen mellom gruppene i favør behandlingsgruppen og estimatet er signifikant forskjellig fra før de arvet. Effekten virker imidlertid å avta i perioden mellom 2019-2021 (*DiD19* til *DiD21*). Dette kan indikere at det ikke er noen forskjell i formuesmobilitet mellom gruppene på lengre sikt, og at effekten av å fjerne arveavgiften avtar. Det kan indikere at behandlingsgruppen i større grad bruker opp arven sin. Behandlingsgruppen hadde også en større total formue før de mottok arv, i tillegg til de arvet større formuer i snitt. Dette kan derfor være et resultat av at behandlingsgruppen arbeider mindre, som følge av at de arvet mer. For eksempel har *inntekt* en signifikant positiv effekt på plassering på formuesdesilene. Denne viser imidlertid bare at en enhets økning i inntekt har en positiv effekt på formuesmobilitet, men den indikerer ikke forskjellen mellom gruppene. En robusthetsjekk av denne modellen, med *absolutt formue* som avhengig variabel, kan imidlertid indikere om formueseffekten avtar mellom gruppene.

Figur 12 Koeffisient-plot av faste effekter modellen mellom 2010-2021, AV: *Formuesdesiler*



Modellen inkluderer enhetsfaste effekter (unit fixed effect) for gruppene og tidsfaste effekter (period fixed effects). I tillegg brukes det robuste standardfeil for å gjøre opp for heteroskedasitet. Figuren visualiserer den faste effekter modellen, se Tabell 15. Dataene er hentet fra Microdata.

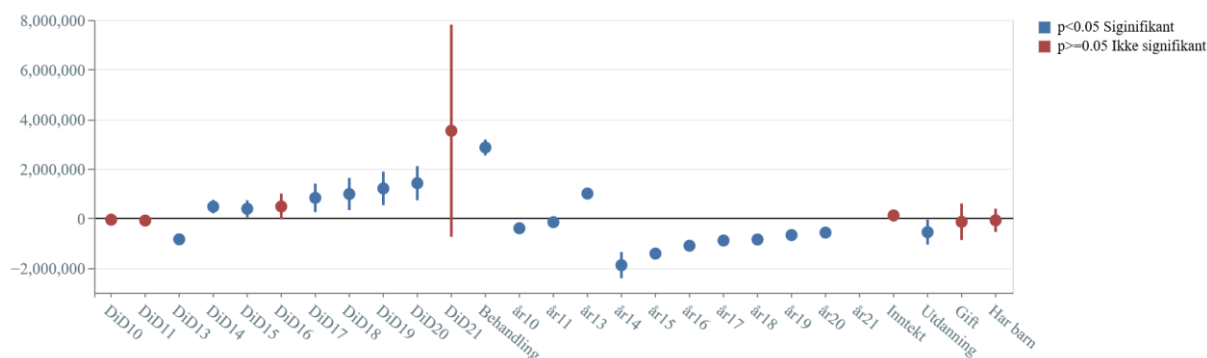
Tabell 15 Regresjonsanalyse av faste effekter modellen med DiD-estimer mellom de som arvet i 2013 og 2014, med robuste standardfeil.

AV: Formuesdesiler	Koeffisient	St. feil	t	P> t 	95% KI.	
DiD10	0,037	0,025	1,494	0,135	-0,012	0,085
DiD11	0,023	0,02	1,183	0,237	-0,015	0,062
DiD13	-0,886***	0,026	-33,597	0	-0,938	-0,835
DiD14	0,162***	0,034	4,729	0	0,095	0,229
DiD15	0,13***	0,037	3,524	0	0,057	0,202
DiD16	0,082**	0,039	2,07	0,038	0,004	0,159
DiD17	0,06	0,041	1,453	0,146	-0,021	0,14
DiD18	0,095**	0,042	2,242	0,025	0,012	0,178
DiD19	0,056	0,044	1,295	0,195	-0,029	0,142
DiD20	0,055	0,045	1,226	0,22	-0,033	0,143
DiD21	0,038	0,048	0,798	0,425	-0,055	0,131
2010	-0,472***	0,018	-26,14	0	-0,507	-0,436
2011	-0,257***	0,015	-17,713	0	-0,286	-0,229
2013	1,051***	0,023	46,092	0	1,006	1,096
2014	1,098***	0,025	44,1	0	1,049	1,146
2015	1,214***	0,026	46,334	0	1,162	1,265
2016	1,374***	0,028	48,277	0	1,318	1,43
2017	1,522***	0,03	50,972	0	1,463	1,58
2018	1,505***	0,031	48,737	0	1,445	1,566
2019	1,639***	0,032	51,855	0	1,577	1,701
2020	1,757***	0,032	54,545	0	1,694	1,821
2021	2,044***	0,035	59,209	0	1,976	2,111
Inntekt	0,326***	0,016	20,097	0	0,295	0,358
Utdanning	0,448***	0,115	3,891	0	0,222	0,673
Gift	-0,36***	0,057	-6,348	0	-0,471	-0,249
Har barn	0,08***	0,024	3,344	0,001	0,033	0,127
Konstantledd	2,34	0,258	9,08	0	1,835	2,845
Antall obs: 90 738						
R ² i: 0,405						

Signifikansnivå: *p < 0,10*; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Figur 13 viser et koeffisient-plot med *absolutt formue* som avhengig variabel. I motsetning til i Figur 12 virker estimatene å øke over tid, heller enn å avta. Behandlingsgruppen sin absolutte formue øker over tid, sammenlignet med kontrollgruppen. Igjen så sammenlignes gruppene med endringen mellom gruppene i 2012 (DiD20 er utelatt fra modellen). Dette kan indikere at formuene til behandlingsgruppen har økt, som følge av at de ikke betalte arveavgift. Med andre ord, gir Figur 12 og Figur 13 motstridene svar på effekten av å fjerne arveavgiften. Dette kan skyldes at mye av variasjonen forsvinner ved å dele opp den avhengige variabelen i desiler. Absolutt formue er en kontinuerlig skala, mens desiler er en diskret skala på ti verdier. En regresjonsmodell av Figur 13 ligger i Vedlegg B, se Tabell B20. Tabell B21 viser mye lavere forklaringskraft ved modellen, som kan skyldes mangelen på relevante variabler i analysen. Det virker imidlertid også sannsynlig at forholdet mellom formue ikke er lineært, da noen har liten formue og andre har mye i formue. Dette fremhever et av de metodologiske problemene ved forskning på formue og formuesulikhet, nemlig at funnene er sårbare for hvordan dette operasjonaliseres.

Figur 13 Faste effekter modell av *absolutt formue* som avhengig variabel



Modellen inkluderer enhetsfaste effekter (unit fixed effect) for gruppene og tidsfaste effekter (period fixed effects). I tillegg brukes det robuste standardfeil for å gjøre opp for heteroskedasitet. Regresjonstabell av Figur 13 ligger i Vedlegg B, se Tabell B20. Dataene er hentet fra Microdata.

7 Diskusjon

I dette kapittelet drøfter jeg resultatene som jeg har redegjort for så langt, ved å vende tilbake til oppgavens problemstilling: *Hvilken effekt hadde fjerningen av arveavgiften i 2014 i Norge på formuesulikheten?* Flere studier indikerer, som tidligere påpekt, at arv har en utjevne effekt på formuesforskjeller, med begrunnelsen om at arv relativt sett har større betydning for de mindre velstående, sammenlignet med de mer velstående. De rike arver imidlertid totalt sett større summer, men arven utgjør mindre relativt til deres allerede eksisterende formue. Derfor indikerer flere studier at de absolutte forskjellene i formue imidlertid kan øke, men at den umiddelbare effekten av arv kan redusere de relative formuesforskjellene (Elinder, Erixson, og Waldenström 2018; Boserup, Kopczuk, og Kreiner 2016; Wolff 2002; Wolff og Gittleman 2014; Karagiannaki 2017; Crawford og Hood 2016; Bönke, Werder, og Westermeier 2017). På lengre sikt kan imidlertid formuesulikhetene øke, ved at de mest velstående arver mer og det dermed tar lengre tid å bruke opp arven (Nekoei og Seim 2023). Med utgangspunkt i denne tidligere forskningen og resonnementer utledet jeg to hypoteser som jeg har testet.

Den første hypotesen (H1) som jeg har testet er: *Hvis arveavgiften oppheves reduseres den relative formuesulikheten på kort sikt, men effekten vil reverseres innen et tiår.* Dette testet jeg ved å anvende syntetisk kontrollmetode, for å studere effekten av å fjerne arveavgiften på formuesulikhet. Den syntetiske kontrollgruppen gjenskapte en trend som sammenfalt med formuesulikheten i Norge i før-intervensjonsperioden. Placebotestene indikerte imidlertid at effekten av å fjerne arveavgiften i Norge var svakere enn den man så i andre stater i utvalget. Dermed kan jeg ikke sikkert trekke slutningen om at arveavgiften var grunnen til effekten, da det virker som flere andre faktorer spiller inn på formuesulikheten. Disse andre faktorene kan for eksempel være skatteutt og lovendringer i andre deler av skattesystemet, eller eksterne sjokk i økonomien. På bakgrunn av dette finner jeg *ikke støtte for å bekrefte hypotese 1.* Dette utelukker imidlertid ikke muligheten for at avskaffelsen av arveavgiften hadde effekt på formuesulikheten i Norge.

Hvorvidt arveavgiften har noen effekt på formuesulikhet kan påvirkes av flere faktorer. På den ene siden var de statlige inntektene fra arveavgiften relativt lave før den ble fjernet i Norge, på litt under 2 milliarder kroner i 2013. Før arveavgiften ble fjernet, var den høyeste skattesatsen for nærmeste familie på ti prosent og for andre var den på 15 prosent. I tillegg var bunnfradraget

ganske lavt, på 470 000 kr. Det var derfor flere betraktninger som gjorde at man muligens ikke forventet at å fjerne arveavgiften ville ha en betydelig effekt på formuesulikheten i Norge. På den andre siden, opplevde Norge en kort nedgang i formuesulikhet i etterkant av fjerningen av arveavgiften, før ulikhetene gikk opp igjen. Dette samsvarer med tidligere studier, som indikerer at arv kan ha en kortvarig utjevneende effekt på formuesulikhet (Elinder, Erixson, og Waldenström 2018), men at denne effekten kan reverseres innen ti år (Nekoei og Seim 2023). Basert på makroanalysen i denne oppgaven, virker det imidlertid ikke som fjerningen av arveavgiften er den eneste forklaringen på utviklingen i formuesulikhet. Som tidligere nevnt hadde flere av kontrollenhetene i utvalget en større effekt av den falske behandlingen i Figur 7, som kan tyde på at effekten mellom Norge og det estimerte kontrafaktiske tilfellet skyldes støy.

Analysen i oppgaven indikerer dermed at det kan være andre faktorer som spiller inn på formuesulikhet. Aaberge og Stubhaug (2018) sine funn indikerer at aksjer og verdipapirer kan ha bidratt til økt formuesulikhet i Norge det siste tiåret. Dette ble forsøkt kontrollert for i den syntetiske kontrollanalysen, men kovariatene hadde ikke stor relevans for i estimeringen av kontrollgruppen. Aaberge og Mogstad (2021) fremhever at boligformuer kan ha hatt innvirkninger på nivået av formuesforskjeller i Norge. Denne faktoren ble også inkludert i modellen, men den bidro ikke stort i vektingen det estimerte kontrafaktiske tilfellet. Modellen kan derfor bære preg av at manglende konfunderende variabler ikke ble fanget opp. Her kan det også ha vært andre bakenforliggende faktorer som burde vært kontrollert for. Videre indikerer Aaberge, Langørgen, og Lindgren (2021) at offentlige tjenester kan redusere inntektsulikhet, og at Norge får en relativt stor reduksjon i ulikhet og fattigdom når dette tas med i betraktning. Dette har jeg imidlertid ikke direkte kontrollert for i analysen, selv om *utdanning* utgjør en av velferdstjenestene i studien til Aaberge, Langørgen, og Lindgren (2021). Flere stater i «den nordiske modellen» (Finland og Danmark) utgjorde også store deler av den estimerte kontrollgruppen. Dette kan ha fanget opp noen av disse konfunderende faktorene, men muligens ikke i stor nok grad – spesielt hvis disse effektene er særegne for Norge. Videre studier bør derfor studere disse økonomiske og politiske forholdene som påvirker formuesulikhet.

