

**Øremærket fædreorlov i Danmark: Effekter af barselsreformen fra 2022  
på mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse**

Speciale

Marie Sofie Spanggaard Jespersen

December 2025

Institut for Statskundskab

Aarhus Universitet

Vejleder: Carsten Jensen

Antal anslag inkl. mellemrum, noter, tabeller, figurer og appendiks: 219.400

Specialet må offentliggøres



## Indholdsfortegnelse

<b>1. Indledning .....</b>	<b>6</b>
<b>2. Litteratur og teori .....</b>	<b>10</b>
2.1 Child penalties: Lønforskelle mellem kvinder og mænd .....	10
2.2 Øremærket fædreorlov: Et nordisk ligestillingsprojekt .....	11
2.2.1 Introduktion og udbredelse .....	12
2.2.2 Øremærket fædreorlov og mødres arbejdsmarkedsvariable .....	13
2.2.3 Udfordringer i den eksisterende litteratur .....	15
2.3 Teori .....	17
2.3.1 Øremærket fædreorlov som policy-instrument (H1a og H1b).....	17
2.3.2 Begrænset tab af humankapital (H2a).....	18
2.3.3 Despecialisering af opgaver i hjemmet (H2b) .....	20
2.3.4 Opsamling på teoretiske forventninger .....	21
<b>3. Empirisk case og datagrundlag .....</b>	<b>24</b>
3.1 Barsel i Danmark og et europæisk samarbejde om Work-Life Balance .....	24
3.1.1 Et historisk perspektiv på barsel i Danmark .....	24
3.1.2 Orlovsdirektivet og barselsreformen i 2022.....	25
3.2 Data og stikprøve .....	28
3.2.1 Administrative registerdata fra Danmarks Statistik .....	28
3.2.2 Stikprøveudvælgelse .....	29
3.3 Operationalisering af variable .....	30
3.3.1 Orlovsvariable .....	31
3.3.2 Mødres arbejdsmarkedsvariable .....	31
3.3.3 Hjælpevariable .....	33
3.4 Konstruktion af datasættet .....	34
3.5 Deskriptiv statistik .....	35
<b>4. Metode.....</b>	<b>39</b>
4.1 Forskningsdesign og kausal identifikation.....	39
4.1.1 Kontinuitetsantagelsen .....	41
4.1.2 Fuzzy RDD .....	44
4.2 Intern validitet med barselsreformen som empirisk case .....	46
4.2.1 Implementering af orlovsdirektivet i Danmark.....	46
4.2.2 Strategisk timing af fødsler .....	48
4.2.3 Antagelser for fuzzy RDD.....	50
4.3 Modelspecifikation.....	51

4.3.1 Økonometriske modeller.....	52
4.3.2 Begrundelse for estimeringsvalg.....	53
4.3.3 Heterogenitetsanalyse .....	55
4.3.4 Samlet overblik over analysens modeller .....	57
<b>5. Barselreformens effekt på orlovsværdier.....</b>	<b>58</b>
5.1 Orlovsmønstre for mødre og fædre (H1a og H1b).....	58
5.2 Forældres relative orlovsmønstre.....	63
5.3 Barnets institutionsstart.....	64
5.4 Opsamling på kapitlets resultater.....	66
<b>6. Barselreformens effekt på mødres arbejdsmarkedsværdier.....</b>	<b>67</b>
6.1 Barselsreformens effekt på mødres løn (H2a) .....	67
6.2 Barselsreformens effekt på mødres arbejdstimer og beskæftigelse (H2b).....	70
6.3 Heterogene effekter.....	72
6.4 Fuzzy RD-estimater .....	73
6.5 Opsamling på kapitlets resultater.....	76
<b>7. Robusthedsanalyse .....</b>	<b>77</b>
7.1 Validitetstests af kontinuitetsantagelsen.....	77
7.2 Robusthed af estimeringsvalg .....	79
7.3 Operationalisering af løn.....	84
<b>8. Diskussion .....</b>	<b>87</b>
8.1 Sammenfatning af resultater .....	87
8.2 Validiteten af de teoretiske mekanismer .....	89
8.2.1 Mødres orlov og arbejdsmarkedspauser .....	89
8.2.2 Fædres timing af orlov .....	90
8.2.3 Fastlåste kønsroller .....	93
8.3 Generaliseringspotentiale .....	94
8.4 Samfundsmaessige implikationer af specialelets fund .....	96
<b>9. Konklusion .....</b>	<b>97</b>
<b>10. Referencer .....</b>	<b>98</b>
<b>11. Appendiks.....</b>	<b>109</b>
<b>12. Oversigt over bilag .....</b>	<b>118</b>

## English Summary

### The Impact of Earmarked Paternity Leave on Mothers' Labour Market Outcomes: New Causal Evidence from Denmark

In 2019, the European Union adopted the Work-Life Balance-Directive requiring all member states to allocate two months of earmarked parental leave to each parent. The primary goal was to counteract gender inequality in the labour market by offsetting differential effects of childbirth on labour market outcomes for mothers and fathers (European Parliament and the Council, 2019).

Childbirth causes persistent and significant drops in earnings for mothers compared to fathers. A well-established fact in the literature known as *the child penalty* (Kleven, Landais and Søgaard, 2019). However, the existing literature linking earmarked paternity leave to mothers' labour market outcomes remains scarce and somewhat mixed (Canaan et al., 2022).

To address this gap in the literature and to better understand the consequences of a major labour market policy in the EU, I examine the effects of the 2022 Danish parental leave reform. The reform enacted the directive in Denmark by earmarking 11 weeks of parental leave to each parent, increasing earmarked paternity leave by nine weeks.

Using a unique dataset of 54,801 mothers constructed from Danish administrative registers, I analyse parental leave take up and mothers' labour market outcomes, defined as earnings, hours worked, and employment, over a 29-month period following childbirth. I employ a regression discontinuity design, exploiting the fact that mothers giving birth just before and just after the reform are, on average, comparable, except for being subject to different sets of parental leave rules.

The findings suggest that the Danish parental leave reform did not have the intended labour market effects for mothers in the short run. Although the reform altered parental leave take up for both fathers and mothers, I find no evidence of effects on mothers' earnings, hours worked or employment after the parental leave period. A robustness check indicates that, while mothers' earnings remain unchanged, their share of total parental earnings increased by approximately two percentage points, consistent with a previous Danish study.

I contribute to the growing literature on the effects of earmarked paternity leave by providing insights into how policy can alter parental leave decisions in Denmark and whether such changes affect mothers' labour market outcomes in the short run. The thesis thereby provides an evidence base for future policy initiatives aimed at enhancing gender equality in the labour market.

**Til Beskæftigelsesministeriet**

En stor tak til Beskæftigelsesministeriet for at give mig adgang til Danmarks Statistiks registre gennem Lovmodellen og dermed give mig muligheden for at skrive dette speciale. Tak for at tage imod mig med åbne arme og hjælpe mig godt på vej i processen med sparring og gode råd.

I har været en uvurderlig samarbejdspartner, og det vil jeg altid være taknemmelig for.

## 1. Indledning

Kvinders øgede deltagelse i arbejdsmarkedet udgør en af de mest betydningsfulde forandringer på arbejdsmarkedet de sidste 100 år (Goldin, 2006). En proces, som økonom og nobelprismodtager Claudia Goldin betegner som "The Quiet Revolution".

Til trods for denne stille revolution eksisterer der fortsat betydelige forskelle i kvinders og mænds løn på tværs af lande og institutionelle kontekster, hvilket betegnes som *The Gender Wage Gap* (Blau og Kahn, 2017; Olivetti og Petrongolo, 2016). Selvom forskellen i mange år har været aftagende, er udviklingen de sidste 30 år stagneret. Også i de nordiske lande, som ellers betragtes som foregangslande for ligestilling mellem køn (Gallen, Lesner og Vejlin, 2019; Goldin, 2014; Weile et al., 2024).

I litteraturen er der i dag bred enighed om, at størstedelen af de resterende lønforskelle mellem kvinder og mænd kan tilskrives differentielle effekter af forældreskab: børn forårsager substantielle og vedvarende fald i mødres løn sammenlignet med fædres (Weile et al., 2024: 6). Et veldokumenteret fænomen, der i litteraturen betegnes som *the child penalty* (Kleven, Landais og Søgaard, 2019: 182).

For at modvirke disse mekanismer og fremme ligestilling på det europæiske arbejdsmarked vedtog EU i juni 2019 det såkaldte *Work-Life Balance-Directive* (herefter orlovsdirektivet), som pålagde medlemslande at øremærke to måneders orlov til hver forælder (Europa-Parlamentet og Rådet, 2019).

Danmark implementerede orlovsdirektivet gennem en barselsreform, som trådte i kraft d. 2. august 2022. Reformen ligestillede forældre ved at øremærke 11 ugers orlov til både mødre og fædre<sup>1</sup>, hvilket udvidede den øremærkede fædreorlov med ni uger (Lov nr. 343 af 22/03/2022, 2022).

Øremærket orlov defineres som orlovsuger, hvor retten til barselsdagpenge ikke kan overdrages til den anden forælder. Orlovsugerne går derfor tabt, hvis de ikke udnyttes. Øremærket fædreorlov er de orlovsuger, som er reserveret til fædre (Beskæftigelsesministeriet, 2025a).

Øremærket fædreorlov anses i dele af litteraturen som et vigtigt politisk redskab til at reducere lønforskelle mellem kvinder og mænd (Cools, Fiva og Kirkebøen, 2015: 22). Blandt andet fordi øremærket fædreorlov forkorter mødres arbejdsmarkedspause i forbindelse med barsel og samtidig øger fædres involvering i omsorgsopgaver i hjemmet (Becker, 1985; Schönberg og Ludsteck, 2014).

---

<sup>1</sup> Barselsreformen i Danmark omfatter både fædre og medmødre. I specialet omtaler jeg gruppen som fædre af hensyn til den skriftlige fremstilling.

Der er dog fortsat et begrænset antal empiriske studier, som undersøger effekterne af øremærket fædrearlov. De eksisterende studier peger på, at øremærket fædrearlov overordnet set øger fædres orlovsforbrug. De finder dog blandede resultater, hvad angår mødres arbejdsmarkedsvariable, defineret som løn, arbejdstimer og beskæftigelse (Canaan et al., 2022: 2).

I forlængelse heraf viser indledende undersøgelser i Danmark, at forældres orlovsforbrug efter implementeringen af barselsreformen er forandret, og at fædre nu tager mere orlov sammenlignet med tidligere (Beskæftigelsesministeriet, 2024; Rockwool Fonden, 2024).

Grundet barselsreformens nylige implementering er effekterne af reformen på mødres arbejdsmarkedsvariable endnu ikke undersøgt. Det er derfor fortsat uvist, hvilken betydning orlovsdirektivet i en dansk kontekst har haft ift. at reducere child penalties for mødre i Danmark. Kleven, Landais og Søgaard (2019: 182) fremhæver, at child penalties i Danmark opstår på baggrund af ændringer i både løn, arbejdstimer og beskæftigelse.

Jeg undersøger derfor følgende problemstilling:

*Hvordan påvirker barselsreformen fra 2022 mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse?*

Jeg besvarer problemstillingen ved at udnytte den eksogene variation i implementeringen af barselsreformen gennem et regressionsdiskontinuitetsdesign (RDD). RDD er en valid identifikationsstrategi for kausale effekter, når mødre ikke har indflydelse på, om de er omfattet af barselsreformen eller ej (Lee og Lemieux, 2010; Olsen, 2014). Jeg argumenterer i specialet for, at det er tilfældet for implementeringen af orlovsdirektivet.

Specialet tager udgangspunkt i et unikt datasæt bestående af 54.801 mødre, som jeg har konstrueret med administrative registerdata fra Danmarks Statistik. Datasættet indeholder detaljeret information om begge forældres orlovsforbrug og mødres arbejdsmarkedsvariable for 29 måneder efter fødslen.

Jeg finder, at reformen øger fædres orlov og reducerer mødres, mens forældres samlede orlov er uændret. Jeg finder overordnet set positive effekter på mødres arbejdsmarkedsvariable i barnets første leveår, som primært kan ses som en konsekvens af de ændrede orlovsmønstre.

Der er dog ingen effekter af barselsreformen på mødres løn, arbejdstimer eller beskæftigelse efter orlovsperioden. Den relative fordeling af løn mellem forældre har imidlertid ændret sig. Mødres andel af forældrenes samlede løn stiger med ca. to pct i andet år efter fødslen.

I diskussionen fremhæver jeg fædres timing af orlov samt mødres potentielle selvbetalte orlov som mulige forklaringer på, hvorfor mødres arbejdsmarkedsvariable ikke påvirkes efter orlovsperioden.

Jeg fremhæver yderligere fastlåste kønsroller som en alternativ forklaring på, hvorfor mødres arbejdsmarkedsvariable i overvejende grad er upåvirkede af reformen.

Specialets bidrag består af fem hoveddele.

For det første bidrager jeg med empirisk evidens til en sparsom litteratur om øremærket fædreorlov ved at lave den første omfattende kausale undersøgelse af de kortsigtede effekter af en ny dansk barselsreform. De eksisterende studier finder blandede resultater hvad angår mødres arbejdsmarkedsvariable, hvilket understreger behovet for yderligere evidens på området (Canaan et al., 2022).

For det andet er den empiriske evidens fra Danmark om sammenhængen mellem barselsreformer og mødres arbejdsmarkedsvariable begrænset, blandt andet fordi øremærket fædreorlov er et relativt nyt fænomen i Danmark sammenlignet med andre nordiske lande. Kun ét studie undersøger effekten af øremærket fædreorlov på mødres løn i Danmark. Specialet bidrager derfor med indsigt fra en dansk kontekst, som er vigtige for litteraturen, men som også har en bredere samfundsmæssig relevans og interesse (King, Keohane og Verba, 1994: 15). Ved at undersøge mere end én arbejdsmarkedsvariabel bidrager specialet samtidig en bred forståelse af reformens virke (Canaan et al., 2022: 29).

For det tredje udgør specialet, på baggrund af de studier jeg er bekendt med, den første undersøgelse af orlovsdirektivets implementering i et medlemsland. Specialet bidrager derfor med den første empiriske evidens i en forventet række af kommende studier, der på tværs af lande undersøger, om orlovsdirektivet indfrier de politiske målsætninger.

For det fjerde besvarer specialet en efterspørgsel på empiriske studier, som analyserer mere intensive reformer med større forandringer i antallet af øremærkede uger til fædre (Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013: 143). Barselsreformen fra 2022 øremærkede ni ekstra uger til fædre, hvilket i sammenligning med studier af andre reformer er en stor ændring i antallet af øremærkede uger til fædre.

For det femte bidrager specialet med ny viden om fædres timing af orlov i Danmark. Med inspiration fra nyere studier i Norge og Finland undersøger jeg deskriptivt, hvordan fædre udnytter fleksibiliteten i barselsreglerne sammenlignet med mødre.

I de næste afsnit beskriver jeg specialets opbygning. Specialet består af ni kapitler, hvoraf indledningen udgør det første kapitel. Figur 1.1 illustrerer specialets opbygning.

**Figur 1.1:** Specialets opbygning

Introduktion

Kapitel 1:  
Indledning

Teoretisk grundlag

Kapitel 2:  
Litteratur og teori

Metode

Kapitel 3:  
Empirisk case  
og datagrundlag

Kapitel 4:  
Forskningsdesign og  
analysestrategi

Resultater

Kapitel 5:  
Orlovsvariable

Kapitel 6:  
Arbejdsmarkedsvariable

Kapitel 7:  
Robusthedsanalyse

Sammenfatning

Kapitel 8:  
Diskussion

Kapitel 9:  
Konklusion

Først redegør jeg for litteraturen om child penalties og gennemgår i et litteraturreview de eksisterende empiriske studier, som undersøger effekten af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsvariable. Jeg redegør i forlængelse heraf for specialets teoretiske fundament, som tager udgangspunkt i to overordnede mekanismer: begrænset tab af humankapital for mødre og despecialisering af opgaver i hjemmet. På baggrund heraf udleder jeg fire hypoteser (kapitel 2).

Jeg præsenterer derefter barselsreglerne i Danmark, hvorefter jeg beskriver processen med at konstruere specialets datasæt ud fra Danmarks Statistikks administrative registerdata (kapitel 3). Jeg redegør efterfølgende for specialets forskningsdesign, herunder den kausale identifikationsstrategi, validitetstests, modelspecifikation og analysestrategi (kapitel 4).

Jeg tester specialets hypoteser i analysen, som består af tre kapitler: Først præsenterer jeg resultater for orlovsvariabel (kapitel 5). Herefter resultater for mødres arbejdsmarkedsvariable (kapitel 6). Analysen afrundes med to validitetstests og en række robusthedsanalyser (kapitel 7).

Jeg diskuterer efterfølgende specialets fund og samfundsmæssige implikationer (kapitel 8), før jeg afslutningsvist giver en samlet konklusion, som besvarer specialets problemstilling (kapitel 9).

## 2. Litteratur og teori

I dette kapitel redegør jeg for den litteratur og teori, som specialet tager udgangspunkt i. Først gennemgår jeg kort litteraturen om child penalties, der identificerer forældreskab som den primære drivkraft bag de vedvarende lønforskelle mellem kvinder og mænd. Dernæst redegør jeg for litteraturen om øremærket fædreorlov med fokus på studier, der undersøger, om øremærket fædreorlov påvirker mødres arbejdsmarkedsvariable og dermed potentielt reducerer child penalties. Afslutningsvist redegør jeg for specialets teoretiske fundament og udleder på baggrund heraf fire hypoteser.

### 2.1 Child penalties: Lønforskelle mellem kvinder og mænd

Der har i litteraturen været fremsat mange forklaringer på lønforskelle mellem kvinder og mænd herunder lønstrukturer, som favoriserer mænd, uddannelsesrelateret ulighed, statistisk diskrimination mod kvinder samt forskellighed i psykologiske karakteristika (Blau og Kahn, 2017).

I de senere år er der rettet et større fokus på forældreskabets betydning for lønforskelle gennem litteraturen om child penalties, som empirisk dokumenterer, at mødre oplever et substantielt fald i løn, når de bliver forældre. Faldet forklares blandt andet med, at kvinder bærer størstedelen af byrden ved graviditet, orlov og den efterfølgende omsorg for barnet (Olivetti og Petrongolo, 2016: 416).

I et anerkendt og indflydelsesrigt studie undersøger Kleven, Landais og Søgaard (2019), i hvilken grad forældreskab kan forklare lønforskelle mellem kvinder og mænd i Danmark. Med et event study design, baseret på administrative registerdata, undersøger studiet mødres og fædres arbejdsmarkedsvariable 10 år efter fødslen af deres første barn. Analysen omfatter forældre, der får deres første barn mellem 1985 og 2003. Studiet viser, at kvinders og mænds løn udvikler sig parallelt frem til fødslen af det første barn. Herefter oplever mødre et signifikant og vedvarende fald i løn på 19,4 pct. relativt til fædre. Faldet forklares lige dele af mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse.

Studiet viser samtidig, at child penalties i 1980 forklarer 40 pct. af lønforskellene mellem kvinder og mænd, mens det i 2013 forklarer hele 80 pct. Udviklingen forklares blandt andet med en reduktion i uddannelsesmæssig ulighed (ibid.: 199).

Weile et al. (2024) genfinder resultaterne i et nyere dansk studie, som anvender samme metodiske tilgang og tidshorisont baseret på et nyere datasæt. Studiet omfatter forældre, som fødte deres første barn mellem 2002 og 2010. Studiet estimerer et marginalt større fald i mødres løn relativt til fædre på 21,3 pct. Stigningen på knap to pct. point er bemærkelsesværdig, da det indikerer, at størrelsen på child penalties er vedvarende over tid i Danmark (ibid.: 24).

Child penalties er ikke kun veldokumenterede i Danmark, men også på tværs af lande og institutionelle kontekster: Kvinder og mænd følger parallelle trends frem mod forældreskabet, hvorefter de divergerer skarpt og varigt efter fødslen af deres første barn (ibid.: 2).

En række studier med samme metodiske fremgangsmåde som Kleven, Landais og Søgaard (2019) estimerer størrelsen af child penalties på tværs af lande og finder stor variation.

Mødre i Italien, Tyskland og Østrig oplever fald i løn på over 50 pct. (Casarico og Lattanzio, 2023; Kleven et al., 2019), mens mødre i lande som f.eks. Belgien, Storbritannien og USA oplever fald på omkring 30-40 pct. (Fontenay, Murphy og Tojerow, 2023; Kleven et al., 2019). I lande som Finland, Sverige, Spanien og Kina oplever mødre et fald i løn på ca. 20-25 pct., svarende til faldet i Danmark (de Quinto, Hospido og Sanz, 2021; Kleven et al., 2019; Sieppi og Pehkonen, 2019; Zhang, Wang og Hou, 2024). En fyldestgørende gennemgang af litteraturen findes i Weile et al. (2024).

I Danmark argumenterer Lundborg, Plug og Rasmussen (2024) for, at child penalties kun har en kortsigted effekt på mødres løn. Ved at bruge vellykket fertilitetsbehandling som instrument (forkortet IV) finder de, at child penalties aftager med årene, forsvinder helt efter 10 år og endda omsættes til et *child premium* efter 15 år, som ellers tidligere i litteraturen har været forbundet med den lønstigning, som fædre kan opleve ved forældreskab (Killewald, 2012; Lundberg og Rose, 2002).

Lundborg, Plug og Rasmussen (2024: 16) argumenterer for, at event study designs er mindre egnede til at estimere langsigtede effekter af forældreskab, hvorfor IV-strategien mere præcist kan dokumentere, at børn primært påvirker mødres løn negativt de første 10 år efter fødslen.

Samlet set er child penalties veldokumenterede på tværs af lande og tid, selvom nyere litteratur sætter spørgsmålstege ved, om effekten er vedvarende på langt sigt. Selvom child penalties er empirisk velfunderede, er forskning i mekanismerne bag fortsat i et tidligt stadie (Kleven, 2022: 1). En voksende litteratur beskæftiger sig med, hvilken betydning barselsregler, som f.eks. øremærket fædreorlov, har for child penalties (Canaan et al., 2022; Olivetti og Petrongolo, 2017; Rossin-Slater, 2018).

I specialet tager jeg udgangspunkt i netop denne litteratur, som jeg præsenterer i de følgende afsnit.

## 2.2 Øremærket fædreorlov: Et nordisk ligestillingsprojekt

I de følgende afsnit redegør jeg for udviklingen og udbredelsen af øremærket fædreorlov som policy-instrument, hvorefter jeg gennemgår de eksisterende empiriske studier, som undersøger effekten af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier.

## 2.2.1 Introduktion og udbredelse

Barselsregler kan variere substantielt på tværs af en række parametre: længde, lønkompensation, jobbeskyttelse og tilgængelighed for hver forælder (Canaan et al., 2022: 12; Olivetti og Petrongolo, 2017: 206; Rossin-Slater, 2018: 323). Øremærket fædreorlov hører under sidstnævnte kategori, da det kendes ved kun at være tilgængelig for fædre. Øremærket fædreorlov går under navne som *Daddy months*, *Daddy Quotas* eller *Use-it-or-lose-it leave* (Canaan et al., 2022).

