

Effekten av fedrekvote på sannsynlighet for skilsmisse

En empirisk analyse av fedrekvotens effekt på skilsmissesannsynlighet blant ektepar med barn

Frida Larsen Melås

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Februar 2021



UNIVERSITETET I BERGEN

Forord

Masteroppgaven markerer min fullførte mastergrad i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Bergen.

Arbeidet med masteren har vært utfordrende, gøyalt og krevende. Jeg vil gjerne rette en stor takk til mine veiledere Kjell Vaage og Espen Bratberg. Deres innsats har vært upåklagelig, og jeg takker for alle konstruktive tilbakemeldinger og gode tips underveis. Takker spesielt Kjell Vaage for tips til masterens tema, og Espen Bratberg for hjelp og tilgang til datagrunnlag.

Vi kan si mye om året 2020, men å skrive masteroppgave i en tid preget av sosial nedstenging og mørketid har hatt sine utfordringer. Om ikke annet, har i det minste arbeidet med masteroppgaven holdt meg motivert i en verden som ellers står stille.

Min familie fortjener en stor takk for all støtte, heiarop og rasjonell tankegang i kampen for den gode magefølelsen, ikke bare under arbeidet med masteren, men gjennom hele min studietid. Tusen takk.

Takk til venner og til gjengen på Institutt for Økonomi, dere er alle 10/10.

Frida Larsen Melås

Februar 2021

Sammendrag

Fedrekvoten ble innført i Norge den 1. april 1993 med formål om jevnere fordeling av arbeid i husholdning og i yrkeslivet blant kvinner og menn. Formålet med masteroppgaven er å undersøke om fedrekvoten har en effekt på skilsmissemånsynlighet, ved at fedre som i større grad deltar i omsorgen for barn kan tenkes å gi mer stabile familier. Ved å benytte paneldata fra FD Trygd i en RD-analyse, forsøker jeg med denne utredningen å undersøke om det er en kausalitet mellom fedrekvote og skilsmissemånsynlighet.

Foreldre av barn født før 1.april 1993, sammenliknes med foreldre av barn født etter denne dato. Analysen viser ingen signifikante effekter på skilsmissemånsynligheten blant de foreldre som fikk barn etter reformen. Det tas høyde for at de som får tilbud om fedrekvote også må oppfylle visse inntektskrav i forbindelse med rett til foreldrepenger, men estimeringen er ikke presis nok til å fange opp signifikante effekter av fedrekvote på skilsmissemånsynlighet. Det utføres en rekke sensitivitetsanalyser som underbygger nulleffekten, og oppgaven forsøker å gi en forklaring på hvorfor fedrekvoten ikke nødvendigvis påvirker stabiliteten i et ekteskap.

Datagrunnlaget for oppgaven er hentet fra FD Trygd. Analysen og behandling av data er utført i Stata/SE 16.

Nøkkelord – Fedrekvote, Skilsmisse, Spesialisering, Likestilling

Innholdsfortegnelse

TABELLREGISTER	VI
FIGURREGISTER.....	VI
1 INTRODUKSJON.....	1
2 INSTITUSJONELLE FORHOLD	3
2.1 MOTIVET FOR FEDREKVOTEN	3
2.2 RETTEN TIL FORELDREPENGER	3
2.3 FEDREKVOTEN BLIR INNFØRT	4
2.4 ENDRING I FAMILIEMØNSTRE.....	7
3 TEORI OM FAMILIEDANNELSE- OG OPPLØSNING.....	9
3.1 ØKONOMISK TEORI	9
3.2 BARNES PÅVIRKNING PÅ PARFORHOLDET	10
3.3 FEDREKVOTENS BETYDNING FOR KJØNSSPESIALISERING.....	11
4 EMPIRISK FORSKNING PÅ EFFEKTEN AV FARSPERMISJON	12
4.1 FEDREKVOTENS EFFEKT PÅ UTTAK AV FORELDREPERMISJON	12
4.2 EFFEKTEN AV OFFENTLIGE OVERFØRINGER PÅ EKTESKAPSSTABILITET.....	12
4.3 EFFEKTEN AV FEDREKVOTEN PÅ BARNES UTFALL OG KVINNERS ARBEIDSTILBUD	13
4.4 EFFEKTEN AV FEDREKVOTE PÅ SAMLIVSBRUDD I SKANDINAVIA	14
5 EMPIRISK STRATEGI.....	16
5.1 REGRESJONSDISKONTINUITET	16
5.1.1 Skarp og fuzzy RD.....	18
5.2 REGRESJONSMODELL.....	19
6 PRESENTASJON AV DATA	21
6.1 UTVALG	21
6.2 DEFINISJON AV VARIABLER	21
6.2.1 Utfallsvariabel.....	21
6.2.2 Konstruksjon av familier.....	22
6.2.3 Utdanning.....	22
6.2.4inntekt.....	22
6.3 DESKRIPTIV STATISTIKK.....	23
6.3.1 Deskriptiv statistikk for hele utvalget.....	24
6.3.2 Inntektsutvikling.....	26
7 RESULTATER.....	29
7.1 HOVEDRESULTATER	29
7.1.1 Grafisk illustrasjon for 1996.....	29
7.1.2 Grafisk illustrasjon for 1998.....	31
7.2 ESTIMERTE EFFEKTER AV FEDREKVOTE PÅ SANNSYNLIGHET FOR SKILSMISSE.....	32
7.2.1 Estimer for skilsmisssannsynlighet i 1996 og 1998.....	32
7.3 MANIPULERING	33
8 SENSITIVITETSANALYSE.....	36
8.1 KONTROLL AV BAKGRUNNSVARIABLER	36
8.2 PLACEBOTEST.....	37
8.3 HETEROGENITETSEFFEKTER	38
8.4 BEGRENSNINGER I DATA.....	40
8.4.1 Foreldrepengeuttak.....	40
8.4.2 Barnefødsler	40
9 DISKUSJON	42

9.1 ESTIMERING MED ITT VERSUS TOT	42
9.2 BECKERS SPESIALISERINGSTEORIER OM SKILSMISSESANNSYNLIGHET	42
10 KONKLUSJON	45
REFERANSELISTE	46
APPENDIKS	49
A.1 HISTOGRAM OVER ALLE FØDSLER PERIODEN JANUAR 1992 TIL DESEMBER 1994	49
B.1 ESTIMERTE EFFEKTER SOM TAR HØYDE FOR MANIPULASJON	49
B.2 PARAMETRISK ANALYSE	50
B.3 ESTIMERTE EFFEKTER AV PLACEBOTEST	50

Tabellregister

TABELL 1 - ENDRINGER I FORELDREPENGEORDNINGEN VED 100/80 LØNNSKOMPENSASJON.....	5
TABELL 2 - UTVIKLING I FEDRES UTTAK AV FØDSELSPENGER PERIODEN 1988 - 1994	6
TABELL 3 - ANDELEN FEDRE SOM MOTTOK FORELDREPENGER PERIODEN 1996 - 2005	6
TABELL 4 - PROSENTVIS ANDEL FØDSLER +/- ÅTTE MÅNEDER FRA REFORM	23
TABELL 5 - DESKRIPTIV STATISTIKK FOR HELE UTVALGET	25
TABELL 6 - DESKRIPTIV STATISTIKK FOR BEHANDLINGS- OG KONTROLLGRUPPEN	26
TABELL 7 - HOVEDRESULTATER	33
TABELL 8 - HETEROGENITETSEFFEKTER I SKILSMISSESANNSYNLIGHETEN	39
TABELL 9 - HETEROGENITETSEFFEKTER MED KJØNNSFORSKJELLER	40

Figurregister

FIGUR 1 - ANTALL EKTESKAP, SKILSMISSER OG BARN FØDT UTENFOR EKTESKAP 1960 - 2018...	7
FIGUR 2 - SKILSMISSERATE PER 1000 GIFTE MENN OG KVINNER 1993 - 2019	8
FIGUR 3 - ILLUSTRASJON AV REGRESJONSDISKONTINUITET	17
FIGUR 4 - INNTEKTSUTVIKLING FOR MENN OG KVINNER I 1992 - 2009.....	27
FIGUR 5 - INNTEKTSFORSKJELLER MELLOM BEHANDLINGS- OG KONTROLLGRUPPEN	28
FIGUR 6 - IKKE-PARAMETRISK TREND I 1996	30
FIGUR 7 - LINEÆR TREND I 1996	30
FIGUR 8 - IKKE-PARAMETRISK TREND I 1998	31
FIGUR 9 - LINEÆR TREND I 1998	32
FIGUR 10 - HISTOGRAM AV FØDSLER RUNDT REFORMDATO	34
FIGUR 11 - FARS INNTEKT	37
FIGUR 12 - FARS UTDANNINGSLENGDE	37
FIGUR 13 - MORS INNTEKT	37
FIGUR 14 - MORS UTDANNINGSLENGDE.....	37
FIGUR 15 - PLACEBOEFFEKT 1997	38
FIGUR 16 - PLACEBOEFFEKT 1995	38

1 Introduksjon

I 1993 ble fedrekvoten innført i Norge. Fedrekvoten innebar at fire uker av den betalte foreldrepermisjonen ble forbeholdt fedre, og perioden faller bort dersom den ikke blir benyttet (NOU 1995:27, s. 9) Den nye farspermisjonen fra 1. april 1993 omfattet derfor både en «tvungen» del i fedrekvoten, og en valgfri del av den totale foreldrepermisjonen. Hensikten med egen fedrekvote var blant annet at far skulle få mer tid med barna fra tidlig alder, og tilrettelegge for mors muligheter i arbeidsmarkedet. Mindre spesialisering av tradisjonelle kjønnsroller var derfor den viktigste målsetningen ved innføringen (NOU 1996:13, s. 215). Flere studier har sett på hvordan fedrekvoten påvirker både mor og fars arbeidstilbud, og barns langsiktige utfall av å ha en mer tilstedeværende far. Cools et al. (2015) finner blant annet at fedrekvoten øker andelen fedre som tar ut permisjon, og at barna presterer bedre på skolen i de familier der far tar ut permisjon. Men i likhet med mange andre publikasjoner, finner de ingen effekt av fedrekvote på mors arbeidstilbud.¹ Fedrekvoten sees på som et viktig instrument for å fremme likestilling, nettopp for å skape mindre kjønnsspesialisering i husholdningen og arbeidsmarkedet.

For at fedrekvoten skal kunne bidra til mindre spesialisering, trenger vi først og fremst mer kunnskap om hvilke fedre som benytter seg av kvoten, hvordan omfordeling av arbeid i husholdningen foregår, og om dette gir utslag for foreldrene i arbeidsmarkedet (Kitterød & Halrynjo, 2017). I sum viser norsk empiri at fedrekvoten har økt andelen fedre som tar ut permisjon, men det er ingen klare estimater for at fedrekvoten har bidratt til økt deltakelse i arbeidslivet blant kvinner (Dahl et al. 2014, m. fl.). Dette kan tyde på at fedrekvoten bidrar til at far er mer hjemme fra jobb, men ikke nødvendigvis at mor er mer ute i jobb.

En slik familiepolitisk reform kan derfor tenkes å påvirke stabiliteten i familien mer generelt. Kan innføring av fedrekvoten bidra til at foreldrene får lavere sannsynlighet for skilsmisse, ved at fedre i større grad tar ut farspermisjon? Så langt jeg kjenner til, finnes det ingen publiserte studier i Norge som undersøker hvilken effekt fedrekvoten har på skilsmisse og samlivsbrudd. Men en rekke studier har undersøkt likestillingseffekter av å innføre egen farskvote til fedre. Kitterød & Halrynjo (2017) oppsummerer funn fra både kvalitative studier og studier av kausale

¹ Rege & Solli (2013) finner imidlertid at fedrekvoten reduserer fedres fremtidige inntekter, så det foreligger empiri rundt fedres arbeidsmarkedstilpasning.

effekter for å besvare om fedrekvoten kan endre det allerede godt etablerte kjønnsmonsteret i dagens samfunn. Deres konklusjon er at det ikke er noen tvil om at fedrekvoten gir økt samvær mellom far og barn, men at det er vanskelig å avdekke om far overtar en større andel av mors oppgaver i husholdningen. Likeledes viser flere studier at mor og far ofte tilbringer farspermisjonstiden sammen, noe som kan tyde på at fedrekvoten ikke nødvendigvis påvirker mors arbeidstilbud.

Det har imidlertid blitt gjort empiriske studier av fedrekvote og samlivsbrudd i Sverige og på Island. Avdic & Karimi (2018) finner at sannsynligheten for separasjon øker blant de par som fikk barn etter fedrekvotens innføring i Sverige. På Island finner derimot Olafsson & Steingrimsdottir (2020) at innføring av fedrekvoten reduserer skilsmissem sannsynligheten blant de par som fikk barn etter reformen. Disse motstridende effektene gjør at det er usikkert hvilken effekt fedrekvote har på familiestabilitet i Norge. Ulikt utdannings- og inntektsnivå blant foreldrene, økt konfliktnivå i husholdningen og mindre spesialiseringsnivå er de forklarte mekanismene bak effektene observert i Sverige og på Island.

Med denne masteroppgaven ønsker jeg altså å undersøke hvilken effekt fedrekvote har på familiestabilitet, nærmere bestemt sannsynlighet for skilsmisse. Ved å benytte norske registerdata fra FD Trygd kan jeg sammenlikne familier som fikk barn før reformen i 1993, med familier som fikk barn etter denne reformen, og undersøke om sivilstand endres fra gift til skilt. Ved å bruke regresjonsdiskontinuitet som empirisk metode, er formålet å undersøke om det er en kausal effekt av fedrekvote på skilsmissem sannsynlighet. Mer presist har masteroppgaven følgende formulerte problemstilling:

«Hva er effekten av fedrekvote på skilsmissem sannsynlighet blant ektepar med barn?»

Oppgaven er inndelt i 10 kapitler. Først presenteres de institusjonelle forholdene angående foreldrepermisjon og fedrekvote. Kapittel 3 og 4 presenterer henholdsvis teoretisk forståelse av ekteskapsstabilitet, og presenterer tidligere empiriske undersøkelser av innføring av fedrekvote i Norge. Deretter illustrerer oppgaven hvordan regresjonsdiskontinuitet benyttes som analyseverktøy for å løse problemstillingen, der påfølgende kapittel 6 utreder datautvalget fra FD Trygd som danner grunnlaget for analysen. De estimerte resultatene vises i kapittel 7, og gjennomgår en sensitivitetsanalyse i kapittel 8. Resultatene diskuteres i kapittel 9, og følges av en konklusjon i kapittel 10.

2 Institusjonelle forhold

Kapittelet gjør rede for bakgrunnen for fedrekvoten og de generelle rettighetene i foreldrepengeordningen. Fedrekvotens utvikling omtales deretter, samt enkel statistikk over fedres opptak av farspermisjon etter innføringen av fedrekvote. Til slutt kommenteres utbredelsen av samboerskap og ekteskap i dagens Norge, og hvordan dette har endret seg de siste tiårene.

2.1 Motivet for fedrekvoten

I Regjeringens Langtidsprogram for 1994-97 heter det at *«det er Regjeringens mål å bidra til at foreldre er likestilte medlemmer av familien, og at familien får mest mulig likeverdige muligheter til å ivareta omsorg og oppdragelse»* (St.meld.nr. 4 (1994-97), NOU, 1995:27). Mangfoldet i familien har endret seg stort de siste tiårene. Staten bruker samtlige virkemidler med formål å påvirke rollefordelingen innad i familien, i tillegg til å påvirke arbeidsmarkedet i retning like muligheter for menn og kvinner. Fedrekvoten ble innført for å øke sysselsetting blant kvinner, gi insentiv til fedres deltakelse i barneoppdragelse, og øke likestilling mellom menn og kvinner (Cools et al, 2015).

2.2 Retten til foreldrepenger

Foreldrepengeordningen fra folketrygden har som hensikt å sikre inntekt for foreldre som venter barn, og skal kompensere for manglende yrkesaktivitet (NOU, 2017:6, s. 144). Retten til foreldrepermisjon fra arbeid er regulert i arbeidsmiljøloven (2005, § 12-5), hvor det heter at *«foreldre har rett til permisjon når det ytes foreldrepenger fra folketrygden»*. Retten til foreldrepenger reguleres av folketrygdloven (1997, § 14-5 – 14-16). Foreldrepermisjon er derfor betegnelsen på foreldre som mottar foreldrepenger fra folketrygden i forbindelse med barneomsorg etter fødsel.

Allerede fra 1909 fikk mødre det som den gang het «barselpenger» i seks uker (Statistisk sentralbyrå, 2017) og i senere tid ble dette utvidet til 12 uker betalt permisjon. Trenden var at de fleste mødre ikke returnerte tilbake til arbeid etter endt permisjon, noe som medførte lav sysselsetting blant kvinner. I 1978 ble retten til permisjon fra jobb utvidet til ett år, hvor 18 uker var betalt permisjon. Ordningen ble oppfattet som et viktig steg mot likestilling mellom

kjønnene. Foruten de seks første ukene etter barnets fødsel kunne permisjonsukene fordeles fritt mellom mor og far.² Dette gav mulighet til endret farsrolle i den klassiske familiestrukturen, men likevel var det svært få fedre som valgte å ta ut permisjon (Schou, 2019, s. 8).

Siden 1978 har foreldrepengeordningen stadig blitt utvidet og endret på. I dag gis det inntil 46 uker betalt permisjon fordelt på mor og far ved 100 prosent lønnskompensasjon (Dahl et al, 2014). Dette innebærer at begge foreldre har hver sin permisjonskvote på 15 uker, med en fellesperiode på 16 uker som kan fordeles fritt mellom dem. Ved 80 prosent lønnskompensasjon, gis det lenger permisjonstid, men med lavere inntektskompensasjon fra folketrygden. Dette etter utvidelsen 1.juli 2018 (Nav, 2020).