En begrensning ved flere analyser som studerer effekten av skatteendringer er at de kan være preget av endogenitetsproblemer (Hope og Limberg 2022, 544; Gerring 2017, 30–31). Med

andre ord, kan behandlingsvariabelen være korrelert med utfallsvariabelen. For eksempel så kan det hende at den borgerlige regjeringen fjernet arveavgiften i Norge, for å nettopp redusere formuesulikheten. Dette kan føre til skjevheter i estimeringen av effekten. Derfor kan det være hensiktsmessig å kun basere utvalget av sammenligningsenheter på om de har fulgt en lik sosioøkonomisk trend, før intervensjonen (Hope og Limberg 2022). En fremgangsmåte kan være å ekskludere stater som ikke har hatt en parallelltrend i utfallsvariabelen fra kontrollgruppen, for å få en bedre sammenligning av utviklingen i formuesulikhet. Det å kombinere syntetisk kontroll og endring-i-endringer virker lovende for fremtidig forskning (Roth mfl. 2023, 23). Dette kan bidra til færre endogenitetsproblemer, samtidig som utvalget kan egne seg bedre som kontrollgruppe.

Det er flere stier videre for forskning på arveavgiften. Arveavgiften forventes å ha langsiktige effekter på formuesulikhet, som dermed ikke fanges opp i analysen på grunn av grensning i tid. I oppgaven har jeg studert effekten av utfallet i en etter-intervensjonsperiode på åtte år, fra 2014-2022. Hvordan effekten av arveavgiften påvirker formuesulikhet på lengre sikt, kan være interessant for videre forskning. I tillegg fokuserer analysen kun på fjerningen av arveavgiften, heller enn skattesystemet som helhet.⁹ Etersom andre skatter på formue og inntekt kan ha omfordelene konsekvenser, vil dette være relevant å studere i videre forskning på skatteendringer på makronivå. En annen mulighet kan være å studere effekten av arveavgiften på regionalt nivå, for eksempel i Belgia eller Sveits. Disse statene har ikke blitt inkludert i oppgavens analyse, men disse kan studeres for å utforske om det er regionale variasjoner i effekten av arveavgiften på andre samfunnsnivå. I et slikt design må man imidlertid være ekstra oppmerksom på kontamineringseffekten (slik som i alle studier av potensielle utfall), da regioner kan påvirkes av hverandre. Et annet punkt for videre forskning kan være å se nærmere på *hvorfor* noen stater har arveavgift i utgangspunktet, ved å identifisere de kausale mekanismene som bidrar til dette.

Den andre hypotesen (H2) som jeg har testet i denne oppgaven er: *Fjerning av arveavgiften vil umiddelbart føre til større absolutte formuesforskjeller, men denne effekten forsvinner over tid.* Dette har jeg testet med to ulike varianter av endring-i-endringer; *endring-i-endringer med flere*

⁹ Hope og Limberg (2022a) ser på flere skatteutt for de rikeste, og ikke bare arveavgift, gjennom matching-metoder på paneldata. Denne fremgangsmåten kan være relevant for videre forskning.

tidsperioder og faste effekter modell. I disse modellene har jeg operasjonalisert absolutte formuesforskjeller som *formuesdesiler* og jeg har brukt *absolutt formue* som robusthetssjekk. Formuesdesiler tilrettelegger for å studere om effekten av å fjerne arveavgiften påvirket formuesmobiliteten til de som arvet uten avgift, sammenlignet med kontrollgruppen som betalte avgiften. Som tidligere nevnt er formuesmobilitet er en av tilstrekkelige momentene som kan påvirke formuesulikhet (Nekoei og Seim 2023). Analysen indikerer at totalt sett, vist i Tabell 14 hadde behandlingsgruppen i snitt en høyere rangering på formuesdesilene. Dette kan indikere at fjerningen av arveavgiften gjorde at behandlingsgruppen fikk en større formuesmobilitet, sammenlignet med kontrollgruppen.

Videre testet jeg hvordan effekten av å fjerne arveavgiften påvirket endring-i-endringen mellom gruppens formuesmobilitet for hvert år etter intervensjonen. Disse resultatene indikerer en umiddelbar effekt, men at formuesmobiliteten hos behandlingsgruppen avtar over tid; da estimatet ikke er en signifikant forskjellig fra estimatet på før gruppene arvet i 2012 (DiD12 som er utelatt fra modellen), vist i Figur 12. Nekoei og Seim (2023) finner henholdsvis at arveavgiften utgjør ingen signifikant forskjell på formuesmobilitet. Analysen er dermed i tråd med Nekoei og Seim (2023) sine funn, ved at fjerningen av arveavgiften ikke har noen langsiktig effekt på formuesmobilitet. Det er uvisst hvorvidt de avtagende effektene i min analyse skyldes at behandlingsgruppen konsumerer opp arven sin raskere eller om kontrollgruppen i større grad opparbeider seg formue er uvisst.

Den umiddelbare effekten av å fjerne arveavgiften på formuesmobilitet kan også indikere at de nye reglene for gevinstbeskatning, gjennom kontinuitetsprinsippet, førte til mindre skatt på formuer sammenlignet med arveavgiften. Dette kan imidlertid være preget av at de som forventet lovendringen overførte avgiftspliktige gaver i desember 2013 for å unngå gevinstbeskatning. Disse tilfellene har jeg forsøkt å ekskludere fra analysen, ved å kun se på formuesoverføringer hos de som mistet en forelder i samme året. Totalt sett, kan disse funnene derfor indikere at de absolutte forskjellene umiddelbart øker som følge av at arveavgiften ble fjernet i Norge, da de som arvet i 2014 hadde en høyere gjennomsnittlig formuesdesil de påfølgende årene. Effekten virker imidlertid ut til å avta etter hvert, basert på resultatene fra modellen. Den avtakende effekten kan også komme av at analysen min tar utgangspunkt i forskjellen mellom de som arvet relativt store formue, ved at jeg avgrenset utvalget i 2014 til

de som arvet over 470 000 kr - som var bunnfradraget året før fjerningen av arveavgiften. Dette gjorde jeg for at gruppene skulle bli tilnærmet like, men kan ha hatt innvirker på oppgaven. Videre studier burde derfor studere hvordan effekten av å fjerne arveavgiften påvirker flere enn bare de som arver store beløp. Funnene i Figur 12 virker imidlertid å være i tråd med forventningene i hypotese 2, som tilsier at effekten vil avta.

På den andre siden, motsier robusthetstesten med *absolutt formue* som avhengig variabel (Figur 13) forventningene i hypotese 2. Funnene indikerer at den gjennomsnittlige formuen til behandlingsgruppen øker over tid, i motsetning til at effekten avtar slik som det vises til i Figur 12. Som redegjort for tidligere, hevder Nekoei og Seim (2023, 464) at arveavgiften kan påvirke tre momenter ved formuesulikhet. Disse er formuesmobilitet, formuesulikhet før arv og ulikhet i arv. Basert på dette kan det indikere at fjerningen av arveavgiften hadde en umiddelbar effekt på formuesmobilitet, men en økende effekt ulikhet i arv. Figur 12 kan indikere at fjerningen av arveavgift imidlertid ikke førte til en endring i formuesmobiliteten på lengre sikt - i den tidsperioden som analyseres her mellom 2014 og 2021 - sammenlignet med de som betalte arveavgift. Dette fremkommer av at det ikke er en signifikant endring mellom gruppene, sammenlignet med før begge gruppene arvet i 2012. Figur 13 kan imidlertid indikere at fjerningen av arveavgift har påvirket ulikhet i arv. Dette indikerer at fjerningen av arveavgiften skaper større ulikhetene i arvebeløpene, da de som arvet i 2014 ikke måtte betale avgiften. I analysen består utvalget imidlertid kun av individer som arvet, for å se om fjerningen av arveavgiften forårsaket noen endring mellom disse. I denne analysen har fokuset altså vært på om fjerningen av arveavgiften har forårsaket en endring, heller enn å sammenligne arv sin påvirkning på formuesforskjellene.

De to analysene av formuesmobilitet og absolutte forskjeller, der funnene har vært indikert to forskjellige retninger på effekten av å fjerne arveavgiften, viser at hvordan variabelen operasjonaliseres kan påvirke tolkningen av analysen. I modellen med formuesdesiler virker det imidlertid som en del av variasjon i *beregnet bruttoformue* ble operasjonalisert vekk. Ulike måter å operasjonalisere absolutte formuesforskjeller virker derfor å gi ulik retning på effekten av å fjerne arveavgiften på formuesulikhet. Dette kan indikere at funnene er preget av operasjonaliseringen, som virker å være et gjentakende problem i forskningslitteraturen på formuesulikhet (Killewald, Pfeffer, og Schachner 2017). I videre forskning er det dermed viktig

å være oppmerksom på operasjonaliseringens innvirkning på resultatene og i tolkningen av funnene. Kun ved å være klar over disse begrensningene og eventuelle skjevheter i hvordan formuesulikhet måles kan man ta høyde for dette. Derfor vil det å bruke flere ulike operasjonaliseringer kunne bidra i å sammenligne effektene, og gi en mer helhetlig forståelse av formuesulikhet.

På grunn av sprikende funn, basert på de ulike operasjonaliseringer, kan det indikere at det *ikke er støtte for hypotese 2*. Dette er på bakgrunn av at effekten avtar i den ene modellen, mens funnene i den andre indikerer en økning i de absolutte formuesforskjellene. Både Figur 12 og Figur 13 viser at behandlingsgruppen har en umiddelbar høyere formue etter fjerningen av arveavgiften, sammenlignet med en kontrollgruppen. Dette kan indikere at fjerningen av arveavgiften bidrar til en formuesøkning i en kort periode, sammenlignet med hvis den ikke ble fjernet. Et spørsmål for videre forskning er imidlertid om denne effekten vedvarer utover denne analysens tidsbegrensning.

8 Konklusjon

I denne oppgaven har jeg studert effekten av å fjerne arveavgiften på formuesulikheten i Norge. Resultatene fra analysene kan indikere at fjerningen av arveavgiften ikke hadde en betydelig effekt på formuesulikheten i Norge. I den syntetiske kontrollanalysen fant jeg ingen signifikant forskjellig effekt i Norge, sammenlignet med i utvalget, av å fjerne arveavgiften på Gini-koeffisienten eller formuesandelene til de en prosent rikeste. Dette gjør det vanskelig å konkludere med at utviklingen i formuesulikheten i Norge kan tilskrives fraværet av arveavgiften alene. Disse funnene antyder likevel at andre faktorer, som for eksempel økonomiske eller politiske forhold, kan ha betydning for formuesulikheten. Videre forskning kan fokusere på å identifisere og analysere andre potensielle faktorer som kan påvirke formuesulikheten, samt å utforske flere aspekter ved skattepolitikken innvirkning på formuesfordelingen. Dette kan bidra til å danne et mer komplett bilde av de ulike faktorenes rolle og deres samlede innvirkning på økonomisk ulikhet i samfunnet. I analysen av effektene på mikronivå indikerer funnene at behandlingsgruppen opplevde økt formuesmobilitet, men at effekten av å fjerne arveavgiften ikke vedvarte. En robusthetsjekk antydet imidlertid at de absolutte forskjellene i formue mellom gruppene økte over tid. Samlet sett gir denne studien et viktig bidrag til forståelsen av hvordan det å oppheve arveavgiften påvirker aspekter ved formuesulikhet i Norge, og den påpeker betydningen av hvordan operasjonaliseringer kan føre til sprikende konklusjoner om effekten av å fjerne arveavgiften. I videre forskning bør det tas utgangspunkt i ulike operasjonaliseringer og robusthetsjekker, som kan bidra til en mer helhetlig forståelse av temaet.