Øremærket fædreorlov blev første gang introduceret i Norge i 1993, hvor fire orlovsuger blev øremærket fædre under betegnelsen *fedrekvoten* (Cools, Fiva og Kirkebøen, 2015). Sverige fulgte trop i 1995 med den såkaldte *pappamånad* (Johansson, 2010). Danmark øremærkede to uger til fædre i 1998, Finland en måned i 2003, mens Island øremærkede hele tre ud af ni måneders orlov til fædre i 2001 (Andersen, 2018; Carnicelli et al., 2024; Olafsson og Steingrimsdottir, 2020)

I dag betragtes øremærket fædreorlov blandt OECD-lande<sup>2</sup> som et centralt element i moderniseringen af barselsregler (Canaan et al., 2022: 16–17). Formålet er primært at reducere det omsorgsansvar, som traditionelt set bæres af mødre, ved at øge fædres deltagelse i børnepasning og derigennem at fremme ligestilling i både hjemmet og på arbejdsmarkedet (*ibid.*). De fleste OECD-lande har i forlængelse heraf øremærket en del af den samlede orlov til fædre. I gennemsnit er 12,7 uger øremærket fædre, mens 25,4 uger er øremærket mødre (OECD, 2025b).

Både introduktion og udvidelse af øremærket fædreorlov er på tværs af lande et effektivt policy-instrument til at øge fædrenes orlov (se tabel 2 i Canaan et al., 2022).

For introduktion af øremærket fædreorlov ses den største effekt i Island, hvor omkring 80 pct. af den øremærkede orlov blev udnyttet, da kvoten på tre måneder blev introduceret i 2001 (Olafsson og Steingrimsdottir, 2020). I modsatte ende ligger Danmark med 14 pct. udnyttelse ved introduktionen af to ugers øremærket fædreorlov i 1998, hvilket svarer til, at fædre tog yderligere to dages orlov efter reformen (Andersen, 2018). Da øremærket fædreorlov i 2007 blev introduceret i Spanien, medførte det en udnyttelse af kvoten på ca. 50 pct. (Farré og González, 2019). Lignende resultater findes i Sverige og Canada, mens Norge ligger lidt lavere med ca. 25 pct. (Cools, Fiva og Kirkebøen, 2015; Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013; Patnaik, 2019).

---

<sup>2</sup> OECD er en international organisation med 38 medlemslande på tværs af Europa, Nord- og Sydamerika, Asien og Oceanien, som samarbejder om økonomisk politik, udvikling og analyser (OECD, 2025a).

Selvom effekterne på fædres orlov generelt set er stærkest ved introduktion af øremærket fædreorlov, så er der fortsat effekter ved udvidelse af øremærket fædreorlov (Canaan et al., 2022). F.eks. finder Avdic og Karimi (2018: 287) i Sverige, at udvidelsen fra en til to pappamånader i 2002 havde en lignende effekt på fædres orlovsforbrug som ved introduktionen i 1995. I deres analyse af otte barselsreformer med øremærket fædreorlov i Norge finder Andresen og Nix (2025: 10) ligeledes, at for hver ekstra øremærket orlovsuge, stiger fædres orlov i gennemsnit med 0,82 uge.

Af de studier, som jeg er bekendt med, er der kun et enkelt studie fra Storbritannien, som ikke finder evidens for, at øremærket fædreorlov øger fædres orlov (Clifton-Sprigg et al., 2025). Forfatterne forklarer denne afvigelse med manglende generositet i lønkompensation.

Litteraturen om øremærket fædreorlov demonstrerer dermed, at øremærket fædreorlov kan øge fædres samlede orlov, selvom effektstørrelser varierer på tværs af lande (Canaan et al., 2022: 29).

## 2.2.2 Øremærket fædreorlov og mødres arbejdsmarkedsværdier

I det følgende afsnit præsenterer jeg empiriske studier, som undersøger effekten af introduktion eller udvidelse af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier.

Tabel 2.1 giver et overblik over de inkluderede studier, som er udvalgt på baggrund af tre kriterier til data, metode og afhængige variabel: Studierne skal bruge data på individniveau fra administrative registre samt anvende en barselsreform med øremærket fædreorlov som eksogen variation til at estimere effekten på en eller flere af mødres arbejdsmarkedsværdier<sup>3</sup>.

Selvom størrelsen på child penalties for mødre er defineret relativt til fædre, fokuserer jeg på mødres arbejdsmarkedsværdier, da forbedringer i ligestilling typisk drives af ændringer i mødres løn, arbejdstimer eller beskæftigelse (Canaan et al., 2022: 18). Det er yderligere muligt at identificere, om potentielle ændringer i child penalties er relateret til forhold vedrørende mødre eller fædre. Afgrænsningen beror derudover på hensynet til specialets omfang inden for gældende tidsramme.

På baggrund af denne strategi har jeg fundet 11 empiriske studier fra syv forskellige lande, hvoraf fire er de nordiske lande Danmark, Finland, Norge og Sverige. Som det fremgår af tabellen, er der ikke entydige fund, hvad angår effekten af fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier.

---

<sup>3</sup> Jeg har dermed ekskluderet studier, som udelukkende fokuserer på fædres arbejdsmarkedsværdier (se f.eks. Rege og Solli, 2013; Tamm, 2019), ligesom jeg har ekskluderet et dansk studie, som bruger fem forskellige danske reformer med ændringer i f.eks. kompensationsgrad, som instrument til at estimere effekten af fædres orlovlængde på arbejdsmarkedsværdier (se Andersen, 2018).

**Tabel 2.1:** Effekten af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsvariable

Studie	Land	Reform	Type	Arbejdsmarkedsvariabel	Effekt	Design
Johansson (2010)	Sverige	To reformer <sup>1</sup>	I/U	Løn	Insignifikant	DiD
Ekberg et al. (2013)	Sverige	1995 (+1 måned)	I	Løn/beskæftigelse	Insignifikant	Eksperiment
Cools et al. (2015)	Norge	1993 (+4 uger)	I	Løn/arbejdstimer/beskæftigelse	Negativ	RDD/DiD
Avdic og Karimi (2018)	Sverige	1995 (+1 måned)	I	Løn	Negativ	RDD/DiD
Druedahl et al. (2019)	Danmark	1998 (+2 uger)	I	Løn (andel af husstanden)	Positiv	DiD
Farré og González, (2019)	Spanien	2007 (+2 uger)	I	Løn/beskæftigelse	Positiv	RDD
Hart et al. (2019)	Norge	2009 (+4 uger)	U	Løn/beskæftigelse	Insignifikant	RDD
Patnaik (2019)	Canada	2006 (+5 uger)	I	Arbejdstimer/beskæftigelse	Positiv	RDD/DiD
Carnicelli et al. (2024)	Finland	2013 (+4 uger) <sup>2</sup>	U	Løn/beskæftigelse	Insignifikant	RDD
Périvier og Verdugo (2024)	Frankrig	2015 (+6/12 måneder) <sup>3</sup>	I	Løn	Positiv	RDD
Andresen og Nix (2025)	Norge	Otte reformer <sup>4</sup>	I/U	Løn	Insignifikant	RDD
Mit speciale	Danmark	2022 (+9 uger)	U	Løn/arbejdstimer/beskæftigelse	?	RDD

Note: Tabellen inkluderer studier, som jeg er bekendt med, og kan derfor ikke anses som en udtømmende liste. I = introduktion af fædreorlov. U = udvidelse af fædreorlov. DiD = difference-in-difference design, RDD = regressionsdiskontinuitetsdesign, RDD/DiD = kombination af begge metoder, eksperiment = reformen behandles som et naturligt eksperiment.

<sup>1</sup>1995 (+1 måned) samt 2002 (+1 måned). <sup>2</sup>Udover udvidelsen blev afviklingen af de eksisterende uger mere fleksibel. <sup>3</sup>For hhv. første- og andengangsforældre. <sup>4</sup>1993 (+4 uger), 2005 (+1 uge), 2005 (+1 uge), 2009 (+4 uger), 2011 (+2 uger), 2013 (+2 uger), 2014 (-4 uger) og 2015 (+5 uger).

Fire studier finder positive effekter på mødres arbejdsmarkedsvariable, herunder de tre studier uden for Norden. I Danmark finder Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019), at mødres andel af husstandens samlede løn stiger med 1,2 pct. point efter introduktionen af to ugers øremærket fædreorlov i 1998. Effekten forsvinder efter otte år. I Frankrig finder Périvier og Verdugo (2024), at mødres løn efter introduktionen af øremærket fædreorlov i 2015 stiger med otte pct., mens studier fra Spanien og Canada finder positive effekter på mødres arbejdstimer og beskæftigelse som følge af en mindre kønnet specialisering i hjemmet (Farré og González, 2019; Patnaik, 2019).

To studier finder negative effekter på mødres arbejdsmarkedsvariable. Cools, Fiva og Kirkebøen (2015) finder, at introduktionen af fire ugers øremærket fædreorlov i Norge havde en negativ effekt på mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse, hvilket forfatterne forklarer med en stigning i mødres orlov. Avdic og Karimi (2018) finder en mindre reduktion i mødres akkumulerede løn efter tre år på ca. to pct., som de forklarer med selvbetalt orlov for mødre. De to studier adskiller sig fra de andre i tabel 2.1 ved at undersøge hhv. akkumuleret løn og gennemsnitlig løn på tværs af en femårig periode, frem for effekter på årlig løn.

Afslutningsvist finder fem studier insignifikante effekter.

I Sverige finder Johansson (2010) ingen effekter af reformerne i 1995 eller 2002 på mødres løn fire år efter fødslen<sup>4</sup>, mens Ekberg, Eriksson og Friebel (2013) ligeledes ikke finder robuste effekter på mødres løn i en periode på fem år efter reformen i 1995. I Norge undersøger Hart, Andersen og Drange (2019) effekten af at udvide den øremærkede fædreorlov i 2009 på mødres løn og beskæftigelse, mens Andresen og Nix (2025) undersøger effekten af otte reformer mellem 1993 og 2015 på mødres løn. Begge studier finder insignifikante resultater de første fem år efter fødslen. I Finland estimerer Carnicelli et al. (2024) effekten af en barselsreform fra 2013 og finder ingen signifikante effekter på hverken løn eller beskæftigelse i ni år efter reformen.

Jeg vender tilbage til litteraturens blandede fund i specialelets diskussion (kapitel 8).

---

<sup>4</sup> Selvom Johansson (2010) konkluderer, at mødres løn stiger med 6,7 pct. for hver måned tager orlov, så er effekten kun signifikant på 10 pct. niveau, hvorfor jeg betragter den som insignifikant.

### 2.2.3 Udfordringer i den eksisterende litteratur

I dette afsnit peger jeg på fire udfordringer i den eksisterende litteratur, som jeg i specialet forsøger at imødekomme: (1) et begrænset antal empiriske studier med blandede fund, (2) ensidigt fokus på løn, (3) kompleksitet i barselsreformer og (4) lille interventionsintensitet.

(1) Helt overordnet set er der relativt få studier, som undersøger effekten af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier (Olafsson og Steingrimsdottir, 2020: 1493). De eksisterende studier finder samtidig blandede resultater, hvilket understreger behovet for yderligere evidens på området (Canaan et al., 2022: 2). Specialet tilfører litteraturen ny evidens baseret på en reform, der endnu ikke har været genstand for empirisk analyse, hvilket bidrager til den fortsatte afklaring af, hvorvidt øremærket fædreorlov påvirker mødres arbejdsmarkedsværdier.

(2) Derudover undersøger halvdelen af studierne i tabel 2.1 udelukkende løn, selvom child penalties også opstår på baggrund af ændringer i arbejdstimer og beskæftigelse (Kleven, Landais og Søgaard, 2019: 182). Beskæftigelse betegnes her som den ekstensive margin af arbejdsudbudet, mens arbejdstimer betegnes som den intensive margin af arbejdsudbudet, forstået som hhv. hvorvidt man deltager på arbejdsmarkedet, og i hvilket omfang man deltager (Cahuc, Carcillo og Zylberberg, 2014).

Ved at undersøge både løn, arbejdstimer og beskæftigelse tilbyder specialet en mere omfattende analyse af mødres arbejdsmarkedsværdier end flertallet af studierne i tabel 2.1, hvilket gør det muligt at identificere, om eventuelle effekter af reformen udspringer af ændringer i lønniveau, den intensive margin (arbejdstimer) eller den ekstensive margin (beskæftigelse).

(3) Barselsreformer er desuden ofte komplekse og inkluderer forandringer på flere områder (Olivetti og Petrongolo, 2017: 206). Kompleksiteten gør det svært at isolere effekten af øremærket fædreorlov fra andre policy-instrumenter som f.eks. ændret kompensationsgrad eller samlet længde på orlov (Canaan et al., 2022: 22). Et eksempel herpå er den franske reform fra 2015, som øremærkede hele seks måneder til førstegangsforældre samtidig med, at den samlede orlovsperiode blevet forlænget tilsvarende seks måneder (Périvier og Verdugo, 2024).

Barselsreformen fra 2022 ændrede udelukkende på fordelingen af de øremærkede uger i Danmark (Beskæftigelsesministeriet, 2025a). Specialet har derfor et centralt bidrag til litteraturen ved entydigt at isolere effekten af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier.

(4) Samtidig øremærkede barselsreformen hele ni orlovsuger til fædre, hvilket er omtrent dobbelt så meget, som andre reformer fra tabel 2.1 (med undtagelse af den franske reform). Specialet besvarer

derfor en efterspørgsel på empiriske studier, som undersøger større forandringer i den øremærkede fædreorlov, hvilket kan bidrage til afklaring af, hvorvidt litteraturens insignifikante fund potentielt skyldes manglende interventionsintensitet (Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013: 143).

Finder jeg ingen effekter af den danske barselsreform, er det derfor et stærkt argument imod, at øremærket fædreorlov påvirker mødres arbejdsmarkedsvariable på kort sigt, da interventionen er både intensiv og isoleret til øremærket fædreorlov.

## 2.3 Teori

I dette afsnit præsenterer jeg specialets teoretiske fundament. Først redegør jeg kort for, hvorfor øremærket fædreorlov gennem økonomiske incitamenter påvirker forældres orlov. Herefter redegør jeg for to mekanismer, som i litteraturen anses som de centrale forklaringer på, hvordan hhv. fædres og mødres ændrede orlov har betydning for mødres arbejdsmarkedsvariable (Canaan et al., 2022: 18).

Den første mekanisme omhandler mødres begrænsede tab af humankapital som følge af, at deres arbejdsmarkedspause i forbindelse med barsel forkortes (Mincer og Ofek, 1982). Den anden mekanisme omhandler despecialisering af opgaver i hjemmet som følge af, at fædre påtager sig en større omsorgsrolle tidligt i barnets liv (Becker, 1981, 1985). Afslutningsvist præsenterer jeg specialets samlede teoretiske argument samt en oversigt over specialets fire hypoteser.

### 2.3.1 Øremærket fædreorlov som policy-instrument (H1a og H1b)

Vedung (1998) karakteriserer policy-instrumenter som enten informative, økonomiske eller regulerende afhængigt af den autoritative kraft, som lovgiver ønsker at anvende for at fremme efterlevelse af den ønskede adfærd. Da øremærket fædreorlov er en rettighed, som fædre kan vælge at udnytte, og ikke en pligt, har det overvejende karakter af et økonomisk policy-instrument.

Retten til barselsdagpenge udgør et økonomisk incitament, som tilskynder fædre til at tage mere orlov og mødre mindre orlov, uden at deres adfærd reguleres gennem direkte påbud. Forældre antages at være rationelt nyttemaksimerende og dermed udnytte alle orlovsuger med ret til barselsdagpenge, uagtet om ugerne er øremærket fædre, mødre eller frit kan fordeles mellem forældrene (Schneider og Ingram, 1990: 515).

Ved implementering af policy-instrumenter er det centralt at overveje, om aktørantagelser gør sig gældende i den pågældende kontekst (ibid.: 526). Ifølge litteraturen skaber *use-it-or-lose-it* designet i øremærkningen stærke økonomiske tilskyndelser for fædre til at udnytte den øremærkede fædreorlov (Cortés og Pan, 2023: 1370–1372; Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013: 132–135; Olafsson og

Steingrimsdottir, 2020: 1493). Som fremhævet i litteraturreviewet dokumenterer de empiriske studier, at øremærket fædreorlov medfører en betydelig stigning i fædres orlov (Canaan et al., 2022: 24).

På baggrund heraf udleder jeg følgende hypotese om fædres orlov:

H1a: *En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre medfører en stigning i fædres samlede antal orlovsdage med barselsdagpenge.*

En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre reducerer antallet af tilgængelige orlovsuger for mødre, når et fast antal uger deles (Andersen, 2018: 1126). Den danske barselsreform ændrede kun fordelingen af de øremærkede orlovsuger og ikke det samlede antal orlovsuger.

På baggrund heraf udleder jeg en hypotese om mødres orlov, der kan betragtes som en observerbar implikation af reformen:

H1b: *En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre medfører et fald i mødres samlede antal orlovsdage med barselsdagpenge.*

### 2.3.2 Begrænset tab af humankapital (H2a)

I dette afsnit præsenterer jeg mekanismen relateret til mødres begrænsede tab af humankapital som følge af, at deres arbejdsmarkedspause i forbindelse med barsel forkortes af øremærket fædreorlov. Mekanismen vedrører ændringer i mødres orlovslængde.

Humankapital defineres som den produktive viden, erfaring og de færdigheder, som et individ opnår gennem uddannelse, træning og erfaring (Dietrich og Pedersen, 2020). Generel humankapital, forstået som fagspecifikke kompetencer, øger produktiviteten på tværs af jobs, mens specifik humankapital øger produktiviteten i et bestemt job eller hos en bestemt arbejdsgiver gennem f.eks. viden om interne arbejdsgange (Becker, 1964).

Tab af humankapital i forbindelse med arbejdsmarkedspauser opstår af tre grunde. De to første relaterer sig til effekter forbundet med en realiseret arbejdsmarkedspause, mens den tredje relaterer sig til forventningen om en arbejdsmarkedspause.

(1) Humankapital er ikke kun en funktion af uddannelseslængde, men også en funktion af efterfølgende investering og akkumulering af humankapital på arbejdsmarkedet gennem f.eks. kurser eller efteruddannelse (Mincer, 1974). Under arbejdsmarkedspauser akkumulerer individer ikke humankapital, hvilket på langt sigt giver et lavere afkast i den samlede erfaring (Mincer og Ofek, 1982: 4–7).

(2) Derudover kan generel og specifik humankapital depreciere eller miste værdi under pauser, fordi uddannelsesmæssige eller jobrelaterede kvalifikationer kan blive forældede eller glemt (ibid.). Selvom humankapital kan genopbygges, når det typisk ikke samme niveau som hos individer, der har været kontinuerligt på arbejdsmarkedet (ibid.: 17–18).

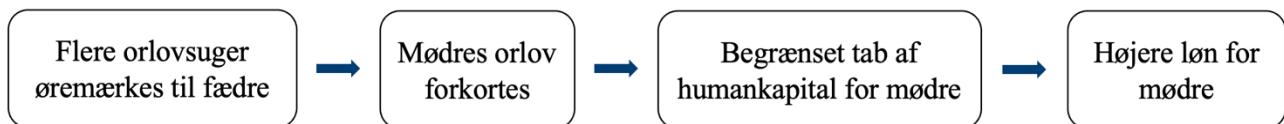
(3) Afslutningsvist kan forventninger om en langvarig arbejdsmarkedspause give et lavere niveau af investering i humankapital generelt set. Blandt andet gennem valg af job med en mindre grad af fortsat efteruddannelse eller kompetenceopbygning (Gronau, 1988; Mincer og Polachek, 1974: 77).

Samlet set indebærer mødres arbejdsmarkedspauser i forbindelse med barsel derfor et tab i potentiel tilgængeligt erfaring, en forringelse af eksisterende kvalifikationer og et lavere investeringsniveau i humankapital generelt set. Dette mindske mødres produktivitet og derigennem deres løn (Gupta og Smith, 2002: 611; Schönberg og Ludsteck, 2014: 470).

Selvom litteraturen peger på, at barsel i op til seks måneder forbedrer mødres arbejdsmarkedsvilkår gennem grundlæggende rettigheder som lønkompensation og jobbeskyttelse (Canaan et al., 2022: 12–16; Rossin-Slater, 2018: 331–333), har længerevarende barsel vist sig at forringe mødres arbejdsmarkedsposition i de nordiske lande (Datta Gupta, Smith og Verner, 2008: 86).

Som nævnt, forventer jeg, at øremærket fædreorlov reducerer mødres orlovslængde (H1b). Mødre vender derfor tilbage fra barsel tidligere, hvilket forkorter deres arbejdsmarkedspause og begrænser tabet af humankapital. Det forbedrer ifølge Schönberg og Ludsteck (2014) mødres produktivitet og øger deres løn. Figur 2.1 viser det samlede teoretiske argument.

**Figur 2.1:** Samlet teoretisk argument for mødres løn



Det teoretiske argument er relateret til varige effekter på mødres løn og ikke de forbigående effekter af, at mødre vender tidligere tilbage til arbejdsmarkedet og modtager løn frem for barselsdagpenge (Kleven, Landais og Søgaard, 2019: 192).

På baggrund heraf udleder jeg følgende hypotese:

H2a: *En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre medfører en stigning i mødres løn efter orlovsperioden.*

### 2.3.3 Despecialisering af opgaver i hjemmet (H2b)

I dette afsnit præsenterer jeg mekanismen relateret til despecialisering af opgaver i hjemmet som følge af, at fædre påtager sig en større omsorgsrolle tidligt i barnets liv. Mekanismen vedrører ændringer i fædres orlovslængde.

Humankapital relaterer sig ikke udelukkende til arbejdsmarkedsmarkedet, men kan også opbygges i hjemmet (Becker, 1964). Mens mødre under barsel opbygger humankapital i hjemmet, opbygger fædre humankapital på arbejdsmarkedet, hvilket efter orlovsperioden afspejler sig i en kønnet specialisering af opgaver i hjemmet (Becker, 1981, 1985).

Specialiseringen opstår på baggrund af, at familien agerer som en samlet økonomisk enhed, hvor forældre fordeler deres ressourcer, så familiens samlede nytte maksimeres (Cortés og Pan, 2023). Når mødre og fædre under orlovsperioden har opbygget humankapital i hhv. hjemmet og på arbejdsmarkedet, er den samlede nytte for familien størst ved at lade denne specialisering fortsætte efter orlovsperioden (Becker, 1981: 198; Patnaik, 2019: 1011).

Med andre ord har den forælder, som udfører opgaver i hjemmet i dag, en komparativ fordel for at udføre disse opgaver i fremtiden (Becker, 1991). Dette mønster kan være vanskeligt og omkostningsfuldt at ændre, fordi forældre under barsel investerer i hver deres opgavespecifikke humankapital. Efter orlovsperioden indebærer en ændret arbejdsdeling derfor betydelige læringsomkostninger, hvilket fastholder mødre i specialisering i hjemmet (Patnaik, 2019: 1020).

I litteraturen forventes øremærket fædreorlov at nedbryde dette mønster ved i en periode at lade fædre være den primære omsorgsperson i hjemmet. Når fædre holder længere orlov, opbygger de humankapital i hjemmet, hvilket udvider de komparative fordele mellem mødre og fædre. Øremærket fædreorlov leder derigennem til en despecialisering og en mindre kønnet fordeling af opgaver i hjemmet (Andersen, 2018: 1125; Cools, Fiva og Kirkebøen, 2015: 3; Kotsadam og Finseraas, 2011).

En mere ligelig fordeling af opgaver i hjemmet mindske behovet for, at mødre prioriterer tid i hjemmet frem for på arbejdsmarkedet, hvilket derfor fører til flere arbejdstimer og øget beskæftigelse for mødre (Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013: 132; Rege og Solli, 2013: 2276). Figur 2.2 viser det samlede teoretiske argument.

**Figur 2.2:** Samlet teoretisk argument for mødres arbejdstimer og beskæftigelse



Det teoretiske argument relaterer sig, ligesom tidligere, til varige effekter på arbejdstimer og beskæftigelse fremfor forbigående effekter (Kleven, Landais og Søgaard, 2019: 192).