Retten til foreldrepenger ved foreldrepermisjon gjennom folketrygdloven gis til foreldre som oppfyller følgende tre vilkår; 1) vedkommende må ha hatt inntekt i minst seks av de siste ti måneder, 2) en årsinntekt som tilsvarer minst et halvt grunnbeløp (0,5G), 3) og være bosatt i Norge og medlem av folketrygden. Grunnbeløpet (1G) per 1. mai 2020 er 101 351 kroner (Nav, 2019). Foreldrepenger beregnes etter inntekten til den forelderen som tar ut permisjon, og beregningsgrunnlaget har et maksbeløp på seks ganger grunnbeløp (6G) av hensyn til opprinnelig inntektsgrunnlag. Det betyr at foreldre med årslønn som overstiger 6G, vil tape inntekt i foreldrepermisjon. Etersom menn ofte tjener mer enn kvinner, vil fedre som regel tape mer i inntekt i foreldrepermisjon enn kvinner. Dersom en av foreldrene ikke har opparbeidet seg rett til foreldrepenger, kan den andre parten kunne ta ut hele perioden alene.

2.3 Fedrekvoten blir innført

Allerede i 1978 kunne far ta ut foreldrepenger som en del av foreldrepermisjonen, dersom mor gikk tilbake i jobb. Dette var ikke en kvote forbeholdt til fedre, men en ordning som gav mulighet for at fedre kunne bidra i barneomsorgen, og for at mødre kunne komme tilbake i arbeid. Det var imidlertid svært få fedre som tok ut permisjon på denne tiden. Den største endringen skjedde 1. april 1993 – da Norge som første land i verden innførte egen fedrekvote (NOU, 2017:6, s. 146). Hensikten var å øke likestilling i arbeidsmarkedet og redusere graden av kjønnsbasert arbeidsdeling i de respektive husholdningene. Samtidig skulle det være et

² De første seks uker med permisjon etter fødsel er forbeholdt mor.

hjelpemiddel for å styrke fars relasjon med mor og barn ved å kunne tilbringe mer tid i hjemmet. Fedrekvoten skulle dermed bidra til å gi familien bedre vilkår i barnets første leveår. Retten til fedrekvote innebar at fire uker av de daværende 42/52 ukene ved 100/80 prosent lønnskompensasjon ble forbeholdt far. Foreldrepermisjonsordningen bestod nå av tre deler; fire uker til far, ni uker til mor og 29/39 uker som kunne fordeles fritt (Kitterød et al. 2017, s. 13). Ved uttak av fedrekvoten er det ikke et krav at mor skal være i jobb; begge foreldre kan være hjemme samtidig under uttak av fedrekvoten. Dersom far ønsker å ta ut lengre permisjon enn hva fedrekvoten tilsier, stilles det derimot krav til mors yrkesaktivitet (NOU 2017:6, s. 144). Dersom fedre unnlater å benytte seg av kvoten, eller delvis unnlater, vil den totale foreldrepermisjonsperioden reduseres tilsvarende (NOU 1995:27, s. 28).

Siden 1993 har både lengden på fedrekvoten og foreldrepermisjonen endret seg. I begynnelsen ble det tildelt fire uker med fedrekvote. Samtidig økte foreldrepermisjonen fra 35 til 42/52 uker, avhengig av 80- eller 100 prosents lønnskompensasjon. Fra og med 1.juli 2005 økte fedrekvoten fra fire til fem uker, og siden har den økt til 14 uker i 2013. I 2014 ble den redusert til ti uker, før den i dag er på 15 uker (Statistisk sentralbyrå, 2017). Fedrekvoten var altså på fire uker fra 1993 til 2005. Se tabell 1 for oversikt over endringer i foreldrepermisjonen.

TABELL 1 - ENDRINGER I FORELDREPENGEORDNINGEN VED 100/80 LØNNSKOMPENSASJON

Årstall	Uker totalt	Uker for mor	Uker for far
1993	42/52	9	4
2005	43/53	9	5
2006	44/54	9	6
2009	46/56	9	10
2011	47/57	9	12
2013	49/59	17	14
2014	49/59	13	10
2018	49/59	15	15

Note: Mors uker innebærer tre uker permisjon før termin.

Kilde: Kitterød & Halrynjo (2017)

Innføring av egen kvote til fedre gav merkbare utslag på statistikken over fedres opptak av foreldrepermisjon. Tabell 2 viser utviklingen av fedres uttak av foreldrepenger i perioden 1988-1994. Samme året fedrekvoten ble innført var det 1 567 fedre som tok ut foreldrepenger. Året

etter innføringen var det markant økning til 15 361 fedre som tok ut foreldrepenger. Før innføring av fedrekvoten, var det altså svært få fedre som tok ut foreldrepermisjon.

TABELL 2 - UTVIKLING I FEDRES UTTAK AV FØDSELSPENGER PERIODEN 1988 - 1994

År	Tilfeller med utbetaling av engangsstøtte	Totalt antall fødselspengetilfeller	Fødselspengetilfeller med utbetaling til fedre
1988	17 134	34 748	208
1989	16 970	36 626	382
1990	16 550	36 751	617
1991	16 700	40 932	820
1992	16 700	42 178	973
1993	16 300	38 525	1 567
1994	16 400	40 719	15 361

Kilde: NOU 1995:27

Tabell 3 viser prosentvis andel menn som mottok foreldrepenger og lengden på perioden i årene 1996 til 2005. 69,2 prosent av fedrene tok ut 20 dager permisjon i 1996, og bare 11,8 prosent av fedrene tok ut mer enn 20 dager. Sammenliknet med de andre årstallene er prosentandelen omtrent lik for 20 dager permisjon. Fedrekvoten ble utvidet fra fire til fem uker i 2005 (20-25 dager), men det vises ikke i tabellen. I Ot.prp.nr 98 (2004-2005) ble det lagt frem at utvidelsen tredde i kraft 1.juli 2005, derfor virker det rimelig at det ikke gav utslag for andelen fedre i permisjon før året etter. Det fleste tok ut akkurat hva fedrekvoten tilsier, men heller ikke mer (Nav, 2007). Trenden er fortsatt at kvinner tar ut størsteparten av fellesukene med permisjon.

TABELL 3 - ANDELEN FEDRE SOM MOTTOK FORELDREPENGER PERIODEN 1996 - 2005

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
I alt	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
1-10 dager	10,0	9,6	9,5	9,7	10,2	9,0	8,3	7,7	7,2	7,3
11-19 dager	9,0	9,4	9,3	9,8	9,8	7,2	5,9	5,7	5,6	5,3
20 dager	69,2	69,5	68,5	69,6	68,9	70,3	70,7	71,4	70,6	69,0
21-24 dager	0,8	0,7	0,8	0,7	0,6	0,8	0,9	0,8	0,9	1,0
25 dager	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,5	1,1
26-39 dager	2,2	2,0	2,5	2,2	2,3	2,6	2,8	3,0	3,3	3,7
40 dager +	8,4	8,4	9,0	7,6	7,8	9,7	11,0	10,9	11,9	12,6

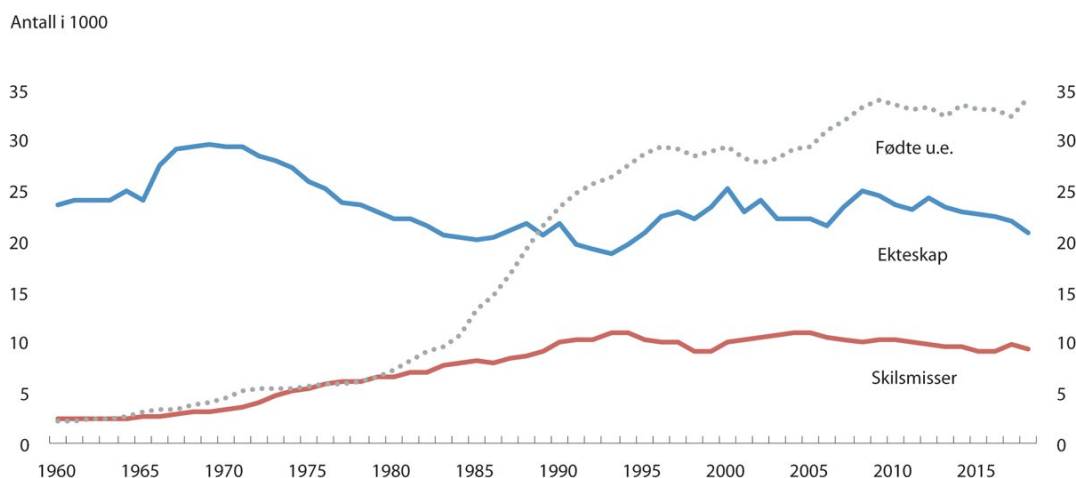
Kilde: NAV (2007)

2.4 Endring i familiemønstre

Både utviklingen i inngåtte ekteskap og fertilitetsraten er viktige størrelser i denne masteroppgaven. Skilsmissemånsynligheten de siste årene avhenger først og fremst av antall par som velger å gifte seg, og fedrekvoten tilbys først og fremst de fedre i parforhold som venter barn. Derfor er det viktig å omtale noen av de mest sentrale utviklingstrekkene observert i familiemønstre. Delkapitlet presenterer derfor utviklingstrekk i andelen ektepar og samboere i dagens Norge.

De siste 50 årene er preget av lavere andel inngåtte ekteskap, der samboerskap er blitt en vanligere samlivsform. I tillegg er gjennomsnittsalderen for førstegangsfødende høyere i dag enn på 1970-tallet. Gjennomsnittsalderen har steget fra 23 år til 29 år for mødre, og fra 26 år til 31 år for fedre (Statistisk sentralbyrå, 2019). Samtidig viser tall fra SSB (2020) at det i 2019 ble inngått 19 855 ekteskap, mens det var 10 422 separasjoner. 41,3 prosent av par over 18 år i Norge er gift, og 18,4 prosent er samboerpar i samme aldersgruppe. Derfor har også andelen barn født utenfor ekteskap økt de siste årene. I 2018 ble 46 prosent av barna født av samboende foreldre, 42 prosent av gifte og 12 prosent av enslige foreldre (NOU 2019:20, s. 39). Figur 1 viser det årlige antallet inngåtte ekteskap, skilsmisser og fødte barn utenfor ekteskap perioden 1960 til 2018. Nedgangen i andelen inngåtte ekteskap fra 1960 til 1993 kan blant annet begrunnes i økning av samboende par. Barn født utenfor ekteskap har også sterk økning de siste årene, blant annet fordi det er vanligere å få barn mens man fortsatt er samboere.

FIGUR 1 - ANTALL EKTESKAP, SKILSMISSER OG BARN FØDT UTENFOR EKTESKAP 1960 - 2018

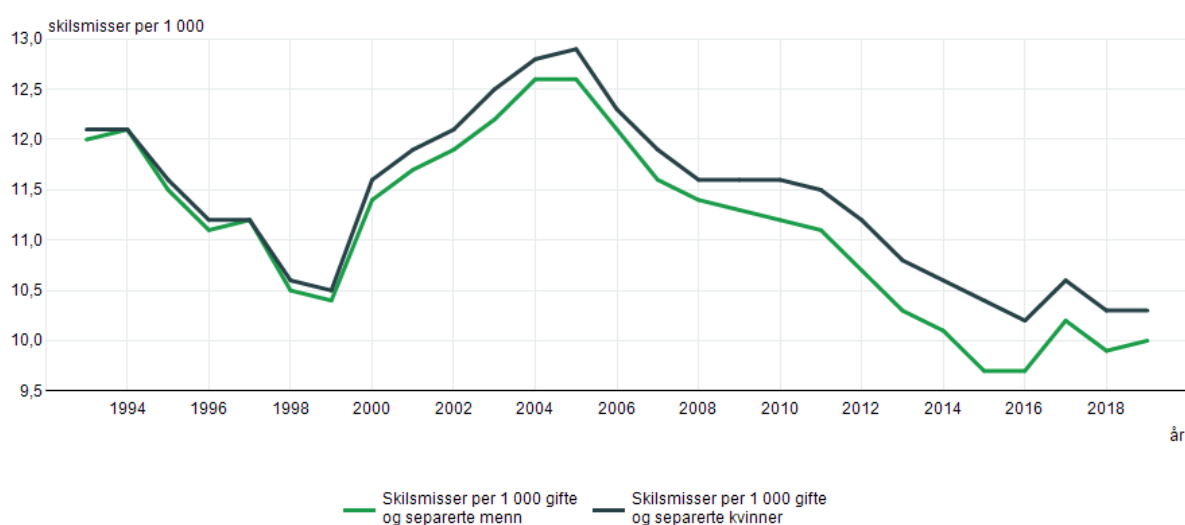


Kilde: NOU 2019:20

Identifisering av samboende par er utfordrende. Identifisering foregår først og fremst når paret får sitt førstefødte barn. Men det er likevel ikke alle par som velger å bli samboere, og det er mange som ikke har felles bostedsadresse i folkeregisteret selv om de er samboere. Det hadde vært ønskelig å inkludere både samboerpar med barn, og ektepar med barn som separeres for å undersøke effekten på samlivsbrudd generelt. Fordi identifisering av samboerpar som eventuelt går fra hverandre er utfordrende, vil dette falle utenfor oppgavens omfang. Tilsvarende gjelder for ektepar som separeres; en separasjon fører nødvendigvis ikke til skilsmisse. Siden data er såpass usikre for samboende par og separerte ektepar, vil oppgavens problemstilling angå gifte par og deres sannsynlighet for skilsmisse.

Andelen skilsmisser har de siste årene hatt til dels store svingninger. Figur 2 viser skilsmisseraten per 1000 gifte menn og kvinner perioden 1993 til 2019. Figuren viser nedgang mot år 2000 og med topp i 2005. Deretter faller raten jevnt mot 2019.

FIGUR 2 - SKILSMISSERATE PER 1000 GIFTE MENN OG KVINNER 1993 - 2019



Kilde: Statistisk sentralbyrå

3 Teori om familiedannelse- og oppløsning

3.1 Økonomisk teori

Gary Becker (1977) representerer et betydningsfullt teoretisk grunnlag for studiet av ekteskapsstabilitet. Ifølge hans tilnærming tas slike avgjørelser av nyttemaksimerende individer, der nytten av å gifte seg veies opp mot nytten av å skille seg. Skilsmissemuligheten er derfor mindre jo høyere forventet gevinst ved ekteskapet er. Ekteskap er mest effektivt der den ene partneren spesialiserer seg i arbeidsmarkedet, mens den andre partneren spesialiserer seg i husholdningen. Partnerskap mellom to individer blir dermed sett på som delt produksjon og konsum som maksimerer finansiell og ikke-finansiell nytte. Forholdet mellom inntektsmuligheter i arbeidslivet og produktivitet i husholdningen, bestemmer derfor arbeidsdelingen. Likevekten er ifølge teorien i de tilfeller der partnerskap etableres på bakgrunn av komplementære karakteristikkene som maksimerer produksjon og konsum. Ved valg av partner, er disse karakteristikkene ukjent, og det krever tid før parten får kjennskap til bidraget i nyttemaksimeringen. Karakteristikkene som vektlegges handler om partnerens alder, inntekt, religion, familieforhold og utdanningsnivå. Usikkerheten tilknyttet karakteristikkene løses over tid, og valget mellom å forbli gift eller gjennomføre skilsmisse tas når partene har fått kjennskap til disse. Fordi nyttemaksimering også omhandler individers preferanser, vil en partner ønske seg ut av ekteskapet dersom nytten av å forbli gift er lavere enn nytten av å skille seg. Hva som får nytten av å være gift til å falle, er ikke kjent ved valg av partner.

Nytteverdien ved å inngå eller gå ut av ekteskap er knyttet til arbeidsdelingen i husholdning- og arbeidsmarkedet. Beckers teorier bygger på at spesialiseringen i de to sektorene tradisjonelt sett er kjønnsdelt. Fordi mødre har biologisk fordel i omsorgen for barn, blir det argumentert for at de mest effektive ekteskap er i de tilfeller hvor menn tjener mer enn kvinner og dermed gir økonomisk støtte fremfor ikke-økonomisk støtte. Tilsvarende kan den biologiske fordelene blant kvinner medføre mer effektiv produksjon og konsum i husholdningen. Inntektsøkning hos kvinnen vil derfor ifølge Becker redusere total produksjon i husholdningen, og det vil ikke lenger være likevekt i arbeidsdelingen. Fedrekvotens hensikt er blant annet at kvinner skal få økt mulighet til deltakelse i arbeidslivet, og potensiell inntektsøkning hos kvinner og inntektsnedgang for menn (da de tar større del av det ikke-finansielle arbeidet i husholdningen) kan derfor skape ustabilitet i ekteskapet.

Plutselig endring i partnerens karakteristikk som følge av intervensjon fra myndighetene kan redusere nytten av å være gift, ved å påvirke arbeidsdelingen i hjemmet. Tilsvarende kan offentlige overføringer fra staten påvirke de økonomiske insentivene til å være gift eller ta ut skilsmisse.³ Overføringer fra staten, endring i inntekt for partner eller tilsvarende vil derfor endre spesialiseringsnivået til partene i et ekteskap ifølge Becker.

Weiss & Willis (1997) tar utgangspunkt i modellen til Becker (1977) når de undersøker hvordan inntekt påvirker skilsmissemånsynligheten. De benytter inntektsendringer som eksogen «sjokk» for hvilken effekt det har på ekteskapet, ved å ta utgangspunkt i den predikerte langsiktige inntekten til hver av partene i ekteskapet. De finner at en uventet inntektsøkning hos menn reduserer skilsmissemånsynligheten, mens en uventet inntektsøkning hos kvinner øker skilsmissemånsynligheten. Forfatterne forklarer imidlertid ikke hva som generer de ulike inntektsendringene, så det er vanskelig å konkludere med at det er inntektsnivået i seg selv som avgjør nytten av å forbli gift eller å skille seg. Det kan være andre faktorer som korrelerer med skilsmisse og inntekt, men disse blir ikke kontrollert for i analysen. Innføring av fedrekvote skaper et økonomisk insentiv for fedre til å ta ut farspermisjon, da de får 80 eller 100 prosent av sin tidligere lønn i permisjonstiden. Samtidig er det mange fedre som vil tape på dette i forhold til inntektsbegrensningen på seks ganger grunnbeløp, slik at fedrekvoten kan ikke sees på som en eksogen inntektshopp- eller nedgang i denne sammenheng.