Litteraturliste

- Abadie, Alberto. 2021. «Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects». *Journal of Economic Literature* 59 (2): 391–425. <https://doi.org/10.1257/jel.20191450>.
- Abadie, Alberto, Alexis Diamond, og Jens Hainmueller. 2010. «Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program». *Journal of the American Statistical Association* 105 (490): 493–505. <https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746>.
- . 2015. «Comparative Politics and the Synthetic Control Method». *American Journal of Political Science*, nr. 2 (februar): 495–510. <https://doi.org/10.1111/ajps.12116>.
- Abadie, Alberto, og Javier Gardeazabal. 2003. «The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country». *American Economic Review* 93 (1): 113–32. <https://doi.org/10.1257/000282803321455188>.
- Acemoglu, Daron, og James A. Robinson. 2015. «The Rise and Decline of General Laws of Capitalism». *Journal of Economic Perspectives* 29 (1): 3–28. <https://doi.org/10.1257/jep.29.1.3>.
- Adermon, Adrian, Mikael Lindahl, og Daniel Waldenström. 2018. «Intergenerational Wealth Mobility and the Role of Inheritance: Evidence from Multiple Generations». *The Economic Journal* 128 (612): F482–513. <https://doi.org/10.1111/ecoj.12535>.
- Ahmed, Taiwo A. 2021. «Quasi-Experimental Design: Synthetic Control Method». *Taiwoahmed.Com* (blog). 19. desember 2021. <https://taiwoahmed.com/2021/12/19/quasi-experimental-design-synthetic-control-method/>.
- Akerbæk, Eva. 2021. «Er ulikheten i formue i Norge like stor som i Storbritannia?» 2021. <https://www.faktisk.no/artikler/j78lx/er-ulikheten-i-formue-i-norge-like-stor-som-i-storbritannia>.
- Allern, Elin Haugsgjerd, Nicholas Aylott, og Flemming Juul Christiansen. 2007. «Social Democrats and Trade Unions in Scandinavia: The Decline and Persistence of Institutional Relationships». *European Journal of Political Research* 46 (5): 607–35. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2007.00706.x>.
- Almás, Ingvild, Alexander W. Cappelen, og Bertil Tungodden. 2020. «Cutthroat Capitalism versus Cuddly Socialism: Are Americans More Meritocratic and Efficiency-Seeking than Scandinavians?» *Journal of Political Economy* 128 (5): 1753–88. <https://doi.org/10.1086/705551>.
- Alstadsæter, Annette, Niels Johannesen, og Gabriel Zucman. 2019. «Tax Evasion and Inequality». *American Economic Review* 109 (6): 2073–2103. <https://doi.org/10.1257/aer.20172043>.
- Alstott, Anne L. 2007. «Equal Opportunity and Inheritance Taxation». *Harvard Law Review* 121 (2): 469–542.
- Alvaredo, Facundo, Lucas Chancel, Thomas Piketty, Emmanuel Saez, og Gabriel Zucman. 2017a. «Global Inequality Dynamics: New Findings from WID.world». *The American Economic Review* 107 (5): 404–9.

- . 2017b. «World Inequality Report 2018». Part I - The WID.world project and the measurement of economic inequality. World Inequality Lab: WID.world.
<https://wir2018.wid.world/part-1.html>.
- Alvaredo, Facundo, Bertrand Garbinti, og Thomas Piketty. 2017. «On the Share of Inheritance in Aggregate Wealth: Europe and the USA, 1900–2010». *Economica* 84 (334): 239–60. <https://doi.org/10.1111/ecca.12233>.
- Arbeiderpartiet. 2023. «Arveavgift». Arbeiderpartiet. 2023.
<https://www.arbeiderpartiet.no/politikken/arveavgift/>.
- Arbia, Giuseppe. 2023. *Income Inequality, Redistribution and Economic Growth: Statistical Measures and Empirical Evidences*. SpringerBriefs in Economics. Cham: Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-031-24851-1>.
- Arneson, Richard J. 1989. «Equality and Equal Opportunity for Welfare». *Philosophical Studies* 56 (1): 77–93. <https://doi.org/10.1007/BF00646210>.
- Athey, Susan, og Guido W. Imbens. 2017. «The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation». *Journal of Economic Perspectives* 31 (2): 3–32.
<https://doi.org/10.1257/jep.31.2.3>.
- Atkinson, Anthony B. 1970. «On the Measurement of Inequality». *Journal of Economic Theory* 2 (3): 244–63. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(70\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(70)90039-6).
- Atkinson, Anthony B. 2015. *Inequality: What Can Be Done?* Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
<https://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=nlebk&AN=986218&site=ehost-live>.
- . 2018. «Wealth and Inheritance in Britain from 1896 to the Present». *The Journal of Economic Inequality* 16 (2): 137–69. <https://doi.org/10.1007/s10888-018-9382-1>.
- Bachleitner, Alena. 2017. «Abolishing the Wealth Tax: A Case Study for Germany». Working Paper. WIFO Working Papers.
<https://www.econstor.eu/handle/10419/179299>.
- Balestra, Carlotta, og Richard Tonkin. 2018. «Inequalities in Household Wealth across OECD Countries: Evidence from the OECD Wealth Distribution Database». Paris: OECD.
<https://doi.org/10.1787/7e1bf673-en>.
- Ballo, Jannike Gottschalk. 2019. «Microdata.no: Ny teknologi gir forskere umiddelbar tilgang til norske registerdata». *Tidsskrift for samfunnsforskning* 60 (4): 398–408.
<https://doi.org/10.18261/issn.1504-291X-2019-04-04>.
- Banoun, Bettina. 2020. «Wealth Tax: Norway». CAGE. <https://doi.org/10.47445/138>.
- Bartels, Larry M. 2016. *Unequal Democracy: The Political Economy of the New Gilded Age*. Second edition. New York: Russell Sage Foundation.
- Barth, Erling, Karl Ove (Kalle) Moene, og Axel West Pedersen. 2021. «Rising Inequality in the Egalitarian Nordics». *019754570X*, 219–46.
- Bastani, Spencer, og Daniel Waldenström. 2020. «How Should Capital Be Taxed?» *Journal of Economic Surveys* 34 (4): 812–46. <https://doi.org/10.1111/joes.12380>.
- . 2021. «Perceptions of Inherited Wealth and the Support for Inheritance Taxation». *Economica* 88 (350): 532–69. <https://doi.org/10.1111/ecca.12359>.
- Beckert, Jens. 2008. *Inherited Wealth*. Oversatt av Thomas Dunlap. Princeton: University Press.

- Ben-Michael, Eli, Avi Feller, og Jesse Rothstein. 2021. «The Augmented Synthetic Control Method». *Journal of the American Statistical Association* 116 (536): 1789–1803. <https://doi.org/10.1080/01621459.2021.1929245>.
- Beznoska, Martin, Tobias Hentze, og Maximilian Stockhausen. 2020. «The Inheritance and Gift Tax in Germany: Reform Potentials for Tax Revenue, Efficiency and Distribution». *Public Sector Economics* 44 (3): 385–417. <https://doi.org/10.3326/pse.44.3.5>.
- Bjerksund, Petter, og Guttrom Schjeldrup. 2023. «Skatteutvalget skjerner de superrike». Blogg. NHH. 2023. <https://www.nhh.no/nhh-bulletin/artikkelarkiv/2023/januar/skatteutvalget-skjerner-de-superrike/>.
- Black, Sandra E., og Paul J. Devereux. 2011. «Chapter 16 - Recent Developments in Intergenerational Mobility». I *Handbook of Labor Economics*, redigert av David Card og Orley Ashenfelter, 4:1487–1541. Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02414-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02414-2).
- Black, Sandra E., Paul J. Devereux, Fanny Landaud, og Kjell G. Salvanes. 2022. «The (Un)Importance of Inheritance». Working Paper. Working Paper Series. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w29693>.
- Borge, Henning, og Ståle Kihle. 2014. «Fra arveavgift til skattemessig kontinuitet». *Tidsskrift for familierett, arverett og barnevernrettslige spørsmål* 12 (2): 82–91. <https://doi.org/10.18261/ISSN0809-9553-2014-02-02>.
- Boserup, Simon H., Wojciech Kopczuk, og Claus T. Kreiner. 2016. «The Role of Bequests in Shaping Wealth Inequality: Evidence from Danish Wealth Records». *American Economic Review* 106 (5): 656–61. <https://doi.org/10.1257/aer.p20161036>.
- Botosaru, Irene, og Bruno Ferman. 2019. «On the role of covariates in the synthetic control method». *The Econometrics Journal* 22 (2): 117–30. <https://doi.org/10.1093/ectj/utz001>.
- Buck, Marcus, Joakim Aalmen Markussen, Tor Midtbø, og Jonas Stein. 2022. «Brent jord: langsiktige politiske konsekvenser av nedbrenning og tvangsevakuering i Nord-Troms og Finnmark». *Tidsskrift for samfunnsforskning* 63 (2): 79–101. <https://doi.org/10.18261/tfs.63.2.1>.
- Bø, Erlend E., Elin Halvorsen, og Thor Olav Thoresen. 2016. «Heterogeneity of the Carnegie Effect». *Discussion Papers*, Discussion Papers, , desember. <https://ideas.repec.org/p/ssb/dispap/853.html>.
- Bönke, Timm, Marten v. Werder, og Christian Westermeier. 2017. «How Inheritances Shape Wealth Distributions: An International Comparison». *Economics Letters* 159 (oktober): 217–20. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.08.007>.
- Callaway, Brantly, og Pedro H. C. Sant'Anna. 2021. «Difference-in-Differences with Multiple Time Periods». *Journal of Econometrics*, Themed Issue: Treatment Effect 1, 225 (2): 200–230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>.
- . 2022. «Introduction to DiD with Multiple Time Periods». Github blogg. Did 2.1.2. 2022. <https://bcallaway11.github.io/did/articles/multi-period-did.html>.
- Cappelen, Alexander W., Ranveig Falch, og Bertil Tungodden. 2020. «Fair and Unfair Income Inequality». I *Handbook of Labor, Human Resources and Population*

- Economics*, redigert av Klaus F. Zimmermann, 1–25. Cham: Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6_130-1.
- Cappelen, Cornelius, og Jørgen Pedersen. 2014. «Rettfærdig arveavgift». *Tidsskrift for velferdsforskning* 17 (2): 20–33.
- Card, David, og Alan B. Krueger. 1994. «Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania». *The American Economic Review* 84 (4): 772–93.
- Carnegie, Andrew. 1900. *The gospel of wealth and other timely essays*. New York: The Century Co.
- Chaisemartin, Clément de, og Xavier D’Haultfœuille. 2020. «Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects». *American Economic Review* 110 (9): 2964–96. <https://doi.org/10.1257/aer.20181169>.
- Chancel, Lucas, Thomas Piketty, Emmanuel Saez, og Gabriel Zucman. 2021. «The World Inequality Report 2022». World Inequality Report. World Inequality Lab. <http://wir2022.wid.world/executive-summary/>.
- Cohen, G. A. 1989. «On the Currency of Egalitarian Justice». *Ethics*, nr. 4 (juli): 906–44. <https://doi.org/10.1086/293126>.
- Cole, Alan. 2015. «Estate and Inheritance Taxes around the World». *Tax Foundation* (blog). 17. mars 2015. <https://taxfoundation.org/estate-and-inheritance-taxes-around-world/>.
- Crawford, Rowena, og Andrew Hood. 2016. «Lifetime Receipt of Inheritances and the Distribution of Wealth in England». *Fiscal Studies* 37 (1): 55–75. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2016.12087>.
- Cunningham, Scott. 2021. *Causal Inference: The Mixtape*. *Causal Inference*. Yale University Press. <https://doi.org/10.12987/9780300255881>.
- Dackling, Martin. 2020. «Arveavgiften var en stridssak i Norge allerede for 150 år siden». Oversatt av Bjørg Hellum. 25. oktober 2020. <https://www.aftenposten.no/meninger/kronikk/i/kRJA4L/arveavgiften-var-en-stridssak-i-norge-allerede-for-150-aar-siden>.
- Dahl, Gunnar A. 2009. «Konsekvenser for generasjonsskifte av endrede arveavgifts- og formuesskattebestemmelser». *Praktisk økonomi & finans* 25 (2): 97–105. <https://doi.org/10.18261/ISSN1504-2871-2009-02-10>.
- Dahl, Robert Alan. 1998. *On Democracy*. New Haven: Yale University Press.
- . 2006. *On Political Equality*. New Haven, UNITED STATES: Yale University Press. <http://ebookcentral.proquest.com/lib/bergen-ebooks/detail.action?docID=3419900>.
- De Nardi, Mariacristina, og Fang Yang. 2016. «Wealth Inequality, Family Background, and Estate Taxation». *Journal of Monetary Economics*, “Inequality, Institutions, and Redistribution” held at the Stern School of Business, New York University, April 24–25, 2015, 77 (februar): 130–45. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2015.10.005>.
- Doudchenko, Nikolay, og Guido W. Imbens. 2016. «Balancing, Regression, Difference-In-Differences and Synthetic Control Methods: A Synthesis». Working Paper. Working Paper Series. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w22791>.
- Drometer, Marcus, Marco Frank, Maria Hofbauer Pérez, Carla Rhode, Sebastian Schworm, og Tanja Stitteneder. 2018. «Wealth and Inheritance Taxation: An Overview and Country Comparison» 2.