På baggrund heraf udleder jeg følgende hypotese:

H2b: *En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre medfører en stigning i mødres arbejdstimer og beskæftigelse efter orlovsperioden.*

### 2.3.4 Opsamling på teoretiske forventninger

I de foregående afsnit har jeg gennemgået specialets teoretiske fundament og på baggrund heraf udledt fire hypoteser. I dette afsnit opsummerer jeg de to teoretiske mekanismer relateret til mødres arbejdsmarkedsvariable, hvorefter jeg præsenterer specialets samlede teoretiske argument. Afslutningsvist diskuterer jeg kort specialets teoretiske afgrænsning, før jeg præsenterer hypoteserne i en samlet tabel.

Tabel 2.2 viser en sammenfatning af de to mekanismer relateret til mødres orlovslængde (begrænset tab af humankapital) og fædres orlovslængde (despecialisering af opgaver i hjemmet). Mødres arbejdsmarkedsvariable påvirkes således både af ændringer i egen orlov samt ændringer i fædres. Ændringer i forældres orlov (H1a og H1b) er derfor en forudsætning for de to mekanismer.

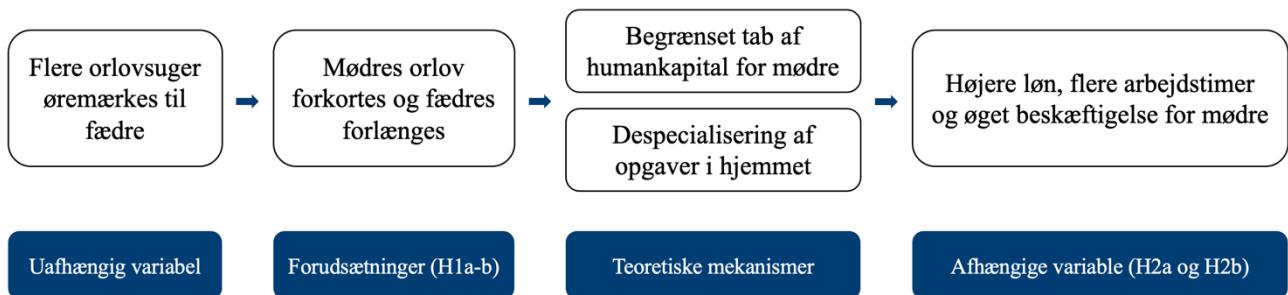
**Tabel 2.2:** Overblik over de to teoretiske mekanismer

Tid	Mødres orlov	Fædres orlov
Før	Forventning om kortere barsel	
Under	Kortere pause i akkumulering af humankapital på arbejdsmarkedet	Fædre opbygger humankapital i hjemmet
	Begrænset værditab af eksisterende humankapital på arbejdsmarkedet	
Efter	Begrænset tab af humankapital for mødre	Despecialisering af opgaver i hjemmet

Note: Sammenfatning på baggrund af afsnit 2.3.2 og 2.3.3

Figur 2.3 viser specialets samlede teoretiske argument. Den uafhængige variabel (øremærket fædreorlov) begrænser gennem ændrede orlovsmønstre mødres tab af humankapital på arbejdsmarkedet og fører til en despecialisering af opgaver i hjemmet, hvilket samlet set forventes at påvirke de tre afhængige variable: mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse.

**Figur 2.3:** Samlet teoretisk argument i specialet



Selvom jeg i teoriafsnittet relaterer de tre arbejdsmarkedsvariable til forskellige teoretiske mekanismer, er variablene tæt korrelerede, da ændringer i mødres arbejdstimer og beskæftigelse afspejles i deres løn (Kleven, Landais og Søgaard, 2019: 182). Arbejdstimer og beskæftigelse kan derfor betragtes som delkomponenter af mødres løn, idet jeg analyserer mødres samlede løn frem for timeløn (Angelov, Johansson og Lindahl, 2016: 546).

Det er desuden vigtigt at bemærke, at specialet ikke direkte tester mekanismene i figur 2.3. Specialet tester derimod forudsætningerne i form af ændrede orlovsmønstre, samt ændringer i tre arbejdsmarkedsvariable, hvilket kan indikere støtte til mekanismene (Johansson, 2010: 11).

I specialet fokuserer jeg desuden på de mest fremtrædende teoretiske mekanismer i litteraturen, da de er tæt relaterede til ændringer i forældres orlovsmønstre og tilbyder en relativt parsimonisk forklaring på sammenhængen mellem øremærket fædreorlov og mødres arbejdsmarkedsvariable.

Andre dele af litteraturen fokuserer på dynamikker på arbejdsmarkedet f.eks. signaler om arbejdsgagement, statistisk diskrimination af kvinder og favorisering af medarbejdere, som arbejder mange timer (Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013; Goldin, 2014; Gupta og Smith, 2002). Der er desuden en stigende tendens i litteraturen til at fremhæve betydningen af stærke og fastlåste kønsroller (Canaan et al., 2022: 2). Jeg vender tilbage til dette perspektiv i specialets diskussion i kapitel 8.

Tabel 2.3 sammenfatter specialets hypoteser, som jeg tester i hhv. kapitel 5 og 6.

**Tabel 2.3:** Oversigt over specialets fire hypoteser

- 
- H1    a. En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre medfører en stigning i fædres samlede antal orlovsdage med barselsdagpenge.
- b. En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre medfører et fald i mødres samlede antal orlovsdage med barselsdagpenge.
- 
- H2    a. En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre medfører en stigning i mødres løn efter orlovsperioden.
- b. En stigning i øremærkede orlovsuger til fædre medfører en stigning i mødres arbejdstimer og beskæftigelse efter orlovsperioden.
-

### 3. Empirisk case og datagrundlag

I dette kapitel redegør jeg først for barsel i Danmark som empirisk case. Derefter beskriver jeg den datagenerende proces, herunder adgang til Danmarks Statistikks administrative registre, operationalisering af variable samt konstruktionen af datasættet. Afslutningsvist præsenterer jeg deskriptiv statistik for de afhængige variable, sammenligner stikprøven med populationen og beskriver forældres orlovsmønstre i de første 15 måneder af barnets liv.

#### 3.1 Barsel i Danmark og et europæisk samarbejde om Work-Life Balance

I dette afsnit præsenterer jeg barsel i Danmark. Jeg beskriver først kort den historiske udvikling for at belyse, hvordan formålet med barsel har ændret sig over tid. Derefter redegør jeg for implementeringen af orlovsdirektivet i Danmark herunder de gældende barselsregler efter reformen i 2022.

I Danmark skelnes der formelt set mellem graviditetsorlov, barselsorlov og forældreorlov. Graviditetsorlov afholdes af mødre op til fødslen. Barsels- og forældreorlov afholdes efter barnets fødsel med forskellige formål: barselsorlov primært af helbredsmæssige hensyn, mens forældreorlov afholdes for at understøtte familielivet generelt set. Da dette primært er en sproglig distinktion, omtaler jeg begge typer som orlov i specialet (Beskæftigelsesministeriet, 2025a).

Orlov defineres som orlovsuger med ret til barselsdagpenge, mens selvbetalt orlov refererer til orlovsuger, som forældrene afholder uden ret til barselsdagpenge (Beskæftigelsesministeriet, 2025a). Perioder med orlov betegnes generelt set som barsel.

##### 3.1.1 Et historisk perspektiv på barsel i Danmark

Formålet med barselsregler har i de sidste 125 år forandret sig. I starten af 1900-tallet var der fokus på mødres og børns helbred. Sidenhen rettede fokus sig mod barsel som et velfærdsgode, der sikrede mødres indtægtsgrundlag under arbejdsmarkedspausen. I dag er barsel blevet genstand for spørgsmålet om ligestilling på arbejdsmarkedet (Canaan et al., 2022: 1). Det følgende afsnit skitserer kort de vigtigste historiske forandringer i de danske barselsregler.

Den første danske lov om barsel blev vedtaget i 1901 som en del af arbejderbeskyttelsesloven. Loven tildelte fire ugers obligatorisk ulønnet orlov til kvinder ansat i industri- eller håndværksvirksomheder. De næste 50 år blev rettighederne til barsel i små skridt udvidet ift. adgang, længde, lønkompensation og jobbeskyttelse. I 1960 fik alle kvindelige lønmodtagere ret til 14 ugers orlov med barselsdagpenge, hvilket udgjorde et markant fremskridt i udbygningen af rettigheder (Borchorst, 2004: 44–46).

I takt med kvindernes øgede arbejdsmarkedsdeltagelse, en kraftig udvidelse af velfærdsstaten og diskussioner om ligestilling både på arbejdsmarkedet og i hjemmet, opstod nye politiske krav til barselreglerne herunder spørgsmålet om orlov til fædre (Rasmussen, 2010: 93). Det resulterede i 1984 i en udvidelse i antallet af orlovsuger fra 14 til 20 uger, hvoraf de sidste seks frit kunne deles mellem forældrene. Fædre fik samtidig ret til to ugers fædreorlov med barselsdagpenge i forbindelse med fødslen. Antallet af orlovsuger blev i 1985 udvidet til 24 uger, hvoraf 10 uger frit kunne deles mellem forældrene (ibid.).

Siden etableringen af fædres rettigheder i forbindelse med barsel i 1984 og frem til i dag, har der været fem væsentlige reformer af barselsreglerne (Andersen, 2018: 1128). Offentligt ansatte fik i 1989 ret til fuld løncompensation under barsel, mens privatansatte opnåede samme rettighed 1997. Fædre fik to ugers øremærket orlov i 1998, hvilket igen blev afskaffet med den seneste barselsreform i 2002. Reformen ændrede forældres samlede orlov fra 26 til 48 uger (ibid.).

Frem mod implementeringen af orlovsdirektivet var følgende fordeling gældende for orlovsuger med ret til barselsdagpenge: 14 uger var øremærket mødre, to uger var fædreorlov lige efter fødslen, og de resterende 32 uger kunne fordeles frit mellem forældrene (ibid.).

Danmark har sammenlignet med de andre nordiske lande ligget markant lavere i antallet af øremærkede uger til fædre frem mod implementeringen af orlovsdirektivet. Mens Danmark i 2002 afskaffede to ugers øremærket fædreorlov, valgte Island at fortsætte udvidelsen af øremærket fædreorlov ved at ligestille mødre og fædre med hver seks måneders øremærket orlov i 2021 (Canaan et al., 2022: 17). Selv efter implementeringen af orlovsdirektivet ligger Danmark 1,7 orlovsuger under gennemsnittet i OECD ift. antal øremærkede orlovsuger til fædre (OECD, 2025b: 2).

### **3.1.2 Orlovsdirektivet og barselsreformen i 2022**

For at give et indblik i reformens politiske baggrund og kontekst redegør jeg i dette afsnit først kort for implementeringen af orlovsdirektivet i Danmark. Herefter redegør jeg for de gældende barselsregler i Danmark, som fulgte af barselsreformen i 2022.

D. 20. juni 2019 blev det europæiske orlovsdirektiv vedtaget. Direktivet pålagde alle medlemslande at indføre to måneders øremærket orlov til hver forælder gennem national lovgivning. Orlovsdirektivet omfattede kun lønmodtagere og havde det erklærede formål at fremme ligestilling på arbejdsmarkedet og understøtte en mere ligelig fordeling af omsorgsopgaver mellem kvinder og mænd (Europa-

Parlamentet og Rådet, 2019). Danmark stemte imod direktivet med henvisning til, at man fra dansk side ikke ønskede, at EU blandede sig i arbejdsmarkedet og velfærdsområdet (de la Porte, 2024: 2).

Efter længere tids politisk debat indgik et bredt flertal i Folketinget bestående af Socialdemokratiet, Venstre, Socialistisk Folkeparti (SF), det Radikale Venstre, Enhedslisten og Alternativet en aftale om implementeringen af orlovsdirektivet d. 26. oktober 2021, som jeg i specialet omtaler som den danske barselsreform i 2022 (Beskæftigelsesministeriet, 2021).

Orlovsdirektivet var forud for implementeringen genstand for betydelig politisk debat, særligt med henvisning til begrænsningen af forældres valgfrihed i orlovsfordelingen (de la Porte, 2024: 4). Flere politiske aktører rejste desuden bekymringer for afledte konsekvenser af øremærkningen som f.eks. tidligere institutionsstart for børn (Beskæftigelsesministeriet, 2025b). Selvom SF, det Radikale Venstre, Enhedslisten og Alternativet forud for aftalen havde argumenteret for en mere omfattende øremærkning til fædre, fik Danmark derfor, som Venstre betegnede det, en minimumsimplementering af orlovsdirektivet. Fungerende beskæftigelses- og ligestillingsminister Mattias Tesfaye omtalte ligeledes aftalen som et ”et balanceret svar på en pligtopgave fra EU” (Beskæftigelsesministeriet, 2021).

Øremærket fædreorlov har dermed ikke på samme måde som i de andre nordiske lande vundet opbakning i Danmark. Selvom nyere undersøgelser peger på større opbakning i dag end ved implementeringen (se f.eks. Mortensen, 2025), møder øremærket fædreorlov fortsat politisk modstand. Senest har Danmarksdemokraterne, Dansk Folkeparti, Konservative og Liberal Alliance fremhævet afskaffelsen af orlovsdirektivet i Danmark som én af 50 politiske ændringer, de ønsker gennemført i de første 100 dage af en ny regering (Borgerligt Fundament, 2025: 3).

I de følgende afsnit redegør jeg for indholdet i barselsreformen.

Barselsreformen trådte i kraft d. 2. august 2022 og ligestillede forældres orlovsrettigheder således, at begge forældre har ret til 24 ugers orlov, hvoraf 11 uger er øremærkede, og 13 uger kan overdrages (se tabel 3.1). Den samlede orlov forblev uændret på 48 uger, kun fordelingen af den øremærkede orlov forandrede sig: Den øremærkede fædreorlov blev udvidet med ni uger, mens den øremærkede mødreorlov blev reduceret med tre uger svarende til hhv. 45 og 15 orlovsdage (barselsdagpenge udbetales kun på hverdage).

Der blev derfor kun ændret i eksisterende policy-instrumenter, hvilket betegnes som førsteordens policy-forandring (Hall, 1993: 281). De nye regler omfatter jf. orlovsdirektivet kun lønmodtagere og ikke ledige eller selvstændige (Beskæftigelsesministeriet, 2025a).

**Tabel 3.1:** Fordeling af orlovsuger i Danmark før og efter barselsreformen i 2022

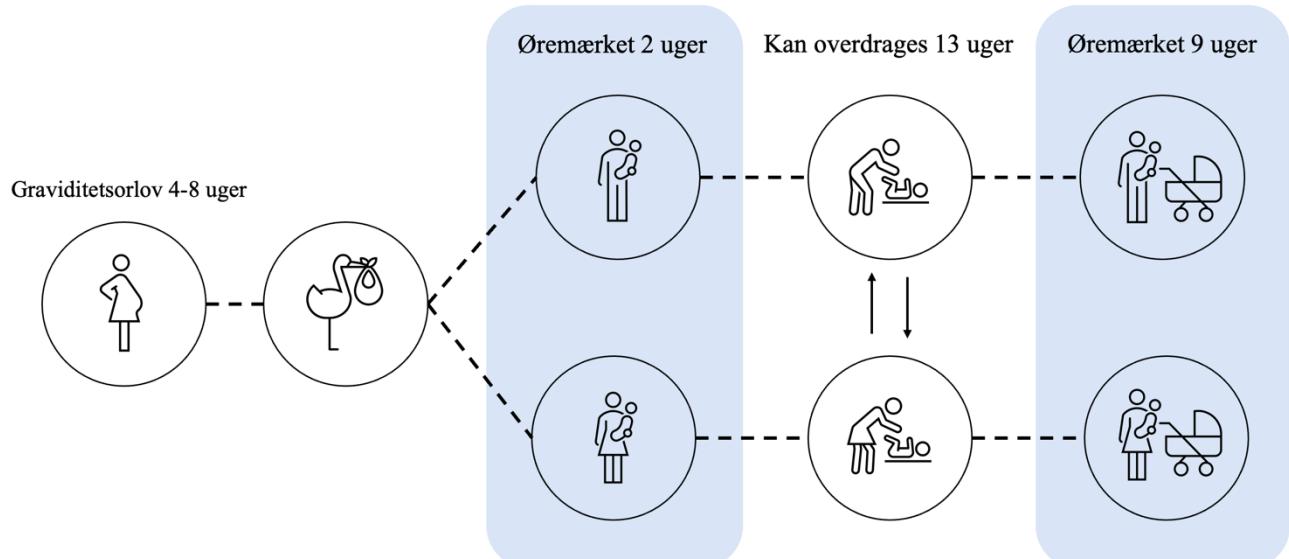
	Øremærket mor	Øremærket far	Til deling	Total
Før	14	2	36	48
Efter	11	11	26	48

Note: Graviditetsorlov er ikke inkluderet i tabellen.

Lønmodtagere skal opfylde beskæftigelseskravet for at være berettiget til barselsdagpenge. Inden for de sidste fire måneder skal lønmodtageren have haft mindst 160 timers arbejde heraf mindst tre måneder med minimum 40 timer. Lønmodtagere kan løbende optjene retten til barselsdagpenge, efter barnet er født (Borger.dk, 2025). Afhængig af overenskomst kan lønmodtagere desuden modtage løn under orloven, hvor arbejdsgiveren i stedet modtager barselsdagpenge fra staten som refusion (ibid.).

To af de øremærkede uger skal afholdes inden for de første 14 uger af barnets liv, mens de resterende ni uger skal afholdes i barnets første leveår (se figur 3.1). Som udgangspunkt skal de resterende 13 orlovsuger ligeledes afholdes i barnets første leveår. Forældre kan dog grundet særlige forhold som f.eks. sygdom være undtaget disse regler. Efter aftale med arbejdsgiver kan forældre desuden vælge at udskyde fem orlovsuger, som skal afholdes sammenhængende, inden barnet fylder ni år (ibid.). I specialet omtaler jeg derfor barnets første leveår som den ordinære orlovsperiode.

**Figur 3.1:** Regler efter barselsreformen



Kilde: Egen illustration med inspiration fra Beskæftigelsesministeriet (2025a).

Hvis forældrene ikke bor sammen, eller den ene forælder ikke er berettiget til dagpenge, er forældrene være undtaget reglerne om øremærkning. Hvis faren til barnet f.eks. ikke opfylder beskæftigelseskravet, kan han overdrage 22 frem for 13 uger til moren (Beskæftigelsesministeriet, 2025a). Dette er relevant ift. stikprøveudvælgelsen, som jeg gennemgår i afsnit 3.2.2.

## 3.2 Data og stikprøve

I dette afsnit beskriver jeg den datagenerende proces. Først redegør jeg for adgangen til Danmarks Statistikks administrative registre og herefter stikprøveudvælgelsen.

### 3.2.1 Administrative registerdata fra Danmarks Statistik

Datasættet er baseret på mikrodata fra Danmarks Statistikks administrative registre, som indeholder detaljeret information om hele den danske befolkning. Adgang til registrene kræver en tilknytning til en autoriseret institution. Jeg har opnået adgang via myndighedsordningen gennem mit specialesam arbejde med Beskæftigelsesministeriet, som benytter et datavindue kaldet Lovmodellen til departementets analyser (Danmarks Statistik, 2025a).

Jeg anvender statistikprogrammet Statistical Analysis System (SAS) til det dataforberedende arbejde. Alt arbejde foregår på Danmarks Statistikks servere, som følger databeskyttelsesreglerne for dataopbevaring og behandling. Mikrodata og ikke-anonymiserede resultater må ikke forlade serveren, hvorfor det ikke er muligt at vedlægge datasættet som bilag (Danmarks Statistik, 2025b). Med henblik på transparens beskriver jeg derfor konstruktionen af datasættet i afsnit 3.4. Koden fra det dataforberedende arbejde i SAS er desuden vedlagt som bilag.

Det endelige datasæt består af 54.801 mødre og indeholder information om orlov- og arbejdsmarkedsværdier i perioden fra februar 2022 til juni 2025. Hver person har et unikt identifikationsnummer, som gør det muligt at kombinere variable på tværs af registre og følge individer over tid på tværs af registeropgørelser. Registrene indeholder yderligere information om familieforbindelser, hvilket gør det muligt for mig at forbinde børn til mødre.

Jeg bruger seks forskellige registre til at konstruere datasættet:

- (1) Befolkningsregistret (BEF) opgør kvartalsvist befolkningen i Danmark, forstået som de personer, som har ret og pligt til at registrere sig i CPR-registret. Registret indeholder basal personstatistik som køn, alder og bopæl (Danmarks Statistik, 2024a).
- (2) Højeste fuldførte uddannelse (UDDA) opgør årligt befolkningens højeste uddannelsesniveau (Danmarks Statistik, 2024b).
- (3) Barselsdagpengeregisteret opgør antal orlovsdage med barselsdagpenge pr. måned. Selvbetalt orlov fremgår ikke af registret (Danmarks Statistik, 2024c).

(4) Børnepasning før skolestart (DAGTIL\_BOERN) opgør årligt indskrivningen af børn i kommunale eller selvejende daginstitutioner samt institutionslignende puljeordninger og kommunal dagpleje (Danmarks Statistik, 2024d).

(5) Beskæftigelse for lønmodtagere (BFL) indeholder detaljerede månedlige opgørelser af løn, arbejdstimer og beskæftigelse for lønmodtagere i danske virksomheder. En lønmodtager defineres som en person, der arbejder for en privat eller offentlig arbejdsgiver og modtager aflønning herfor (Danmarks Statistik, 2024e).

(6) Foreløbig aggregerede lønmodtagerdata (BFLBRTIF) indeholder tre måneders opregnede lønmodtagerdata, som endnu ikke er offentliggjort i BFL. Opregningsfaktoren korrigerer for manglende lønindberetninger ud fra branche og sektor (ibid.).

Tabel A1 i appendiks giver et fuldt overblik over anvendte registre og tilhørende variable.

### 3.2.2 Stikprøveudvælgelse

I et regressionsdiskontinuitetsdesign (forkortet RDD) er det kun nødvendigt at undersøge mødre, som føder kort tid før og efter reformen (se afsnit 4.1). Jeg udtager derfor en stikprøve bestående af mødre til børn født i Danmark mellem d. 3. februar 2022 og d. 28. januar 2023, svarerende til 180 dage før og efter implementeringen af reformen d. 2. august 2022. På baggrund af den eksisterende litteraturs stikprøvestørrelser vurderer jeg, at stikprøven er tilstrækkeligt stor til at indeholde de relevante data vinduer for analysen.

Med inspiration fra de empiriske studier i tabel 2.1 opstiller jeg derudover tre eksklusionskriterier baseret på variable, hvis værdi er bestemt før annonceringen af barselsreformen d. 26. oktober 2021. Jeg ekskluderer 1.763 mødre, som enten er mor til trillinger eller adopterede børn, ikke har en registreret far til barnet eller er under 18 år, da der gælder andre barselsregler for disse mødre (Beskæftigelsesministeriet, 2025a). Den endelige stikprøve består af 54.801 mødre. Eksklusionskriterier og udvikling i stikprøvens størrelse fremgår af tabel 3.2.

Øremærkning af orlovsuger gælder som nævnt kun for lønmodtagere, hvor begge forældre opfylder beskæftigelseskravet. Det er imidlertid ikke muligt at opstille eksklusionskriterier på baggrund af disse forhold, da både lønmodtagerstatus og berettigelse til barselsdagpenge kan ændre sig før og efter barnets fødsel. Disse variable kan derfor være korreleret med, om mødre er omfattet af barselsreformen eller ej, hvilket indebærer en risiko for post-treatment bias i stikprøven, forstået som systematiske forskelle mellem kontrol- og interventionsgruppen (Hansen og Tummers, 2020: 4).