3.2 Barns påvirkning på parforholdet

Økonomisk teori som predikerer hvordan barn påvirker ekteskapsstabilitet er ikke like kjent. Dette har imidlertid blitt undersøkt empirisk av blant annet Svarer og Verner (2008) i Danmark. Resultatene viser at lykkeligere par har større sannsynlighet for å investere i barn, og på den måten har barn en stabiliserende effekt på parforholdet. Når de imidlertid korrigerer for seleksjonseffekten, viser det seg at barn ikke har noen positiv effekt. Seleksjonseffekten er her skillet mellom de som planla graviditet mot de foreldre som ikke planla graviditet, men som likevel gjennomførte svangerskapet. Korrelasjonen mellom lykkelige par og foreldreskap må derfor korrigeres for, og når de tar høyde for at foreldreskap ikke er planlagt finner de ingen effekt av barn på parforholdet.

³ Offentlige overføringer er definert som penger overført fra staten ved ulike trygdeordninger (SNL, 2019).

Masteroppgavens intensjon er å undersøke om fedrekvoten har påvirkning på skilsmissemånsynligheten. Det har likevel vært hensiktsmessig å omtale andre årsaksfaktorer som også kan ha en effekt på parforholdet. Fedrekvoten tilbys de fedre som først og fremst venter barn, så at barnet i seg selv kan generere positive og negative effekter på parforholdet kan ikke utelukkes, men vil samtidig ikke bli analysert videre i oppgaven. Men oppgaven sammenlikner par som faktisk får barn under ulike regimer for overføringer fra det offentlige.

3.3 Fedrekvotens betydning for kjønnspecialisering

Det å gi fedre økt mulighet for tilstedeværelse i husholdningen, og samtidig tilrettelegge for økt sysselsetting blant mødre, kan sees på som en mulig «trussel» for den tradisjonelle spesialiseringen blant ektepar – skal vi følge teorien til Becker. Ved at staten gir insentiver til å endre familiedynamikken, kan individenes preferanser endres med tanke på avveiningen mellom nytte og kostnad i ekteskapet. På den ene siden kan omrokering av spesialiseringsnivået generere økt misnøye i parforholdet ved at partene invaderer hverandres «territorium». På den andre siden kan det tenkes at økt tilstedeværelse hos far vil styrke parforholdet ved at mødre avlastes i husholdningen. I tillegg kan økt sysselsetting blant mødre gi mer stabile forhold da de også får utviklet seg karrieremessig. Hvorvidt mindre spesialisering i husholdningen medfører høyere eller lavere skilsmissemånsynlighet har derfor ingen klar prediksjon. Det er heller ikke dekning i forskningen for å hevde at fedrekvoten faktisk medfører mindre kjønnspecialisering i arbeidsmarkedet og husholdningen som følge av omfordeling i mødre og fedres tradisjonelle kjønnsroller (Kitterød & Halrynjo, 2017). Neste kapittel omtaler derfor tidligere empiriske studier for effekten av fedrekvote.

4 Empirisk forskning på effekten av farspermisjon

Det finnes ingen studier av effekten fedrekvote har på skilsmissemånsynligheten i Norge. Det har imidlertid vært mye diskusjon om både innføring og utforming av fedrekvoten, og en rekke studier har sett på hvordan fedres permisjonsperiode har påvirket mors arbeidsmarkedsutfall, barns utdanning og spesialiseringsnivået i husholdningen (Cools, Fiva & Kirkebøen, 2015; Brandt & Kvande, 2016; Dahl, Løken & Mogstad, 2014). I tillegg har flere studier sett på hvordan overføringer (offentlige og private), ved skilsmisseoppgjør i dette tilfellet, påvirker insentivet til skilsmisse (Vaage & Tjøtta, 2008 m fl.). Publikasjoner som eksplisitt analyserer hvordan fedrekvoten påvirker skilsmisse, har blitt gjort av Avdic & Karimi (2018) for Sverige, og Olafsson & Steingrimsdottir (2020) for Island. I dette kapitlet presenteres tidligere empiriske funn knyttet til innføring av fedrekvote. Som sagt finnes det ingen publikasjoner for effekten av fedrekvote på samlivsbrudd i Norge. Men de norske analysene referert til over undersøker en rekke forhold som må antas å angå skilsmisse, slik som reform take-up, inntektseffekter, arbeidsmarkedsutfall og barns utfall. Disse analysene omtales derfor i de påfølgende delkapitlene.

4.1 Fedrekvotens effekt på uttak av foreldrepermisjon

Fedres uttak av permisjon økte betraktelig etter reformen i 1993. Dahl et al. (2014) har sett på sosiale interaksjonseffekter ved betalt fedrekvote i Norge. De finner at kolleger og brødre av de fedre som tok ut permisjon, har økt sannsynlighet for å selv ta ut fedrekvote med 11 og 15 prosentpoeng, henholdsvis. Dette begrunnes i økt informasjon om hvordan deres kollegaer reagerer på uttaket, samt større innsikt i fordeler og ulemper ved å ta ut fedrekvote. Cools et al. (2015) ser på hvordan innføringen av fedrekvoten påvirker andel fedre som tar ut kvoten, og hvordan dette har påvirket foreldrenes arbeidsstatus og barnas skoleprestasjoner. De finner blant annet at opptak av fedrekvote økte fra tre prosent mars 1993 til 25 prosent april 1993, en betydelig økning etter innføring av reformen.

4.2 Effekten av offentlige overføringer på ekteskapsstabilitet

Innføring av fedrekvoten er et politisk vedtak som ble lagt frem i nasjonalbudsjettet oktober 1992. Effekten av offentlige overføringer som fedrekvoten gir opphav til en rekke studier av hvordan finansielle virkemidler påvirker samfunnet. Vaage og Tjøtta (2008) for eksempel,

finner at nivået av offentlige overføringer i forbindelse med skilsmisseoppgjør har positiv effekt på sannsynlighet for skilsmisse. Nærmere bestemt indikerer funnene at fordeling av overføringer i favør av konen gir økt sannsynlighet for skilsmisse. Hypotesen er at offentlige overføringer til fraskilte familier kan påvirke fremtidige beslutninger om skilsmisse gjennom mengden overføringer. Forsikringsgrunnlaget ved skilsmisse reguleres i disse overføringene, og kan derfor påvirke insentivet til å ta ut skilsmisse. Ved å benytte paneldata fra 2 806 par, finner de positiv effekt på skilsmissesannsynligheten. At offentlige overføringer øker sannsynligheten for skilsmisse, er i tråd med teorien til Becker (1977) presentert tidligere.⁴

4.3 Effekten av fedrekvoten på barns utfall og kvinners arbeidstilbud

Flere studier har undersøkt hvordan økt tilstedeværelse hos far påvirker barnas langsiktige utfall, både med tanke på skoleprestasjoner og familierelasjoner. Cools et al. (2015) bruker en forskjell-i-forskjell-metode for å estimere effekten av fedrekvoten i 1993 og utvidelsen av foreldrepengeordningen i 1992.⁵ Reformeffekter estimeres ved å se på de foreldre som fikk barn tre måneder før og etter 1. april både i 1992 og 1993, og sammenlikner disse før- og etter effektene med tilsvarende forskjeller i 1991 (når det ikke var noen endringer i foreldrepengeordningen). Barnas skoleprestasjoner økte som følge av at flere fedre tok ut kvoten, og funnet begrunnes i at flere fedre var til stedet for barna. De undersøker også hvordan fedrekvoten påvirker mors arbeidsmarkedsutfall, og finner negativ effekt på mors inntekt som følge av redusert arbeidstilbud. Flere fedre rapporterer også at de ønsker fleksibel fedrekvote hvor de kan kombinere jobb og barn (Brandt og Kvande, 2016). Ved hjelp av kvalitativ studie av fedre i Norge ble det vist at fedre foretrekker deltidspolisjon, noe som viser preferanser mot arbeidsmarkedsdeltakelse. Foreldrepolisjon kan tas ut helt frem til barnet fyller tre år, og mange fedre i studien oppga at de ønsket å utsette permisjonstiden inntil barnet er i en alder hvor de kan kommunisere med språk. Dette kan være en årsak til at mange fedre ikke tar ut fedrekvoten kort tid etter barnets fødsel.

⁴ Det andre hovedfunnet, at overføringer i favør kvinnen også øker skilsmissesannsynligheten, lar seg vanskelig tolke innenfor Beckers kooperative familiemodell. Vaage og Tjøtta tar dette til inntekt for en ikke-kooperativ familiemodell, men det faller utenfor denne oppgavens rammer å diskutere kooperative vs. ikke kooperative modeller.

⁵ I 1992 økte den totale foreldrepengeordningen med tre uker som kunne fordeles fritt mellom mor og far (Cools et al, 2015).

4.4 Effekten av fedrekvote på samlivsbrudd i Skandinavia

Som nevnt var Norge det første landet i verden som innførte egen kvote forbeholdt fedre. Sverige innførte tilsvarende fedrekvote i 1995. Avdic & Karimi (2018) benyttet anledningen til å se hvordan fedrekvoten påvirket ekteskapsstabilitet i Sverige ved å benytte regresjonsdiskontinuitet for å avdekke mulig kausal årsakssammenheng. Motivert av sammenhengen mellom fedrekvote og ekteskapsstabilitet, ønsket de å undersøke om fedrekvoten påvirker sannsynlighet for separasjon. Når fedre tar en større andel av de totale permisjonsukene, er hypotesen at økt samvær og forståelse hos far bidrar til redusert sannsynlighet for samlivsbrudd. Tilsvarende kunne det og tenkes at farspermisjon skaper uro i husholdningen ved å endre de etablerte kjønnsrollene. De ønsket derfor å undersøke om det foreligger en kausal effekt av fedrekvoten ved å studere par som fikk barn rett før og rett etter fedrekvoten ble innført i Sverige. Ved å benytte utvalg med barn født i perioden 1994 – 2005 betrakter Avdic & Karimi (2018) hvor mange foreldrepengedager som tas ut av hver forelder per barn som fødes i perioden. Utvalget begrenses til barn født 12 måneder før og etter reformen, som ble innført 1.januar 1995.

De finner at mors foreldrepengedager gikk ned som følge av reformen, og at fars foreldrepengedager økte. Videre finner de at fedrekvoten *øker* sannsynligheten for at parene separeres tre år etter barnets fødsel med åtte prosent. Effekten er størst blant de par som hadde relativt lik fordeling i uttaket av foreldrepenger. Motivert av resultatene studerer Avdic & Karimi potensielle mekanismer som driver effektene. De finner at reformen medførte redusert inntekt for mor og far, noe som indikerer at mor ikke hadde lønnet arbeid i perioden far hadde permisjon. I tillegg var sannsynligheten for separasjon drevet av de par der mødre hadde lavere arbeidsinntekt. Oppsummert finner derfor Avdic & Karimi at økt sannsynlighet for separasjoner kommer av inntektsnedgang som genererer økt konfliktnivå i husholdningen, og at det er spesielt i de familier hvor mor har lavere inntekt som rammes hardest.

Olafsson & Steingrimsdottir (2020) finner motsatt effekt på Island. Ved hjelp av regresjonsdiskontinuitet og forskjell-i-forskjell viser deres resultater at innføring av fedrekvote *reduserer* sannsynligheten for separasjon. Estimeringen er basert på fødsler 15 uker før og etter reformen 1.januar 2001, og viser reduksjon på 11,6 prosentpoeng fem år etter barnets fødsel. 15 år etter er trenden lik, hvor sannsynligheten for separasjon reduseres med cirka ni prosentpoeng blant de par som fikk barn etter reformen. I motsetning til Avdic & Karimi

(2018), finner Olafsson & Steingrimsdottir at mekanismen som driver effektene knyttes til utdanningsnivået til foreldrene. Hypotesen de har bak dette funnet er at økt utdanningsnivå blant kvinner de siste årene, samtidig som de fortsatt ansees som primære forsørgere i barneoppdragelsen, genererer en rollekonflikt når også far tilbringer mer tid i hjemmet blant de par der kjønns spesialisering ikke er en selvfølge. Effekten er derfor størst der mor og far har relativt lik lengde på utdannelsen, eller hvor mor har høyere utdannelse enn far.

Effektene av fedrekvote på ekteskapsstabilitet i Sverige og på Island har motsatte resultater. I tillegg begrunnes effektene av ulike mekanismer, men det er likevel inntekt og utdanningsnivå som forklarer årsaken til hvorfor fedrekvoten kan skape utfordringer for parforholdet. Ifølge Beckers teori (1977) er det hovedsakelig to mekanismer som kan øke ustabilitet i ekteskapet som følge av politiske vedtak. Med tradisjonelle kjønnsroller som utgangspunkt, vil politiske virkemidler som intensiverer fars bidrag i omsorgen medføre lavere total nytte i familien grunnet fravær fra arbeidsmarkedet og dermed redusert inntektsnivå. Den utradisjonelle rollen fedre da påtar seg, gir lavere nytteverdi samlet sett, og øker dermed sannsynligheten for misnøye i ekteskapet. Den andre mekanismen som kan generere ustabilitet, er endret spesialiseringsmønstre blant fedre. Ved å «tvinge» fedre til å være mer hjemme og gjøre andre oppgaver enn hva de er tiltenkt, kan skape stress og usikkerhet i ekteskapet. Avdic & Karimi (2018) peker på endret rollefordeling som mulig årsak til økende andel separasjoner i Sverige som følge av fedrekvoten, og resultatet støtter derfor Beckers teori om mulig trusler ved politiske reformer i sammenheng med ekteskapsstabilitet.

5 Empirisk strategi

Jeg ønsker å undersøke om fedrekvoten har en kausal effekt på sannsynligheten for skilsmisse. Er det slik at familier der far fikk rett til fedrekvote har større eller mindre sannsynlighet for skilsmisse, enn familier der far ikke har det? Problemet med å kun sammenlikne ektepar med og uten rett til fedrekvote er at det kan være andre faktorer som påvirker skilsmisse, og som er korrelert med fedrekvoten. For eksempel er rett til fedrekvote betinget på en viss inntekt og yrkesaktivitet, som igjen kan være korrelert med skilsmissesannsynligheten. I tillegg kan det være egenskaper ved de som velger å ta ut fedrekvoten i motsetning til de som ikke gjør det, som ikke lar seg observere via foreliggende data. Det kan også være at trenden i befolkning hva angår skilsmisse endres over tid, uavhengig av fedrekvotereformen. Siden det ikke er mulig med noe eksperiment her, må jeg benytte en analysestrategi som gjør at vi likevel kan undersøke om det eksisterer en kausal sammenheng, gitt at visse antakelser er oppfylt. I neste avsnitt viser jeg at problemstillingen her passer for en analyse med regresjonsdiskontinuitet: Fedrekvoten ble innført for fedre med barn født fra og med 1. april 1993, og ingen fedre med barn født før denne datoen hadde rett på fedrekvote. Det betyr at foreldrene til barn født like før denne datoen kan være sammenligningsgruppe for foreldre med barn født like etter denne datoen.

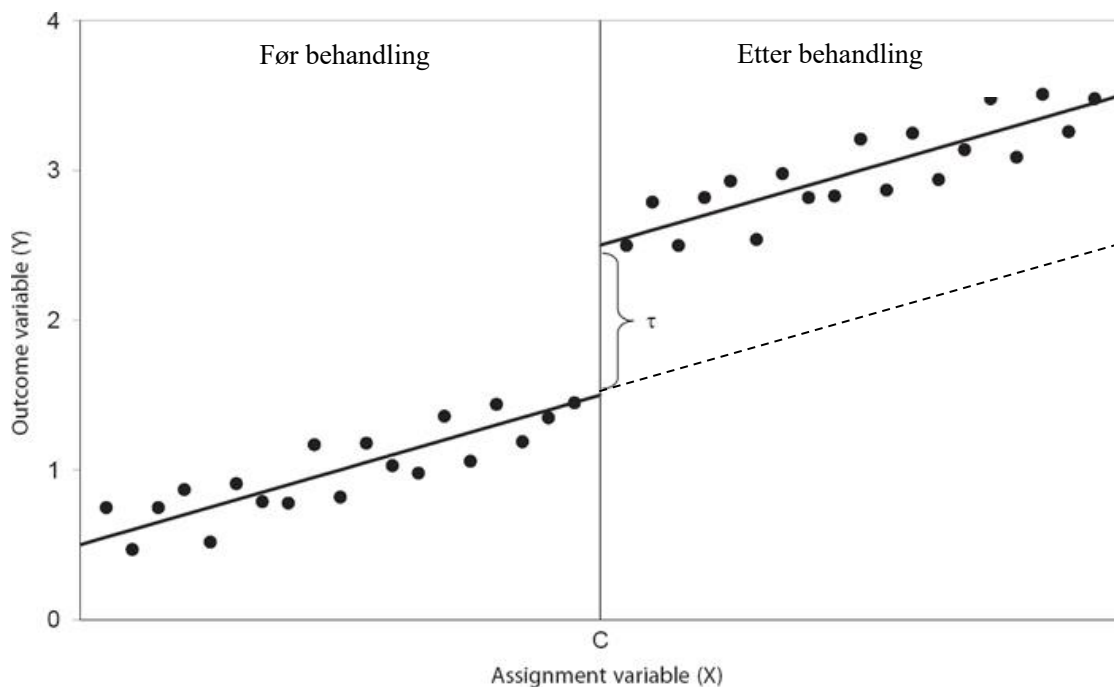
De familier der far har rett til fedrekvote utgjør behandlingsgruppen, sammenliknet med familier der far har barn født før 1. april 1993. De utgjør derfor kontrollgruppen. I empiriske undersøkelser av politiske reformer er det ikke gitt at den behandlede gruppen faktisk mottar behandling. Det er heller ingen garanti for at kontrollgruppen faktisk ikke tar behandling. Oppgaven vil derfor ta utgangspunkt i familier der fedre får *tilbud* om fedrekvote, sammenliknet med familier der fedre ikke får samme tilbud. Dette er prinsippet bak «intention-to-treat»-effekt. Det neste kapittelet beskriver hvilken empirisk metode som benyttes for å undersøke om det foreligger kausalitet mellom effekten av fedrekvote på sannsynlighet for skilsmisse. Metoden tar utgangspunkt i regresjonsdiskontinuitet slik det er fremstilt av Angrist og Pischke (2009) i «Mostly Harmless Econometrics».