- Dworkin, Ronald. 1981. «What is Equality? Part 2: Equality of Resources». *Philosophy & Public Affairs* 10 (4): 283–345.
- Elinder, Mikael, Oscar Erixson, og Daniel Waldenström. 2018. «Inheritance and Wealth Inequality: Evidence from Population Registers». *Journal of Public Economics* 165 (september): 17–30. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.06.012>.
- Elsässer, Lea, og Armin Schäfer. 2023. «Political Inequality in Rich Democracies». *Annual Review of Political Science* 26 (1): null. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-052521-094617>.
- Emmenegger, Patrick, og Hanna Lierse. 2022. «The politics of taxing the rich: declining tax rates in times of rising inequality». *Journal of European Public Policy* 29 (5): 647–51. <https://doi.org/10.1080/13501763.2021.1993313>.
- Emmenegger, Patrick, og Paul Marx. 2019. «The Politics of Inequality as Organised Spectacle: Why the Swiss Do Not Want to Tax the Rich». *New Political Economy* 24 (1): 103–24. <https://doi.org/10.1080/13563467.2017.1420641>.
- Epland, Jon, og Nina Tuv. 2019. «Slik måler SSB ulikhet». SSB. 2019. <https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/inntekt-og-formue/statistikk/inntekts-og-formuesstatistikk-for-husholdninger/artikler/slik-maler-ssb-ulikhet>.
- Esping-Andersen, Gosta. 1989. *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Oxford, UNITED KINGDOM: Polity Press. <http://ebookcentral.proquest.com/lib/bergen-ebooks/detail.action?docID=1584052>.
- Feiveson, Laura, og John Sabelhaus. 2018. «How Does Intergenerational Wealth Transmission Affect Wealth Concentration?», januar. <https://www.federalreserve.gov/econres/notes/feds-notes/how-does-intergenerational-wealth-transmission-affect-wealth-concentration-20180601.html>.
- Ferman, Bruno, Cristine Pinto, og Vitor Possebom. 2020. «Cherry Picking with Synthetic Controls». *Journal of Policy Analysis and Management* 39 (2): 510–32. <https://doi.org/10.1002/pam.22206>.
- Fessler, Pirmin, og Martin Schürz. 2018. «Private Wealth Across European Countries: The Role of Income, Inheritance and the Welfare State». *Journal of Human Development and Capabilities* 19 (4): 521–49. <https://doi.org/10.1080/19452829.2018.1507422>.
- Finansdepartementet. 2008. «St.prp. nr. 1 (2008-2009)». Proposisjon. Regjeringen.no. regjeringen.no. 7. oktober 2008. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/stprp-nr-1-2008-2009--2/id530351/>.
- . 2013a. «Prop. 1 LS (2013–2014)». Proposisjon. Regjeringen.no. regjeringen.no. 14. oktober 2013. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/prop-1-ls-20132014/id740943/>.
- . 2013b. «Arveavgiften fjernes fra 2014». Pressemelding. Regjeringen.no. regjeringen.no. 8. november 2013. <https://www.regjeringen.no/no/dokumentarkiv/regjeringen-solberg/aktuelt-regjeringen-solberg/fin/pressemeldinger/2013/arveavgiften-fjernes-fra-2014/id745266/>.
- . 2018. «Dokument 8:10 S (2018-2019) - Representantforslag fra Kaski og Lysbakken». BrevtilStortinget. Regjeringen.no. regjeringen.no. 12. desember 2018.

- <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/dokument-810-s-2018-2019---representantforslag-fra-kaski-og-lysbakken/id2622295/>.
- Fize, Etienne, Nicolas Grimpel, og Camille Landais. 2022. «Reforming Inheritance Tax Systems: Four Guiding Principles». *EUROPP* (blog). 25. november 2022. <https://blogs.lse.ac.uk/europpblog/2022/11/25/reforming-inheritance-tax-systems-four-guiding-principles/>.
- Freyaldenhoven, Simon, Christian Hansen, og Jesse M. Shapiro. 2019. «Pre-Event Trends in the Panel Event-Study Design». *American Economic Review* 109 (9): 3307–38. <https://doi.org/10.1257/aer.20180609>.
- Fuller, Gregory W., Alison Johnston, og Aidan Regan. 2020. «Housing prices and wealth inequality in Western Europe». *West European Politics* 43 (2): 297–320. <https://doi.org/10.1080/01402382.2018.1561054>.
- Gerring, John. 2012. *Social science methodology: A unified framework*. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press.
- . 2017. «Qualitative Methods». *Annual review of political science*, nr. 1 (mai): 15–36. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-092415-024158>.
- Gilens, Martin. 2012. *Affluence and Influence: Economic Inequality and Political Power in America*. *Affluence and Influence*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400844821>.
- Gilens, Martin, og Benjamin I. Page. 2014. «Testing Theories of American Politics: Elites, Interest Groups, and Average Citizens». *Perspectives on Politics* 12 (3): 564–81. <https://doi.org/10.1017/S1537592714001595>.
- Goertz, Gary. 2006. *Social Science Concepts: A User's Guide*. Princeton, New Jersey ; Oxford, England ; Princeton, New Jersey ; Oxford, England : Princeton University Press.
- Goodman-Bacon, Andrew. 2018. «Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing». Working Paper. Working Paper Series. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w25018>.
- Graff, Michael. 2023. «Staatsverschuldung und Ungleichheit. Theoretische und normative Überlegungen mit Blick auf die Schweiz». Application/pdf, mars. <https://doi.org/10.3929/ETHZ-B-000604336>.
- Gross, Christiane, Kerstin Lorek, og Friedemann Richter. 2017. «Attitudes towards Inheritance Taxation - Results from a Survey Experiment». *Journal of Economic Inequality* 15 (1): 93–112. <https://doi.org/10.1007/s10888-016-9344-4>.
- Halliday, Daniel. 2018. *Inheritance of Wealth: Justice, Equality, and the Right to Bequeath*. Oxford University Press.
- Halvorsen, Elin, og Thor Olav Thoresen. 2007. «Overføring mellom foreldre og barn : i hvor stor grad er foreldre styrt av altruisme?», *Økonomiske analyser*, 5 (oktober). <https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/overforing-mellom-foreldre-og-barn-i-hvor-stor-grad-er-foreldre-styrt-av-altruisme>.
- Hansen, Marianne Nordli, og Maren Toft. 2021. «Wealth Accumulation and Opportunity Hoarding: Class-Origin Wealth Gaps over a Quarter of a Century in a Scandinavian Country». *American Sociological Review* 86 (4): 603–38. <https://doi.org/10.1177/00031224211020012>.

- Hegtun, Halvor. 2013. «Her er historien om arveavgiftens fødsel og død». 10. november 2013. <https://www.aftenposten.no/okonomi/i/1kmJG/her-er-historien-om-arveavgiftens-foedsel-og-doed>.
- Henrekson, Magnus, og Daniel Waldenström. 2016. «Inheritance Taxation in Sweden, 1885–2004: The Role of Ideology, Family Firms, and Tax Avoidance». *The Economic History Review* 69 (4): 1228–54. <https://doi.org/10.1111/ehr.12280>.
- Hjertaker, Ingrid, og Bent Sofus Tranøy. 2021. «Finansialisering, kriser og langsomme transformasjoner». *Agora* 39 (1–2): 147–78. <https://doi.org/10.18261/ISSN1500-1571-2021-01-02-07>.
- Holtz-Eakin, Douglas, David Joulfaian, og Harvey S. Rosen. 1993. «The Carnegie Conjecture: Some Empirical Evidence». *The Quarterly Journal of Economics* 108 (2): 413–35.
- Hope, David, og Julian Limberg. 2022. «The economic consequences of major tax cuts for the rich». *Socio-Economic Review* 20 (2): 539–59. <https://doi.org/10.1093/ser/mwab061>.
- Horioka, Charles Yuji. 2009. «Do Bequests Increase or Decrease Wealth Inequalities?». *Economics Letters* 103 (1): 23–25. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2009.01.009>.
- Hume, David. 2019. *An Enquiry Concerning Human Understanding*. London, United Kingdom: Electric Book. <http://ebookcentral.proquest.com/lib/bergen-ebooks/detail.action?docID=5302411>.
- Imai, Kosuke. 2017. *Quantitative social science: An introduction*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Imai, Kosuke, og In Song Kim. 2021. «On the Use of Two-Way Fixed Effects Regression Models for Causal Inference with Panel Data». *Political Analysis* 29 (3): 405–15. <https://doi.org/10.1017/pan.2020.33>.
- Imai, Kosuke, In Song Kim, og Erik H. Wang. 2021. «Matching Methods for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data». *American Journal of Political Science* n/a (n/a): 1–19. <https://doi.org/10.1111/ajps.12685>.
- Imbens, Guido W., og Donald B. Rubin. 2015. *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139025751>.
- Iversen, Endre Kildal, Peter Aalen, og Erik W. Jakobsen. 2017. «Innvandrerarbeidskraftens innvirkning på produktivitet, lønnsnivå og lønnsomhet». *Søkelys på arbeidslivet* 34 (1–2): 63–79. <https://doi.org/10.18261/issn.1504-7989-2017-01-02-04>.
- Johansen, Raymond. 2022. «En udetonert ulikhetsbombe tikker». *Aftenposten*. 10. juli 2022. <https://www.aftenposten.no/meninger/kommentar/i/z7aOK5/en-udetonert-ulikhetsbombe-tikker>.
- Kahn-Lang, Ariella, og Kevin Lang. 2020. «The Promise and Pitfalls of Differences-in-Differences: Reflections on 16 and Pregnant and Other Applications». *Journal of Business & Economic Statistics* 38 (3): 613–20. <https://doi.org/10.1080/07350015.2018.1546591>.
- Karagiannaki, Eleni. 2017. «The Impact of Inheritance on the Distribution of Wealth: Evidence from Great Britain». *Review of Income and Wealth* 63 (2): 394–408. <https://doi.org/10.1111/roiw.12217>.