**Tabel 3.2:** Udvikling i stikprøvestørrelse

Kriterie	Observationer
1. Alle personer i BEF i perioden <sup>1</sup>	6.405.395
2. Kvinder i BEF	3.213.159
3. Mødre til børn født i intervallet +/- 180 dage fra reformen	56.564
4. Frasorterer mødre til trillinger eller adopterede børn	56.514
5. Frasorterer mødre uden registreret far til barnet <sup>2</sup>	54.827
6. Frasorterer mødre under 18 år	54.801

Note: For alle trin medtages kun personer med gyldigt identifikationsnummer. <sup>1</sup>Perioden dækker over første kvartal 2022 til andet kvartal 2025. <sup>2</sup>På grund af forsinkelser i registrering af fædre medtager jeg mødre, hvor barnet inden for seks måneder efter fødslen har en registreret far.

Jeg undlader derfor at ekskludere mødre på baggrund af lønmodtagerstatus eller registrering i barselsdagpengeregisteret. En chi-i-anden-test viser, at kontrol- og interventionsgruppen adskiller sig signifikant med hensyn til både andelen af lønmodtagere samt andelen af mødre og fædre, der tager orlov ( $p<0,001$ ). Dette understøtter, at eksklusionskriterier baseret på berettigelse eller lønmodtagerstatus ville introducere post-treatment bias i stikprøven.

Effekten i analysen kan derfor betragtes som en bred policy-effekt af at være eksponeret for barselsreformen. Som supplement til policy-effekten undersøger jeg effekten blandt de forældre, hvor reformen faktisk ændrer fordelingen af orlovsdage. Jeg uddyber denne fremgangsmåde i afsnit 4.1.2. Ved at bruge denne metode fremfor endogene eksklusionskriterier undgår jeg at introducere post-treatment bias og systematisk frafald i stikprøven (ibid.).

### 3.3 Operationalisering af variable

I de følgende afsnit gennemgår jeg operationaliseringen af datasættets variable og diskuterer styrker og svagheder ift. målingsvaliditet. Først præsenterer jeg orlovsvariable, derefter mødres arbejdsmarkedsvARIABLE og til sidst en række hjælpevariable, som jeg blandt andet bruger til at undersøge forskningsdesignets interne validitet.

Administrative registerdata kommer generelt set med en række centrale styrker. Danmarks Statistikks registerdata gør det muligt at observere højkvalitets mikrodata på hele befolkningen i Danmark, som samtidig ikke er udfordret af problemer med manglende observationer eller frafald (Danmarks Statistik, 2024f). Registerdata gør det yderligere muligt at undgå velkendte udfordringer med bias og systematiske fejl i selvrapporterede arbejdsmarkedsvARIABLE som f.eks. løn (Hariri og Lassen, 2017).

### 3.3.1 Orlovsvariable

Orlov opgøres som antal dage, hvor forældrene holder orlov med barselsdagpenge eller har modtaget løn, hvor arbejdsgiveren modtog barselsdagpenge som refusion fra staten. Der skelnes således ikke mellem personer i deltids- og fuldtidsjob (Danmarks Statistik, 2024c).

Jeg medtager orlov afholdt fra barnets fødselsmåned og 15 måneder frem, da hovedparten af den samlede orlov, som nævnt, skal være afholdt inden for barnets første leveår. Jeg udregner fædres og mødres samlede orlov pr. måned, ligesom jeg udregner fire aggregerede mål: mødres samlede orlov, fædres samlede orlov, forældrenes samlede orlov (far plus mor) samt forskellen i forældrenes orlov (far minus mor). Registret dokumenterer udelukkende forældres udnyttelse af deres ret til barselsdagpenge. Selvbetalt orlov som f.eks. opsparet ferie eller orlov med ydelser som SU indgår ikke i regi-steret, hvilket begrænser analysen til ændringer i orlov afholdt med barselsdagpenge (ibid.).

Som en mulig indikator på selvbetalt orlov medtager jeg barnets institutionsstart operationaliseret som antal dage fra barnets fødsel til første dag i enten kommunale eller selvejende daginstitutioner, institutionslignende puljeordninger eller kommunal dagpleje (Danmarks Statistik, 2025c).

### 3.3.2 Mødres arbejdsmarkedsvariable

Jeg inkluderer tre arbejdsmarkedsvariable for mødre: løn, arbejdstimer og beskæftigelse. I dette afsnit beskriver jeg først, hvordan jeg har aggregeret de månedlige observationer fra BFL på årsbasis. Derefter gennemgår jeg operationaliseringen af de tre variable.

Lønmodtagerdata i BFL og BFLBRTIF er tilgængeligt frem til juni 2025, hvilket giver 29 måneder eller 2,5 års data for alle mødre i stikprøven. På baggrund af eksisterende studiers resultater vurderer jeg, at det er tilstrækkeligt til at undersøge kortsigtede effekter af reformen. F.eks. finder Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019: 86) effekter i Danmark allerede et år efter implementeringen af to ugers øremærket fædreorlov i 1998.

Jeg opgør alle tre variable på årsbasis ud fra fødselsmåned. Jeg anvender individuelle år forstået som første og andet år efter fødslen hhv. månederne 0-11 og 12-23 efter fødslen. Operationalisering giver et sammenligneligt grundlag på tværs af mødre uanset fødselsmåned.

Kalenderbaserede mål kan skabe systematiske målefejl, hvilket potentielt kan give bias i estimerter (Kleven, Landais og Søgaard, 2019: 192). Mødre føder på forskellige tidspunkter i løbet af året, og der vil derfor være variation i, hvor længe de har været tilbage på arbejdsmarkedet, hvis jeg i stedet anvendte f.eks. årløn for 2023. Dette er en kendt udfordring i litteraturen, som jeg imødekommer

ved at basere min operationalisering af arbejdsmarkedsvariable på lavest mulige måleniveau (måned), som er tilgængeligt i registrene (se f.eks. Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen, 2019: 87).

I de næste afsnit beskriver jeg operationaliseringen af (1) løn, (2) arbejdstimer og (3) beskæftigelse.

(1) Løn operationaliseres som arbejdsgiverbetalt lønindkomst for lønmodtagere i Danmark angivet i inflationskorrigerede DKK (juni 2025-priser). Jeg anvender en bred lønvariabel fra Danmarks Statistik, der omfatter både monetære aflønning, arbejdsgiverbetalt pensionsbidrag samt værdien af ikke-monetære personalegoder (Danmarks Statistik, 2025d).

Den brede definition af løn er en styrke, da jeg indfanger alle potentielle child penalties som f.eks. en reduktion i ikke-monetære goder. Det er ligeledes en styrke, at operationaliseringen udelukkende bygger på arbejdsgiverbetalt løn fra ansættelse og ikke offentlige overførsler fra staten som kontanthjælp, dagpenge, boligstøtte eller SU, da disse ydelser er rettighedsbaserede, og deres størrelse derfor ikke varierer med længden af orlov. Operationaliseringen af løn giver derfor et præcist mål for faktiske arbejdsmarkedsmæssige konsekvenser af orlov.

(2) Arbejdstimer operationaliseres som det antal løntimer, arbejdsgiveren indberetter. Jeg anvender en variabel fra Danmarks Statistik, som angiver arbejdsgiverens indberettede løntimer til det danske skattesystem. Arbejdstimerne er imputeret af Danmarks Statistik ved manglede værdier og korrigert, hvis timetallet vurderes urealistisk (Danmarks Statistik, 2025e).

For timelønnede omfatter arbejdstimer det antal timer, som der er udbetalt løn for. Ferie, sygdom og andet fravær indgår derfor ikke i timetallet. For fastlønnede indberettes timenormen (160,33 timer) inklusiv udbetalt overarbejde. Operationaliseringen af arbejdstimer kan derfor forventes at indfange større variation for timelønnede sammenlignet med fastlønnede, hvor små udsving i arbejdstiden ikke afspejles i den indberettede arbejdstid. Jeg vurderer dog fortsat, at operationaliseringen kan indfange større ændringer for fastlønnede som f.eks. overgang fra fuldtid til deltid.

(3) Beskæftigelse operationaliseres som andelen af måneder på et år, hvor mødre arbejder mere end én time. Variablen er angivet i procent og afspejler dermed, hvor stor en del af året mødre er tilknyttet arbejdsmarkedet. Jeg anvender en minimalistisk definition af beskæftigelse, idet jeg betragter mødre som beskæftigede, hvis de har arbejdet mindst én time i en måned. Denne operationalisering gør det muligt at estimere selv små ændringer i arbejdsmarkedstilknytning uanset omfang. Denne detaljerede opgørelse af beskæftigelse er mulig pga. datasættets underliggende månedlige struktur.

En generel udfordring for alle tre arbejdsmarkedsvariable er, at arbejdsgivere kan få refunderet barselsdagpenge af den danske stat i de perioder, hvor de udbetaler løn til mødre på orlov. I disse perioder er det derfor ikke muligt at adskille løn fra barselsdagpenge. Mødre vil ligeledes fremstå som beskæftiget i disse perioder og have arbejdstimer svarende til niveauet fra før fødslen. Først når mødre modtager barselsdagpenge direkte fra staten, vil deres arbejdsmarkedsvariable være lig nul.

Dette vilkår gælder på tværs af studier fra litteraturreviewet (Andresen og Nix, 2025: 6). Jeg ser det som en mindre udfordring, da specialets hypoteser relaterer sig til effekter af barselsreformen på mødres arbejdsmarkedsvariable efter den ordinære orlovsperiode (se afsnit 2.3.4).

Jeg har argumenteret for, at det er relevant at fokusere på mødre, da forbedringer i ligestilling typisk drives af ændringer i mødres løn, arbejdstimer eller beskæftigelse. For at imødekomme dele af litteraturens synspunkt omkring, at child penalties fundamentalt set handler om mødres og fædres relative arbejdsmarkedsvariable (se f.eks. Andresen og Nix, 2022: 3), undersøger jeg som robusthedsanalyse mødres relative andel af forældrenes samlede løn, hvilket afspejler operationaliseringen af løn i Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019).

Selvom jeg har argumenteret for, at den månedsbaserede løndata er det mest målingsvalide mål, bruger jeg som robusthedsanalyse et bredere kalenderbaseret lønvariabel for erhvervsindkomst fra indkomstregisteret (IND). Udeover arbejdsgiverbetalt løn, inkluderer erhvervsindkomst både overskud fra selvstændig virksomhed og arbejdsmarkedsbidragspligtige honorarer (Danmarks Statistik, 2025f).

### 3.3.3 Hjælpevariable

I dette afsnit beskriver jeg fem hjælpevariable, som bruges til deskriptiv statistik, test af forskningsdesignets interne validitet samt heterogenitetsanalyser. Alle variable måles før annonceringen af barselsreformen d. 26. oktober 2021 for at sikre, at de ikke er påvirket af, hvorvidt mødre er omfattet barselsreformen eller ej (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 92).

Jeg inkluderer hjælpevariablene alder, etnicitet, uddannelse, bopæl og uddannelse. Alder og bopæls-region måles i tredje kvartal 2021. Etnicitet angiver om en person er af dansk oprindelse, indvandrer eller efterkommer af en indvandrer (Danmarks Statistik, 2025g), mens jeg inddeler uddannelsesniveau i september 2021 i fem kategorier: ufaglært, faglært samt kort, mellemlang og lang videregående uddannelse (Danmarks Statistik, 2025h).

### 3.4 Konstruktion af datasættet

I de følgende afsnit beskriver jeg kort konstruktionen af datasættet. Jeg opretter først et grunddatasæt bestående af alle personer registreret i BEF mellem første kvartal 2022 og andet kvartal 2025. Datasættet konstrueres ved at flette 15 opgørelser af registret (BEF 2021K4, BEF 2022K1 mv.).

Ud fra grunddatasættet konstruerer jeg et støttedatasæt med børn født mellem d. 3. februar 2022 og d. 28. januar 2023. Gennem registrenes unikke familieidentifikationsnumre kan jeg bruge støttedatasættet til at finde de relevante mødre i grunddatasættet. Jeg fjerner mænd fra grunddatasættet og herefter kvinder, som ikke er mor til et barn i støttedatasættet.

Derefter sorterer jeg observationerne efter mødres identifikationsnummer og barnets fødselsdato for at identificere og frasortere mødre til trillinger. Jeg benytter barselsdagpengeregistret til at identificere og frasortere mødre, som har holdt adoptionsorlov. Selvom registret ikke nødvendigvis indeholder alle adopterede børn, stemmer antallet overens med officielle tal for adoptioner i perioden (Ankestyrelsen, 2025). Gennem familieidentifikationsnumrene identificerer og frasorterer jeg mødre, hvor barnet ikke har en registreret far. Afslutningsvist beregner jeg mødrenes alder ved barnets fødsel og frasorterer dem, som blev mor, før de fyldte 18 år.

Der er 54.801 mødre i det endelige datasæt. Jeg tilføjer information om orlov og arbejdsmarkedsvariable fra hhv. barselsdagpengeregistret samt BFL og BFLBRTIF gennem mødres unikke identifikationsnumre. For at kunne håndtere observationer på månedsniveau på tværs af år og registre konstruerer jeg en løbende tidsvariabel, som angiver et unikt nummer for hver måned i hvert år.

Barselsdagpengeregistret indeholder orlovsperioder fra 2015 til juni 2025, hvorfor det ikke er nødvendigt at flette flere forskellige registre. Hver periode med orlov registreres med en start- og slutdato i hver måned. Skifter forældre orlovstype fra f.eks. barselsorlov til forældreorlov, oprettes en ny periode. Jeg aggregerer summen af orlovsdage for hver måned uanset typen af orlov.

For at tilføje mødres arbejdsmarkedsvariable til datasættet fletter jeg fire datasæt fra BFL (2022, 2023, 2024 og 2025K1) med et datasæt fra BFLBRTIF (2025K2). Løn og arbejdstimer registreres for hver dansk arbejdsgiver med en start- og slutdato i hver måned. Jeg aggregerer løn og arbejdstimer fra samtlige arbejdsgivere for hver måned og justerer løn for inflation med Danmarks Statistik's forbrugerprisindeks (Danmarks Statistik, 2025i). Hvis data mangler for en person, har vedkommende ikke været lønmodtager i den måned. Jeg koder derfor løn og arbejdstimer som nul.

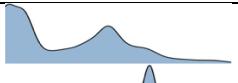
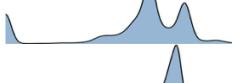
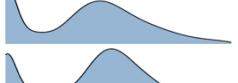
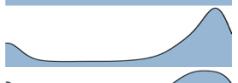
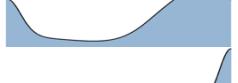
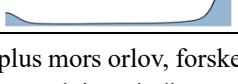
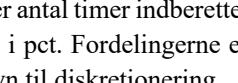
På baggrund af månedsnummer og fødselstidspunkt opretter jeg variablen eventtid, som angiver antal måneder efter fødslen. For alle mødre begrænser jeg eventtid til 29 måneder, svarende til den tilgængelige tidsperiode for mødre, der føder i januar 2023. Strukturen på det månedlige datasæt fremgår af tabel A2 i appendiks. Hvis en mor har født et barn i august, er eventtid 0 = august 2022, 1 = september 2022, mens eventtid 29 = januar 2025.

På baggrund af eventtid danner jeg de årlige variable for arbejdsmarkedsvariable for første og andet år efter fødslen hhv. månederne 0-11 og 12-23. Jeg beregner det samlede antal orlovsdage på tværs af måneder for mødre og fædre. På baggrund her af beregner jeg forældres samlede orlov og forskellen i orlov. Institutionsstart udregnes som antal dage fra barnet fødsel til første dag i institution.

### 3.5 Deskriptiv statistik

I dette afsnit præsenterer jeg deskriptiv statistik for stikprøven. Tabel 3.3 indeholder gennemsnit og standardafvigelse for specialets afhængige variable samt en illustration af observationers fordeling. Tabellen indeholder fem orlovsvariable målt i antal dage samt seks arbejdsmarkedsvariable for mødre: løn, arbejdstimer og beskæftigelse for første og andet år efter fødslen.

**Tabel 3.3:** Deskriptiv statistik for afhængige variable

	Variabel	Gennemsnit	Standardafvigelse	Fordeling
Orlovsvariable	Orlov (far)	34,96	35,78	
	Orlov (mor)	164,86	83,47	
	Samlet orlov	199,83	85,67	
	Forskel i orlov	-129,90	95,69	
	Institutionsstart	344,55	102,36	
ArbejdsmarkedsvARIABLE	Løn (første år)	234.825,68	206.251,60	
	Løn (andet år)	325.405,94	240.676,35	
	Arbejdstimer (første år)	961,32	664,66	
	Arbejdstimer (andet år)	1.294,28	756,44	
	Beskæftigelse (første år)	59,82	37,93	
	Beskæftigelse (andet år)	75,04	38,35	

Note: N = 54.801 (institutionsstart n = 46.104). Orlovsvariable måles i dage. Samlet orlov er fars plus mors orlov, forskel i orlov er fars minus mors orlov. Løn er inflationskorrigerede DKK i juni 2025-priser. Arbejdstimer er antal timer indberettet af arbejdsgiveren. Beskæftigelse er andelen af måneder på et år med mere end én times arbejde i pct. Fordelingerne er baseret på gennemsnit af 10 observationer ligesom 2,5 pct. af top og bund er ekskluderet af hensyn til diskretionering.

Det gennemsnitlige forældrepar tager 40 ugers orlov, hvoraf mor tager 33 uger og far tager syv uger. Barnet starter i institution et par uger inden, det fylder et år. Hvad angår mødres arbejdsmarkedsvariable, er der tydelig forskel på første og andet år efter fødslen. Mødres løn er i gennemsnit 90.000 kr. højere i andet år, de arbejder 330 timer mere og er beskæftiget knap to måneder mere om året, hvilket afspejler, at det første år efter fødslen er præget af perioder med orlov. For alle variable er der relativt stor spredning i observationerne, ligesom en del observationer for både løn, arbejdstimer og beskæftigelse har værdien nul (venstre side af fordelingen).

Tabel 3.4 sammenligner mødre i stikprøven med kvinder i arbeudsstyrken for september 2021. Formålet er at undersøge, hvordan mødre i stikprøven afviger fra populationen for den samlede arbeudsstyrke defineret som kvinder mellem 18 og 67 år.

**Tabel 3.4:** Sammenligning af stikprøven og arbeudsstyrken i september 2021

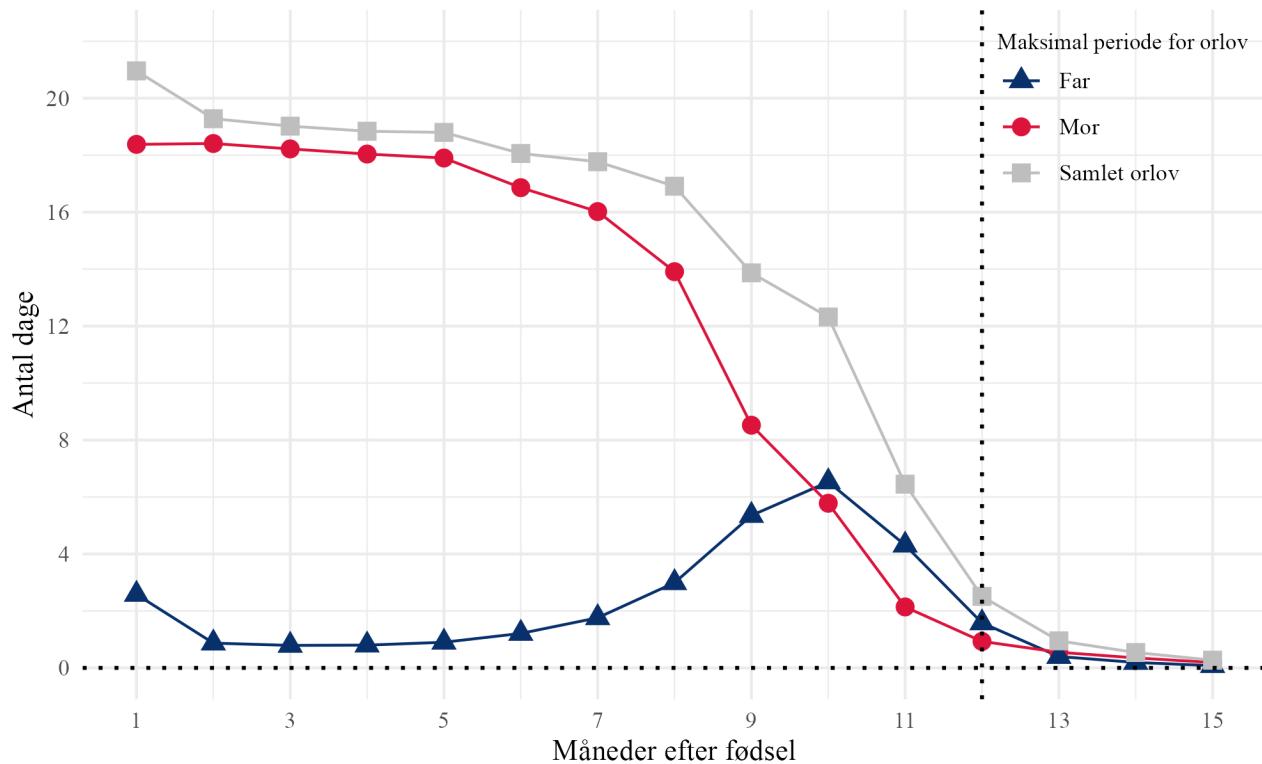
	<i>Stikprøve Mødre</i>	<i>Population for arbeudsstyrken Kvinder</i>
Månedsløn (gns.)	27.250,73 (23.031,92)	24.085,40 (26.180,48)
Arbejdstimer (gns.)	111,51 (69,59)	93,91 (74,39)
I beskæftigelse (pct.)	78,34 (41,19)	70,03 (45,81)
Privatansatte (pct.)	51,69 (49,97)	54,05 (49,84)
Alder (gns.)	30,01 (4,54)	42,56 (14,33)
Herkomst (andel)		
Dansker	0,79 (0,41)	0,83 (0,38)
Indvandrere	0,04 (0,20)	0,02 (0,15)
Efterkommere	0,17 (0,38)	0,15 (0,35)
Uddannelse (andel)		
Ufaglært	0,19 (0,40)	0,31 (0,46)
Faglært	0,18 (0,38)	0,26 (0,44)
Kort videregående	0,05 (0,22)	0,05 (0,21)
Mellemlang videregående	0,32 (0,47)	0,24 (0,43)
Lang videregående	0,26 (0,44)	0,14 (0,34)
Region (andel)		
Hovedstaden	0,36 (0,48)	0,33 (0,47)
Midtjylland	0,24 (0,43)	0,23 (0,42)
Nordjylland	0,09 (0,29)	0,10 (0,30)
Sjælland	0,12 (0,32)	0,14 (0,34)
Syddanmark	0,19 (0,39)	0,20 (0,40)
N	54.801	1.844.727

Note: Månedsløn er inflationskorrigert DKK i juni 2025-priser. Arbejdstimer er antal timer indberettet af arbejdsgiveren. Beskæftigelse er andelen, som arbejder mere end én time i september i pct.. Kilde: BEF, BFL og UDDA.

Den gennemsnitlige mor i stikprøven er 30 år gammel, af dansk herkomst, har en mellemlang videregående uddannelse og bor i Region Hovedstaden. Sammenlignet med populationen er mødre i stikprøven ca. 12 år yngre og har et højere uddannelsesniveau. Mens 26 pct. af mødre i stikprøven har en lang videregående uddannelse, gælder det kun 14 pct. af kvinderne i populationen. Mødre i stikprøven har desuden en højere månedsløn, arbejder flere timer og er i højere grad i beskæftigelse sammenlignet med kvinder i populationen.