5.1 Regresjonsdiskontinuitet

Regresjonsdiskontinuitet (RD) går ut på å sammenligne observasjoner nær en bestemt terskelverdi (cut-off) for å bli eksponert for et gitt tiltak. I RD tildeles behandling på bakgrunn av en observerbar variabel x , som i dette tilfellet er fødselsmåned. Videre er det en

diskontinuitet (manglende sammenheng) i sannsynligheten for å bli behandlet ved terskelverdien av tildelingsvariabelen (running variable). Begrepet «regresjonsdiskontinuitet» kommer av at behandlingseffekten fremstår som et «hopp» ved terskelverdien i regresjonen som knytter tildelingsvariabelen til utfallsvariabelen (se figur 3). Punktet for terskelverdien er gitt ved en «regel» som er eksogen i forhold til de som påvirkes av behandlingen. Populasjonsutvalget på hver side av terskelen skal derfor være nærmest identiske i gjennomsnitt, bortsett fra mottakelse av behandling. Den sentrale antakelsen innenfor RD er at behandling D_i er relatert til en observerbar variabel x , med en diskontinuitet ved kjent terskelverdi c , mens forholdet mellom x og utfallsvariabelen Y er kontinuerlig. Behandlingseffekten estimeres dermed ved å sammenligne utfallet Y med individene like over og like under terskelverdien. Den observerte forskjellen er behandlingseffekten.

FIGUR 3 - ILLUSTRASJON AV REGRESJONSDISKONTINUITET



Kilde: Lee & Lemieux (2010)

Figur 3 illustrerer typisk RD-design. Behandlingseffekten er representert ved τ , y-aksen viser utfallsvariabel, og x-aksen viser tildelingsvariabel med terskelverdien c . De heltrukne linjene viser lineær trend blant utfall for behandlings- og kontrollgruppen. I fravær av behandling er den kritiske antakelsen innenfor RD at regresjonslinjen i kontrollgruppen vil fortsette fra avskjæringen til høyre og inn regresjonslinjen for den behandlede gruppen, illustrert ved den

stiplede linjen. Intuisjonen er at dersom behandlingen ikke har noen effekt på utfallet, vil den observerte linjen for behandlingsgruppen være den stiplede linjen. Behandlingseffekten av tiltaket er derfor representert ved grafisk «hopp» fra stiplet linje til faktisk observert linje i diskontinuiteten.

Innføring av fedrekvoten er et eksempel på et slikt politisk vedtak, og jeg vil derfor kunne sammenligne par som fikk barn rett før og rett etter innføringen i april 1993, som er cut-off datoen. Dermed vil det være mulig å undersøke hvordan parene på hver side av cut-off påvirkes. Behandlingseffekten vil vise hvor stor sannsynligheten er for at parene skilles. Hensikten med å sammenlikne parene nær cut-off, er at disse etter all sannsynlighet vil ha like karakteristikk noe som unngår heterogenitetsproblemet.

5.1.1 Skarp og fuzzy RD

Skarp RD benyttes i tilfeller der behandlingsvariabelen er en deterministisk funksjon av tildelingsvariabelen. Det betyr de tilfeller der alle etter cut-off faktisk får behandling, og alle før cut-off får ikke behandling uansett. Det betyr at;

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{hvis fødeslmåned} \geq \text{april1993} \\ 0 & \text{hvis fødselsmåned} < \text{april1993} \end{cases}$$

Fedrekvoten er en deterministisk funksjon av den observerbare variabelen fødselsmåned (x_i) fordi uansett hvor nær fødselsmåned er april 1993, vil ikke individene få behandling før $x_i = x_0$. Det vil si når parene får barn 1.april 1993 eller etter.

Fuzzy regresjonsdiskontinuitet brukes når behandling er en stokastisk funksjon av tildelingsvariabelen. Retten til fedrekvote er en deterministisk funksjon av barnets fødselsdato. Behandlingen gjelder derfor de fedre som faktisk tar ut fedrekvoten. Dersom jeg hadde hatt informasjon om faktisk opptak av fedrekvote, kunne jeg utført en fuzzy RD med cut-off-dato som instrument for å ta ut fedrekvoten. Siden dette ikke er tilgjengelig, utfører jeg en skarp RD og tolker det som «intention-to-treat»-effekt (ITT). For å heller kunne tolke effekten som «treatment-on-the-treated» (TOT) må jeg ha informasjon om de fedre som faktisk får behandling, det vil si; de fedre som tar ut fedrekvoten.

I skarp RD design med utgangspunkt i ITT vil sannsynligheten for å motta behandling «hoppe» fra 0 til 1 når tildelingsvariabelen krysser cut-off. Det vil si at sannsynligheten for å ta ut fedrekvote går fra 0 til 1 dersom barnet blir født etter 1. april 1993. Ved fuzzy RD hopper sannsynligheten ved cut-off med mindre enn én, som betyr at det estimeres en lokal gjennomsnittlig behandlingseffekt både for de som tar ut fedrekvote, og som er rett ved cut-off. Siden $ITT = TOT/Pr(\text{Behandling})$, vil ITT være en mindre størrelse enn effekten ved TOT.

5.2 Regresjonsmodell

Forutsatt at forholdet mellom utfallsvariabelen Y og variabelen x er lineært, det vil si;

$$\begin{aligned} E(Y_{0i}|x_i) &= \alpha + \beta x_i \\ Y_{1i} &= Y_{0i} + \theta \end{aligned}$$

vil en enkel måte å måle behandlingseffekten D være å estimere følgende lineære regresjonsmodell:

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + \theta D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Y_i er utfallsvariabelen, som i dette tilfellet er skilsmisse for hvert individ i . θ er effekten av behandling som funksjon av behandlingsdummyen D_i , og β er en konstant. x_i er tildelingsvariabel med kjent terskelverdi og ε_i er feilledet. Tildelingsvariabelen (running variable) er i mitt tilfelle avstand i måneder fra reformdato. Den kausale effekten av behandlingsdummyen D_i på utfallsvariabelen Y_i vil fanges opp av θ .

Mer generelt kan vi anta at $E(Y_{0i}|x_i) = f(x_i)$, som gir modellen;

$$Y_i = f(x_i) + \theta D_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Her er $f(x_i)$ en ukjent funksjon. Modellering av $f(x)$ kan f. eks være gitt ved polynomet

$$Y_i = \alpha + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \dots + \beta_p x_i^p + \theta D_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Den identifiserende antakelsen er at $E(Y_{0i}|x_i)$ og $E(Y_{1i}|x_i)$ er kontinuerlige i x_i , slik det ble vist i figur 3. Når den er oppfylt, vil regresjonsdiskontinuitet gi kausaleffekten θ . Antakelsen kan ikke testes direkte, men det går an å sjekke at kontrollvariabler ikke har diskontinuiteter i $x_i = x_0$. I tillegg kan $f(x)$ være forskjellig på hver side av cut-off. I et slikt tilfelle estimeres to ulike betaer ved lineær modell.

I dette tilfellet er tilbud om fedrekvote behandling, og dens effekt på utfallsvariabelen skilsmissemånedssannsynlighet. Avstand i måneder fra reformdato er tildelingsvariabel, og henviser til når barnet ble født i forhold til reformen. Identifiserende antakelse er at potensielle utfall uten fedrekvotereformen er kontinuerlig i fødselsmåned. Det betyr at antall fødsler før og etter reform skal være kontinuerlig ved 1.april 1993. Dermed vil jeg kunne undersøke om skilsmissemånedssannsynligheten har diskontinuitet ved reformdato for de som fikk tilbud om fedrekvote sammenliknet med de som ikke fikk samme tilbud. Regresjonslikning (1) kan derfor omskrives;

$$Skilt_i = \alpha + \beta(fmnd) + \text{behandlingseffekt}(D) + \varepsilon_i \quad (4)$$

Der D er enten 0 eller 1, i forhold til hvilke familier som får tilbud om fedrekvote i henhold til fødselsmåned før eller etter reformen. Regresjonsanalyse med RD-design presenterer først grafiske illustrasjoner som bestemmer funksjonsformen til $f(x)$. Første indikasjon på at det foreligger en effekt, vil vises ved et visuelt «hopp» ved cut-off i figuren. Videre vil formen til grafen si noe om hvilken funksjonsform $f(x)$ bør ha. For eksempel vil en lineær graf indikere at trenden bør være lineær, og den enkleste RD-regresjonen kan benyttes. Når den visuelle betraktningen er gjennomført starter selve estimeringen av modellen. Det potensielle synlige «hoppet» i grafen testes for signifikans ved hjelp av t-test. Videre kontrolleres det for at det ikke er brudd i andre bakgrunnsvariabler, og det selekteres og testes for hvor mange observasjoner og tidsperspektiv det skal være på hver side av cut-off. Dersom behandlingsdummyen er signifikant indikerer det at fedrekvoten har en effekt på sannsynlighet for skilsmisse.

6 Presentasjon av data

6.1 Utvalg

Datagrunnlaget for analysen kommer fra SSB sin registerbase FD Trygd. Jeg har hatt tilgang til observasjoner for alle individer bosatt i Norge i perioden 1992 til 2009. Det er forløpsdatabase hvor utvalget i datasettet jeg har hatt tilgang til, er anonymisert ved at variabler som f. eks inntekt og fødselsnummer er aggregert. Oppgaven benytter paneldatasett med gjentatte observasjoner for hvert individ over tid. Løpenummer til mor og far er identifiseringsnummer av hensyn til personvern, og gjør det mulig å koble foreldre mot barn. I forbindelse med fødsler før og etter reformen, begrenser jeg datasettet til mødre som fikk barn i årene 1992 – 1994. Sentrale demografiske og sosioøkonomiske variabler er individets inntekt, utdanning, alder, kjønn, antall barn og sivilstand. Det foreligger ingen informasjon om hvorvidt foreldre mottar foreldrepenger, men ved hjelp av fødselsmåned og fødselsår vil det likevel være mulig å identifisere de par som fikk rett til fedrekvote. Med inntektsvariabelen kan jeg selekere for om foreldrene har rett til fedrekvoten i henhold til inntektskravet beskrevet i kapittel 2. Ved å fjerne mødre og fedre som tjener under 56 000 kroner årlig hver (0,5G) fra utvalget har jeg omtrentlig oversikt over par som faktisk har rett til fedrekvoten. Jeg har et utvalg med 51 120 mødre i analysen som danner grunnlaget for konstruksjonen av familiene.⁶

6.2 Definisjon av variabler

6.2.1 Utfallsvariabel

Variabel av interesse er hvorvidt sivilstand etter innføring av fedrekvoten er endret til skilt. Jeg ser på dette utfallet for 1996 og 1998, da det er sannsynlig at eventuelle spesialiseringseffekter som følge av fedrekvoten har satt seg tre og fem år etter innføringen. Dette sammenliknes med de par som fikk barn før reformen. Her lager jeg en dummyvariabel for de par som fikk barn før april 1993, og de par som fikk barn etter april 1993. Ingen par som fikk barn før april 1993 hadde rett til fedrekvoten. Dette er skillet mellom behandlings- og kontrollgruppen. Videre lager jeg en tidsvariabel som definerer tidsintervallet før og etter reformen. For $t = 0$ har jeg mars 1993, 1 for april 1993, 2 for mai 1993 osv. – altså $t < 0$ for fødsler før mars 1993. t tilsvarer tildelingsvariabelen x_i i diskusjonen av regresjonsdiskontinuitet i forrige kapittel.

⁶ Hele utvalget innebærer fødsler +/- 8 måneder fra reformdato. Noen av variablene har «missing» for mors utdanning og inntekt, og fars inntekt i 1993. Korrekt N presiseres i tabellene.

Behandlingsdummyen blir $D = 1$ for $t \geq 1$, 0 ellers. Som tidligere nevnt i kapittel 2.3, er oppgavens fokus på ektepar med barn og sannsynligheten for skilsmisse. Et nærliggende alternativ ville vært å inkludere samboende par med barn, og å se på både skilsmisse og separasjon, men dette lot seg ikke gjøre på grunn av databegrensninger.

6.2.2 Konstruksjon av familier

Identifisering av de ulike familiene gjøres ved å koble løpenummeret til barn opp mot løpenummer til mor og far. I konstruksjonen av dette tar jeg utgangspunkt i fødsler i aktuell periode. Dette kobles til mors løpenummer. Deretter lager jeg en variabel for å beholde én observasjon per fødsel. Dette for å unngå at tvillingfødsler registreres som flere observasjoner per fødsel. Så kobles fars løpenummer til fødsler, før andre variabler basert på mor og fars løpenummer tas med i utvalget. Det betyr at antall personer i hver tabell og antall observasjoner for hvert individ tar utgangspunkt i fødselsmåned for hvert barn i analysen.

6.2.3 Utdanning

Datasettet inneholder antall år med utdanning for kvinner og menn målt i 1993. De er oppført som klasstrinn for høyest fullført utdanningstype, der de ulike trinnene registreres fra barneskolen til og med siste året med fullført utdanning. Kategoriseringen er basert på Norsk standard for utdanningsgrupperinger, der trinnene inneholder koder med informasjon om utdanningslengde og utdanningstype (Barrabés & Østli, 2016). I tillegg tar grupperingen hensyn til reformer som har blitt gjennomført i utdanningssystemet, og gjør det mulig å sammenlikne utdanningsnivå før og etter disse reformene.⁷ I denne utredningen vil antall år, og ikke type utdanning, bli hensyntatt.

6.2.4 Inntekt

Individenes økonomiske status beskrives av én inntektsvariabel. For å sikre individuell anonymitet for de som er med i datasettet, er inntekten aggregert til 50 000 kroner og oppgitt i årsbeløp. Aggregeringen innebærer at én enhet lønn betyr at individet tjener 50 000 kroner i året. Nivåene av inntekt er satt til en topp-koding på 1 million, hvilket betyr at individer som tjener 1 million kroner i året *eller mer* blir registrert med 1 million i årsbeløp. Inntektsutvalget

⁷ En sentral reform er at aldersgrensen for skolestart i 1997 ble endret fra 7 til 6 år.

er begrenset til individer mellom 18 og 67 år. Inntektsvariabelen som er brukt i denne analysen er definert som samlet inntekt, det vil si yrkesinntekt + kapitalinntekter + overføringer. Inntektsvariabelen er oppgitt i årsbeløp. Fordi jeg skal se på inntektsutvikling over tid er variabelen KPI-justert. Justeringen er gjort ved å deflatere verdiene i samsvar med konsumprisindeksen med 2015 som basisår. Dette gjelder for inntektsgrafene. Som det fremgår av kapittel 5, inngår det ikke forklaringsvariabler direkte i RD-modellen, men inntekt og andre bakgrunnsvariabler benyttes for å undersøke om forutsetningen for RD-analyse blir oppfylt.

6.3 Deskriptiv statistikk

I dette kapitlet presenteres den deskriptive statistikken i datautvalget. Hvordan inntekten har endret seg over tid, er sentralt både i forbindelse med kjønnsforskjeller, men også fedres eventuelle inntektsendring etter fedrekvoten. Videre er det relevant for oppgaven å se forskjell i utdanningsnivå for menn og kvinner med tanke på hvem som eventuelt påvirkes mest av reformen. Følgelig er det også nødvendig å se deskriptive forskjeller mellom behandlings- og kontrollgruppen, gitt antakelsen om at individene skal ha like karakteristikk rundt innføring av reformen.

TABELL 4 - PROSENTVIS ANDEL FØDSLER +/- ÅTTE MÅNEDER FRA REFORM

Tabell 4 gir en oversikt over hvordan fødslene fordeler seg over månedene åtte måneder før og etter reformen. Andelen fødsler er jevnt fordelt utover perioden, noe som egner seg godt for analysen. Vi ser dog at andelen fødsler i april er noe høyere enn i mars, som kan tyde på en liten opphopning av fødsler rett etter reformen ble innført. Rundt syv prosent av mødrene i utvalget fikk barn april 1993. For å undersøke nærmere om det er flere fødsler etter reformen enn før, vil kapittel 7 inneholde et histogram som viser oversikt over fødsler før og etter reformen. Tidsspennet for fødslene er større der enn i tabell 4, der histogrammet viser fødsler 14 måneder før reform, og 21 måneder etter reform.

Fødselsdato	Antall fødsler i prosent
Juli 1992	5.83
August 1992	6.11
September 1992	6.22
Oktober 1992	5.66
November 1992	5.51
Desember 1992	5.78
Januar 1993	6.28
Februar 1993	5.83
Mars 1993	6.88
April 1993	7.14
Mai 1993	6.97
Juni 1993	6.65
Juli 1993	6.78
August 1993	6.26
September 1993	6.18
Oktober 1993	5.92
<i>N</i>	51 120

6.3.1 Deskriptiv statistikk for hele utvalget

Tabell 5 presenterer beskrivende statistikk for hele utvalget med bakgrunnsvariabler inkludert i analysen. Tabellen tar utgangspunkt i året 1993 da reformen ble innført, og med mødre som fikk barn i intervallet åtte måneder før og etter reformen. 58 prosent av parene i utvalget er gift, og nærmere fem prosent av utvalget er skilt. Videre har jeg informasjon om antall barn under 18 år i husholdningen, der den gjennomsnittlige familien har minst ett barn under 18 år.