- Kaul, Ashok, Stefan Klobner, Gregor Pfeifer, og Manuel Schieler. 2015. «Synthetic Control Methods: Never Use All Pre-Intervention Outcomes Together With Covariates», Munich Personal RePEc Archive, .
- Keynes, John Maynard. 2017. *The General Theory of Employment, Interest and Money: The Economic Consequences of the Peace*. Redigert av Dr Mark G. Spencer og Tom Griffith. Ware: Wordsworth Editions.
- Kildal, Nanna, og Stein Kuhnle. 2005. «The Nordic welfare model and the idea of universalism». I *Normative Foundations of the Welfare State: The Nordic Experience*. Florence, UNITED STATES: Taylor & Francis Group.
<http://ebookcentral.proquest.com/lib/bergen-ebooks/detail.action?docID=308591>.
- Killewald, Alexandra, Fabian T. Pfeffer, og Jared N. Schachner. 2017. «Wealth Inequality and Accumulation». *Annual Review of Sociology* 43 (1): 379–404.
<https://doi.org/10.1146/annurev-soc-060116-053331>.
- Kim, Eunji. 2023. «Entertaining Beliefs in Economic Mobility». *American Journal of Political Science* 67 (1): 39–54. <https://doi.org/10.1111/ajps.12702>.
- Kopczuk, Wojciech. 2013. «Chapter 6 - Taxation of Intergenerational Transfers and Wealth». I *Handbook of Public Economics*, redigert av Alan J. Auerbach, Raj Chetty, Martin Feldstein, og Emmanuel Saez, 5:329–90. *Handbook of Public Economics*, Vol. 5. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53759-1.00006-6>.
- Kymlicka, Will. 2002. *Contemporary Political Philosophy: An Introduction*. 2nd ed. Oxford: Oxford University Press.
- Lierse, Hanna. 2022. «Globalization and the societal consensus of wealth tax cuts». *Journal of European Public Policy* 29 (5): 748–66.
<https://doi.org/10.1080/13501763.2021.1992487>.
- Lierse, Hanna, Patrick Sachweh, og Nora Waitkus. 2022. «Introduction: Wealth, Inequality and Redistribution in Capitalist Societies». *Social Justice Research* 35 (4): 367–78.
<https://doi.org/10.1007/s11211-022-00402-6>.
- Limberg, Julian, og Laura Seelkopf. 2022. «The historical origins of wealth taxation». *Journal of European Public Policy* 29 (5): 670–88.
<https://doi.org/10.1080/13501763.2021.1992486>.
- Ling, Xiaoguang. 2022. «Heterogeneous earning responses to inheritance: new event-study evidence from Norway». arXiv. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2209.10256>.
- Mankiw, N. Gregory. 2015. «Yes, $r > g$. So What?» *American Economic Review* 105 (5): 43–47. <https://doi.org/10.1257/aer.p20151059>.
- Mathisen, Ruben Berge. 2022. «Affluence and Influence in a Social Democracy». *American Political Science Review*, juli, 1–8. <https://doi.org/10.1017/S0003055422000739>.
- Mathisen, Ruben Berge, Wouter Schakel, Svenja Hense, Lea Elsässer, Mikael Persson, og Jonas Pontusson. 2021. «Unequal Responsiveness and Government Partisanship in Northwest Europe».
<https://unequaldemocracies.unige.ch/files/1616/3775/1413/wp31.pdf>.
- Micó-Millán, Isabel. 2023. «The Effects of Inheritance and Gift Taxation on Upward Wealth Mobility at the Bottom: Lessons from Spain».

- Microdata. 2023a. «Beregnet bruttoformue». microdata.no. 2023.
https://microdata.no/discovery/variable/no.ssb.fdb/21/INNTEKT_BER_BRFORM?se archString=formue.
- . 2023b. «Om microdata.no». *microdata.no* (blog). 2023.
<https://www.microdata.no/om-microdata-no/>.
- . 2023c. «Variabler». microdata. 2023.
<https://microdata.no/discovery/variables?sortBy=NAME&sortType=ASC>.
- Mijs, Jonathan J B. 2021. «The paradox of inequality: income inequality and belief in meritocracy go hand in hand». *Socio-Economic Review* 19 (1): 7–35.
<https://doi.org/10.1093/ser/mwy051>.
- Milanovic, Branko. 2023. «In defense of equality (without welfare economics)». Substack newsletter. *Global Inequality and More 3.0* (blog). 25. mars 2023.
<https://branko2f7.substack.com/p/in-defense-of-equality-without-welfare>.
- Miljøpartiet De Grønne. 2021. «MDG Vil Senke Skatten for Lavtlønte». Miljøpartiet De Grønne. 2021. https://www.mdg.no/nyheter_mdg_vil_senke_skatten_for_lavtlonte.
- Mirrlees, James, red. 2011. *Tax By Design: The Mirrlees Review*. OUP Oxford.
- Moor, Liz, og Sam Friedman. 2021. «Justifying inherited wealth: Between ‘the bank of mum and dad’ and the meritocratic ideal». *Economy and Society* 50 (4): 618–42.
<https://doi.org/10.1080/03085147.2021.1932353>.
- Morgan, Stephen L., og Christopher Winship. 2014. *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research*. 2. utg. Analytical Methods for Social Research. Cambridge: Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/CBO9781107587991>.
- Morris, William Edward, og Charlotte R. Brown. 2022. «David Hume». I *The Stanford Encyclopedia of Philosophy*, redigert av Edward N. Zalta, Summer 2022. Metaphysics Research Lab, Stanford University.
<https://plato.stanford.edu/archives/sum2022/entries/hume/>.
- Moses, Jonathon W., og Torbjørn L. Knutsen. 2012. *Ways of knowing: Competing methodologies in social and political research*. Second edition. London: Palgrave Macmillan.
- Nagel, Thomas. 1979. *Mortal Questions*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nekoei, Arash, og David Seim. 2023. «How Do Inheritances Shape Wealth Inequality? Theory and Evidence from Sweden». *The Review of Economic Studies* 90 (1): 463–98.
<https://doi.org/10.1093/restud/rdac016>.
- Nolan, Brian, Juan C. Palomino, Philippe Van Kerm, og Salvatore Morelli. 2022. «Intergenerational Wealth Transfers in Great Britain from the Wealth and Assets Survey in Comparative Perspective». *Fiscal Studies* 43 (2): 179–99.
<https://doi.org/10.1111/1475-5890.12299>.
- Norman, Tor Morten, og Lene Sandvik. 2021. «Store ulikheter i formue». Analyse 2021/07. SSB analyse. Oslo-Kongsvinger: SSB. <https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/store-ulikheter-i-formue>.
- NOU 2000: 8. 2000. «Arveavgift». NOU 8. Oslo: Finansdepartement.
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2000-8/id116801/>.

- NOU 2022: 20. 2022. «Et helhetlig skattesystem». NOU 20. Oslo: Finansdepartement.
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2022-20/id2951826/>.
- Nozick, Robert. 1973. «Distributive Justice». *Philosophy & Public Affairs* 3 (1): 45–126.
- NRK, regi. 2013. 30. mai 2013 – Debatten: partilederdebatt.
<https://tv.nrk.no/serie/debatten/201305/NNFA51053013>.
- OECD. 2021. «Inheritance Taxation in OECD Countries». <https://www.oecd-ilibrary.org/content/publication/e2879a7d-en>.
- . 2022. «Wealth distribution». *OECD Social and Welfare Statistics (database)*.
<https://doi.org/10.1787/7d7b803c-en>.
- . 2023a. «Housing Prices (Indicator)». <https://doi.org/10.1787/63008438-en>.
- . 2023b. «Inflation (CPI) (Indicator)». <https://doi.org/10.1787/eee82e6e-en>.
- . 2023c. «OECD Data». OECD (Organisation for Economic Co-Operation and Development). 2023. <http://data.oecd.org>.
- . 2023d. «Share Prices (Indicator)». <https://doi.org/10.1787/6ad82f42-en>.
- Ohlsson, Henry, Jesper Roine, og Daniel Waldenström. 2020. «Inherited Wealth over the Path of Development: Sweden, 1810–2016». *Journal of the European Economic Association* 18 (3): 1123–57. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvz038>.
- Oppedal, Mathias. 2016. «Forstå oljekrisa på tre minutt». NRK. 31. august 2016.
<https://www.nrk.no/rogaland/forsta-oljekrisa-pa-tre-minutt-1.13112473>.
- Oxfam. 2023. «Richest 1% Bag Nearly Twice as Much Wealth as the Rest of the World Put Together over the Past Two Years». Oxfam International. 1. februar 2023.
<https://www.oxfam.org/en/press-releases/richest-1-bag-nearly-twice-much-wealth-rest-world-put-together-over-past-two-years>.
- Palomino, Juan C, Gustavo A Marrero, Brian Nolan, og Juan G Rodríguez. 2022. «Wealth inequality, intergenerational transfers, and family background». *Oxford Economic Papers* 74 (3): 643–70. <https://doi.org/10.1093/oep/gpab052>.
- Pedersen, Jørgen. 2014. «Økonomiske forskjeller og normative verdier: Pikettys Kapitalen i det 21. århundre». *Norsk filosofisk tidsskrift* 49 (03–04): 179–88.
<https://doi.org/10.18261/ISSN1504-2901-2014-03-04-03>.
- . 2019. *Rettferdig fordeling og rettferdig skatt*. Bergen: Fagbokforlaget.
- . 2021. «Thomas Piketty, eierskapsdemokrati og deltagende sosialisme». *Agora* 39 (01–02): 116–46. <https://doi.org/10.18261/ISSN1500-1571-2021-01-02-06>.
- Pedersen, Jørgen, og Steinar Bøyum. 2020. «Inheritance and the Family». *Journal of Applied Philosophy* 37 (2): 299–313. <https://doi.org/10.1111/japp.12389>.
- Pedersen, Trond. 2023a. «Brukermanual for microdata.no». microdata.no. 2023.
<https://www.microdata.no/dokumentasjon/>.
- . 2023b. «Nye analysefunksjonaliteter: Diff-in-diff og ‘pooled’ panelregresjon». *microdata.no* (blog). 9. mars 2023. <https://www.microdata.no/nye-analysefunksjonaliteter-diff-in-diff-og-pooled-panelregresjon/>.
- Peters, Yvette. 2018. «Democratic Representation and Political Inequality: How Social Differences Translate into Differential Representation». *French Politics* 16 (3): 341–57. <https://doi.org/10.1057/s41253-018-0066-9>.