Figur 3.2 viser orlovsforbrug over de første 15 måneder efter barnets fødsel for hhv. mødre (rød), fædre (blå) og forældres samlede orlov (grå). Den stiplede lodrette linje angiver den maksimale periode for sammenhængende orlov, som forældrene grundet særlige forhold kan være undtaget fra.

**Figur 3.2:** Fordeling af orlovsdage for de første 15 måneder efter fødslen



Note: N = 54.801. Figuren viser det gennemsnitlige antal orlovsdage pr. måned for mødre, fædre og samlet orlov i de første 15 måneder efter fødslen. Den stiplede lodrette linje markerer den maksimale periode for sammenhængende orlov. Figuren indeholder ikke information om selvbetalt orlov som f.eks. opsparet ferie.

Mødre holder i gennemsnit 18 dages orlov pr. måned de første seks måneder efter barnets fødsel. Gennemsnittet er lavere end en fuld måned på ca. 22 dage, hvilket illustrerer, at stikprøven indeholder mødre, som ikke er berettiget til dagpenge f.eks. studerende. 84 pct. af mødre i stikprøven afholder en eller flere dages orlov, mens det er 75 pct. for fædre. For 93 pct. af forældre i stikprøven holder enten mor eller far mindst én dags orlov.

Mødre tager størstedelen af orloven kontinuerligt efter barnets fødsel, mens fædre holder få dages orlov lige efter barnets fødsel og derefter hurtigt vender tilbage til arbejdsmarkedet. Når barnet er omkring ni måneder gammelt, falder mødres orlov, mens fædres stiger. Forældres samlede orlov er relativt konstant på knap 20 dage frem til 8 måneder efter barnets fødsel.

## 4. Metode

I dette kapitel præsenterer jeg specialets metodiske grundlag. Kapitlet er delt op i tre afsnit: Først redegør jeg for de grundlæggende elementer i et RDD herunder forskellen mellem *skarp* og *fuzzy* RDD. Dernæst diskuterer jeg forskningsdesignets interne validitet ift. om den centrale kontinuitetsantagelse i specialets tilfælde er opfyldt. Jeg præsenterer desuden resultater fra to validitetstests, som underbygger denne argumentation. Jeg afslutter kapitlet med at redegøre for modelspecifikation, estiméringsvalg samt specialets præeregistrerede analysestrategi<sup>5</sup>.

### 4.1 Forskningsdesign og kausal identifikation

I dette afsnit redegør jeg for de grundlæggende elementer i et RDD herunder intuitionen bag den kausale identifikationsstrategi i forskningsdesignet.

RDD udnytter empiriske tilfælde, hvor bestemte indsatser fordeles blandt observationer på baggrund af regler. Regelbaserede tildelingsmekanismer skaber kvasi-eksperimentelle situationer, hvor en givne variabel ved en kendt værdi opdeler observationer i en kontrol- og interventionsgruppe (Angrist og Pischke, 2015; Lee og Lemieux, 2010). Processen bag den præcise fordeling af observationer kan betragtes som tilnærmelsesvis tilfældig omkring det punkt, hvor interventionen indtræder (Dunning, 2012: 244). Der opnås derfor eksogen variation uden aktiv intervention fra forskeren, hvilket ellers er en forudsætning inden for statskundskabens guldstandard for kausal inferens: randomiserede kontrollerede eksperimenter (Olsen, 2014).

Med præcis viden om tildelingsmekanismen er det muligt at tage højde for selektionsprocessen og omgå problemet med *confounding* og selektionsbias, som ellers stort set umuliggør kausal inferens med observationsdata (Cunningham, 2021: 244; Freedman, 1991; Thistlethwaite og Campbell, 1960). Implementeringen af barselsreformen i 2022 er et eksempel på sådan en empirisk situation.

RDD består i korte træk af fire elementer: en tærskelvariabel, en tærskelværdi, et datavindue og en eller flere afhængige variable. Tærskelvariablen (eng. *assignment*, *forcing* eller *running variable*), er en observerbar variabel, som inddeler observationer i kontrol- eller interventionsgruppe ved en given tærskelværdi (eng. *cutoff*). Datavinduet (eng. *bandwidth*) afgrænsrer hvor mange observationer

---

<sup>5</sup> Specialet er præregistreret d. 17. oktober 2025 på aspredicted.org (ID-nummer: 252417). Præregistreringen dokumenterer blandt andet operationalisering variable, stikprøveudvælgelse og analysestrategi. Præregistreringen kan tilgås med følgende link: <https://aspredicted.org/ysbv-fzqy.pdf>. Præregistreringen afviger fra den endelige analysestrategi på ét punkt, idet det ikke var muligt at estimere en valid model til at undersøge geografisk heterogenitet af reformens effekter.

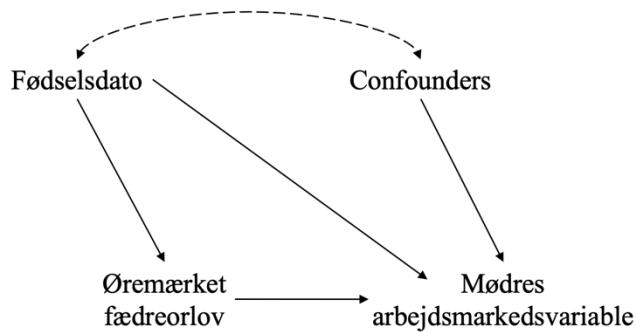
omkring tærskelværdien, som bruges til at estimere effekten af en intervention på en eller flere afhængige variable (Lee og Lemieux, 2010: 285; Olsen, 2014: 45).

I specialet er tærskelvariablen barnets fødselsdato, mens tærskelværdien er implementeringsdatoen for barselsreformen d. 2. august 2022. Tærskelværdien bestemmer observationernes interventionsstatus: Mødre, der fødte før d. 2. august 2022 er i kontrolgruppen ( $n = 27.786$ ), mens mødre, der fødte d. 2. august eller senere er i interventionsgruppen ( $n = 27.015$ ). Da tærskelvariablen måles på dagsniveau, kan jeg entydigt fastlægge mødres interventionsstatus. Jeg har udtaget en stikprøve på  $\pm 180$  dage af reformen, hvilket udgør mulighedsrummet for potentielle datavinde. Det endelige datavinde bestemmes af datadrevne metoder, som jeg uddyber i afsnit 4.3.2. De afhængige variable er orlovsvs- og arbejdsmarkedsvariablene fra tabel 3.3.

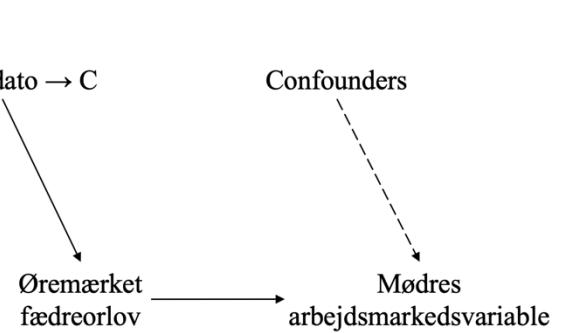
Intuitionen bag et RDD er simpel: Mødre, der føder lige før og lige efter implementeringen af barselsreformen, er i gennemsnit ens. Forskellen mellem dem består alene i, om de er omfattet af barselsreformen eller ej, hvilket gør det muligt at isolere effekten af reformen på mødres arbejdsmarkedsvariabel (Cunningham, 2021: 244). Figur 4.1 illustrerer grafisk denne logik med en rettet acyklistisk graf (eng. *Directed Acyclic Graph*, forkortet DAG).

**Figur 4.1:** Rettet acyklistisk graf (DAG) for forskningsdesignet

(a) Datagenererende proces generelt



(b) Datagenererende proces ved tærskelværdien



Note: Panel a viser den datagenererende proces generelt, hvor både fødselsdato, confounders og øremærket fædreorlov er korrelerede med mødres arbejdsmarkedsvariable. Panel b viser processen omkring tærskelværdien. Når fødselsdato nærmer sig tærskelværdien  $C$ , bliver variationen i fødselsdato lokalt eksogen og den potentielle sammenhæng mellem confounders og mødres arbejdsmarkedsvariable forsvinder. Kilde: Cunningham (2021: 244).

Panel a viser den datagenererende proces for alle observationer. Her er barnets fødselsdato, confounders og interventionen korrelerede med mødres arbejdsmarkedsvariable. Confounders kan derfor påvirke mødres arbejdsmarkedsvariable, hvilket betyder, at en simpel sammenligning af alle mødre, der føder før og efter reformen, ikke er tilstrækkelig for kausal identifikation (ibid.).

Panel b viser, at når barnets fødselsdato nærmer sig tærskelværdien d. 2. august 2022, bliver variationen i fødselsdato lokalt eksogen, og den potentielle sammenhæng mellem confounders og mødres arbejdsmarkedsvariable forsvinder (den stiplede linje mellem fødselsdato og confounders). Inden for et snævert datavindue omkring d. 2. august 2022 er effekten fra confounders på fødselsdato med andre ord 'cutoff' eller afskåret af tærskelværdien (*ibid.*).

Potentielle forskelle i mødres arbejdsmarkedsvariable skyldes tæt på tærskelværdien dermed alene barselsreformen og ikke systematiske forskelle på observerede confounders som alder, etnicitet og uddannelse eller ikke-observerede confounders som præference for arbejdsdeling, kultur og karriereambitioner. Det svarer i et almindeligt observationsstudie til at kunne observere og kontrollere for alle relevante confounders, hvilket anses som tilnærmelsesvist umuligt (Freedman, 1991).

Under visse antagelser er RDD dermed et attraktivt forskningsdesign for kausale studier. Antagelserne for RDD er tilmed relativt milde sammenlignet med andre ikke-eksperimentelle metoder (Lee og Lemieux, 2010: 282). Designet har ligeledes vist sig at kunne reproducere eksperimentelle resultater og anses derfor som en af de mest troværdige og internt valide forskningsdesign til ikke-eksperimentelt observationsdata (Cattaneo og Titiunik, 2022: 822; Lee og Lemieux, 2010: 282). Designet er derfor særlig anvendeligt til den litteratur af policy-evaluering og registerbaserede observationsstudier, som jeg skriver mig ind i med dette speciale.

#### 4.1.1 Kontinuitetsantagelsen

Den centrale antagelse for kausal identifikation i et RDD er kontinuitet (Lee og Lemieux, 2010: 287). I dette afsnit beskriver jeg kontinuitetsantagelse med udgangspunkt i begreberne om potentielle udfald (eng. *potential outcomes framework*).

Det antages, at hvert individ  $i$  har to potentielle udfald:  $Y_i(1)$  betegner det udfald, hvor individet modtager intervention, mens  $Y_i(0)$  betegner det udfald, hvor individet ikke modtager intervention. Under antagelse af SUTVA<sup>6</sup>, estimeres den kausale effekt af en intervention som forskellen mellem et individs potentielle udfald  $Y_i(1) - Y_i(0)$  (Angrist og Pischke, 2015: 6; Rubin, 1974, 1990).

Det fundationale problem ved kausal inferens er, at kun det realiserede udfald observeres for hvert individ (enten intervention eller ikke-intervention). Det kontrafaktiske udfald observeres ikke. I stedet

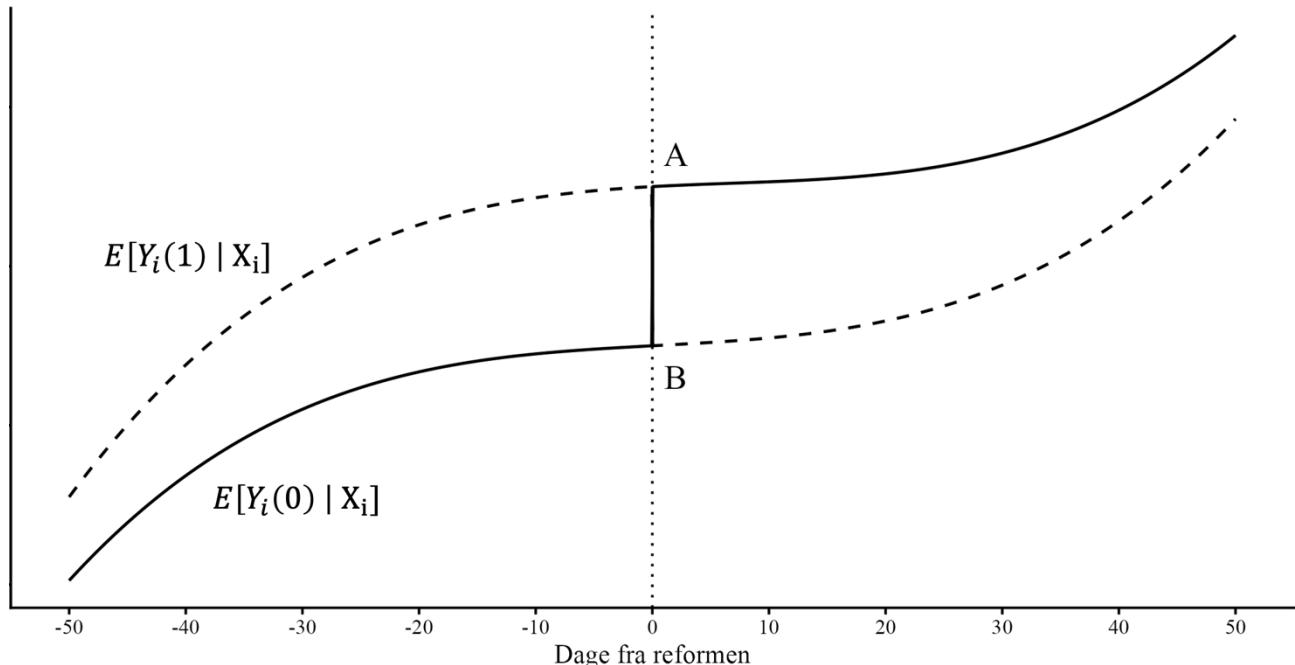
---

<sup>6</sup> SUTVA (eng. *stable unit treatment value assumption*) antager, at interventionen er entydigt defineret for alle observationer samt at én observations udfald ikke påvirker andres interventionsstatus (fravær af spillover). I RDD antages SUTVA almindeligvis at være opfyldt, når interventionen tildeles administrativt i tærskelværdien (Cunningham, 2021: 140).

for individspecifikke interventionseffekter, estimerer empiriske analyser derfor gennemsnitlige interventionseffekter (eng. *average treatment effect*, forkortet ATE) på baggrund af gennemsnittet for kontrol- og interventionsgruppens  $Y_i(1) - Y_i(0)$  over (sub)populationer (Angrist og Pischke, 2015: 9).

I et RDD antages det, at de potentielle udfald varierer med tærskelvariablen  $X_i$ . De potentielle udfald kan derfor beskrives som de betingende forventninger  $E[Y_i(0) | X_i]$  og  $E[Y_i(1) | X_i]$ . Funktionerne fremgår af figur 4.2. Den gennemsnitlige interventionseffekt estimeres i RDD som springet eller diskontinuiteten mellem funktionerne i tærskelværdien (afstanden mellem A og B). Med andre ord afstanden mellem de potentielle udfald i tærskelværdien (Lee og Lemieux, 2010: 287–288).

**Figur 4.2:** Potentielle udfald i RDD



Note: Figuren illustrerer de potentielle udfald i et RDD. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Den stiplede linje angiver ikke-observerede udfald. For kontrolgruppen observeres udfald kun til venstre for tærskelværdien, mens udfald for interventionsgruppen kun observeres til højre for tærskelværdien. Den gennemsnitlige interventionseffekt estimeres i RDD som springet eller diskontinuiteten mellem de to funktioner i tærskelværdien (afstanden mellem A og B). Kilde: Egen illustration med inspiration fra Lee og Lemieux (2010: 288).

Udfordringen i et RDD er, at det potentielle udfald  $E[Y_i(0) | X_i]$  er kun observeres til venstre for tærskelværdien (kontrolgruppen), mens det potentielle udfald  $E[Y_i(1) | X_i]$  kun observeres til højre for tærsklen (interventionsgruppen). I figur 4.2 illustreres det med de hhv. fuldoptrukne linjer (observeret) og stiplede linjer (ikke-observereret). RDD estimerer derfor effekten af en intervention *i grænsen* (eng. *limit*) omkring tærskelværdien (ibid.).

Ligning 1 illustrerer, at RD-estimandet<sup>7</sup> identificeres lokalt ved tærskelværdien (ibid.):

$$\tau_{SRD} = \lim_{\epsilon \downarrow 0} E[Y_i | X_i = C + \epsilon] - \lim_{\epsilon \uparrow 0} E[Y_i | X_i = C + \epsilon] \quad (1)$$

$C$  er tærskelværdien d. 2. august 2022, mens  $\epsilon$  er en grænseparameter, som bestemmer observationernes afstand til tærsklen.  $\tau_{SRD}$  er den estimerede interventionseffekt, når observationerne i begge grupper kommer tæt på tærskelværdien. Det vil sige, når grænseparameteret  $\epsilon$  lader  $X_i$  nærme sig  $C$  fra både højre og venstre side af tærsklen (hvis  $\epsilon = 0$  er  $X_i = C$ ).

Det svarer til den gennemsnitlige effekt i tærskelværdien, når  $\epsilon \rightarrow 0$  (ibid.):

$$\tau_{SRD} = E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = C] \quad (2)$$

Ekstrapolering er dermed en indbygget komponent i RD-estimandet, da der er fravær af overlap mellem observationer (eng. *common support*): Det er ikke muligt at observere individer i både kontrol- og interventionsgruppen for hvilken som helst værdi af tærskelvariablen  $X_i$  (Cunningham, 2021: 255).

Estimation er derfor kun mulig på grund af kontinuiteten i de underliggende funktioner  $E[Y_i(0) | X_i]$  og  $E[Y_i(1) | X_i]$ , hvilket leder frem til **kontinuitetsantagelsen**:

De forventede potentielle udfald for  $E[Y_i(0) | X_i]$  og  $E[Y_i(1) | X_i]$  er kontinuerlige eller 'glatte' funktioner af tærskelvariablen  $X_i$ , også gennem tærskelværdien når  $X_i = c$ . I fravær af intervention ville de forventede potentielle udfald således være forblevet glatte funktioner, og der ville ikke have været diskontinuerlige spring ved tærskelværdien (ibid.).

Hvis kontinuitetsantagelsen er overholdt, er der fravær af udeladt variabel bias eller selektionsbias ved tærskelværdien. Observerede diskontinuiteter i orlovsvariable eller mødres arbejdsmarkedsva-riable kan dermed alene tilskrives reformen (ibid.). Jeg diskuterer i afsnit 4.2, om kontinuitetsantagelsen er overholdt i specialets tilfælde.

Det er kun mødre tæt på tærskelværdien, som i gennemsnit forventes at have kontinuerte potentielle udfald. Derfor er  $\tau_{SRD}$  en lokal gennemsnitlig interventionseffekt for gruppen af mødre omkring tærskelværdien (eng. *late average treatment effect*, forkortet LATE). En konsekvens heraf er et begrænset inferenspotentiale, som jeg diskuterer yderligere i kapitel 8 (Lee og Lemieux, 2010: 298).

---

<sup>7</sup> I specialet skelner jeg mellem RD-estimandet, som er den teoretiske parameter, som definerer den kausale effekt og RD-estimatet, som er den værdi, som estimeres på baggrund af data.

#### 4.1.2 Fuzzy RDD

Der findes to typer RDD. I et *skarpt* RDD inddeltes observationerne deterministisk til enten kontrol- eller interventionsgruppen ved tærskelværdien. I et *fuzzy* RDD øges sandsynligheden for at være i interventionsgruppen, når tærskelvariablen overskrider tærskelværdien (Cunningham, 2021: 253).

De foregående afsnit har taget udgangspunkt i et skarpt RDD: Fødselsdato afgør deterministisk, om mødre er i kontrol- eller interventionsgruppen, hvorfor sandsynligheden for at være omfattet barselsreformen skifter diskontinuerligt fra 0 til 1 ved tærskelværdien. I de følgende afsnit redegør jeg for forskellen mellem skarpt og fuzzy RDD, samt hvorfor jeg anvender begge typer af designs i analysen.

Det skarpe RDD estimerer i specialet effekten af at være eksponeret for barselsreformen, uanset om fædre tager mere orlov eller ej, hvilket betegnes som *intention-to-treat* (forkortet ITT) i litteraturen eller en policy-effekt (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2024: 38).

I praksis vil nogle mødre i kontrolgruppen dog være 'behandlet' med fædreorlov, fordi forældre, uagtet barselsreformen, har valgt at fordele orloven mere ligeligt. Ligeledes vil nogle mødre i interventionsgruppen ikke blive 'behandlet' med fædreorlov, da den øremærkede orlov er en rettighed og ikke en pligt, som fædre kan vælge at udnytte (ibid.: 34). Sidstnævnte fænomen betegnes som ikke-etterlevelse (eng. *non-compliance*).

Barselsreformen bestemmer derfor ikke den faktiske orlovsudnyttelse, men øger blot sandsynligheden for, at fædre tager mere orlov. Ved at inkludere fuzzy RDD-modeller for arbejdsmarkedsvariable, kan jeg derfor estimere effekten blandt mødre, hvor orlovsmønstre reelt forandres. Fuzzy RDD kan i denne sammenhæng siges at løse udfordringen med ikke-etterlevelse (Lee og Lemieux, 2010: 300).

Intuitionen bag et fuzzy RDD er, at sandsynligheden for at blive behandlet med fædreorlov ændres diskontinuerligt, men ikke deterministisk ved tærskelværdien. Resultatet er et forskningsdesign, hvor diskontinuiteten i praksis fungerer som instrumentvariabel (IV) for behandlingsvariablen (Angrist og Pischke, 2009: 260). Jeg bruger betegnelsen intervention i det skarpe RDD og betegnelsen behandling i det fuzzy RDD for at undgå forveksling mellem de centrale begreber.

I specialet fungerer tærskelværdien d. 2. august 2022 som instrument i det fuzzy RDD, mens forskel i orlov mellem forældre (fars minus mors orlov) udgør behandlingsvariablen  $D_i$ . Jeg uddyber i afsnit 4.2.3, hvorfor det ikke er tilstrækkeligt at anvende enten mor eller fars orlov alene.

Effekten i et fuzzy RDD identificeres som forholdet mellem det skarpe RD-estimand for mødres arbejdsmarkedsvariable  $Y_i$  (ITT-effekten af reformen,  $\tau_{SRD}$ ) og instrumentets førsteled (eng. *first stage*).

Førsteleddet er det skarpe RD-estimand for behandlingsvariablen  $D_i$  (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2024: 40; Lee og Lemieux, 2010: 301). Det fuzzy RDD-estimand fremgår af ligning 3:

$$\tau_{FRD} = \frac{\lim_{\epsilon \downarrow 0} E[Y_i | X_i = c + \epsilon] - \lim_{\epsilon \uparrow 0} E[Y_i | X_i = c + \epsilon]}{\lim_{\epsilon \downarrow 0} E[D_i | X_i = c + \epsilon] - \lim_{\epsilon \uparrow 0} E[D_i | X_i = c + \epsilon]} \quad (3)$$

$\tau_{FRD}$  er LATE for efterleveres forstået som den lokale gennemsnitlige behandlingseffekt for de mødre, hvor barselsreformen påvirker forskellen i forældres orlov (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2024: 43). Forsimlet kan RDD-estimandet skrives som:

$$\tau_{FRD} = \frac{\text{ITT}}{\text{førsteled}} \quad (4)$$

En central betingelse for et fuzzy RDD er, at instrumentet har et stærkt førstehed. Instrumentet skal have både en statistisk signifikant og substancial effekt på behandlingsvariablen. Hvis betingelsen ikke er opfyldt, divideres ITT-effekten med en værdi, som er nul eller arbitraert tæt på nul (Angrist og Pischke, 2009: 155). Der skal med andre ord være en signifikant og substancial effekt af barselsreformen på forskel i orlov mellem forældre. Denne betingelse kan testes empirisk, og jeg undersøger derfor effekten af barselsreformen på forskel i orlov i kapitel 5 (ibid.).