Utdanningsnivå refererer til antall år med utdanning for menn og kvinner. I 1993 hadde menn og kvinner relativt lik lengde med fullført utdanning på litt over 12 år, som tilsvarer fullført videregående grunntdanning. Tall fra SSB (2020) viser at det i 1993 var 44 prosent registrert med fullført videregående utdanning, mens det var 17,7 prosent registrert med høyere utdanning av alle personer over 16 år. Ellers viser datasettet at seks prosent av mennene har fullført høyere utdanning, sammenliknet med tre prosent av kvinnene. Sammenlagt er fire prosent av utvalget registrert med ingen utdanning eller førskoleutdanning. Til slutt vises inntekt for begge kjønn, der menn har en høyere gjennomsnittlig inntekt enn kvinner. Beløpet er i kroner og oppgitt i årsbeløp. Det mangler en del observasjoner for menns inntekt og kvinners utdanning i 1993. 30 687 fedre har ikke registrert inntekt, og 906 kvinner har ikke registrert utdanning åtte måneder før og etter reformen i 1993.

TABELL 5 - DESKRIPTIV STATISTIKK FOR HELE UTVALGET

	Gj.snitt	Std.avvik	Min	Maks
Gift (%)	58.07	49.34		
Skilt (%)	4.66	21.09		
Barn under 18 år	1.19	1.02	0	13
Barn under 16 år	1.17	1.00	0	12
Barn under 6 år	.879	.765	0	7
Antall personer	2.98	1.26	1	17
Utdanning kvinner (år)	12.80	3.00	0	21
<i>N = 50 214</i>				
Utdanning menn (år)	12.75	3.19	0	21
<i>N = 48 398</i>				
Inntekt kvinner (kr)	233 500	1.82	56 000	1 000 000
<i>N = 51 120</i>				
Inntekt menn (kr)	346 000	3.55	56 000	1 000 000
<i>N = 20 433</i>				
<i>Antall mødre</i>			51 120	

Note: Beskrivende statistikk for hele utvalget i 1993. Antall personer henviser til de i husholdningen. Inntektsvariabel oppgitt i kroner per år. Sivilstand oppgitt som gift eller skilt, og tar utgangspunkt i sivilstand ved inngangen av året. Utdanningsnivå er antall år med utdanning. Inntektsvariabler er KPI-justert. Hele utvalget basert på fødsler +/- 8 måneder fra reformdato.

Behandlings- og kontrollgruppen er definert med variabelen for fødselsmåned til barnet. I estimering av behandlingseffekter der tildelingsvariabelen er eksogen, er antakelsen at individene har nærmest identiske karakteristikk rett rundt reformdato. I mitt tilfelle tilbys fedrekvoten de fedre som fikk barn etter 1.april 1993, altså er behandling tilfeldig tildelt basert på fødselsdato. Ved at behandlings- og kontrollgruppen er nærmest identiske i karakteristikk, vil estimeringen unngå heterogenitetsproblemet som diskutert i kapittel 5. Tabell 6 viser noen observerte forskjeller mellom de to gruppene.

TABELL 6 - DESKRIPTIV STATISTIKK FOR BEHANDLINGS- OG KONTROLLGRUPPEN

	Behandlingsgruppen		Kontrollgruppen	
	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik
Gift (%)	57.89	49.37	58.22	49.32
Skilt (%)	4.64	21.04	4.68	21.13
Antall personer	2.62	1.20	3.29	1.23
Utd. kvinner (år)	12.88	3.00	12.74	3.00
Utd. menn (år)	12.79	3.20	12.71	3.19
Inntekt kvinner (kr)	240 500	1.83	228 000	1.81
Inntekt menn (kr)	346 500	3.52	346 000	3.58
<i>Antall mødre</i>	23 465		27 655	

Note: Gjennomsnittlige forskjeller mellom behandlings- og kontrollgruppen i 1993.

Tabellen inneholder, i likhet med tabell 5, mødre som fikk barn i intervallet +/- åtte måneder fra reformdatoen. Andelen gifte par er ganske lik for de to gruppene, med cirka 57 prosent for behandlingsgruppen mot 58 prosent for kontrollgruppen. Dersom det er store forskjeller i andelen gifte for de to gruppene, vil det omtrent mekanisk følge at gruppen med flere gifte par skilles etter tre år, da man må være gift for å bli skilt. De par som er registrert som skilt i fra før er også like. Rundt 4,6 prosent av parene i begge gruppene er allerede skilt rundt innføring av reformen. Begge grupper har omtrentlig samme utdanningsnivå, og det er heller ingen nevneverdige inntektsforskjeller blant de par som fikk barn før og etter reformen. I tabellen benyttes det største utvalget med åtte måneder før og etter reform. For +/- tre måneder og +/- fem måneder er de observerte forskjellene fortsatt ganske like.⁸ Tabell 6 viser derfor at gruppene egner seg godt for analysen, og oppfyller krav i forhold til pre-reform karakteristikk.

6.3.2 Inntektsutvikling

Retten til foreldrepenger betinges på inntektskrav som inkluderer både lønn, dagpenger, sykepenger og lønn fra militære tjenester. Inntektsvariabelen defineres som yrkesinntekt + kapitalinntekter + overføringer, og av flere alternative inntektsmål er dette den mest egnede inntektsvariabelen i datasettet. En begrensning ved å benytte samlet inntekt er at kapitalinntekter ikke ansees som godkjent inntektskrav for rett til foreldrepenger. Derfor må jeg

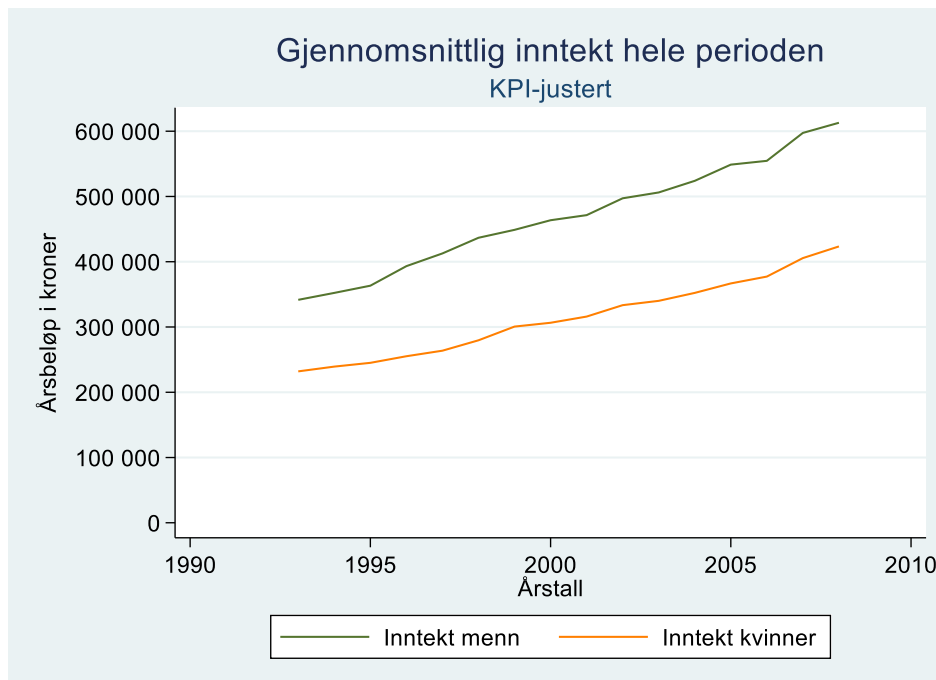
⁸ For +/- 3 mnd er N = 7 215 for behandlingsgruppen, og 12 662 for kontrollgruppen. For +/- 5 mnd er N = 14 097 for behandling, og 18 371 for kontroll.

anta at det er få arbeidsledige individer med høye kapitalinntekter i datasettet. I tillegg har jeg fjernet alle individer med nullinntekter for å unngå støy, det vil si at jeg kun tar hensyn til positive inntekter i analysen.⁹

Figur 5 viser gjennomsnittlig inntektsutvikling i samlet inntekt for menn og kvinner for hele perioden. Det er klare kjønnsforskjeller i inntekt, der kvinner i 1992 hadde samlet inntekt på 220 000 kroner sammenliknet med menn som hadde 330 000 kroner årlig. I tillegg synes det av figuren at reallønnsveksten har vært sterk de siste årene. Inntekten har i 2008 steget til 610 000 kroner for menn og 420 000 kroner for kvinner. Tall fra SSB (2020) viser at reallønnsveksten fra 1992 til 2009 for årslønn har økt fra 65,0 i 1992, til 98,5 i 2009.

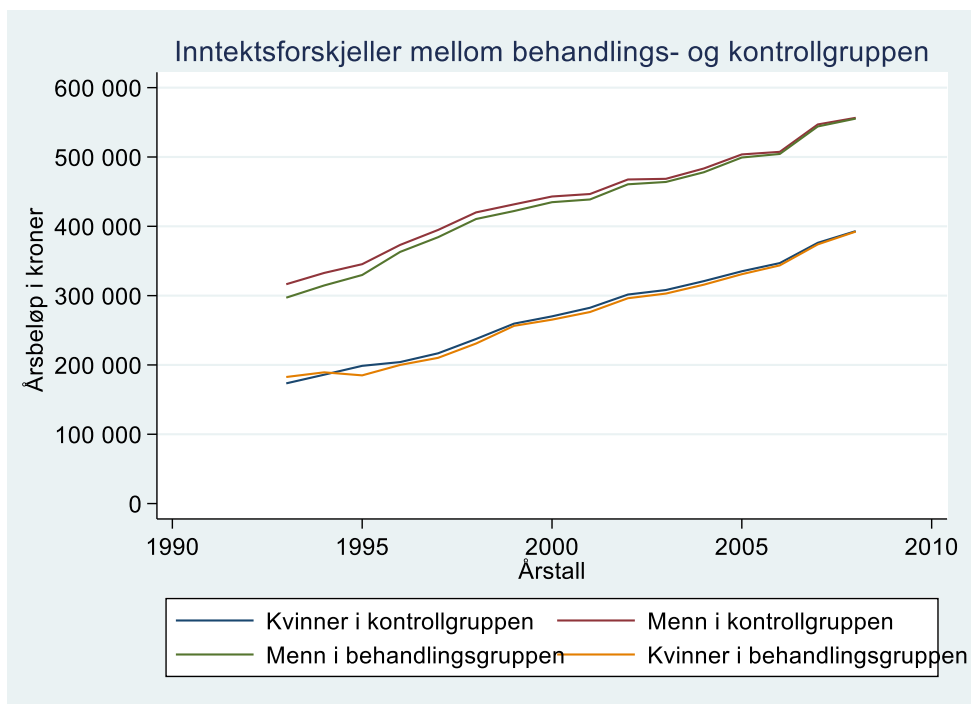
Figur 5 sammenlikner foreldre som ikke har hatt tilgang til fedrekvote (kontrollgruppen), med de foreldre som hadde tilgang (behandlingsgruppen). Inntektsforskjellen for kvinner og menn er like stor, men det foreligger ingen indikasjoner for at fedrekvoten har økt eller redusert inntekten. Dette samsvarer med resultatet til Cools et al. (2015) som ikke fant noen effekt av fedrekvoten på fars yrkesaktivitet og inntekt.

FIGUR 4 - INNTEKTSUTVIKLING FOR MENN OG KVINNER I 1992 - 2009



⁹ Med nullinntekter menes de individer som er registrert med negativ inntekt i datasettet.

FIGUR 5 - INNTEKTSFORSKJELLER MELLOM BEHANDLINGS- OG KONTROLLGRUPPEN



7 Resultater

Kapittelet presenterer de estimerte resultatene for effekten av fedrekvoten på sannsynlighet for skilsmisse. Første delkapittel presenterer grafisk illustrasjon av skilsmissesannsynligheten i 1996 og 1998, med ikke-parametrisk trend og lineær trend, henholdsvis. Deretter presenteres de estimerte effektene av fedrekvote på skilsmissesannsynligheten tre og fem år etter innføring av kvoten. Til slutt undersøker jeg antakelsen om at allerede gravide foreldre ikke kan påvirke barnets fødselsdato rundt reformdatoen.

7.1 Hovedresultater

Analysen er basert på barnets fødselsmåned før og etter respektive reform, hvor utfallsvariabelen er dummy for om foreldrene koblet til barnet har endret sivilstatus til skilt etter tre og fem år. Gift og skilt baseres på sivilstatus ved inngangen av året, utvalget består av alle mødre som fikk barn i den aktuelle perioden. Dette inkluderer både gifte, skilte, samboende og enslige par. Kontrollvariabel inkludert er tidsvariabel som tar verdien 0 ved mars 1993, 1 ved april 1993 osv., (jf. kapittel 5). Retten til fedrekvoten betinges av inntektskrav på minst 0,5G i året, og alle individer med inntekt under dette er fjernet. Alle estimater er definert slik, dersom ikke annet er oppgitt. Regresjonsdiskontinuitet (RD) har en stor fordel hva gjelder grafisk fremstilling av data. Det vil gi en umiddelbar tolkning av sammenhengen mellom skilsmisse og fødselsmåned før og etter innføring av fedrekvoten. Grafiske illustrasjoner presenteres derfor først. Alle figurer inneholder fødsler 12 måneder før og etter mars 1993. Analysen benytter lavere intervall enn 12 måneder, men grunnet mye variasjon og støy i data, benytter jeg 12 måneder før og etter reformen for at eventuelle effekter skal bli tydeligere. Deretter vises den estimerte behandlingseffekten basert på RD-formel (2) fra kapittel 5. Analysen estimerer sannsynligheten for at parene endrer sivilstatus fra gift til skilt tre og fem år etter fedrekvoten ble innført.

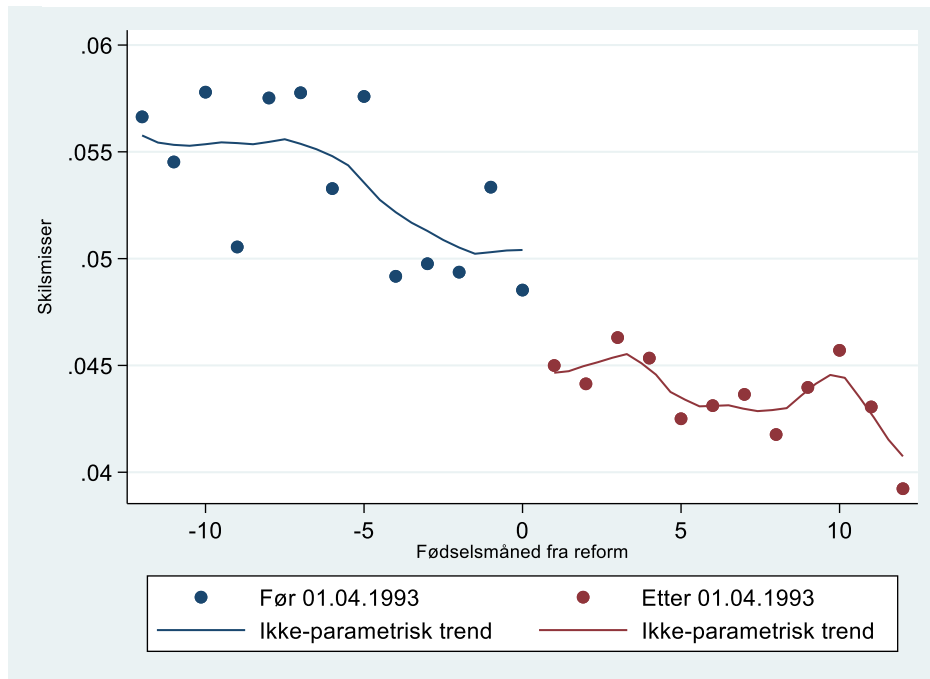
7.1.1 Grafisk illustrasjon for 1996

Figur 6 viser forholdet mellom barnets fødselsmåned og andelen skilsmisser med ikke-parametrisk tilnærming. Y-aksen viser prosentandelen av par som har endret sivilstatus fra gift til skilt, og X-aksen viser barnets fødselsmåned fra reformen.¹⁰ Prikkene i figuren er

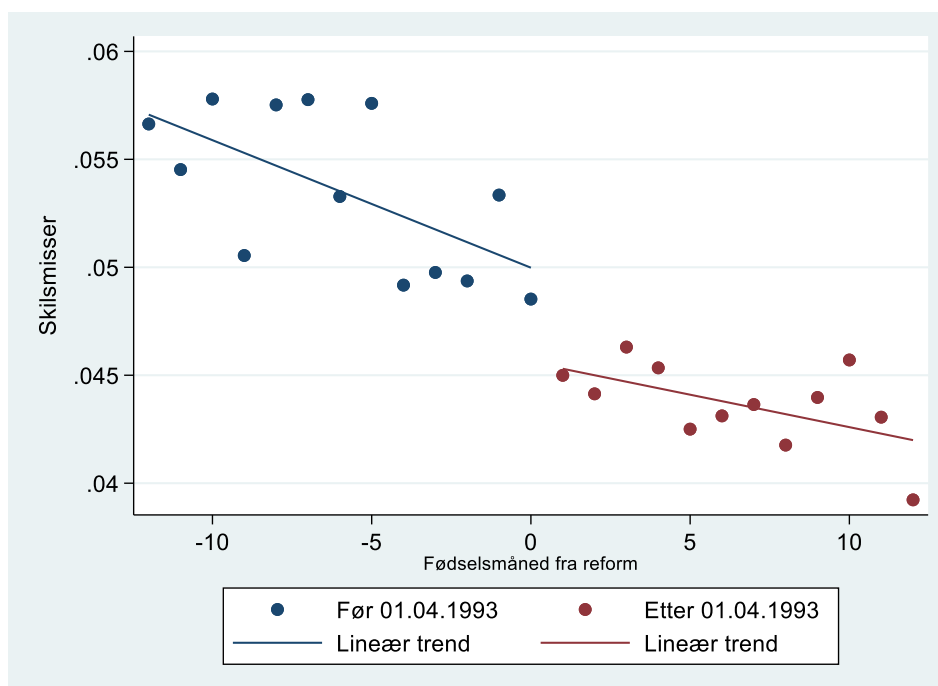
¹⁰ Figurene viser 01.04.1993 som cut-off, men jeg har kun tilgang til fødselsmåned og ikke dato. Cut-off måned er derfor før og etter mars 1993, som blir skrevet i teksten.

gjennomsnittlige observasjoner for gruppen som har barn født i den måneden. De ikke-parametriske kurvene gir den beste tilpasningen til data og kan gi en pekepinn om hvilken parametriske funksjon som passer best. I konstruksjonen av samtlige figurer har jeg benyttet kombinasjon av kommandoene *scatterpoints* og *lpoly* i Stata for å oppnå ønsket visuell fremstilling.