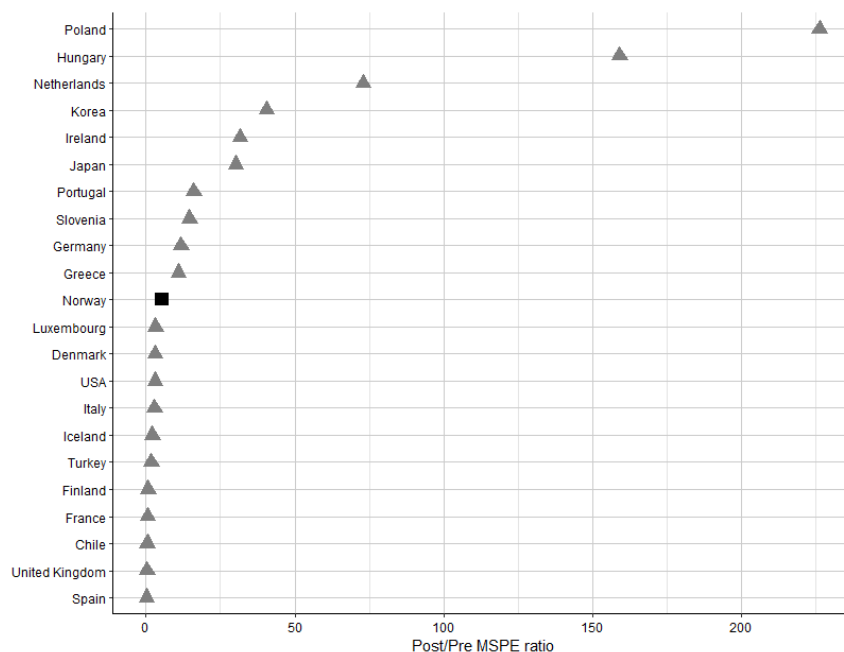
- Piketty, Thomas. 2011. «On the Long-Run Evolution of Inheritance: France 1820–2050 *». *The Quarterly Journal of Economics* 126 (3): 1071–1131. <https://doi.org/10.1093/qje/qjr020>.
- . 2016. *Kapitalen i det 21. århundre*. Oversatt av Ove Pedersen, Erik Ringen, og Bente Rismo. Oslo: Cappelen Damm.
- . 2020. *Capital and Ideology*. Oversatt av Arthur Goldhammer. Harvard University Press.
- Piketty, Thomas, og Gabriel Zucman. 2015. «Chapter 15 - Wealth and Inheritance in the Long Run». I *Handbook of Income Distribution*, redigert av Anthony B. Atkinson og François Bourguignon, 2:1303–68. *Handbook of Income Distribution*. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59429-7.00016-9>.
- Poppe, Anne Leah. 2022. «Raymond Johansen får lite støtte fra eget parti etter utspill om arveavgiften». *Aftenposten*. 11. juli 2022. <https://www.aftenposten.no/norge/politikk/i/BjgdmQ/raymond-johansen-faar-lite-stoette-fra-eget-parti-etter-utspill-om-arveavgiften>.
- Rambachan, Ashesh, og Jonathan Roth. 2023. «A More Credible Approach to Parallel Trends». *The Review of Economic Studies*, februar, rdad018. <https://doi.org/10.1093/restud/rdad018>.
- Ramzai, Juhi. 2020. «Clearly Explained: Gini Coefficient and Lorenz Curve». Medium. 27. april 2020. <https://towardsdatascience.com/clearly-explained-gini-coefficient-and-lorenz-curve-fe6f5dc07>.
- Rawls, John. 1971. *A Theory of Justice*. Original Edition. Harvard University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvjf9z6v>.
- Roine, Jesper, og Daniel Waldenström. 2015. «Chapter 7 - Long-Run Trends in the Distribution of Income and Wealth». I *Handbook of Income Distribution*, redigert av Anthony B. Atkinson og François Bourguignon, 2:469–592. *Handbook of Income Distribution*. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59428-0.00008-4>.
- Rokkan, Stein. 1966. «Norway: Numerical Democracy and Corporate Pluralism». I *Political oppositions in Western democracies*, redigert av Robert A. Dahl, 70–115. New Haven: Yale University Press.
- Roth, Jonathan. 2022. «Pretest with Caution: Event-Study Estimates after Testing for Parallel Trends». *American Economic Review: Insights* 4 (3): 305–22. <https://doi.org/10.1257/aeri.20210236>.
- Roth, Jonathan, Pedro H. C. Sant'Anna, Alyssa Bilinski, og John Poe. 2023. «What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature». *Journal of Econometrics*, april. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2023.03.008>.
- Rubolino, Enrico, og Daniel Waldenström. 2020. «Tax Progressivity and Top Incomes Evidence from Tax Reforms». *The Journal of Economic Inequality* 18 (3): 261–89. <https://doi.org/10.1007/s10888-020-09445-8>.
- Rypdal, Kristoffer. 2023. «Kausale design – Et gjennombrudd i samfunnsfagene eller keiserens nye klær?» *Tidsskrift for samfunnsforskning* 64 (1): 74–83. <https://doi.org/10.18261/tfs.64.1.5>.
- Rødt. 2023. «Arveavgift». 2023. <https://roedt.no/arveavgift?v=4uObw0Zm0JN0SII9BSjE68>.

- Saez, Emmanuel. 2017. «Taxing the Rich More: Preliminary Evidence from the 2013 Tax Increase». *Tax Policy and the Economy* 31 (1): 71–120.
<https://doi.org/10.1086/691084>.
- Saez, Emmanuel, og Gabriel Zucman. 2019. *The Triumph of Injustice: How the Rich Dodge Taxes and How to Make Them Pay*. W. W. Norton & Company.
- Salas-Rojo, Pedro, og Juan Gabriel Rodríguez. 2022. «Inheritances and Wealth Inequality: A Machine Learning Approach». *The Journal of Economic Inequality* 20 (1): 27–51.
<https://doi.org/10.1007/s10888-022-09528-8>.
- Scheve, Kenneth, og David Stasavage. 2012. «Democracy, War, and Wealth: Lessons from Two Centuries of Inheritance Taxation». *American Political Science Review* 106 (1): 81–102. <https://doi.org/10.1017/S0003055411000517>.
- Sen, Amartya. 1997. *On Economic Inequality*. Enl. ed. James Foster and Amartya Sen. Clarendon Paperbacks. Oxford: Clarendon Press.
- Silva, Bruno Castanho. (2018) 2023. «SCtools». HTML.
<https://github.com/bcastanho/SCtools>.
- Sosialistisk Venstreparti. 2023. «Skatt på arv». *SV* (blog). 2023. <https://www.sv.no/blog/aaa/arveavgift/>.
- Soskice, David. 2014. «Capital in the Twenty-First Century: A Critique». *The British Journal of Sociology* 65 (4): 650–66. <https://doi.org/10.1111/1468-4446.12111>.
- Standal, Cathrine Pauline Skarbø, og Synnøve Hansgård Gjelsvik. 2022. «Får arveavgiften hvile i fred? En empirisk studie av ettervirkningene av arveavgiftens reduksjon i 2009». <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/handle/11250/3014317>.
- Statistisk sentralbyrå. 2011. «Arveavgift (opphørt), 2009». ssb.no. 2011.
<https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/statistikker/arv/aar/2011-10-06>.
- . 2015. «Arveavgift (opphørt), 2013». ssb.no. 18. juni 2015.
<https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/statistikker/arv/aar/2015-06-18>.
- Stock, James H., og Mark W. Watson. 2020. *Introduction to Econometrics*. 4th ed., Global ed. The Pearson Series in Economics. Boston, Mass.: Pearson.
- Teixeira, André. 2022. «Does Macroprudential Policy Affect Wealth Inequality? Evidence from Synthetic Controls». SSRN Scholarly Paper. Rochester, NY.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.4222040>.
- Thoresen, Thor Olav. 2023. «Arbeidsfradrag og skatt på formue», Tema: Skatteutvalget, 37. årgang (2): 30–36.
- Trapletti, Adrian, Kurt Hornik, og Blake LeBaron. 2023. «tseries: Time Series Analysis and Computational Finance». <https://cran.r-project.org/web/packages/tseries/index.html>.
- Verdensbanken. 2023a. «GDP per Capita (Constant 2015 US\$)». World Bank Open Data. 2023. <https://data.worldbank.org>.
- . 2023b. «Population Growth (Annual %)». World Bank Open Data. 2023.
<https://data.worldbank.org>.
- . 2023c. «School enrollment, secondary (% gross)». DataBank. 2023.
<https://databank.worldbank.org/metadataglossary/world-development-indicators/series/SE.SEC.ENRR>.
- . 2023d. «World Bank Open Data». World Bank Open Data. 2023.
<https://data.worldbank.org>.

- Wiborg, Øyvind Nicolay, og Marianne Nordli Hansen. 2018. «Klassebakgrunn, arv og gaver: Hvilken rolle spiller de for oppbygging av formue i ung alder?» *Søkelys på arbeidslivet* 35 (4): 294–312. <https://doi.org/10.18261/issn.1504-7989-2018-04-04>.
- WID. 2022. «WID.World». World Inequality Database. <https://wid.world>.
- WID.World. 2018. «Gini Coefficients Available». *WID - World Inequality Database* (blog). 2018. <https://wid.world/news-article/gini-coefficients-available/>.
- Wilkinson, Richard, og Kate Pickett. 2011. *Ulikhetens Pris: Hvorfor likere fordeling er bedre for alle*. Oversatt av Poul Henrik Poulsson. 1. utgave. Oslo: Res Publica.
- Wing, Coady, Kosali Simon, og Ricardo A. Bello-Gomez. 2018. «Designing Difference in Difference Studies: Best Practices for Public Health Policy Research». *Annual Review of Public Health* 39 (1): 453–69. <https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-040617-013507>.
- Wolff, Edward N. 2002. «Inheritances and Wealth Inequality, 1989-1998». *The American Economic Review* 92 (2): 260–64.
- . 2015. *Inheriting Wealth in America: Future Boom Or Bust?* Oxford University Press.
- Wolff, Edward N., og Maury Gittleman. 2014. «Inheritances and the Distribution of Wealth or Whatever Happened to the Great Inheritance Boom?» *The Journal of Economic Inequality* 12 (4): 439–68. <https://doi.org/10.1007/s10888-013-9261-8>.
- World Bank. 2023. «World Bank Open Data». World Bank Open Data. 2023. <https://data.worldbank.org>.
- Zimmer, Frederik. 2014. «Arveavgift ut, kontinuitetsprinsipp inn». *Skatterett* 32 (4): 305–26. <https://doi.org/10.18261/ISSN1504-310X-2013-04-02>.
- Zucman, Gabriel. 2019. «Global Wealth Inequality». *Annual Review of Economics* 11 (1): 109–38. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080218-025852>.
- Aaberge, Rolf, Audun Langørgen, og Petter Y. Lindgren. 2021. «Offentlige tjenester reduserer ulikhet og fattigdom». 2021/23. SSB analyse. Oslo-Kongsvinger: SSB. <https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/inntekt-og-formue/artikler/offentlige-tjenester-reduserer-ulikhet-og-fattigdom>.
- Aaberge, Rolf, og Magne Mogstad. 2021. «Økonomisk ulikhet i Norge i det 21. århundre». 2021/33. SSB.
- Aaberge, Rolf, og Magnus E. Stubhaug. 2018. «Formuesulikheten øker». *ssb.no*, SSB analyse, 2018, . <https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/formuesulikheten-oket>.

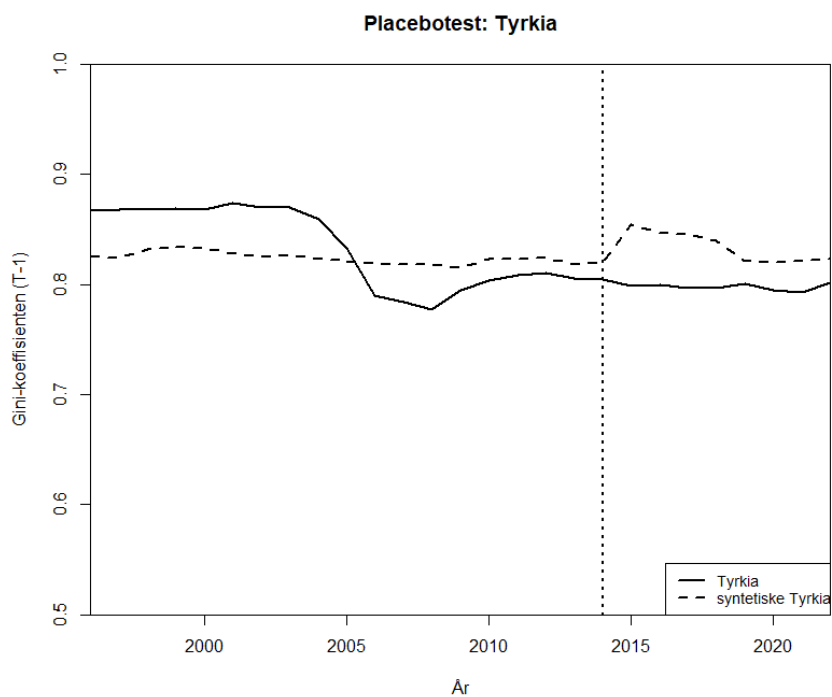
Vedlegg A – Tilhørende syntetisk kontrollmetode

Figur A14 MSPE-test av hovedmodellen; Gini-koeffisienten



Testen tildeler kontrollenhetene en behandlingsstatus, en etter en, og tester den opp mot deres «syntetiske versjon». Ingen av placeboene ble ansett som for ekstreme. Maks verdien for observert effekt i placeboene var 0.5.

Figur A15 Placebotest av hovedmodellen (Gini-koeffisienten); med Tyrkia som behandlet enhet



Robusthetstest: Formuesandelene til de en prosent rikeste

Vedlagt ligger modellen som studerer effekten av å fjerne arveavgiften på formuesandelene til de en prosent rikeste. Tabell 8 viser at kontrollgruppen og Norge er ulike i BNP per innbygger, aksjepriser, inflasjonsvekst, boligpriser og utdanning. Populasjonsvekst og utfallsvariablene virker imidlertid som de gjenspeiler hverandre godt. Her er for øvrig utfallsvariabelen matchet på 2008, ikke 2007 slik som i hovedmodellen med Gini-koeffisienten. Dette var for å få en forbedret tilpasset før-periode.