Et fuzzy RDD skal udover kontinuitetsantagelsen opfylde yderligere to antagelser:

(1) Instrumentet skal opfylde eksklusionsrestriktionen: Instrumentet må kun påvirke mødres arbejdsmarkedsvariable gennem behandlingsvariablen og ikke have nogen direkte eller indirekte effekt på mødres arbejdsmarkedsvariable i sig selv. (2) Antagelsen om monotonicitet indebærer, at effekten af instrumentet skal gå i samme retning for alle mødre. Det betyder, at barselsreformen udelukkende må få fædre til at tage mere og ikke mindre orlov. De to antagelser er ikke-observerbare, men kan ligesom kontinuitetsantagelsen sandsynliggøres med viden om reformens udformning og implementering (Cunningham, 2021: 280). Jeg præsenterer argumenter herfor i næste afsnit.

Hvor ITT-estimaterne kan tolkes som den samlede policy-effekt af reformen, indfanger fuzzy RD-estimater effekten af den faktiske realiserede fædreorlov (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2024: 44). Specialet tilbyder dermed flere perspektiver på reformens effekter, hvilket giver en mere nuanceret forståelse af både reformens virkning og dens potentielle policy-implikationer.

## 4.2 Intern validitet med barselsreformen som empirisk case

I de følgende afsnit vurderer jeg, om kontinuitetsantagelsen samt de to centrale antagelser for et fuzzy RDD er opfyldt i forbindelse med barselsreformen i 2022. Kvalitative argumenter om implementeringsprocessen og empiriske validitetstests kan tilsammen sandsynliggøre, at kontinuitetsantagelsen er opfyldt (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 89). Jeg indleder derfor afsnittet med at argumentere for, at mødre ikke har haft mulighed for at påvirke deres placering i kontrol- eller interventionsgruppen. Jeg understøtter denne argumentation med resultater fra to empiriske validitetstests. Afslutningsvist argumenterer jeg for, at de yderligere to antagelser for fuzzy RDD er opfyldt i den konkrete empiriske kontekst.

### 4.2.1 Implementering af orlovsdirektivet i Danmark

Hvis kontinuitetsantagelsen er opfyldt, følger to implikationer heraf: mødre kan ikke præcist kontrollere deres værdi på tærskelvariablen, og specifikke mødre er ikke intentionelt placeret i enten kontrol- eller interventionsgruppen (Cunningham, 2021: 255). Da barselsreglerne tildeles rent administrativt, anser jeg sidstnævnte som opfyldt.

Hvis mødre præcist kunne kontrollere barnets fødselsdato, og dermed om de er omfattet barselsreformen eller ej, ville det medføre systematiske forskelle blandt mødre i kontrol- og interventionsgruppen og diskontinuiteter i de potentielle udfald (Lee og Lemieux, 2010: 292). Den tilnærmelsesvist tilfældige fordeling af observationer omkring tærskelværdien kan derfor ses som en konsekvens af mødrene's fravær for tæt på implementeringsdatoen *præcist* at sortere sig til enten kontrol eller interventionsgruppen (ibid.: 282).

Litteraturen betragter generelt fødselstidspunktet som et tilfældigt udfald (Avdic og Karimi, 2018: 284; Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013: 132; Johansson, 2010: 21). Enkelte studier har dog vist, at økonomiske incitamenter kan påvirke timing af fødsler (Patnaik, 2019: 1029).

Orlovsdirektivet blev vedtaget og offentliggjort den 20. juni 2019, hvor det samtidig blev fastlagt, at medlemslandene senest den 2. august 2022 skulle have implementeret de nødvendige lovændringer (Europa-Parlamentet og Rådet, 2019). Da mødre naturligvis har en grad af kontrol over barnets fødselsdato, kan man derfor argumentere for, at mødre kunne planlægge graviditeten, alt efter om de ønskede at være omfattet af barselsreformen eller ej. Den danske barselsreform begrænsrer udelukkende forældres dispositions frihed over orlovsugerne, uden at ændre den samlede orlov eller kompensationsgrad. Det udgør alt andet lige et incitament for at føde før d. 2. august 2022.

Barselsreformen kunne dog potentielt have resulteret i mere generøse regler end tidligere ved at forlænge det samlede antal orlovsuger, som var tilfældet med den seneste reform i 2002 (Andersen, 2018: 1128). Den præcise udformning af reglerne og den reelle implementeringsdato i Danmark blev først annonceret d. 26. oktober 2021 (Beskæftigelsesministeriet, 2021). Præcis 40 uger inden implementeringsdatoen d. 2. august 2022 svarerende til længden på en gennemsnitlig graviditet (Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013: 135). Mødre har derfor i det danske tilfælde ikke haft tilstrækkelig tid eller information til at reagere på incitamenterne i reformen og selektere sig ind i kontrolgruppen.

Det afgørende er desuden, om mødre *præcis* kan kontrollere tærskelvariablens værdi (Lee og Lemieux, 2010: 293). Selvom mødre har en grad af kontrol, tager det i gennemsnit mere end tre måneder for 40 pct. af kvinder at blive gravide (Patienthåndbogen, 2024). Selvom fødsler i principippet kan igangsættes eller udsættes, viser Ekberg, Eriksson og Friebel (2013: 135), at det i Sverige anses som særdeles uetisk og modstridende professionelle normer. Disse synspunkter afspejles i den danske patienthåndbog<sup>8</sup> (Patienthåndbogen, 2023). Det virker derfor usandsynligt, at mødrene tæt på tærskelværdien er i stand til at kontrollere, om de føder præcis før eller efter d. 2. august 2022.

Reformen endte med at være sammenfaldende med direktivets deadline, men kunne i principippet være implementeret på hvilket som helst tidspunkt i perioden mellem d. 20. juni 2019 og deadline d. 2. august 2022. Den eksakte implementeringsdato var dermed ikke kendt før d. 26. oktober 2021. Selv hvis mødrene havde en præference for ikke at være omfattet af barselsreformen uagtet det reelle indhold, var det derfor ikke entydigt, hvilken dato de skulle forsøge at planlægge efter.

Udover intentionel sortering omkring tærskelværdien forudsætter kontinuitetsantagelsen fravær af samtidige eller konkurrerende hændelser som f.eks. implementering af andre politiske aftaler (Cunningham, 2021: 255). Jeg har umiddelbart ikke været i stand til at finde andre betydningsfulde begivenheder d. 2. august 2022. Ingen anden dansk lovgivning trådte i kraft den dag, som var en almindelig tirsdag. Havde der været samtidige begivenheder, kunne potentielle diskontinuiteter tilskrives disse begivenheder i stedet for barselsreformen. Det er ikke tilfældet.

Samlet set vurderer jeg, at kontinuitetsantagelsen med rimelighed kan antages at være opfyldt. I de følgende afsnit præsenterer jeg empiriske validitetstests, der understøtter denne konklusion.

---

<sup>8</sup> Patienthåndbogen indeholder kvalitetssikret information skrevet af læger til både sundhedsprofessionelle og borgere.

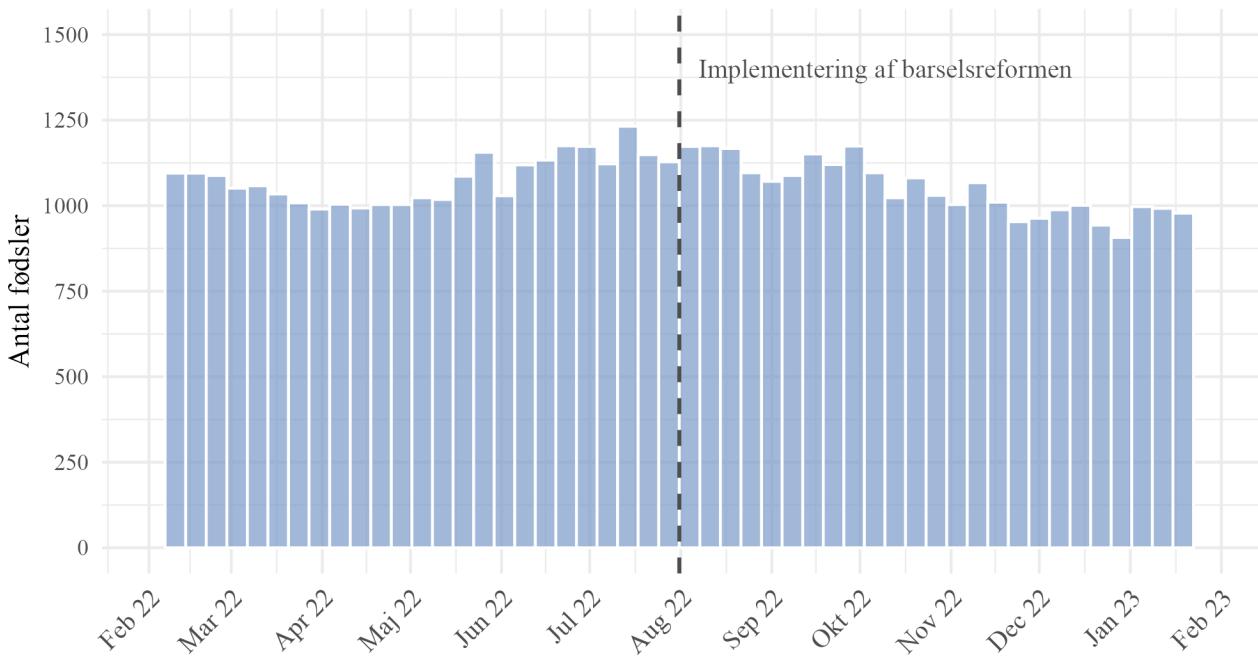
#### 4.2.2 Strategisk timing af fødsler

Kontinuitetsantagelsen vedrører de ikke-observerbare potentielle udfald, som i sagens natur ikke kan testes direkte. Det er dog muligt at præsentere indirekte evidens for kontinuitetsantagelsen gyldighed gennem såkaldte validitetstests, der bygger på empiriske implikationer af kontinuitetsantagelsen.

I specialet inkluderer jeg fire empiriske validitetstests: (1) densitetstest af tærskelvariablen, (2) insignifikante interventionseffekter på forudbestemte placebovariable, (3) estimering med placebotærskelværdier samt (4) eksklusion af observationer tæt på tærskelværdien (kaldet Donut RDD). I de følgende afsnit beskriver og præsenterer jeg resultaterne fra de to første, mens jeg vender tilbage til de to sidste i afsnit 7.1, da de er tæt relaterede til specialets resultater.

(1) Ideen bag en densitetstest er, at hvis mødre ikke har haft mulighed for præcist at sortere sig til enten kontrol- eller interventionsgruppe, så vil antallet af observationer på hver side af tærskelværdien være omrent det samme (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 97; Lee og Lemieux, 2010: 296).

**Figur 4.3:** Ugentlig fordeling af fødsler i stikprøven



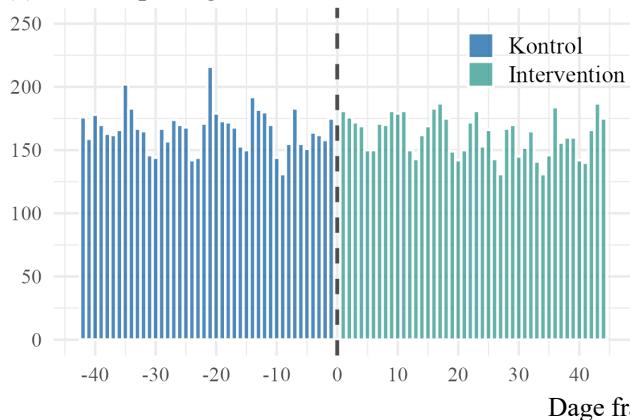
Note: N = 54.801. Figuren viser antal fødsler mellem d. 3. februar 2022 og 28. januar 2023. Hver søjle dækker syv dage.

Figur 4.3 viser fordelingen af fødsler i hele stikprøven. Hver søjle dækker syv dage. Til trods for variation i løbet af året med en nedadgående tendens i efterårsmånedene, er der ikke markante spring eller umiddelbare tegn på sortering omkring reformens implementering d. 2. august 2022.

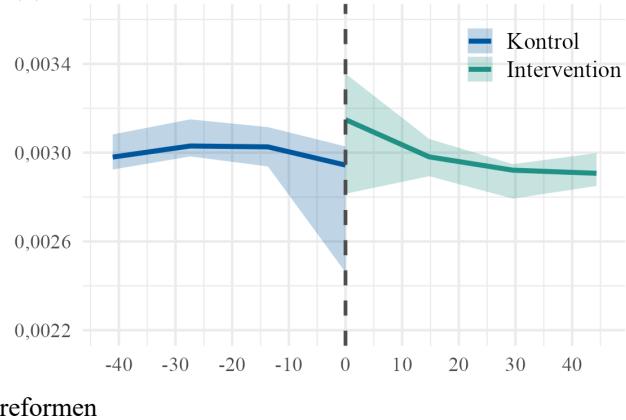
Jeg tester denne indledende grafiske indikation på fravær af sortering formelt med McCrarys (2008) densitetstest. Nulhypotesen er, at densiteten er kontinuert gennem tærskelvariablen, mens alternativhypotesen er, at densiteten ikke er kontinuert. En signifikant test indikerer dermed sortering omkring tærskelvariabel og brud på kontinuitetsantagelsen. Jeg anvender Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020: 99) lokale densitetsestimator til at gennemføre testen<sup>9</sup>.

**Figur 4.4:** McCrarys densitetstest ved tærskelværdien

(a) Fødsler pr. dag



(b) Estimeret densitet



Note: N = 13.934. Figurerne er baseret på et datavindue på hhv. 42 dage før og 45 dage efter tærskelværdien. Den lodrette stiplede linje angiver tærskelværdien (0 = 2. august 2022). Panel a viser antal fødsler pr. dag. Panel b viser den estimerede densitet på hver side af tærskelværdien. Diskontinuitet er ikke statistisk signifikant ( $p = 0,0908$ ).

Figur 4.4 viser resultaterne fra testen. Panel a viser den daglige fordeling af fødsler inden for det anvendte datavindue 42 dage før og 45 dage efter reformen. På trods af ugentlig variation i antal fødsler, er der ingen tydelige tegn på sortering omkring tærskelværdien. Panel b viser den estimerede densitet for hhv. kontrol- og interventionsgruppen. Der er et mindre spring mellem de to kurver i tærskelværdien, hvilket kan indikere potentiel sortering. Densitettesten er dog insignifikant med en p-værdi på 0,0908, og der er derfor ikke statistisk evidens for sortering omkring tærskelværdien<sup>10</sup>. Testen giver dermed overordnet støtte til at kontinuitetsantagelsen er opfyldt.

(2) Ideen bag placebovariable er, at hvis mødre ikke kan sortere sig præcist omkring tærsklen, er der fravær af systematiske forskelle på kontrol- og interventionsgruppen, hvorfor de forventes at være balancede på forudbestemte variable (Cunningham, 2021: 285; Lee og Lemieux, 2010: 295–296).

<sup>9</sup> Estimatoren anvender lokal polynomiel regression med et andengradspolynomie, triangulære kernevægte og MSE-optimale datavinduer på hver side af tærskelværdien. Jeg gennemgår disse elementer i afsnit 4.3.2.

<sup>10</sup> Da tærskelværdien er diskret, supplerer jeg McCrarys densitetstest med en Bernoullitest, der tester, om observationerne fordeler sig omkring tærsklen i overensstemmelse med en tilfældig 50/50-fordeling. En signifikant test vil indikere sortering. Med samme datavinduer er testen fortsat insignifikant med p-værdier på hhv. 0,055 (42 dage) og 0,235 (45 dage).

For at undersøge dette, tager jeg udgangspunkt i hjælpevariablerne fra tabel 3.4. Jeg bruger sektor, alder, herkomst, uddannelse og region målt i september 2021 som placebovariable, da de i litteraturen fremhæves som centrale determinanter for mødres arbejdsmarkedsværdi (Olivetti og Petrongolo, 2016). Jeg undersøger yderligere mødres arbejdsmarkedsværdi lön, arbejdstimer og beskæftigelse for september 2021. Når placebovariable er målt før annonceringen af reformen d. 26. oktober 2021, kan deres værdi ikke være påvirket af reformens indhold. Jeg forventer derfor, at interventionseffekten på placebovariable er insignifikant. Er interventionseffekten modsat signifikant, er det tegn på, at der er systematisk forskel på kontrol- og interventionsgruppen, hvilket indikerer brud på kontinuitetsantagelsen (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 90).

Som anbefalet af Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020) estimerer jeg effekten for placebovariable med samme modelspecifikation som i analysen (se afsnit 4.3.2). Regressionstabellen for placebovariable fremgår af tabel A3 i appendiks.

17 ud af 18 placebovariable er insignifikante. Der er dog signifikant færre faglærte mødre i interventionsgruppen svarende til ca. 3,80 pct. point ( $p = 0,049$ ). Selvom en enkelt signifikant effekt kan være tegn på sortering, er den klare majoritet af placebovariablene insignifikante, herunder de tre arbejdsmarkedsværdi, som alle har p-værdier over 0,315. Testen giver dermed overordnet støtte til at kontinuitetsantagelsen er opfyldt.

På trods af en ubalance i andelen af faglærte mødre og et mindre grafisk spring i fødseldensiteten, giver de to validitetstests ikke anledning til at afvise kontinuitetsantagelsen. Der er ikke en statistisk signifikant ændring i fødseldensiteten omkring tærskelværdien, og de kvalitative argumenter understøtter, at præcis sortering er usandsynlig. Samlet set vurderer jeg derfor, at forskningsdesignet er præget af høj intern validitet, hvorfor potentielle fund kan fortolkes som kausale effekter af barselsreformen fra 2022. Jeg vender tilbage til denne foreløbige vurdering i afsnit 7.1, hvor jeg undersøger yderligere to empiriske implikationer af kontinuitetsantagelsen.

#### 4.2.3 Antagelser for fuzzy RDD

I dette afsnit argumenterer jeg for, at reformens implementeringsdato som instrumentet lever op til (1) eksklusionsrestriktionen og (2) antagelsen om monotonicitet.

(1) Eksklusionsrestriktionen indebærer, at implementeringsdatoen ikke påvirker mødres arbejdsmarkedsværdi på andre måder end gennem ændringer i behandlingsvariablen (Angrist og Pischke, 2009: 153). Som jeg argumenterede for i foregående afsnit, er d. 2. august 2022 en almindelig tirsdag.

Reformen ændrede udelukkende fordelingen af orlov og ikke andre faktorer relateret til arbejdsmarkedsværdier som f.eks. kompensationsgrad. Det er derfor plausibelt, at implementeringsdatoen ikke påvirker mødres arbejdsmarkedsværdier på andre måder end gennem ændrede orlovsmønstre.

Jeg argumenterede i teoriansnittet for, at reformen påvirker mødres arbejdsmarkedsværdier gennem ændringer i både fædres og mødres orlovslængde (se figur 2.3 i afsnit 2.3.4). Hvis jeg alene brugte ændringer i fædres orlov som behandlingsvariabel, ville eksklusionsrestriktionen dermed formentlig være brudt (Andersen, 2018: 1130). Jeg anvender derfor forskel i orlovsdage mellem forældre som behandlingsvariabel, da den indfanger ændringer i både fædres og mødres orlov.

Hvis forældres samlede orlov ændres som følge af reformen, udgør det ligeledes en udfordring for eksklusionsrestriktionen (*ibid.*). Det er derfor en forudsætning, at kun forskel i orlov og ikke den samlede orlov ændres. Jeg undersøger dette i kapitel 5.

(2) Antagelsen om monotonicitet indebærer, at instrumentet påvirker behandlingsvariablen i samme retning for alle observationer (Angrist og Pischke, 2009: 154). Barselsreformen skal med andre ord ændre forskel i orlov mellem forældre entydigt i én retning for alle mødre i interventionsgruppen. Reformen øremærker ni orlovsuger til fædre. Da ugerne bortfalder, hvis ikke de udnyttes, skaber det et klart incitament til, at fædre tager *flere* orlovsdage. Samtidig indeholder reformen ingen incitamenter for, at mødre skulle tage flere orlovsdage, tværtimod begrænses mødrenes maksimale antal orlov med tre uger. Det er derfor forventeligt, at forskellen i orlov bliver reduceret for alle mødre i interventionsgruppen. På baggrund heraf vurderer jeg, at begge antagelser for fuzzy RDD med rimelighed kan anses for opfyldt.

### 4.3 Modelspecifikation

I dette afsnit præsenterer jeg specialets økonometriske modeller. Selvom RDD er et anerkendt design for kausalidentifikation og jeg i afsnit 4.2 argumenterer for, at det i specialets tilfælde er en valid strategi for at estimere effekter af barselsreformen fra 2022, er der dog også udfordringer forbundet med at implementere et RDD: størrelsen af datavinduet, den funktionelle form af regressionslinjerne og vægtning af observationerne bestemmes af forskeren (Olsen, 2014: 50–51).

For at imødekommne disse potentiel endogene beslutninger følger jeg anbefalingerne fra Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020, 2024) for praktisk implementering af RDD. Centrale beslutninger om modelspecifikationen og estimeringsvalg bliver dermed uafhængige af det konkrete datasæt samtidig

med, at resultaterne bliver sammenlignelige til den bredere litteratur. Replikationsfiler er vedlagt som bilag af hensyn til transparens.

Af samme årsag anvender jeg de statistiske softwarepakker, som forfatterne har udviklet til analyse i statistikprogrammet R: (1) Jeg bruger `rdrobust` til alle dele af analysen herunder estimering, valg af optimalt dataindue, robust inferens og grafisk fremstilling af resultater (Calonico, Cattaneo og Farrell, 2025). (2) Supplerende bruger jeg `rdhete` til heterogenitetsanalyse (Calonico et al., 2025a). Endelig bruger jeg (3) `rddensity` og (4) `rdlocrand` til densitetstest (Cattaneo, Jansson og Ma, 2024; Cattaneo, Titiunik og Vazquez-Bare, 2025). Til databehandling og grafisk fremstilling anvender jeg `tidyverse` (Wickham et al., 2019).

#### 4.3.1 Økonometriske modeller

I dette afsnit præsenterer jeg analysens modelspecifikation for skarp og fuzzy RDD. Ligning 5 angiver modelspecifikationen for de skarpe RD-estimater (Lee og Lemieux, 2010: 318):

$$\text{Skarpt RD-estimat: } Y_i = \alpha + \tau_{SRD} Z_i + \beta_1 X_i + \beta_2 (Z_i X_i) + \varepsilon_i \quad (5)$$

$Y_i$  er den afhængige variabel (enten orlovsvariabel eller arbejdsmarkedsvariabel), mens  $Z_i$  er en indikatorvariabel for interventionsstatus.  $X_i$  er tærskelvariablen (barnets fødselsdato), som jeg centrerer på implementeringsdatoen for barselsreformen d. 2. august 2022. Tærskelvariablen kan derfor fortolkes som antal dage fra reformens implementering. Hvis  $X_i < 0$  er barnet født før reformens implementering ( $Z_i = 0$ ). Hvis  $X_i > 0$ , er barnet født efter reformens implementering ( $Z_i = 1$ ). Variationsbredde for  $X_i$  er  $[-180; 180]$  svarende til stikprøvens størrelse på  $\pm 180$  dage fra reformen (ibid.).