FIGUR 6 - IKKE-PARAMETRISK TREND I 1996



FIGUR 7 - LINEÆR TREND I 1996

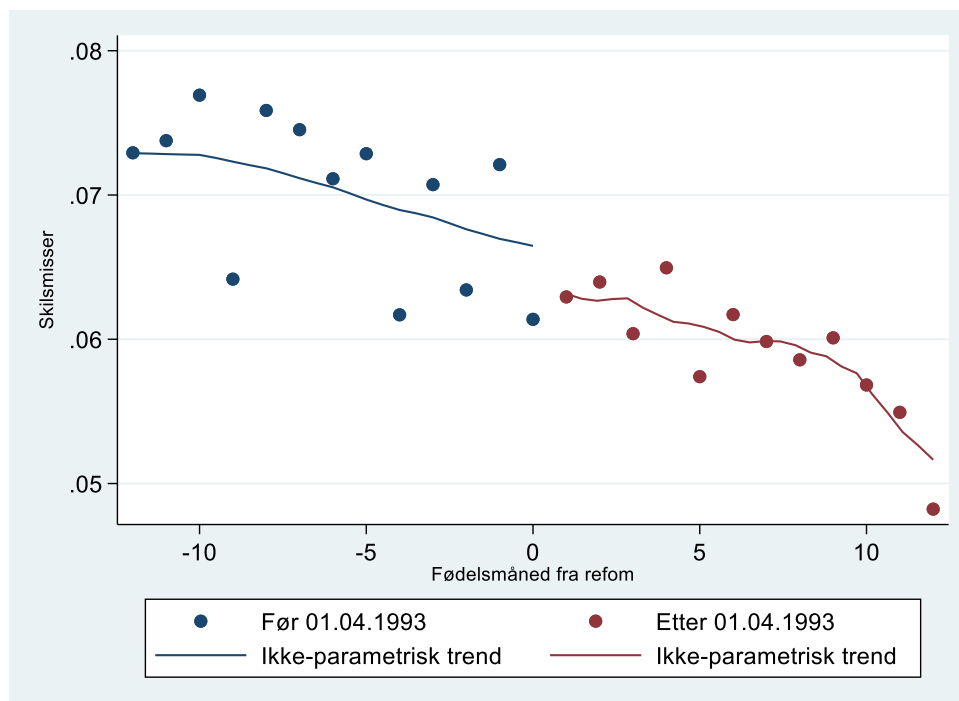


Figur 6 og 7 antyder negativ effekt på skilsmissemånsynligheten. Figur 6 viser et grafisk «hopp» rett ved cut-off mars 1993 med ikke-parametrisk trend. Den visuelle effekten tyder på at fedrekvoten reduserer skilsmissemånsynligheten blant de par som fikk barn etter reformen. Figur 8 viser tilsvarende effekt med lineær trend. Grafen viser også at en lineær modell ser ut til å være en brukbar tilnærming, slik at det er ikke store forskjeller i funksjonen $f(x)$ før og etter cut-off. Punktene i figuren synes å passe ganske godt med lineær funksjon slik at estimering av behandlingseffekten med lineær trend virker som en god nok tilnærming for den statistiske analysen, og det trengs ikke estimering med to funksjoner.

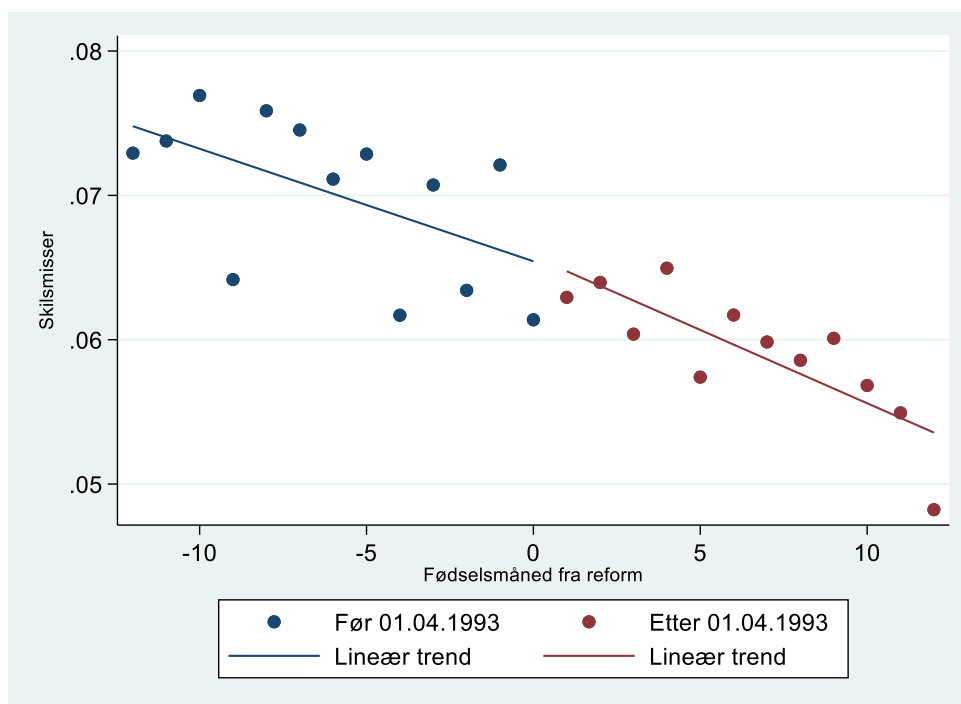
7.1.2 Grafisk illustrasjon for 1998

Skilsmissemånsynligheten fem år etter barnets fødsel vises i figur 8 og 9. Det virker som bruddet drives av kun ett punkt rett etter reformdato, og derfor er det ikke helt tydelig at det faktisk er diskontinuitet. Ved lineær trend i figur 9 derimot, synes det ikke å være noen effekt av fedrekvotepå skilsmissemånsynligheten etter fem år.

FIGUR 8 - IKKE-PARAMETRISK TREND I 1998



FIGUR 9 - LINEÆR TREND I 1998



7.2 Estimerte effekter av fedrekvote på sannsynlighet for skilsmisse

Regresjonene i analysen vil samsvare nokså mye med det vi ser i de lineære figurene i forrige delkapittel. Riktignok vil det ikke være helt likt, fordi det nødvendigvis ikke er like mange observasjoner i hvert gjennomsnitt. Ut ifra det vi har sett kan vi likevel forvente negativ effekt på skilsmissesannsynligheten i 1996, men ingen effekt i 1998. For å undersøke om de grafiske illustrasjonene faktisk viser signifikante effekter, presenteres de estimerte regresjonsresultatene i et standard RD-oppsett med lineær trend. Utfallsvariabelen i samtlige regresjoner er om sivilstand er skilt, altså sannsynligheten for skilsmisse. Tabell 7 inkluderer fødsler med tre- fem- og åtte måneder rett før og rett etter innføring av fedrekvoten.

7.2.1 Estimerer for skilsmissesannsynlighet i 1996 og 1998

Tabell 7 viser *negativ* effekt på skilsmissesannsynligheten tre år etter implementering av fedrekvoten. Kolonne (1) i øvre del viser at blant de par som fikk barn tre måneder etter reformen har redusert skilsmissesannsynlighet med 0,4 prosentpoeng sammenliknet med de par som fikk barn tre måneder før reformen.¹¹ Imidlertid er ikke estimatet statistisk signifikant.

¹¹ Estimatene i samtlige tabeller multipliseres med 100 for å få prosenteffekt.

Estimatet i øvre del av kolonne (1) stemmer nokså bra med figur 7, men det kan tyde på at det er for mye støy i datasettet til å estimere effekten presist. Når jeg ser på fødsler med lengre tidsintervall viser også estimatene at skilsmissemånsynligheten reduseres i 1996, men den negative effekten er ikke statistisk signifikant.

Estimatene for 1998 i nedre del av tabell 7 viser ingen signifikant effekt på skilsmissemånsynligheten. Dette stemmer med figur 8 og 9 i forrige delkapittel, som ikke viste noen klar diskontinuitet rundt reformdato.

TABELL 7 - HOVEDRESULTATER

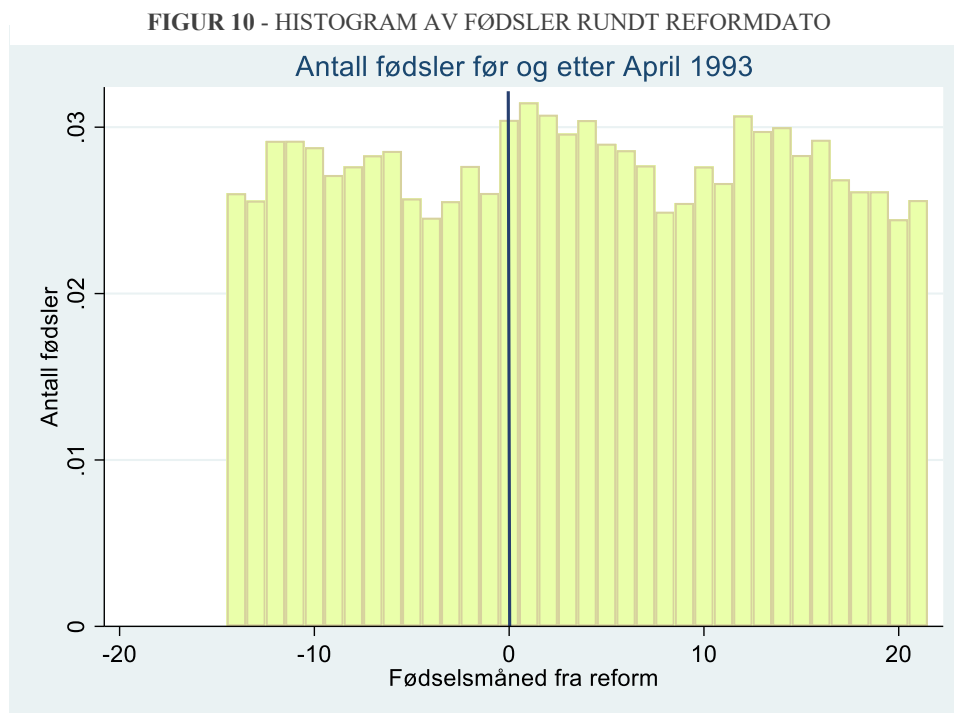
	(1)	(2)	(3)
	+/- Tre måneder	+/- Fem måneder	+/- Åtte måneder
Født etter reform 1996	-0.00411 (-0.71)	-0.00259 (-0.56)	-0.00245 (-0.65)
Født etter reform 1998	0.000753 (0.12)	-0.00166 (-0.32)	0.000202 (0.05)
<i>Obs</i>	20 741	34 188	54 852

Note: Skilsmissemånsynlighet tre og fem år etter fedrekvoten. Behandlingsdummy er fødselsmåned etter mars 1993. Tidsvariabel er antall måneder fra reformdato, t +/- mars93. Utfallsvariabel er sivilstatus skilt, betinget på utfallsår 1996 og 1998. T-verdier i parentes
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001

7.3 Manipulering

Metoden som er brukt i denne oppgaven innebærer å se på de par som akkurat fikk og akkurat ikke fikk barn 1. april 1993, hvor de som fikk barn rett etter tilbys fedrekvote. Reformdatoen er eksogen for parene, hvilket innebærer at de har ingen påvirkningskraft på om de får tilbud om fedrekvote eller ikke. Metoden benyttet i oppgaven hviler derfor på antakelsen om at gravide foreldre ikke kan påvirke barnets fødselsdato. Det betyr at det skal være lokal randomisering av fødsler rett rundt reformdatoen. Når foreldre ble presentert for fedrekvoten i statsbudsjettet oktober 1992, var de allerede gravide dersom barnet ble født tre måneder før eller etter reformen. Det kan likevel tenkes at foreldre som måtte gjennomføre keisersnitt med termindato nært opp til april 1993, planla dato for inngrepet i henhold til reformen. Dette kan manipulere

datautvalget i forhold til at fedrekvoten skal være tilfeldig for behandlings- og kontrollgruppen. Dersom parene planla keisersnitt rett før reformen kan det gi skjeve resultater fordi fedrekvoten ikke er tilfeldig tilbudt og utvalget er randomisert *før* innføring av fedrekvoten. Altså har vi seleksjonsskjevhet. Avdic & Karimi (2018) undersøker dette ved å fjerne fødsler 1 måned før og etter reformen ble innført i Sverige. De finner ingen tegn til manipulasjon i datasettet ved å sammenlikne antall fødsler i den aktuelle perioden, og testen for manipulasjon gir ingen utslag på estimatene. Oppgaven gjør derfor tilsvarende analyse.



Note: Fødselsmåned er diskret variabel. Data inneholder 21 måneder etter mars 1993, og 14 måneder før 1993.

Histogrammet i figur 10 viser om det foreligger en diskontinuitet i fødsler rundt reformdatoen i utvalget. Vi kan se av figuren at det er en opphopning av fødsler etter 1. april 1993, som tyder på at antall fødsler en til to måneder rett etter reform, er høyere enn en til to måneder rett før reform. Histogrammet i appendiks A.1 viser derfor oversikt over alle fødsler i perioden januar 1992 til desember 1994, for å sjekke om trenden er lik for året før og året etter 1993. Der ser det ut til at det er flere fødsler i sommerhalvåret enn høsthalvåret. Det kan tyde på at det er sesongvariasjon i fødsler fra april 1993, uavhengig av reformen.

For å undersøke om økningen i fødsler etter mars 1993 er uavhengig av reformen og faktisk skyldes sesongvariasjon, estimerer jeg effekten av fedrekvoten på skilsmissemåned uten fødsler én måned før og etter reformdato. Tabell B.1 i appendiks viser de estimerte effektene

uten fødsler i februar og april 1993. Ekskluderingen gir ingen særlige effekter for estimatene. Fortsatt er ikke estimatene presis nok til å fange opp signifikante effekter, og lar seg derfor ikke sammenligne med tabell 7 som heller ikke viste noen effekter av fedrekvoten.

Det er imidlertid viktig å påpeke at ved å fjerne fødsler i februar og april, fjernes både de foreldre som hadde mulighet til å manipulere fødsel, og de som ikke hadde det. En stor del av utvalget fjernes, og det kan følgelig gi utslag på estimatene som nødvendigvis ikke skyldes foreldre som planla fødsel etter april 1993. Som diskutert tidligere i oppgaven har jeg ikke konkret fødselsdato i utvalget, slik at ekskludering av fødsler før og etter reform innebærer en potensiell utsettelse av fødsel en hel måned, noe som er lite sannsynlig i praksis. Ekberg et al. (2013) poengterer at keisersnitt utføres kun i helserelaterte tilfeller, og ansees som uetisk for andre grunnet enn det. I tillegg er det vanskelig for pasienter å planlegge dato selv for keisersnitt i Norge. Dette er en avgjørelse som tas av en legespesialist underveis i svangerskapet, og det gravide paret får en konkret dato å forholde seg til – uavhengig av deres preferanser.

Tabell B.2 i appendiks tester for ulike modellspesifikasjon. Dersom funksjonsformen til $f(x)$ fra likning (3) i kapittel 5 er ikke-lineær, bør en rekke funksjonsformer testes for å bestemme hva som passer best til dataene. I tabell B.2 undersøker jeg om ulike trender på hver side av reformdatoen endres signifikant med ulike funksjonsformer. Analysen presenteres for å sjekke om estimeringen egner seg bedre med ikke-parametrisk trend i stedet for lineær trend. Estimaten for skilsmissemånsynligheten i 1996 for de som fikk barn etter reformen viser negativ effekt av fedrekvoten både ved lineær og kvadratisk trend. Det er imidlertid viktig å bemerke at estimatene ikke er signifikant *forskjellig* når jeg korrigerer for ulike funksjonsformer. Det viser at en funksjonsform med lineær trend er en nokså god tilnærming for oppgavens analyse.

Resultatene fra foregående analysen viser ingen effekter av fedrekvoten på sannsynlighet for skilsmisse. Ut ifra figur 7 ser det ut til at det kan være en effekt for skilsmissemånsynligheten i 1996, men mangel på presis estimering gjør at estimatene ikke blir signifikant forskjellig fra null. Avdic & Karimi (2018) finner positiv effekt på skilsmissemånsynligheten i Sverige, mens Olafsson & Steingrimsdottir (2020) finner negativ effekt på Island. Det at mine koeffisientestimerer ikke viser noen signifikante effekter er derfor interessant, men ikke urimelig.

8 Sensitivitetsanalyse

I estimering av kausale effekter er det flere trusler som kan hindre identifisering av behandlingseffekten. Resultatene i analysen skal tolkes som gjennomsnittseffekter blant de par som endret sivilstatus fra gift til skilt som følge av endringer i foreldrepermisjonen, her ved innføring av fedrekvote. Påfølgende kapittel gjennomfører fire sensitivitetsanalyser som undersøker robustheten til de foregående resultatene. Selv om ingen effekter er statistisk signifikante, ser jeg det likevel nyttig å gjennomføre en slik analyse. Først kontrolleres det for bakgrunnsvariabler ved å sjekke at det ikke er diskontinuitet i andre variabler enn sivilstand. Deretter utføres en placebotest på utfallsvariabelen for å undersøke om effekten av fedrekvoten er tilfeldig. Så sjekkes heterogenitetseffekter for hvilke par som påvirkes mest av en slik reform. Til slutt diskuterer jeg noen av begrensningene til datasettet som kan medføre svekket troverdighet av analysen.