Tabell A16 Statene som utgjør kontrollgruppen i analysen av formuesandeler

Vekter:	Stater:	Vekter:	Stater:
0.560	Island	0.001	Japan
0.349	Danmark	0.001	Luxembourg
0.065	Tyrkia	0.000	Storbritannia
0.016	Tyskland	0.000	USA
0.002	Sør-Korea	0.000	Hellas
0.001	Finland	0.000	Slovenia
0.001	Polen	0.000	Spania
0.001	Ungarn	0.000	Slovenia
0.001	Irland	0.000	Nederland
0.001	Italia		
Totalt: 1.000			

Tabell A17 Balansen på kovariatene mellom gruppene for analysen av formuesandeler

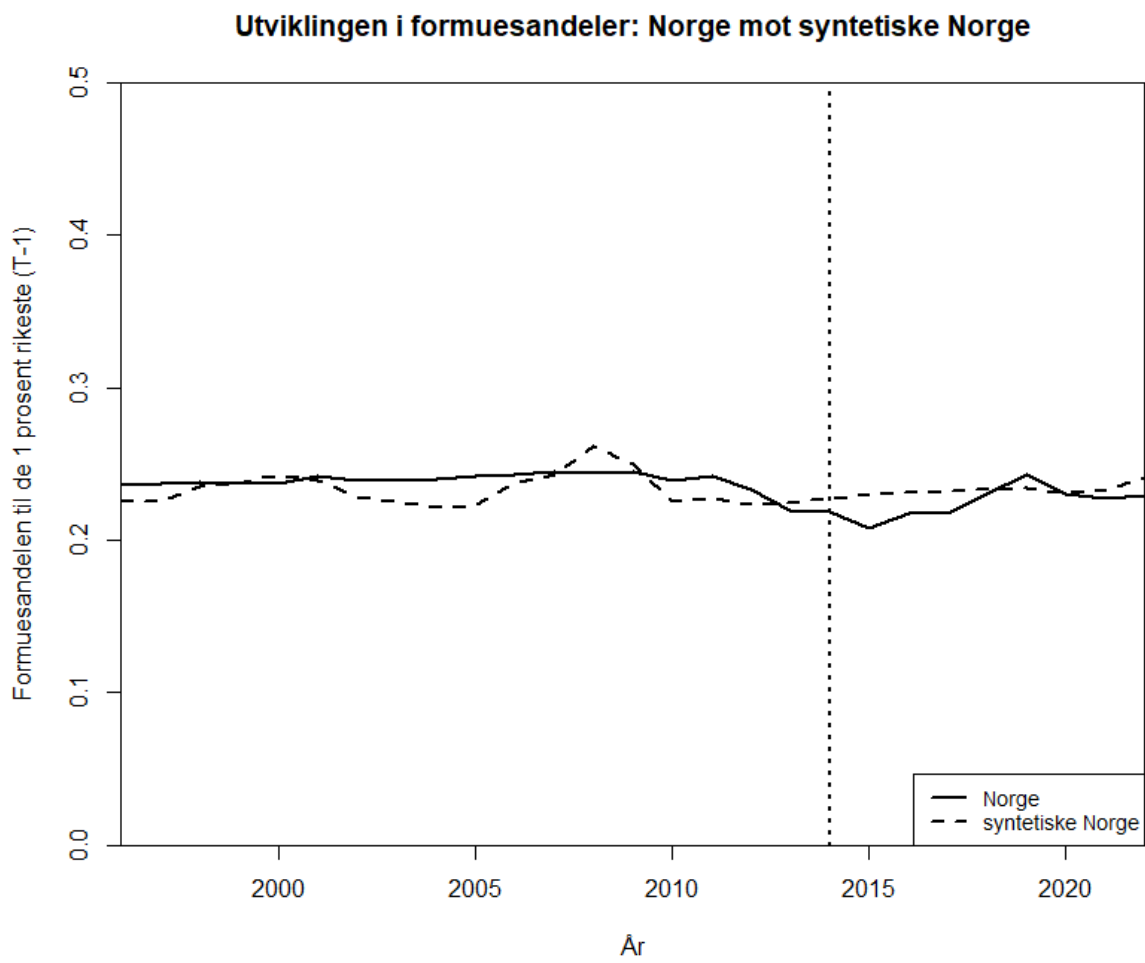
	Norge	Den syntetiske kontrollgruppen	Snitt i utvalget
BNP per innbygger, vekst	64908.905	41443.358	32135.653
Populasjonsvekst	0.850	0.826	0.561
Inflasjonsvekst	1.990	5.666	4.478
Nominelle boligpriser	66.621	90.427	99.949
Aksjepriser	45.441	114.914	94.731
Utdanning	114.150	103.725	103.725
Formuesandeler til de en prosent rikeste (T-1) i 1999	0.237	0.237	0.232
Formuesandeler til de en prosent rikeste (T-1) i 2008	0.245	0.243	0.232
Formuesandeler til de en prosent rikeste (T-1) i 2013	0.220	0.224	0.242

Tabell A18 Kovariatenes innflytelse for den syntetiske kontrollgruppen. AV: Formuesandeler

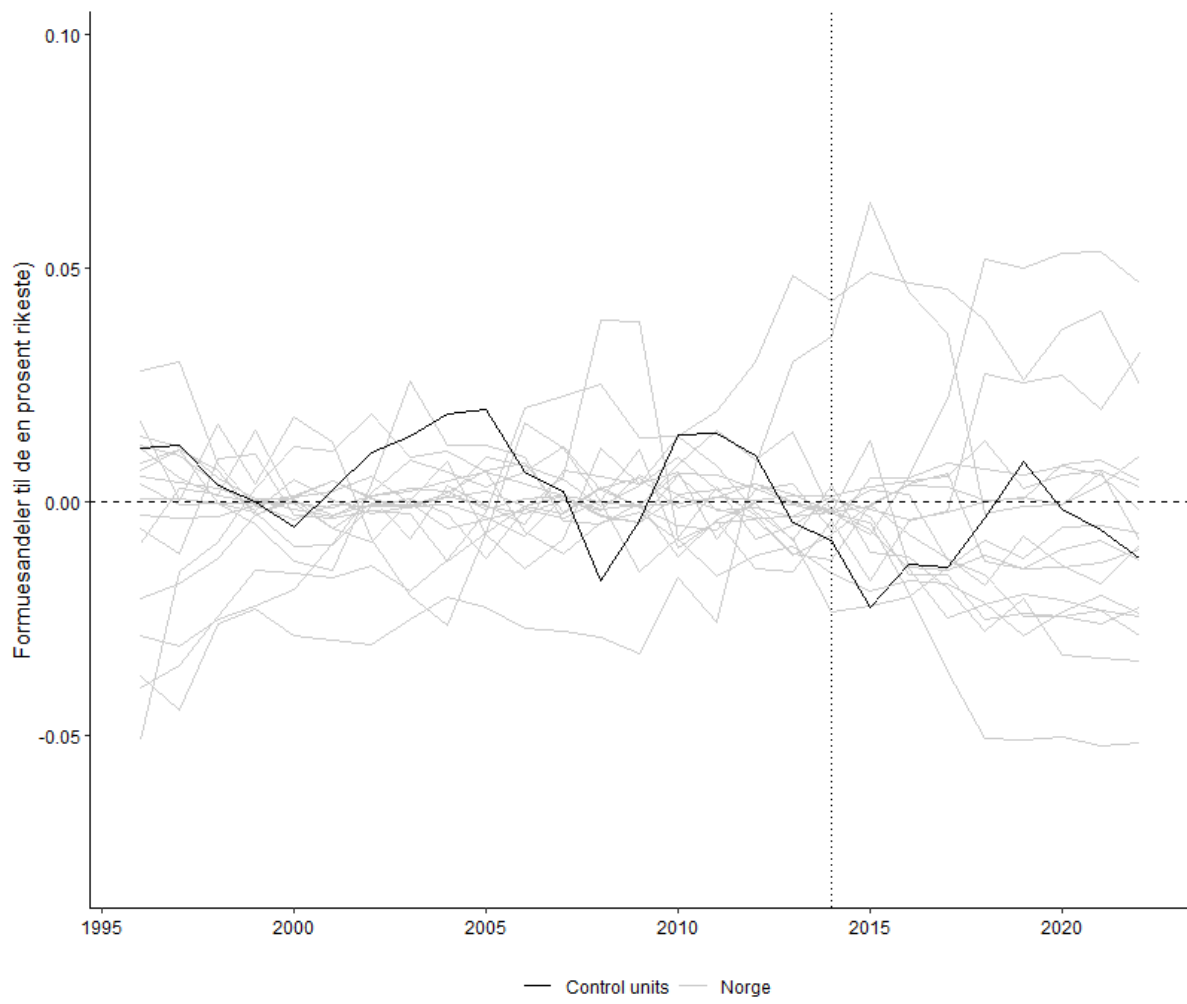
	Kovariat vektingen
BNP per innbygger, vekst	0
Populasjonsvekst	0,032
Inflasjonsvekst	0
Nominelle boligpriser	0,002
Aksjepriser	0,002
Utdanning	0,001
Formuesandeler til de en prosent rikeste (T-1) i 1999	0,417
Formuesandeler til de en prosent rikeste (T-1) i 2008	0,408
Formuesandeler til de en prosent rikeste (T-1) i 2013	0,138

Figur A16 viser mye av det samme som hovedmodellen med Gini-koeffisienten som avhengig variabel (se figur 4), men tidsserien for den estimerte kontrollgruppen er noe mer ujevn i perioden før intervensjonen. Effekten er også noe lavere, ved at gruppene krysser hverandre. Figur A17 viser imidlertid at effekten ikke er signifikant forskjellig fra andre stater i utvalget. Dermed indikerer heller ikke denne støtte for hypotese 1 (H1).

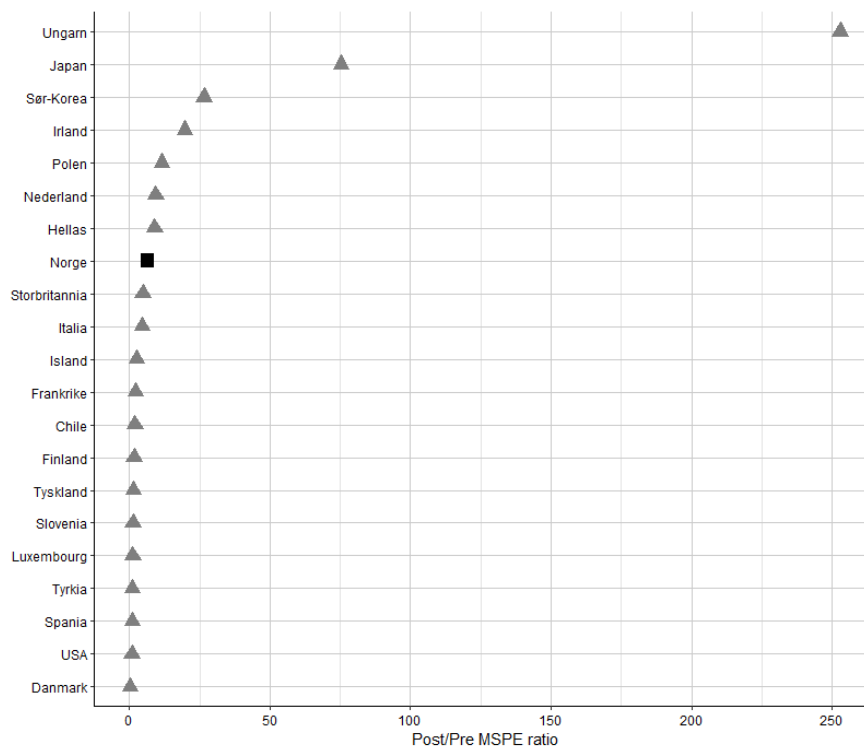
Figur A16 Trendene i formuesandelene til de en prosent rikeste



Figur A17 Placebotest: Falsk behandling for fjerning av arveavgiften på formuesandelene til de en prosent rikeste i hele utvalget