$\tau_{SRD}$  angiver diskontinuiteten eller springet for  $Y_i$  i tærskelværdien og udgør det lokale RD-estimat. Fejlleddet,  $\varepsilon_i$ , indeholder uobserverede faktorer, som påvirker  $Y_i$ , men ikke systematisk varierer med interventionsstatus ved tærskelværdien.  $\alpha$  er skæring med y-aksen forstået som kontrolgruppens forventede værdi på  $Y_i$  i tærskelværdien ( $X_i = 0, Z_i = 0$ ) (ibid.).

Interaktionsleddet  $\beta_2(X_i Z_i)$ , lader hældningen for den lokale lineære regression variere på hver side af tærskelværdien, mens koefficienterne  $\beta_1$  og  $\beta_2$  angiver denne hældningen på hhv. venstre og højre side af tærskelværdien (ibid.).

Ligning 8 angiver modelspecifikationen for de fuzzy RD-estimater (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2024: 41; Lee og Lemieux, 2010: 328). Estimatelet beregnes som forholdet mellem ITT-effekten af reformen (ligning 6) og instrumentets første led (ligning 7):

$$\text{ITT:} \quad Y_i = \alpha_Y + \gamma Z_i + \beta_1 X_i + \beta_2(Z_i X_i) + u_i \quad (6)$$

$$\text{Førsteled:} \quad D_i = \alpha_D + \pi Z_i + \theta_1 X_i + \theta_2(Z_i X_i) + v_i \quad (7)$$

$$\text{Fuzzy RD-estimat:} \quad \tau_{FRD} = \frac{\gamma}{\pi} \quad (8)$$

$\gamma$  angiver ITT-effekten, mens  $\pi$  er førsteleddet. Forholdet mellem de to er det lokale fuzzy RD-estimand.  $Y_i$  er den afhængige variabel (mødres arbejdsmarkedsværdien), mens  $D_i$  er forskellen i orlov (fars minus mors orlovsdage) (ibid.).

$u_i$  og  $v_i$  er fejlledd, mens  $\alpha_Y$  og  $\alpha_D$  er skæring med y-aksen forstået som kontrolgruppens forventede værdi på hhv.  $Y_i$  og  $D_i$ . Interaktionsleddene  $\beta_2(Z_i X_i)$  og  $\theta_2(Z_i X_i)$  tillader de lokale lineære regressionser at variere på hver side af tærskelværdien, mens hhv.  $\beta_1$  og  $\beta_2$  samt  $\theta_1$  og  $\theta_2$  angiver hældningen på disse regressionslinjer (ibid.).

#### 4.3.2 Begrundelse for estimeringsvalg

Alle modeller er baseret på følgende estimeringsvalg: (1) lokal lineær regression med (2) datadrevne MSE-optimale datavinduer, (3) triangulær kernelfunktion samt (4) robust bias-korrigeret inferens (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020). Jeg uddyber og argumenterer i dette afsnit for estimeringsvalgene i nævnte rækkefølge.

(1) En central udfordring for RDD-modeller består i at specificere den funktionelle form af tærskelvariablen (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 43; Olsen, 2014: 50). En forkert antagelse om funktionel form kan skabe et kunstigt spring ved tærskelværdien, som ikke afspejler en reel effekt, men alene konsekvensen af en misspecifikation (Angrist og Pischke, 2009: 254). Det er derfor blevet standard at undgå at specificere en global funktionel form for tærskelvariablen og i stedet estimere modellen lokalt omkring tærskelværdien inden for et givent datavidue. Denne tilgang betegnes som lokal polynomiel regression (Lee og Lemieux, 2010: 316).

Inden for denne tilgang er lineær regression det mest udbredte valg, da det indebærer en god afvejning mellem parsimony, stabilitet og præcision, hvilket resulterer i pålidelige RD-estimater (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 45). Brug af højereordenspolynomier, såsom anden, tredje- eller

fjerdegradspolynomier, kan derimod føre til overfitting og ustabile estimater tæt på tærskelværdien (ibid.: 41). I alle modeller anvender jeg derfor lokal lineær regression, mens jeg som robusthedsanalyse estimerer modellerne med alternative lokale polynomielle regressioner i afsnit 7.2.

(2) Valg af datavindue afspejler en klassisk afvejning mellem statistisk power og specifikationsbias. Et bredere datavindue med inklusion af flere observationer øger den statistiske power, mens den lineære approksimation er mere plausibel inden for et smallere datavindue (Cunningham, 2021: 277). Et mindre datavindue giver med andre ord mindre bias, men mere variation, da der er færre observationer til rådighed for estimationen (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 49).

Det anbefales generelt at anvende datadrevne metoder til valg af datavinduer frem for ad hoc-valg som f.eks. datavinduer på 30 dage. Da resultater kan være følsomme over for valg af datavindue, kan ad-hoc datavinduer føre til såkaldt *p-hacking* eller *cherry-picking*, hvor valg af datavindue ubevidst eller bevidst afspejler en søgen efter signifikante resultater (ibid.: 46). Datadrevne metoder reducerer således forskerens 'frihedsgrader'.

Den mest anvendte metode til at bestemme datavinduets størrelse er at balancere bias og præcision gennem minimering af den gennemsnitlige kvadrerede fejl (eng. *mean squared error*; forkortet MSE) i den lokale lineære regression (ibid.: 47). Jeg anvender derfor MSE-optimale datavinduer i specialet. Da jeg arbejder med registerdata, har jeg en stor stikprøve til rådighed. Det fører intuitivt til små MSE-optimale datavinduer, hvor bias kan reduceres uden at øge variansen betragteligt (ibid.: 52). I afsnit 7.2 estimerer jeg modellen med andre datavinduer for at undersøge robustheden af modellerne med MSE-optimale datavinduer.

(3) I et RDD er det standard at vægte observationer forskelligt ud fra en kernelfunktion, som tildeler vægt på baggrund af afstanden mellem observationens værdi på tærskelvariablen og tærskelværdien. Jeg følger anbefalingerne i RDD-litteraturen og anvender en triangulær kernelfunktion (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 44; Lee og Lemieux, 2010: 319).

Den triangulære kernelfunktion vægter observationer inden for datavinduet positivt. Vægten maksimeres i tærskelværdien, og aftager lineært og symmetrisk, som afstanden til tærskelværdien øges. Med andre ord indfases datavinduet, så observationer tættere på tærskelværdien får større vægt i regressionen (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 44). Alternativer er uniform kernelfunktion, hvor observationer inden for datavinduet indgår i regressionen med samme vægt eller Epanechnikov

kernelfunktion, hvor observationer indgår med kvadratisk aftagende vægt<sup>11</sup>. Som robusthedsanalyse estimerer jeg i afsnit 7.2 alle modeller med de to alternative kernelfunktioner.

(4) Det MSE-optimale datavidue giver det mest præcise estimat af diskontinuiteten ved tærskelværdien, da det minimerer afvejningen mellem bias og varians. Konventionelle konfidensintervaller baseret på dette datavidue er derimod upræcise, da de ignorerer den lokale bias i estimeringen. Konfidensintervaller bliver derfor typisk for små, hvilket øger sandsynligheden for at finde signifikante effekter af reformen, selv når der ingen reel effekt er, hvilket betegnes som type I-fejl eller falsk positive tests (*ibid.*: 69–71).

Robust bias-korrigerede konfidensintervaller anvender derimod korrigerede varians og indregner usikkerheden fra bias i estimatet. Det sikrer gyldig inferens under MSE-optimale datavinduer (*ibid.*). Derfor afrapporterer jeg, som anbefalet af Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020), det konventionelle punkt-estimat med robust-bias korrigerede inferens i analysen, da det kombinerer præcision i RD-estimatet med pålidelig statistisk inferens.

De beskrevne modeller tager udgangspunkt i et RDD med en kontinuert tærskelvariabel. En diskret tærskelvariabel, som f.eks. fødselsdato, resulterer i såkaldte massepunkter, hvor mange observationer deler samme værdi på tærskelvariablen (f.eks. føder 202 mødre d. 28. juni 2022). De kontinuitetsbaserede metoder kan anvendes i det diskrete tilfælde, såfremt antallet af massepunkter og observationer pr. massepunkt er tilstrækkeligt stort (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2024: 56).

Datasættet består af 54.801 observationer fordelt på i alt 360 datoer, hvilket i gennemsnit giver 152 observationer pr. dato eller massepunkt. 360 massepunkter kan betegnes som et moderat antal massepunkter, hvilket ifølge Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2024: 59) er tilstrækkeligt for at anvende de kontinuitetsbaserede metoder.

#### 4.3.3 Heterogenitetsanalyse

Ud over at estimere den gennemsnitlige effekt af barselsreformen undersøger jeg, om effekten varierer på tværs af forskellige grupper af mødre. I dette afsnit præsenterer jeg fremgangsmåden.

RDD kræver store mængder data, da kun observationer tæt på tærskelværdien indgår i estimationen (Cunningham, 2021: 310; Olsen, 2014: 55). Derfor fokuserer jeg på enkelte grupper frem for mange, for fortsat at sikre tilstrækkelig statistisk power. Med afsæt i den danske litteratur om child penalties

---

<sup>11</sup> Se figur 13 i Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020: 44) for en illustration af kernelfunktionerne.

og effekten af øremærket fædreorlov inddeler jeg mødre i datasættet efter to karakteristika: (1) sektortilknytning og (2) interne familiedynamikker.

(1) Ekberg, Eriksson og Friebel (2013: 142) anbefaler på baggrund af deres analyse af øremærket fædreorlov i Sverige, at undersøge heterogenitet i arbejdsmarkedsvariable for forskellige sektorer. Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019: 88) finder desuden, at effekten af den danske reform i 1998 var drevet af mødre i den private sektor. Jeg undersøger derfor sektortilknytning operationaliseret som offentligt ansat, privatansat eller uden for arbejdsmarkedet i september 2021.

(2) Flere af de empiriske studier i tabel 2.1 peger på interne familiedynamikker mellem forældre som en potentiel kilde til heterogenitet i effektstørrelser (Carnicelli et al., 2024; Cools, Fiva og Kirkebøen, 2015; Patnaik, 2019; Périvier og Verdugo, 2024). Samtidig viser Weile et al. (2024), at child penalties i Danmark ikke varierer systematisk på tværs af traditionelle socioøkonomiske undergrupper, men derimod efter forskelle i forældrenes interne familiedynamik, operationaliseret som den relative lønfordeling mellem forældre. Weile et al. (2024: 40) betegner dette som en proxy for, om forældre har mere traditionelle eller egalitære syn på kønsroller.

Jeg anvender samme operationalisering: Mødre betegnes som egalitære, hvis deres løn er højere end fædres i året op til annonceringen af reformen, og som traditionelle, hvis deres løn er lavere. Jeg bruger samme operationalisering af løn som beskrevet i afsnit 3.3.2 opgjort for perioden september 2020 til september 2021.

Heterogenitetsanalyserne bygger på samme modelspecifikation som tidligere: Effekten estimeres lokalt omkring tærskelværdien med triangulær kernelfunktion og datadrevne MSE-optimale datavinduer. Derudover inkluderes et interaktionsled med de udvalgte karakteristika (Calonico et al., 2025b).

Heterogenitetsanalyser belyser, hvordan effekten varierer på tværs af undergrupper, men identificerer ikke, hvad der forårsager denne variation (Keele og Stevenson, 2021). Formålet med heterogenitetsanalyesen er derfor ikke at identificere kausale effekter af enten sektortilknytning eller interne familiedynamikker, men i stedet undersøge, om barselsreformen har forskellige effektstørrelser for undergrupper af mødre, hvilket kan betegnes som en deskriptiv interaktion eller en effektmodifikation.

#### 4.3.4 Samlet overblik over analysens modeller

I dette afsnit præsenterer jeg den samlede analysestrategi og strukturen for præsentation af resultaterne. Afsnittet kan betragtes som en læsevejledning til specialets næste tre kapitler.

Jeg estimerer i alt 17 modeller fordelt på to kategorier: Model 1-5 estimerer effekten af barselsrefor men på orlovsvariable, mens model 6-17 estimerer effekten på mødres arbejdsmarkedsvariable. Tabel 4.1 giver et overblik over modellerne i analysen og tilhørende afsnit.

Jeg estimerer skarpe RD-estimater for orlovsvariable (H1a og H1b), mens jeg estimerer både skarpe og fuzzy RD-estimater for mødres arbejdsmarkedsvariable (H2a og H2b). Jeg undersøger heterogene effekter for mødres arbejdsmarkedsvariable i andet år efter fødslen i afsnit 6.3, mens jeg gennemfører robusthedsanalyser for både orlovsvariable og arbejdsmarkedsvariable i kapitel 7.

**Tabel 4.1:** Oversigt over modeller i kapitel 5 og 6

	Orlovsvariable	Arbejdsmarkedsvariable		
		<i>Løn</i>	<i>Arbejdstimer</i>	<i>Beskæftigelse</i>
Skarpt RDD	Model 1-5 (kapitel 5)	Model 6-7 (afsnit 6.1)	Model 8-9 (afsnit 6.2)	Model 10-11 (afsnit 6.2)
Fuzzy RDD		Model 12-13 (afsnit 6.4)	Model 14-15 (afsnit 6.4)	Model 16-17 (afsnit 6.4)

## 5. Barselreformens effekt på orlovsvariable

I dette kapitel præsenterer jeg analyser af barselsreformens effekt på orlovsvariable. Jeg undersøger, om øremærket fædreorlov er et effektivt policy-instrument ift. at få fædre til at tage mere orlov (H1a) og mødre til at tage mindre orlov (H1b).

Jeg undersøger efterfølgende reformens effekt på forældres samlede orlov og forskel i orlov. En signifikant effekt på forskel i orlov er en forudsætning for at anvende fuzzy RDD, mens en insignifikant effekt på den samlede orlov er nødvendig, for at eksklusionsrestriktionen er opfyldt (se afsnit 4.1.2 og 4.2.3).

Jeg afslutter kapitlet med at undersøge, om reformen har ikke-intenderede effekter på barnets institutionsstart, hvorefter jeg giver en kort opsamling på kapitlets resultater.

### 5.1 Orlovsmonstre for mødre og fædre (H1a og H1b)

I dette afsnit undersøger jeg ændringer i fædres og mødres orlov. Reformen udgør et stærkt incitament for fædre til at tage mere orlov, da de øremærkede orlovsuger går tabt, hvis ikke de udnyttes. Samtidig reducerer reformen det maksimale antal orlovsuger til rådighed for mødre. Jeg forventer derfor, at fædre tager flere orlovsdage, mens mødre tager færre orlovsdage efter reformen.

Tabel 5.1 viser RD-estimater for orlovsvariable. Koefficienterne angiver de estimerede diskontinuiteter mellem kontrol- og interventionsgruppen, mens basisgennemsnittet angiver kontrolgruppens gennemsnit på den pågældende variabel. Jeg afrapporterer robust bias-korrigeret inferens for: standardfejl i parentes, 95. pct. konfidensintervaller samt statistisk signifikans på det konventionelle 5 pct. niveau. Som Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020) anbefaler, estimerer jeg hver model med et individuelt MSE-optimalt datavindue, som afspejler den optimale balance mellem bias og varians for det pågældende estimat. Med forskellige datavinduer bliver antallet af effektive observationer i estimationen forskelligt på tværs af de fem modeller. F.eks. estimeres effekten på fædres orlov med 19.879 observationer, mens effekten på mødres orlov estimeres med 14.429 observationer.

Andre empiriske studier i litteraturen bruger i stedet et gennemsnit af alle modellers MSE-optimale datavindue (se f.eks. Andresen og Nix, 2025). Som robusthedsanalyse har jeg derfor estimeret alle fem modeller med et gennemsnitligt datavindue på 48 dage, hvilket ikke ændrede resultaterne hverken signifikant eller substancialt.

De følgende afsnit tager udgangspunkt i model 1 og 2 i tabel 5.1.

Der er signifikante effekter af reformen på både fædres og mødres orlov. Fædres samlede orlov stiger med 13,96 dage efter reformen ( $p<0,001$ ), mens mødres falder med 14,25 dage ( $p<0,001$ ). Det svarer til en forandring på ca. tre orlovsuger for både fædre og mødre hhv. 2,79 uger og 2,85 uger.

**Tabel 5.1:** Skarpe RD-estimater for barselsreformens effekt på orlovsvariable

	(1) Orlov (far)	(2) Orlov (mor)	(3) Samlet orlov	(4) Forskel i orlov	(5) Institution
Estimat	13,96*** (1,30)	-14,25*** (3,57)	-0,86 (3,68)	28,25*** (3,96)	9,53* (4,69)
Konfidensinterval	[11,16; 16,27]	[-20,45; -6,47]	[-7,57; 6,86]	[19,51; 35,02]	[1,52; 19,91]
Basisgennemsnit	28,38	171,16	142,50	199,96	340,00
Datavindue	62	45	47	46	41
N	19.879	14.429	15.040	14.723	11.055

Note: N er det effektive antal observationer inden for hvert MSE-optimalt datavindue (N i stikprøven = 54.801). Basisgennemsnit angiver kontrolgruppens gennemsnit på variablen. 95 pct. konfidensintervaller og standardfejl angivet i parentes er robust bias-korrigerede. † $p<0,10$ , \* $p<0,05$ , \*\* $p<0,01$ , \*\*\* $p<0,001$ . Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Model 1-4 er operationaliseret som antal orlovsdage. Samlet orlov er fars plus mors orlov, forskel i orlov er fars minus mors orlov. Modellerne inkluderer ikke selvbetalt orlov. Model 5 er antal dage fra barnets fødsel til første dag i institution.

Fædre i kontrolgruppen tager i gennemsnit 28,38 orlovsdage, mens fædre i interventionsgruppen i gennemsnit tager 42,34 orlovsdage, svarende til en stigning på 49,19 pct. Med andre ord øger fædre omfattet af reformen deres orlovsforbrug til næsten det dobbelte, hvilket udgør en markant stigning.

Stigningen i orlov svarer til en udnyttelse på ca. 31 pct. af den øremærkede fædreorlov. For hver øremærket uge (fem orlovsdage) øger fædre deres orlovsforbrug med ca. halvanden dag. Johansson (2010) finder lignende resultater for to reformer i Sverige med 30 pct. udnyttelse, mens Cools, Fiva og Kirkebøen (2015) finder en udnyttelse på 25 pct. ved introduktionen af fedrekvoten i Norge i 1993.

Da Danmark introducerede øremærket fædreorlov i 1998, var udnyttelsen markant lavere på omkring 14 pct. (Andersen, 2018). Fædre reagerer dermed omrent dobbelt så kraftigt på reformens indhold med udvidelsen i 2022, hvilket er bemærkelsesværdigt, da litteraturen peger på, at udnyttelse er stærkere ved introduktion end ved udvidelse af øremærket fædreorlov (Canaan et al., 2022).

Det er samtidig relevant at fremhæve fædres orlovsforbrug før reformen i 2022. Selvom kun 10 orlovsdage var øremærket fædre før reformen, tager fædre i kontrolgruppen i gennemsnit 28,38

orlovsdage. Det indikerer, at fædre allerede forud for reformen udviste et vist orlovsengagement, idet deres orlovsforbrug ligger 18,38 dage over den daværende øremærkning.

Det er derfor rimeligt at antage, at en del af den potentielle adfærdsrespons allerede var realiseret inden reformen, hvorfor reformens maksimale effektstørrelse snarere udgør 26,62 dage ( $45 - 18,38$ ) frem for den fulde udvidelse af øremærkningen på 45 dage. I dette perspektiv er udnyttelsen 52,44 pct. svarende til at, fædre øger deres orlov med 2,5 dag pr. øremærket uge. Det svarer til resultater fra nyere reformer i Canada og Spanien på hhv. 46 og 55 pct. (Farré og González, 2019; Patnaik, 2019).

Derudover holder 13.367 fædre i stikprøven nul dages orlov. Enten fordi de aktivt har valgt orlov med barselsdagpenge fra, eller fordi de ikke opfylder beskæftigelseskravet og dermed ikke har ret til barselsdagpenge (se afsnit 3.1.2). Sidstnævnte gruppe kan ikke reagere på reformen og bidrager derfor alt andet lige til en underestimering af effekten.

På baggrund heraf finder jeg støtte til hypotese H1a: Fædre tager betydeligt mere orlov efter reformen. Dette fund følger den empiriske litteratur på området, hvor øremærket fædreorlov fører til et øget orlovsforbrug (se afsnit 2.2.1).

For mødre reduceres antallet af orlovsdage med 14,25 svarende til halvanden dag pr. øremærket uge. Denne reduktion er forventelig, da reformen begrænser den tilgængelige orlov for mødre ved at ændre fordelingen, men ikke den samlede orlov. Dette resultat stemmer ligeledes overens med den eksisterende litteratur (se f.eks. Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013).

Reduktionen svarer til et fald i orlovsdage på 8,33 pct. Den relative effekt for mødre udgør kun omkring en sjættedel af den relative effekt for fædre, hvilket afspejler en stor i forskel i forældres samlede antal orlovsdage. Selv efter reformen tager mødre fortsat markant mere orlov end fædre. Mødre i kontrolgruppen tager i gennemsnit 171,16 orlovsdage, mens mødre i interventionsgruppen i gennemsnit tager 156,91 orlovsdage (svarende til omkring hhv. 34 og 31 uger).

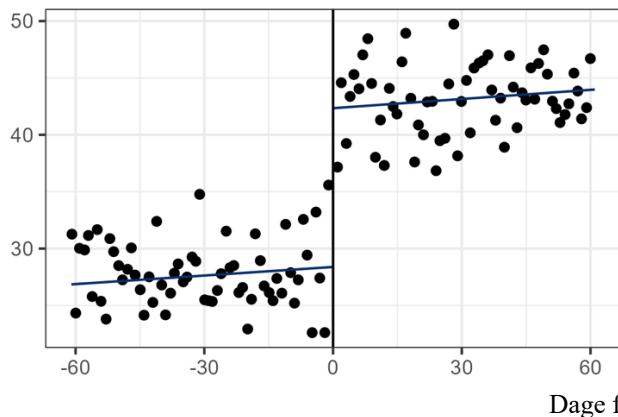
På baggrund heraf finder jeg støtte til hypotese H1b: Mødre tager mindre orlov efter reformen.

Figur 5.1 illustrerer effekten af barselsreformen på forældres orlov. Figuren indeholder to RD-figurer for hhv. fædres og mødres samlede antal orlovsdage (svarede til model 1 og 2 fra tabel 5.1).

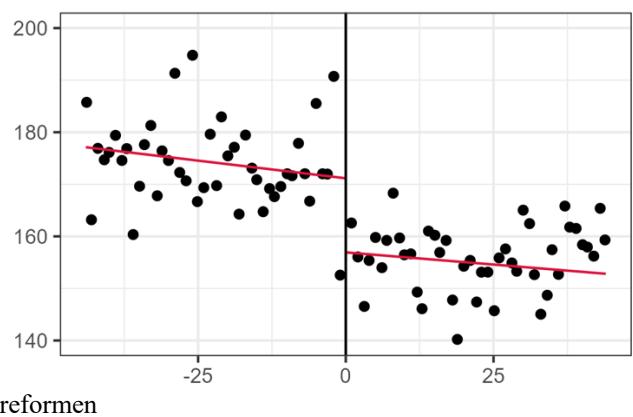
En RD-figur giver en intuitiv illustration af den estimerede effekt ved at vise sammenhængen mellem tærskelvariablen (antal dage fra reformen) og en afhængige variabel (det samlede antal orlovsdage). De hhv. blå og røde linjer i figuren er de lokale lineære regressioner, og springet eller diskontinuiteten mellem regressionslinjerne i tærskelværdien angiver størrelsen af RD-estimatet.