8.1 Kontroll av bakgrunnsvariabler

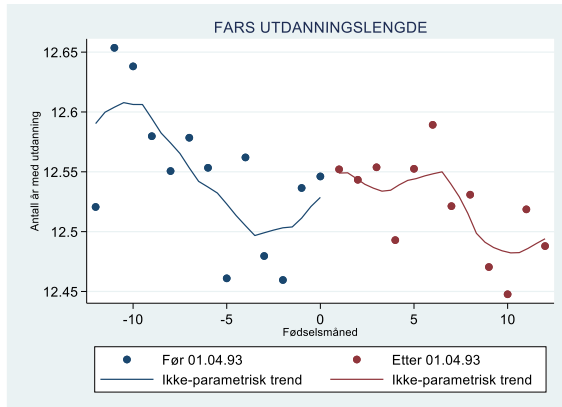
Identifiserende antakelse er at det ikke skal være diskontinuitet i bakgrunnsvariablene, det vil si; alle andre variabler som påvirker skilsmisse skal være kontinuerlig i fødselsmåned. For å undersøke at det ikke er ubalanse i disse variablene før reformen, lager jeg en RD-graf med inntekt og utdanning på y-aksen. Dersom det er brudd i bakgrunnsvariablene ved reformdato (mars 1993), kan det true validiteten av analysen og indikere manipulering av fødsler rundt reformdato. Figurene viser hvordan inntekt og utdanning varierer med måneden barnet ble født i, slik at jeg kan undersøke karakteristikken blant de par som fikk barn rett før og rett etter reformdatoen.

Figur 11 - 14 viser resultatet av testen for kontrollvariabler. Fars utdanningslengde og inntekt har ingen diskontinuitet rundt reformen med ikke-parametrisk trend. Mors utdanningslengde synes å ha brudd ved reformdato, og tyder på at karakteristikken for mødre i kontroll- og behandlingsgruppen ikke er helt upåvirket av fødselsmåned rundt reformen. Dette bryter i så fall med identifiserende antakelse, og tyder på at skilsmissesannsynligheten ikke nødvendigvis kan tilskrives fedrekvoten alene.¹² Samtidig kan det synes at bruddet i figur 14 drives av ett

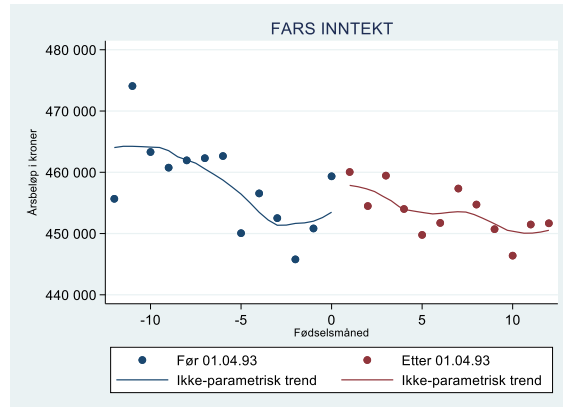
¹² Brudd i mors utdanningslengde kan ha sammenheng med økt utdanningsnivå de siste årene. Når jeg undersøker gjennomsnitt i utdanning én måned før og etter reform, er det imidlertid ingen systematiske forskjeller mellom gruppene. Skaleringen går kun fra 12.4 – 12.6 år, så vi kan bli lurt av den.

punkt for $t = 1$, og variasjonen er kun cirka 0,2 år i utdanningslengde. Det er imidlertid ikke testet for statistisk signifikans hverken for utdanning eller inntekt i testen.

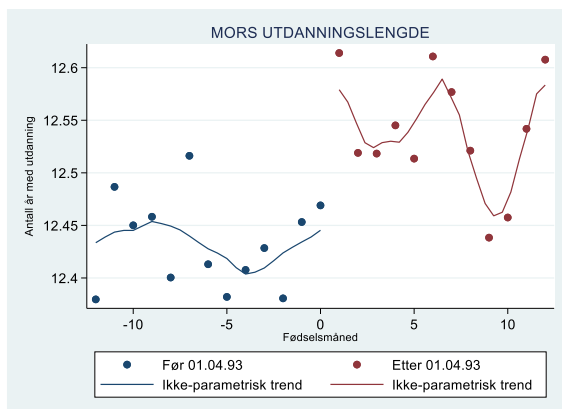
FIGUR 12 - FARS UTDANNINGSLENGDE



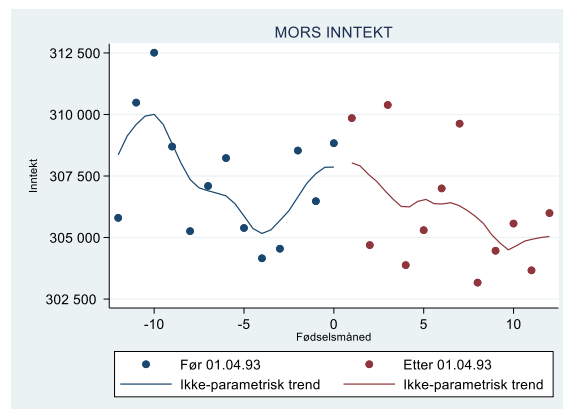
FIGUR 11 - FARS INNTEKT



FIGUR 14 - MORS UTDANNINGSLENGDE



FIGUR 13 - MORS INNTEKT

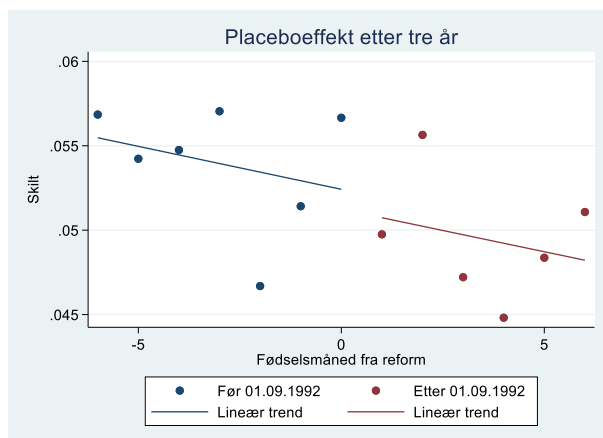


Note: Pre-reform karakteristikker rundt reformdato. Fars utdanningslengde, fars inntekt, mors utdanningslengde og mors inntekt. Hvert punkt er gjennomsnittsobservasjoner av hvert utfall. Fødsler inkludert +/- 12 måneder fra reform.

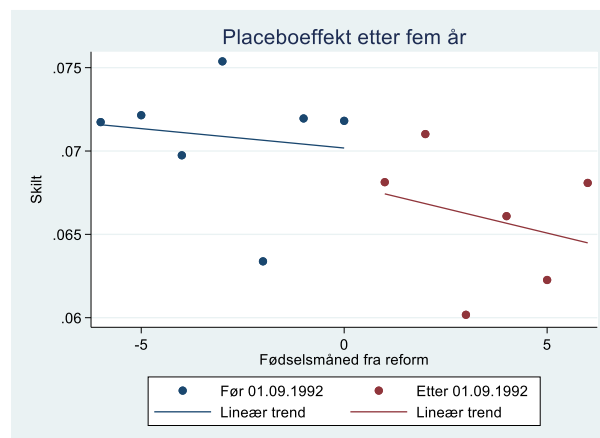
8.2 Placebotest

For å undersøke om eventuell effekt av fedrekvote på skilsmissemånsynligheten faktisk kan tilskrives fedrekvoten og ikke skyldes tilfeldigheter, utføres en placebotest. Dersom placebotesten gir signifikante resultater, kan det være at koeffisientene ikke gir kausale effekter ved signifikante estimater, men falske resultater på bakgrunn av hvordan behandlings- og kontrollgruppen er definert. I placebundersøkelsen antas det at fedrekvoten innføres på et tidligere tidspunkt enn hva som er gjeldende. I og med at jeg har selektert utvalget til fødsler i perioden 1992 – 1994, velges en placebodate i dette tidsintervallet. Figur 15 illustrerer placeboeffekten i tre år etter falsk reform, og figur 16 viser placeboeffekten fem år etter falsk reform med lineær tilnærming.

FIGUR 15 - PLACEBOEFFEKT 1995



FIGUR 16 - PLACEBOEFFEKT 1997



Figurene tar utgangspunkt i fødsler 6 måneder før og etter den falske reformen, som er satt til 1. september 1992. Det synes å være en liten reduksjon i sannsynligheten for skilsmisse både i 1995 og 1997 av den falske reformdatoen. Om effektene er statistisk signifikante undersøkes ved hjelp av tabell B.3 i appendiks. Tabellen viser at placebo testen gir ingen signifikante effekter for fødsler før og etter falsk reform hverken tre eller fem år etter. I og med at analysen i kapittel 6 ikke viste noen klare effekter, forventer jeg heller ingen signifikante effekter av en placebo test.

8.3 Heterogenitetseffekter

Figur 7 i kapittel 7 indikerte at det kan være negativ effekt på skilsmissesannsynligheten i 1996 blant de som fikk barn etter reformen. Selv om ingen effekter er signifikante, er det interessant å se hvilke mekanismer som eventuelt kan drive en slik effekt. Dette studeres i en heterogenitetsanalyse med utgangspunkt i utdanningslengde og inntektsnivå. Analysen benytter inntekt- og utdanningsforskjeller hos begge foreldre, det vil si når begge i parforholdet er i kategori lav/høy inntekt og mindre/mer enn 13 års utdanning. Dette gjøres for å undersøke hvilke par som påvirkes mest av fedrekvoten i skilsmissesannsynligheten.

Tabell 8 presenterer estimerte heterogenitetseffektene der det skilles mellom lengde på utdanning og hvor høy inntekt parene har, i tillegg til om forskjellseffekten mellom gruppene er signifikant. Tabellen tar utgangspunkt i dummy-variabel lik 1 for begge kjønn som har høyere utdanning, lik 0 ellers. Tilsvarende dummy er generert for inntekt = 1 hvis høyere enn

350 000 kroner årlig per person, lik 0 ellers. For å undersøke om den eventuelle forskjellen i gruppene er statistisk signifikant, estimerer jeg effekten mellom reform- og heterogenitetsvariabelen slik;

$$Skilt = \alpha + \beta_1 * reform + \beta_2 * reform * H + \varepsilon \quad (5)$$

der H = 1 er høy utdanning/inntekt, = 0 ellers.

Som forventet er ingen estimater statistisk signifikante i tabell 8. Selv om inntekt og utdanning etter all sannsynlighet har påvirkning på skilsmissemånsynligheten blant ektepar, forventer jeg ingen signifikante effekter når selve analysen viser en nulleffekt. Imidlertid er interaksjonen mellom reformvariabel og inntektsvariabelen for effekten i 1996 statistisk signifikant på 10 prosentnivå, og gir en antydning til at inntektsnivå generelt kan ha en positiv betydning for hvilke par som påvirkes mest av fedrekvoten.

TABELL 8 - HETEROGENITETSEFFEKTER I SKILSMISSESANNSYNLIGHETEN

	Videregående skole eller mindre	Høyere utdanning (høyskole, universitet)	Inntekt under 350 000kr	Inntekt over 350 000kr	Forskjellseffekt utdanning	Forskjellseffekt inntekt
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Født etter reform 1996	-0.0108 (-1.27)	0.00489 (0.70)	-0.00921 (1.53)	0.0240 (1.38)	0.0157 (1.35)	0.0332*
Født etter reform 1998	-0.00474 (-0.52)	0.00905 (1.10)	-0.000438 (-0.07)	0.0101 (0.43)	0.0138 (1.07)	0.0105 (0.53)
Obs	12 033	8 708	17 556	3 185	20 741	20 741

Note: Heterogenitetseffekter i skilsmissemånsynligheten i 1996 og 1998 blant de par som fikk barn etter reform. Utfallsvariabel er sivilstatus endret fra gift til skilt. Utdanning og inntekt for begge kjønn. Fødsler +/- tre mnd fra reform, derfor noe mindre utvalg. T-verdier i parentes * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001

En hypotese for resultatene i kapittel 7 er at siden fedrekvoten kan ha negativ effekt på skilsmissemånsynligheten i 1996, er den tradisjonelle spesialiseringsteorien til Becker (1977) høyst relevant for de par som foretrekker spesialisering i husholdningen. For å undersøke om effekten kan skille seg blant likestilte og ikke-likestilte par i henhold til tradisjonelle kjønnsroller, presenterer jeg tabell 9. Jeg ser her på behandlingseffekten av fedrekvoten når mor tjener mer enn far og motsatt, og når mor har lenger utdanning enn far og motsatt. I likhet med tabell 8 skiller jeg mellom 13 år eller mer i antall år med utdanning, og inntekt høyere eller lavere enn 350 000 kroner årlig. Tabellen viser ingen signifikante effekter.

TABELL 9 - HETEROGENITETSEFFEKTER MED KJØNNSFORSKJELLER

	Inntekt		Utdanningslengde	
	Mor tjener mer enn far	Mor tjener mindre enn far	Mor har lenger utdanning enn far	Mor har kortere utdanning enn far
	(1)	(2)	(3)	(4)
Født etter reform <i>1996</i>	-0.0382 (-0.74)	-0.00607 (-0.90)	0.0146 (1.08)	-0.000703 (-0.05)
Født etter reform <i>1998</i>	-0.0308 (-0.53)	0.00112 (0.15)	0.00116 (0.07)	0.0271 (1.69)
<i>Obs</i>	505	13 526	3 324	8 708

Note: Hvert estimat er regresjon med skilsmisse som utfall og viser effekten av fedrekvote på sannsynlighet for skilsmisse etter tre og fem år. Med ulikt inntekts- og utdanningsnivå. Fødsler inkludert +/- tre mnd fra reform. Manglende inntekt for far i 1993 gir lavt antall obs. T-verdier i parentes

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001

8.4 Begrensninger i data

Analysens troverdighet i et RD-oppsatt avhenger av tilstrekkelig datagrunnlag og en spisset empirisk strategi som gjør at eventuelle effekter kan tolkes kausalt. Selv om analysen viser en nulleffekt, vil delkapitlet beskrive begrensningene ved analysen som svekker validiteten.

8.4.1 Foreldrepengeuttak

Avdic & Karimi (2018) benytter mors andel av foreldrepengeuttak og antall separasjoner som avhengig variabler i sin analyse av fedrekvoten i Sverige. I og med at de har tilgang til faktisk uttak av foreldrepenger kan resultatene tolkes som presise estimater, og ikke som intention-to-treat effekt. Mitt datasett inneholder ikke *faktisk* opptak av fedre som tar ut fedrekvoten. Jeg har derfor tatt utgangspunkt i inntektskrav for å skille de som har rett til fedrekvote sammenliknet med de som ikke har rett.

8.4.2 Barnefødsler

Regresjonsdiskontinuitet som empirisk verktøy avhenger av korrekt definering av behandlings- og kontrollgruppen. Foreldre av barn født etter 1.april 1993 fikk tildelt retten til fedrekvote. Tidligere i oppgaven har jeg nevnt at datasettet mangler informasjon om konkret fødselsdato. Dette medførte at jeg benyttet fødselsmåned som grunnlag for å plassere par i behandlings- og kontrollgruppen. I analysen tas det derfor utgangspunkt i barn født før og etter mars 1993, når

det ønskelige hadde vært å benytte barn født før og etter 1. april 1993. Som konsekvens vil det ikke være mulig å finne lokale diskontinuiteter (f. eks på ukensnivå) og estimatene blir ikke like presise.

9 Diskusjon

Foregående analyse antyder at fedrekvoten ikke har en klar effekt på skilsmissemånsynligheten. Selv om figurene for 1996 viste en diskontinuitet ved reformdato, er ikke estimeringen presis nok til at t-testen viser en β signifikant forskjellig fra null. Det er uansett interessant at oppgaven viser en nulleffekt, når svenskene og islenderne finner henholdsvis positiv og negativ effekt på samlivsbrudd av fedrekvoten. Kapittelet diskuterer derfor mulige forklaringer på hvorfor fedrekvoten kan ha en nulleffekt på skilsmissemånsynlighet i dette tilfellet.

9.1 Estimering med ITT versus TOT

Effektene i analysen tolkes som gjennomsnittseffekter blant de par som fikk barn etter reformen i 1993, men er ikke eksakte nok til å finne signifikant effekt. Dersom oppgaven hadde funnet en «intention-to-treat»-effekt, ville den vært mindre enn effekten av de fedre som faktisk tok ut permisjon («treatment-on-the-treated»). Vi vet fra tidligere studier at take-up av farspermisjon etter fedrekvoten var på rundt 60% (Cools et al., 2015 & Dahl et al. 2014), så forskjellen hadde trolig ikke blitt veldig stor. Som beskrevet tidligere har jeg ikke hatt tilgang til faktisk uttak av fedrekvote, og var dermed nødt til å tolke effekten som gjennomsnitt blant de par som fikk *tilbud* om fedrekvote. Dersom fedrekvoten har en effekt på skilsmissemånsynligheten, gitt oppgavens utvalg og datagrunnlag, ville de allerede estimerte effektene mest sannsynlig gitt signifikante estimater uavhengig av informasjon om faktisk uttak av fedrekvote, og uavhengig av konkret fødselsdato. Strategien ville vært mer spisset med slik informasjon, men datagrunnlaget ansees likevel som valid nok til å si noe om hvilke gjennomsnittseffekter fedrekvoten kan ha på skilsmissemånsynlighet. Derfor er det rimelig å anta at nulleffekten hadde bestått selv med TOT-effekt.