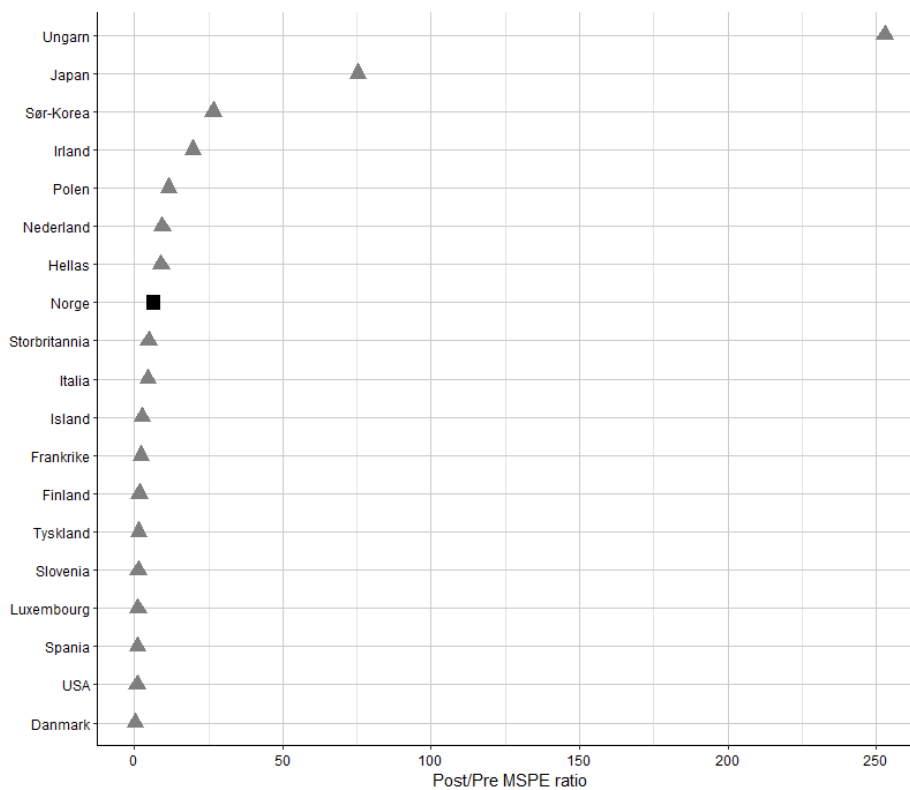


Figur A18 Utvalget før MSPE-test av robusthetsmodellen; formuesandeler som AV.



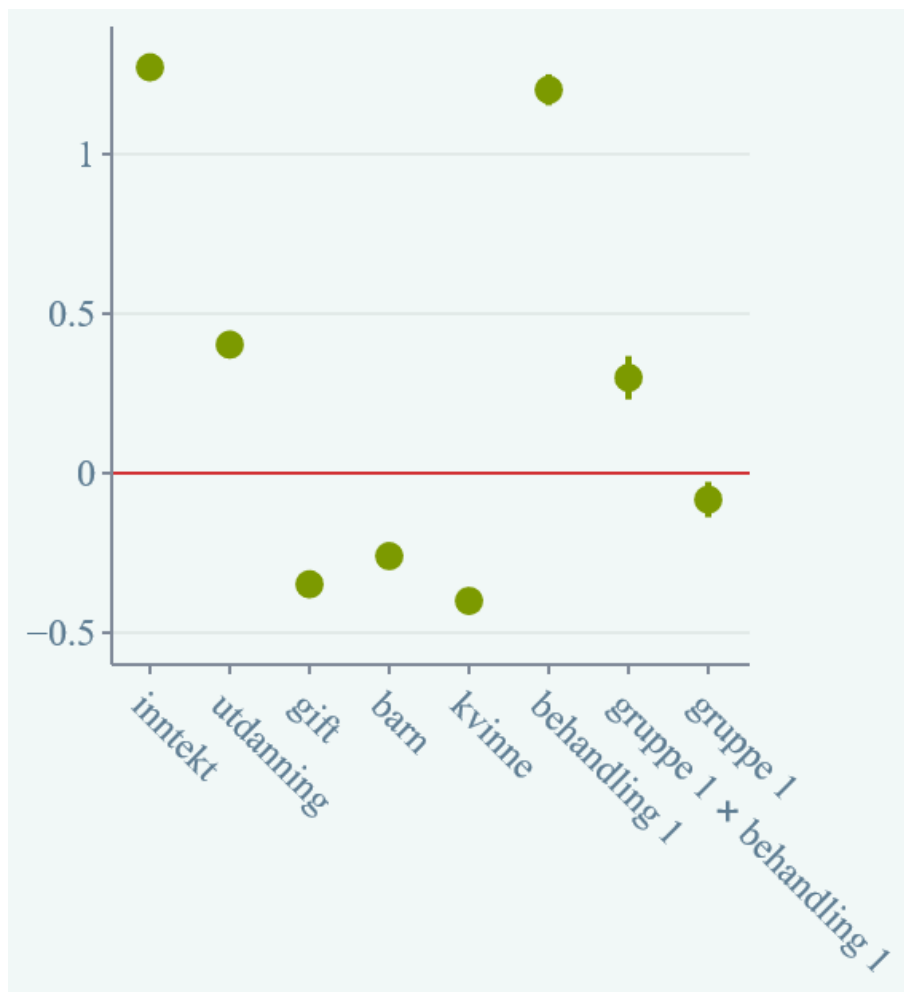
Chile viser en ekstremverdi ifølge testen og fjernes derfor fra analysen av formuesandeler, se figur A19.

Figur A19 Utvalget etter MSPE-testen; formuesandeler som AV.



Vedlegg B – Endring-i-endringer analysen

Figur B20 Koeffisient-plot av Tabell 14.

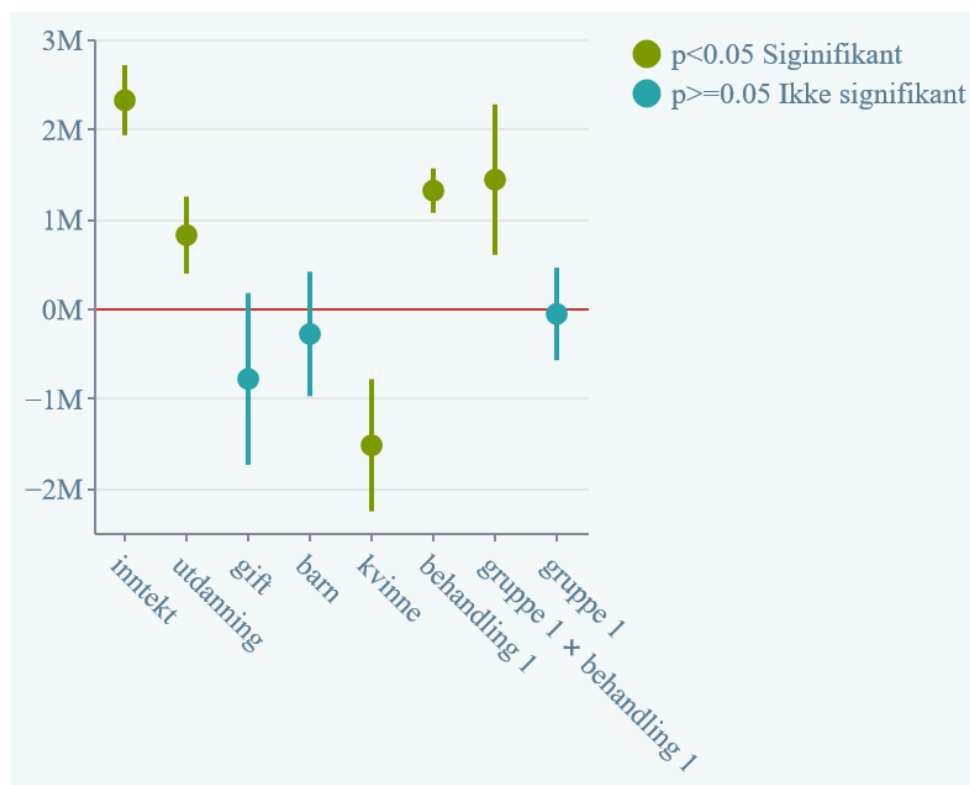


Tabell B19 Endring-i-endringer (Multi-period DiD), avhengig variabel: *Absolutt formue*

Absolutt Bruttoformue	Koef.	St. feil	t	P> t 	95% Konf. intervall	
Gruppe	-61 144	263242	-0,232	0,816	-577 096	454 807
Behandling	1 312 437***	126178	10,401	0	1 065 128	1 559 746
ATT: gruppe x behandling	1 435 233***	427730	3,355	0,001	596 886	2 273 580
Inntekt	2 319 404***	199220	11,642	0	1 928 934	2 709 875
Utdanning	816 545***	219111	3,727	0	387 088	1 246 001
Gift	-785 709	487786	-1,611	0,107	-1 741 766	170 347
Barn	-284 421	353976	-0,804	0,422	-978 211	409 369
Kvinne	-1 524 716***	375842	-4,057	0	-2 261 365	-788 068
Konstantledd	877145	222799	3,937	0	440 460	1 313 831
R ² i:	0,001					
R ² mellom:	0,019					
R ² total:	0,008					
Antall Obs:	90 738					
Antall grupper:	7675					
Min obs/grp:	1					
Snitt obs/grp:	11,823					
Maks obs/grp:	12					
F(8,90729):	88,534					
Prob > F:	0					

Signifikansnivå: *p < 0,10*; **p < 0,05; ***p < 0,01. Med robuste standardfeil.

Figur B21 Koeffisient-plot av Tabell B20; Den totale endring-i-endringer-effekten, AV: Absolutt formue



Tabell B20 Regresjonsmodell med absolutt formue som avhengig variabel (se neste side)

R² i:	0,004
R² mellom:	-0,002
R² total:	0,002
Corr(u_i, Xb):	-0,014
Sigma u:	19435730,667
Sigma e:	27050342,385
Rho:	0,34
Antall Obs:	90738
F(26,83037):	11,386
Prob > F:	0

Absolutt formue	Koef.	St. feil	t	P> t 	95% Konf. intervall	
DiD10	-56 172	49 571	-1,133	0,257	-153332	40988
DiD11	-91 000	74 466	-1,222	0,222	-236954	54953
DiD13	-847 919***	82 016	-10,338	0	-1008672	-687167
DiD14	471 366***	138 061	3,414	0,001	200766	741967
DiD15	385 381**	174 400	2,21	0,027	43557	727205
DiD16	478 711*	265 361	1,804	0,071	-41395	998817
DiD17	824 658***	293 293	2,812	0,005	249806	1399510
DiD18	979 714***	331 910	2,952	0,003	329171	1630256
DiD19	1 204 638***	344 885	3,493	0	528666	1880610
DiD20	1 416 793***	352 281	4,022	0	726325	2107261
DiD21	3 531 808	2 183 604	1,617	0,106	-748040	7811656
år10	-401 616***	44 613	-9,002	0	-489058	-314173
år11	-154 860**	77 460	-1,999	0,046	-306683	-3037
år13	998 374***	33 948	29,408	0	931835	1064913
år14	966 202***	147 833	6,536	0	676449	1255955
år15	1 433 825***	136 365	10,515	0	1166548	1701101
år16	1 750 883***	208 487	8,398	0	1342248	2159517
år17	1 960 920***	164 985	11,885	0	1637549	2284291
år18	2 001 320***	163 126	12,269	0	1681594	2321047
år19	2 181 513***	151 327	14,416	0	1884913	2478114
år20	2 280 455***	106 868	21,339	0	2070994	2489916
år21	2 856 588***	162 879	17,538	0	2537345	3175831
Inntekt	115 969	122 527	0,946	0,344	-124182	356122
Utdanning	-557 695**	256 659	-2,173	0,03	-1060747	-54644
Gift	-140 630	375 694	-0,374	0,708	-876989	595728
Barn	-81 499	239 304	-0,341	0,733	-550533	387535
Konstantledd	4 553 812	494 638	9,206	0	3584324	5523300

Signifikansnivå: *p < 0,10*; **p < 0,05; ***p < 0,01