9.2 Beckers spesialiseringsteorier om skilsmissemånsynlighet

Teorien til Becker (1977) hevder at ekteskapet har høyest nytteverdi der arbeidsfordelingen er kjønnsbasert. Ved at far produserer i arbeidsmarkedet, og mor produserer i husholdningen, vil likevekten generere stabile ekteskap, fordi partnerskapet etableres på bakgrunn av komplementære karakteristikk som maksimerer produksjon og konsum i arbeidsmarkedet og husholdningen (jf. kapittel 3). Begrunnet i biologisk komparativt fortrinn blant mødre er det

naturlig at fedre spesialisere seg i arbeidsmarkedet for å sikre inntekt, og at mødre spesialisere seg i hjemmeproduksjonen. Ideen bak Beckers teorier dreier seg derfor om nytten mot kostnaden av å være gift eller å ta ut skilsmisse, gitt ulikt spesialiseringsnivå. Hva som får nytten av å være gift til å øke eller falle, avhenger av individets karakteristikk som kan påvirkes av politiske intervensjoner, reformer og overføringer. Hensikten med økt sysselsetting blant kvinner kan medføre at den økonomiske uavhengigheten i et parforhold blir større, ved at de ikke lenger er like avhengig av en partner som bistår økonomisk. Kostnaden av å gå ut av et ekteskap er lavere dersom kvinner i større grad tar utdanning og er i arbeidsmarkedet, sammenliknet med kvinner som er hjemmeværende. Dette kan være en mulig teoretisk forklaring til valget om skilsmisse – den negative risikoen for kvinnen er ikke like stor som før.

Resultatet fra analysen viste ingen signifikante effekter av fedrekvote på skilsmissesannsynlighet. Nulleffekten kan bety at fedre som tilbringer mer tid i hjemmet og bidrar i husholdningsarbeidet, ikke har noen påvirkning på stabiliteten i ekteskapet. Ut ifra den deskriptive statistikken i kapittel 6, hadde kvinner og menn i 1993 omtrent likt utdanningsnivå, der menn tjente noe mer enn kvinner i gjennomsnitt. Dette tyder på at utgangspunktet for utvalget ikke bærer preg av kjønnsbaserte forskjeller i utdanning, men inntektsforskjellen viste at menn i hovedsak tjente mer enn kvinner i 1993. Økonomisk uavhengighet både hos kvinner og menn kan likevel være en mulig forklaring på at en intervensjon, som i dette tilfellet er fedrekvoten, som videre kan endre arbeidsfordelingen i husholdningen, ikke nødvendigvis påvirker parforholdet generelt.

På en side kan det være fordi fedrekvoten ikke nødvendigvis bidrar til økt sysselsetting blant kvinner. Cools et al. (2015) fant ingen effekter av fedrekvoten på mors arbeidstilbud, så korrelasjonen mellom fedrekvoten og flere kvinner i arbeid er derfor fortsatt uklar. De undersøkte også om fedrekvoten hadde påvirkning på fertilitet og ekteskapsstatus etter 14 år, men heller ikke de fant signifikante effekter. Jeg viser også til at Avdic & Karimi (2018) for Sveriges del, fant at en stor andel kvinner ikke tok lønnet arbeid da far tok ut fedrekvoten ved innføring av ordningen i 1995. Dersom det legges til grunn at kvinners økonomiske uavhengighet har bidratt til flere skilsmisser, vil Avdic & Karimis funn kunne tilsa at fedrekvoten ikke har bidratt til dette, siden fedrekvoten ikke hadde en umiddelbar effekt på kvinners sysselsetting, og dermed ikke hadde betydning for kvinners økonomiske uavhengighet.

Olaffson & Steingrimsdottir (2020) tar den negative effekten av fedrekvote på samlivsbrudd til ulikt utdanningsnivå mellom kvinner og menn. Når mor har høyere utdanning enn far i parforhold der kjønns spesialisering ikke er en selvfølge, reduseres skilsmissemånsynligheten. Mindre kjønnsbasert spesialisering ser her derfor ut til å øke nytten av å forbli gift. Summert tyder resultatene på at fedrekvotens effekt på skilsmissemånsynlighet skiller seg blant de nordiske landene, til tross for relativt like politisk samfunn.

10 Konklusjon

Formålet med masteroppgaven har vært å undersøke om det foreligger en kausal effekt av fedrekvote på skilsmissemånsynlighet, med utgangspunkt i problemstillingen: «*Hva er effekten av fedrekvote på skilsmissemånsynlighet blant ektepar med barn?*».

Oppgaven har presentert teorier og vist til tidligere empiriske funn som tilsier at fedrekvoten kan påvirke stabiliteten i et ektepar både positivt og negativt. Det er også rimelig å anta at ny arbeidsfordeling i hjemmet kan skape utfordringer med tanke på de allerede etablerte kjønnsrollene. Ifølge Beckers teorier f. eks, er fedrekvoten et eksempel på en politisk intervensjon som kan endre spesialiseringsmønstrer mellom kvinner og menn, og skape ustabilitet i ekteskapet. Ved å benytte regresjonsdiskontinuitet som verktøy for analysen har masteroppgaven forsøkt å undersøke om det er en effekt fedrekvote på sannsynlighet for skilsmisse, ved å sammenligne de foreldre som fikk barn rett før reformen med de foreldre som fikk barn rett etter reformen, som ble innført den 1. april 1993.

Analysen i masteroppgaven viste imidlertid ingen effekt av fedrekvote på skilsmissemånsynligheten, hverken tre eller fem år etter innføringen. Nulleffekten kan i dette tilfellet bety at ved å pålegge fedre større ansvar i barneomsorgen, som videre gir kvinner økt insentiv til arbeidsmarkedsdeltakelse, ikke nødvendigvis påvirker valget om skilsmisse. Oppgaven har referert til tidligere empiriske funn av fedrekvote på skilsmissemånsynlighet i Sverige og på Island, som finner økt og redusert sannsynlighet for separasjon, henholdsvis. Med utgangspunkt i datautvalget lagt til grunn for denne oppgaven, er det derfor interessant at det ikke er en effekt av fedrekvote i Norge.

Til videre forskning på temaet bør også samboende par med barn inkluderes i estimeringen. Selv om foregående analyse viste at fedrekvoten ikke hadde noen effekt blant gifte par, er det relevant å undersøke om effekten er lik for samboende par. Selv om datagrunnlaget ansees som valid nok til å kunne identifisere en gjennomsnittlig effekt av fedrekvote på samlivsbrudd, ekskluderes samboende par fra analysen som også kan påvirkes av en slik reform.

Referanseliste

- Angrist, J. D., & Pischke, J. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricists Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Arbeidsmiljøloven. (2005). *Lov om arbeidsmiljø, arbeidstid og stillingsvern*. (LOV-2005-06-17-62). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2005-06-17-62?q=foreldrepermisjon>
- Avdic D. & Karimi A. (2018). Modern Family? Paternity Leave and Marital Stability. *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 10(4), s. 283-307.
- Barrabés, N. & Østli, G. (2016). *Norsk standard for utdanningsgruppering 2016. Revidert 2000 Dokumentasjon*. Notater 2016/30. Oslo: Statistisk sentralbyrå. https://www.ssb.no/utdanning/_attachment/283616?_ts=1583e453200
- Becker, G. S. (1977). An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, vol 85(6), s. 1141.
- Brandth, B. & Kvande, E. (2016). Fathers and Flexible Parental Leave. *Work, employment and Society*, vol. 30(2), s. 275-290.
- Cools, S., Fiva, J. H., & Kirkebøen, L. J. (2015). Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents. *The Scandinavian Journal of Economics*, 117, s. 801-828
- Dahl, G. B., Løken, K. V., & Mogstad, M. (July 2014). Peer Effects in Program Participation. *American Economic Review*, 104. s. 2049-2074.
- Ekberg, J., Eriksson, R. & Friebe, G. (2013). Parental Leave – A Policy Evaluation of the Swedish «Daddy-Month» Reform. *Journal of Public Economics* 97, s.131-43.
- Folketrygdloven. (1997). *Lov om folketrygd*. (LOV-1997-02-28-19). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1997-02-28-19?q=foreldrepenger>
- Kitterød, R. H., Halrynjo, S., & Østbakken, K. M. (2017). *Pappaperm? Fedre som ikke tar fedrekvote – hvor mange, hvem og hvorfor?* Rapport 2017:2. Oslo: Institutt for samfunnsforskning
- Kitterød, R. H. & Halrynjo, S. (2017). *Mindre spesialisering med fedrekvote? Foreldrepermisjonens potensial for å endre arbeidsdelingen blant foreldre*. Tidsskrift for samfunnsforskning: Nr. 3, s. 311-333.
- Lee, D. S. & Lemieux. (2010). “Regression Discontinuity Designs in Economics”. *Journal of Economic Literature* 48 (2), s. 281-355.

- NAV. (2007). *Menn som mottok fødselspenger i løpet av året, fordelt på dager*. Hentet 10. oktober 2020 fra: <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/familie-statistikk/tabeller/menn-som-mottok-fodselspenger-i-lopet-av-aret-fordelt-pa-dager.1996-2005.antall>
- NAV. (2019). *Grunnbeløpet i folketrygden*. Hentet 10. oktober 2020 fra: <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/kontakt-nav/utbetalinger/grunnbelopet-i-folketrygden>
- NAV. (2020). *Foreldrepenger, engangsstønad og svangerskapspenger*. Hentet 18. oktober fra: <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/familie-statistikk/foreldrepenger-engangsstonad-og-svangerskapspenger>
- NOU 1995:27. (1995). *Pappa kom hjem*. Oslo: Barne- og familiedepartementet. <https://www.regjeringen.no/contentassets/6d606455c9434e779c217090876dadc5/no/pdfa/nou199519950027000dddpdfa.pdf>
- NOU 1996:13. (1996). *Offentlige overføringer til barnefamilier*. Oslo: Staten Forvaltningstjeneste. <https://www.regjeringen.no/contentassets/5a5c94a53b474bc3bedf00d9f836eee4/no/pdfa/nou199619960013000dddpdfa.pdf>
- NOU 2017:6. (2017). *Offentlig støtte til barnefamiliene*. Oslo: Departementets sikkerhets- og serviceorganisasjon Informasjonsforvaltning. <https://www.regjeringen.no/contentassets/6ee74831e812490dad20852b7306dc11/no/pdfs/nou201720170006000dddpdfs.pdf>
- NOU 2019:20. (2019). *En styrket familietjeneste. En gjennomgang av familieverntjenesten*. Oslo: Departementets sikkerhets- og serviceorganisasjon, Teknisk redaksjon. <https://www.regjeringen.no/contentassets/60b7d738df7d4d54a0e8c535cdca2ab3/no/pdfs/nou201920190020000dddpdfs.pdf>
- Olafsson A. & Steingrimsdottir H. (2020). How Does Daddy at Home Affect Marital Stability? *The Economic Journal*, vol. 130 (July), s. 1471-1500.
- Ot.prp. nr. 98. (2004-2005). *Om lov om endringer i folketrygdloven og kontantstøtteleven (utvidelse av fedrekvoten, utvidet rett til kontantstøtte for adopterte barn)*. Barne- og familiedepartementet. <https://www.regjeringen.no/contentassets/9d367a3dd95e4734a823bd65d689c4f8/no/pdfs/otp200420050098000dddpdfs.pdf>
- Rege, M., & Solli, I. F. (2013). The Impact of Paternity Leave on Father's Future Earnings. *Demography*, 50, s. 2255-2277.
- Schou, L. (2019). *Fornuft og følelser* (NAV-rapport 2019:2). Oslo: Arbeids- og velferdsdirektoratet.
- Statistisk Sentralbyrå. (2017). *Fedrekvoten mer populær enn noen gang*. Publisert mars 2017. Hentet fra <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/fedrekvoten-mer-populaer-enn-noen-gang-298200>

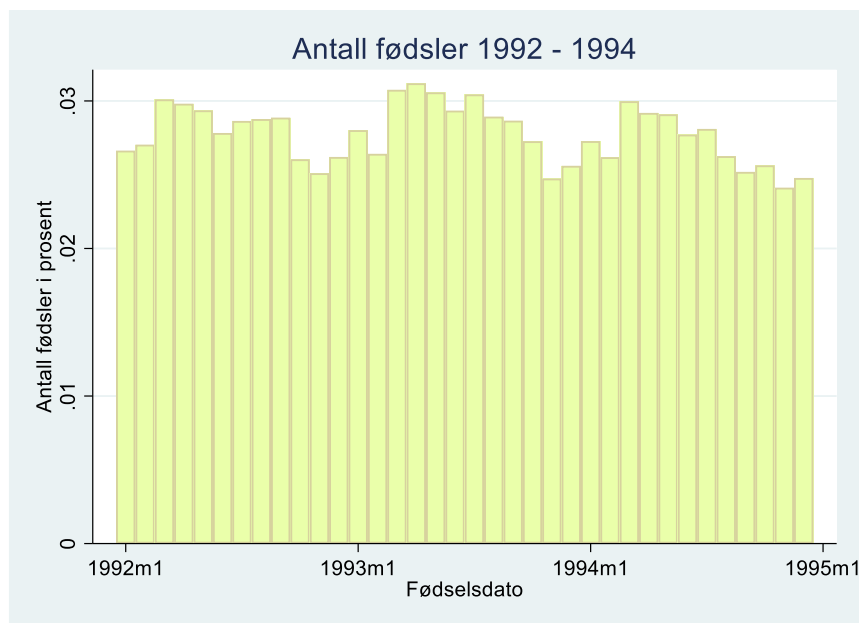
- Statistisk Sentralbyrå. (2019). *Fruktbarheten fortsetter å synke*. Publisert 7. mars 2019. Hentet fra <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/fruktbarheten-fortsetter-a-synke>
- Statistisk Sentralbyrå. (2020). *09430: Utdanningsnivå, etter innvandringskategori, fagfelt, alder og kjønn 1980-2019*. [Statistikk]. <https://www.ssb.no/statbank/table/09430/>
- Statistisk Sentralbyrå. (2020). *Ekteskap og skilsmisser*. Hentet 28. september fra: <https://www.ssb.no/ekteskap>
- Statistisk Sentralbyrå. (2020). *09786: Årslønn, påløpt. Nominelt og reelt. Gjennomsnitt for alle lønnstakere 1970-2019*. [Statistikk]. <https://www.ssb.no/statbank/table/09786>
- Store norske leksikon. (2019). «Velferdsstat». Hentet 23.januar fra <https://snl.no/velferdsstat>
- Svarer, M. & Verner, M. (2008). Do Children Stabilize Relationships in Denmark? *Journal of Population Economics* vol. 21, s. 395-417
- Tjøtta, S. & Vaage, K. (2008). Public Transfers and Marital Dissolution. *Journal of Population Economics*, vol. 21(2), s. 419-437.
- Weiss, Y. & Willis R. J. (1997). Match Quality, New Information, and Marital Dissolution. *Journal of Labor Economics*. Vol 15. No. 1, s. 293-329.

Appendiks

Appendiks A – Figurer

A.1 Histogram over alle fødsler perioden januar 1992 til desember 1994

FIGUR A.1 - OVERSIKT OVER FØDSLER I PERIODEN 01.92 - 12.94



Note: 1992m1 er januar 1992. Deretter følger de 11 neste måneder samme år. Antall fødsler hver måned i prosent.

Appendiks B – Tabeller

B.1 Estimerte effekter som tar høyde for manipulasjon

TABELL B. 1 - ESTIMERTE EFFEKTER UTEN FØDSLER I JANUAR OG FEBRUAR

	(1)	(2)	(3)
	+/- Tre måneder	+/- Fem måneder	+/- Åtte måneder
Født etter reform 1996	0.000427 (0.06)	0.00323 (0.54)	0.00155 (0.34)
Født etter reform 1998	0.00885 (1.06)	0.00489 (0.75)	0.00541 (1.08)
Obs	13 775	27 222	47 886

Note: Skilsmissemånsynlighet tre og fem år etter fedrekvoten med kontroll for manipulering. Fødsler +/- 1 måned fjernet fra utvalget. T-verdier i parentes
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001

B.2 Parametrisk analyse

TABELL B.2 - ESTIMERING MED LINEÆR TREND OG KVADRATISK TREND

	Lineær trend		Kvadratisk trend	
	+/- Tre måneder	+/- Fem måneder	+/- Tre måneder	+/- Fem måneder
Født etter reform 1996	-0.00709 (-0.82)	-0.00576 (-1.09)	-0.00747 (-1.32)	-0.00585 (-1.55)
Født etter reform 1998	-0.00335 (-0.35)	-0.00330 (-0.57)	-0.00344 (-1.55)	-0.00403 (-0.97)
<i>Obs</i>	20 741	34 188	20 741	34 188

Note: Lineær trend: $Y_i = \alpha + \beta x + \theta D + \varepsilon$, Kvadratisk trend: $Y_i = \alpha + \beta x + \beta^2 x^2 + \theta D + \varepsilon$. T-verdier i parentes * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$

B.3 Estimerte effekter av placebotest

TABELL B.3 - PLACEBOEFFEKT PÅ SKILSMISSESANNSYNLIGHET I 1995 OG 1997

	(1)	(2)	(3)
	+/- Tre måneder	+/- Fem måneder	+/- Åtte måneder
Født etter reform 1995	-0.00671 (-1.04)	-0.000545 (-0.11)	0.00217 (0.56)
Født etter reform 1997	-0.00124 (-0.19)	-0.00179 (-0.34)	0.00116 (0.26)
<i>Obs</i>	19 593	33 003	53 303

Note: Estimerer for placebotest med sannsynlighet for skilsmisse i 1995 og 1997. Behandlingsdummy er de par som fikk barn etter 01.09.92. Tidsvariabel er antall fødselsmåneder fra reformdato, t +/- august 92. Utfallsvariabel er sivilstatus endret fra gift til skilt. T-verdier i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$