**Figur 5.1:** RD-figurer for fædres og mødres orlov

(a) Antal orlovsdage (far)



(b) Antal orlovsdage (mor)



Note: N = 19.879 for panel a og 14.429 for panel b. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Punkterne er lokale gennemsnit med n >100. Figurerne illustrerer skarpe RD-estimater for hhv. fædres og mødres orlovsdage svarende til model 1 og 2 i tabel 5.1. Diskontinuiteten ved tærsklen er for begge paneler signifikant ( $p<0,001$ ).

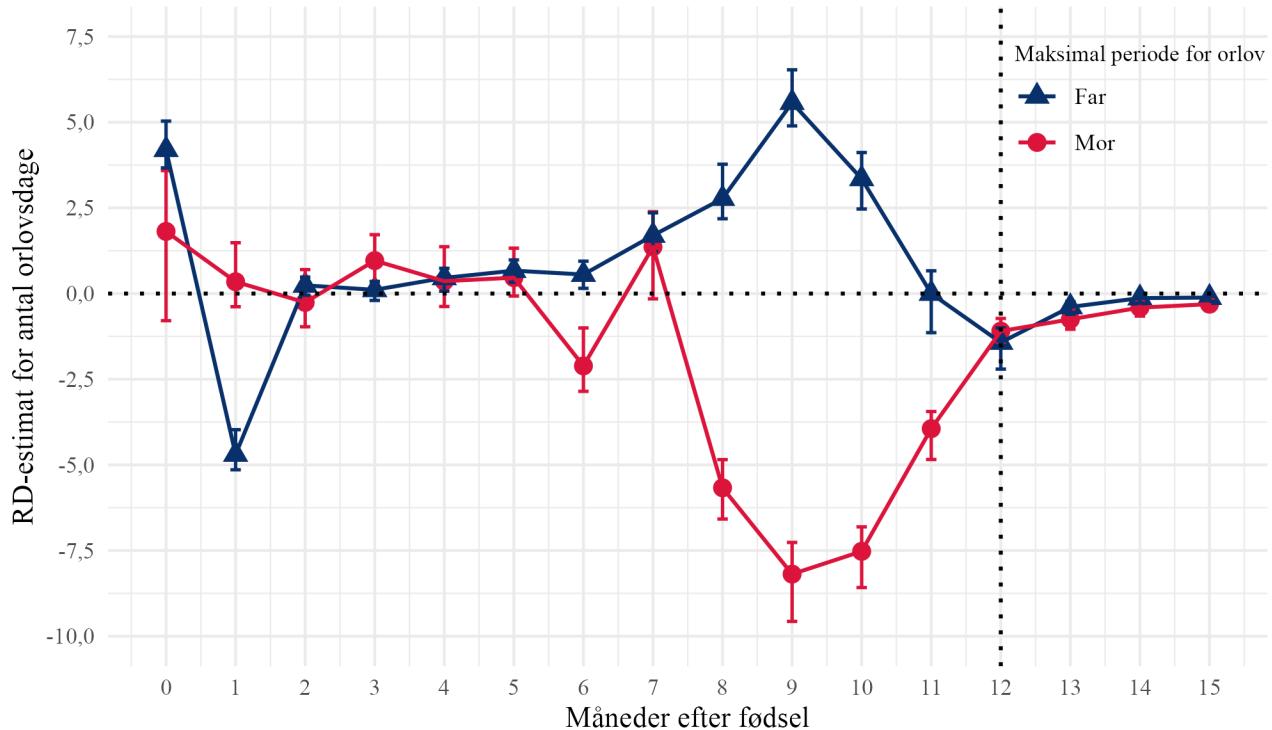
For begge forældre er der et tydeligt spring ved tærskelværdien, hvilket understøtter de formelle statistiske signifikansstests fra tabel 5.1. De sorte prikker i figuren repræsenterer lokale gennemsnit, hvilket giver en fornemmelse af variationen i datasættet. For fædre samler de lokale gennemsnit sig i højere grad om regressionslinjerne, mens der er større variation for mødre. Figuren illustrerer desuden de forskellige datavinduer for modellerne. Tærskelvariablen er afgrænset til det anvendte datavindue frem for den fulde stikprøve (-180 til 180 dage), hvilket tydeliggør RD-estimatets lokale karakter. Datavinduet for fædre er ca. 17 dage større på hver side af tærsklen sammenlignet med mødre.

Samlet set finder jeg støtte til både hypotese H1a og H1b. Fædre omfattet af barselsreformen øger deres orlovsforbrug, mens mødre reducerer deres, hvilket er i overensstemmelse med de politiske målsætninger med reformen (Beskæftigelsesministeriet, 2021).

I de følgende afsnit nuancerer jeg denne konklusion ved at undersøge, hvornår ændringerne i orlov indtræffer. Figur 5.2 viser ændringer i fædres og mødres orlov i de første 15 måneder efter fødslen. Jeg estimerer de i alt 32 punktestimater med separate RD-modeller med hver sit MSE-optimale datavindue, hvilket er muligt pga. datasættets månedlige struktur. Robuste, bias-korrigerede konfidensintervaller omgiver punktestimaterne<sup>12</sup>. Hvis konfidensintervallet indeholder nul, er punktestimatet insignifikant. Tabel A4 i appendiks giver et samlet overblik over RD-estimater og modelinformation.

<sup>12</sup> De robust bias-korrigerede konfidensintervaller er ikke centreret omkring punktestimatet  $\hat{\tau}_{SRD}$ , men omkring et punkt-estimat korrigeret for den estimerede bias  $\hat{\tau}_{SRD} - \hat{B}$ . Derfor er konfidensintervallerne ikke nødvendigvis symmetriske omkring punktestimaterne i figuren (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 69–71).

**Figur 5.2:** Månedsbaserede RD-estimater for barselsreformens effekt på fædres og mødres orlov



Note: N varierer mellem 1.658 og 20.821 (se tabel A4 i appendiks for de enkelte modeller). Punkter angiver skarpe RD-estimater med 95 pct. robuste bias-korrigerede konfidensintervaller. Figuren viser RD-estimater for fædres og mødres månedlige antal orlovsdage i de første 15 måneder efter fødslen. Den stiplede lodrette linje markerer den maksimale periode for sammenhængende orlov. Figuren indeholder ikke information om selvbetalt orlov som f.eks. opsparet ferie.

Fortolkningen af et enkelt punkt er, hvordan barselsreformen har påvirket orlovsforbruget i en bestemt måned for enten fædre (blå) eller mødre (rød). Den stiplede lodrette linje angiver den maksimale periode for sammenhængende orlov, som forældrene grundet særlige forhold kan være undtaget fra. Figuren kan ses i sammenhæng med figur 3.2, som rent deskriptivt viser den underliggende fordeling af orlovsdage i samme periode.

Der er et tydeligt mønster i, hvornår reformen påvirker forældres orlov. Mødre i interventionsgruppen tager markant mindre orlov i måned 8 til 11 sammenlignet med kontrolgruppen (i gennemsnit 6,33 færre orlovsdage pr. måned), mens fædre i interventionsgruppen tager mere orlov i måned 7 til 10 sammenlignet med kontrolgruppen (i gennemsnit 3,35 flere orlovsdage pr. måned).

En undtagelse er fædres orlov i første måned. Her tager fædre i interventionsgruppen 4,70 færre orlovsdage end fædre i kontrolgruppen. En mulig forklaring er, at fædre prioriterer en længere sammenhængende orlovsperiode senere i barnets liv og derfor reducerer orloven i første måned eller anvender andre muligheder såsom opsparet ferie.

Samlet set indtræffer de største ændringer i orlov i de sidste måneder af den ordinære orlovspériode, frem mod at barnet fylder et år og typisk starter i institution. Dette mønster afspejler den deskriptive udvikling i figur 3.2, hvor mødres orlov falder fra omkring måned 8, samtidig med at fædres orlov stiger markant. Jeg vender tilbage til denne pointe om timing af orlov i diskussionen (kapitel 8).

## 5.2 Forældres relative orlovsmønstre

I dette afsnit undersøger jeg ændringer i forældres samlede orlov og forskel i orlov svarende til model 3 og 4 i tabel 5.1. Barselsreformen påvirker ikke forældres samlede orlov ( $p = 0,923$ ), hvorfor forældre i samme omfang som tidligere udnytter deres rettigheder til orlov med barselsdagpenge. Forskellen i orlov reduceres til gengæld med 28,25 dage ( $p < 0,001$ ), hvilket afspejler ændringerne i fædres og mødres orlov, som jeg præsenterede i foregående afsnit.

Forskellen i orlovsdage er for forældre i kontrolgruppen 142,50 dage, mens den for forældre i interventionsgruppen er 114,25 dage svarende til, at fædre før reformen tager ca. 14,19 pct. af den samlede orlov, mens fædre efter reformen tager ca. 21,17 pct. Selvom mødrerne fortsat tager markant mere orlov end fædre, er forskellen med reformen blevet reduceret med 19,82 pct. svarende til en standardiseret effektstørrelse på 0,30, hvilket betegnes som en lille til moderat effekt<sup>13</sup>.

Figur 5.3 viser RD-figurer for begge modeller. Panel a viser forældres samlede orlov. Der er ikke et spring mellem de lokale regressionslinjer, som fremstår tilnærmelsesvis forbundet med hinanden. Det afspejler at RD-estimatet på 0,85 dage er insignifikant. Uanset interventionsstatus tager forældre til sammen ca. 200 dages orlov svarende til 40 uger. Forskellen til de tilgængelige 48 uger kan forklares med, at stikprøven også omfatter forældre, der enten ikke er berettiget til barselsdagpenge eller fravælger at udnytte retten til orlov med barselsdagpenge.

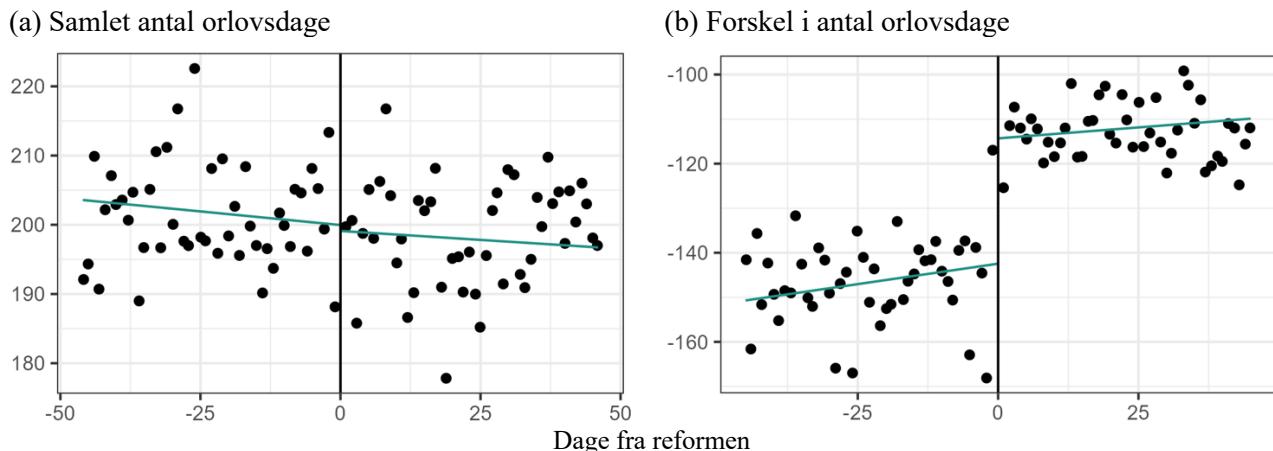
Panel b viser forskel i orlov, som har et markant spring i tærskelværdien, der igen afspejler den både signifikante og substantielle ændring i fordelingen af den samlede orlov blandt fædre og mødre.

Samlet set viser resultaterne, at kun fordelingen og ikke den samlede orlov for forældre har ændret sig efter barselsreformen. Børn, som er født efter reformens implementering den 2. august 2022 tilbringer med andre ord lige så lang tid hjemme med deres forældre som før reformen. De tilbringer nu blot en større del af tiden sammen med far frem for mor.

---

<sup>13</sup> Den standardiserede effektstørrelse udtrykker effekten relativt til variablenes standardafvigelse (se tabel 3.3) og udregnes som effekt / standardafvigelse, hvor værdier 0,2 betegner små, 0,5 moderate og 0,8 stærke effekter (Cohen, 1988).

**Figur 5.3:** RD-figurer for samlet orlov og forskel i orlov



Note: N = 15.040 for panel a og 14.723 for panel b. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Punkterne er lokale gennemsnit med n >100. Figurerne illustrerer skarpe RD-estimater for forældres samlede orlov (fars plus mors orlov) og forskel i orlov (fars minus mors orlov) svarende til model 3 og 4 i tabel 5.1. Diskontinuiteten ved tærsklen i panel b er signifikant ( $p<0,001$ ).

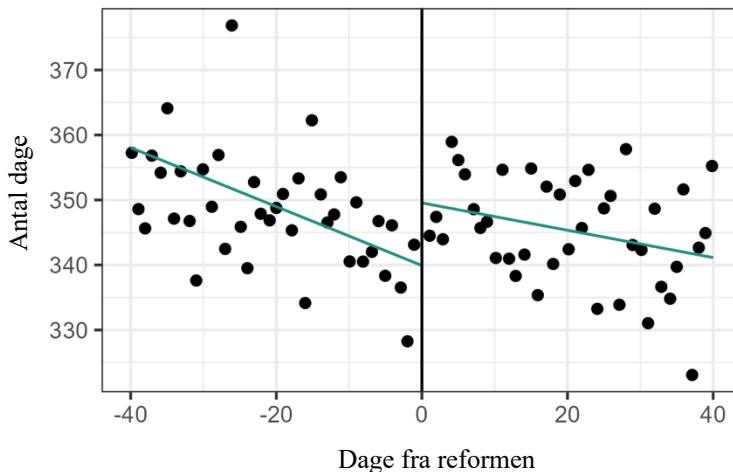
Udover at denne konklusion i sig selv er interessant, er det også en forudsætning for at anvende fuzzy RDD, da fravær af effekter på den samlede orlov sikrer, at instrumentet lever op til eksklusionsrestriktionen, mens en både substancial og signifikant effekt af reformen på forskel i orlov betyder, at instrumentets førstetested er stærkt (se afsnit 4.1.2).

### 5.3 Barnets institutionsstart

I dette afsnit undersøger jeg ændringer i barnets institutionsstart svarende til model 5 i tabel 5.1. Sammen med analysen af forældres samlede orlov i model 4 giver afsnittet et perspektiv på ikke-intenderede eller afledte effekter af reformen.

Der er en signifikant positiv effekt af reformen på institutionsstart. Børn starter i gennemsnit 9,53 dage senere i institution ( $p = 0,022$ ) svarende til knap halvanden uge. Børn i kontrolgruppen starter i kommunale eller selvejende dagtilbud når de i gennemsnit er 340 dage gamle, mens børn i interventionsgruppen starter lidt senere, når de er ca. 350 dage gamle svarende til en lille stigning på 2,80 pct. eller en lille standardiseret effektstørrelse på 0,09. Figur 5.4 illustrerer RD-estimatet for institutionsstart. Der er et mindre spring i tærskelværdien, som understøtter den formelle signifikanttest.

**Figur 5.4:** RD-figur for antal dage fra fødsel til institutionsstart



Note: N = 11.055. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Punkterne er lokale gennemsnit med n >100. Figuren illustrerer det skarpe RD-estimat for barnets institutionsstart svarende til model 5 i tabel 5.1. Diskontinuiteten ved tærsklen er signifikant ( $p<0,05$ ).

Op til reformen udtrykte forskellige aktører bekymring for, at børn ville starte tidligere i institution efter implementeringen af barselsreformen (se afsnit 3.1.2). Mine resultater indikerer det modsatte: Børn starter senere i institution efter de nye barselsregler.

Det betyder, at der ikke har været såkaldte perverse effekter af reformen forstået som negative afledte konsekvenser for børn. En mulig forklaring på, at forældres samlede orlov er uændret samtidig med, at børn starter senere i institution, kan være, at forældre tager mere selvbetalt orlov. Jeg vender tilbage til denne pointe, når jeg undersøger reformens effekt på mødres arbejdsmarkedsvARIABLE.

## 5.4 Opsamling på kapitlets resultater

Jeg har i dette kapitel undersøgt, hvordan barselsreformen påvirker forældres orlov.

Fædres samlede antal orlovsdage med barselsdagpenge stiger med lidt over 14 dage, mens mødres falder med knap 14 dage. Jeg finder derfor støtte til både hypotese H1a og H1b. De største forandringer i forældres orlov indtræffer i slutningen af den ordinære orlovsperiode, når barnet er omkring 8-10 måneder gammelt. Reformen ændrer ikke forældres samlede forbrug af orlovsdage med barselsdagpenge. Forskellen i orlov mellem fædre og mødre ændrede sig til gengæld med 28 dage, således at fædre efter reformen tager omkring 21 pct. af den samlede orlov.

Samtidig starter børn født efter reformen ca. halvanden uge senere i kommunale eller selvejende daginstitutioner sammenlignet med tidligere. Når børn starter senere i institution, samtidig med at forældres samlede orlov er uændret, kan det indikere, at forældrene i højere grad end før forlænger orlovsperioden med selvbetalt orlov som f.eks. opsparet ferie.

I det næste kapitel undersøger jeg, hvordan barselsreformen påvirker mødres arbejdsmarkedsvariable.

## 6. Barselreformens effekt på mødres arbejdsmarkedsværdier

I dette kapitel præsenterer jeg analyser af barselsreformens effekt på mødres arbejdsmarkedsværdier. Jeg undersøger, om barselsreformen har medført en stigning i mødres løn (H2a) samt en stigning i mødres arbejdstimer og beskæftigelse (H2b).

Jeg fokuserer i kapitlet primært på estimaterne for andet år efter fødslen, da det er udtryk for varige effekter af reformen. Estimaterne for de første 12 måneder efter fødslen er i højere grad udtryk for forbigående effekter af, at mødre i interventionsgruppen alt andet lige vender tilbage til arbejdsmarkedet og dermed modtager løn frem for barselsdagpenge, arbejder flere timer og oftere er i beskæftigelse (se afsnit 2.3).

Efter at have estimeret ITT-effekten af barselsreformen på mødres arbejdsmarkedsværdier undersøger jeg effekten af ændringer i behandlingsvariablen (forskel i orlov) med et fuzzy RDD. Det fuzzy RDD estimerer effekten blandt de mødre, for hvem forskellen i orlov ændres som følge af, at fædre tager mere orlov, og/eller mødre tager mindre. Jeg afslutter kapitlet ved at undersøge heterogene effekter af barselsreformen på mødres løn på tværs af to undergrupper: sektortilknytning og interne familiodynamikker, hvorefter jeg giver en kort opsamling på kapitlets resultater.

### 6.1 Barselsreformens effekt på mødres løn (H2a)

I dette afsnit undersøger jeg ændringer i mødres løn. Kapitel 5 viste, at barselsreformen har forkortet mødres samlede orlov og dermed deres arbejdsmarkedspause. Dette begrænser mødres tab af humankapital, som arbejdsmarkedspausen i forbindelse med barsel ellers er forbundet med. På den baggrund forventer jeg, at barselsreformen medfører en stigning i mødres løn.

Tabel 6.1 model 6 og 7 viser RD-estimater for mødres løn i første og andet år efter fødslen. Der er ikke signifikante effekter af reformen på mødres løn i hverken første eller andet år efter fødslen. For første år er RD-estimatet på 15.094,67 kr. ( $p = 0,097$ ), mens det for andet år er 10.835,21 kr. ( $p = 0,323$ ). P-værdierne for begge estimater ligger over det konventionelle 5 pct. niveau, og estimaterne er dermed statistisk set ikke forskellige fra nul.

Det understøttes af konfidensintervallerne, som i begge modeller spænder bredt over negative såvel som positive værdier. Der er med andre ord ikke forskel i løn mellem mødre, som føder før og efter implementeringen af barselsreformen. For mødre i både kontrol- og interventionsgruppen er den gennemsnitlige løn 234.118,91 kr. for første år og 334.122,64 kr. for andet år, hvilket afspejler lønnedgangen forbundet med barselsdagpenge inden for den ordinære orlovsperiode.

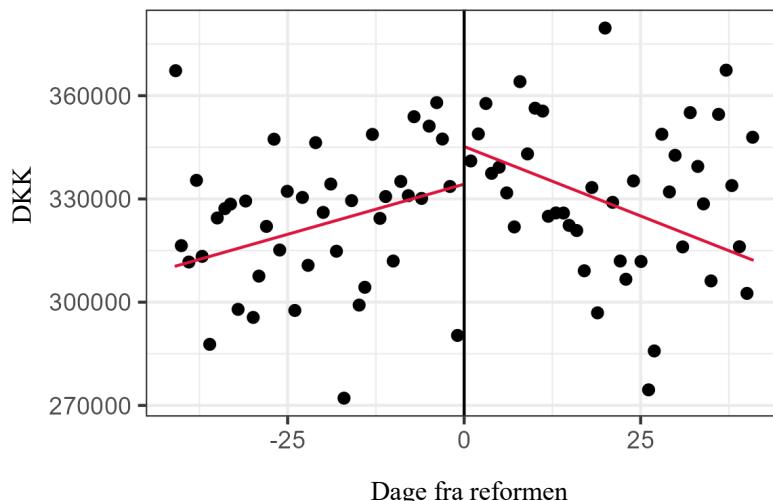
**Tabel 6.1:** Skarpe RD-estimater for barselsreformens effekt på mødres arbejdsmarkedsvariable

	Løn		Arbejdstimer		Beskæftigelse	
	(6) Første år	(7) Andet år	(8) Første år	(9) Andet år	(10) Første år	(11) Andet år
Estimat	15.904,67 <sup>†</sup> (9.303,11)	10.835,21 (11.610,90)	80,17** (29,85)	53,87 <sup>†</sup> (35,04)	4,57** (1,71)	1,34 (1,67)
Konfidensinterval	[-2.795,49; 33.672,01]	[-11.278,43; 34.235,46]	[26,23; 143,26]	[-5,84; 131,51]	[1,53; 8,23]	[-1,79; 4,76]
Basisgennemsnit	234.118,91	334.122,64	942,80	1.306,20	59,54	75,86
Datavidue	44	42	43	40	43	46
N	14.102	13.406	13.748	12.787	13.406	14.723

Note: N er det effektive antal observationer inden for hvert MSE-optimalt datavidue (N i stikprøven = 54.801). Basisgennemsnit angiver kontrolgruppens gennemsnit på variablen. 95 pct. konfidensintervaller og standardfejl angivet i parentes er robust bias-korrigerede. <sup>†</sup>p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Løn er inflationskorrigert DKK i juni 2025-priser (model 6 og 7). Arbejdstimer er antal timer indberettet af arbejdsgiveren (model 8 og 9). Beskæftigelse er andelen af måneder på et år, med mere end én times arbejde i pct. (model 10 og 11). Variablene er baseret på månedlige data og opgjort som første år og andet år efter fødslen hhv. måned 0–11 og 12–23 (fødselsmåned = 0).

Figur 6.1 viser RD-figuren for mødres løn i andet år svarende til model 7, mens figur A1 i appendiks viser RD-figuren for første år svarende til model 6. Figur 6.1 viser sammenhængen mellem tærskelvariablen (antal dage fra reformen) og den afhængige variabel (løn i DKK). Sammenlignet med de RD-figurene i kapitel 5, er der væsentligt mere variation i de lokale gennemsnit end tidligere.

**Figur 6.1:** RD-figur for mødres løn i andet år efter fødslen



Note: N = 13.406. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Punkterne er lokale gennemsnit med n > 100. Figuren illustrerer det skarpe RD-estimat for mødres løn i andet år svarende til model 7 i tabel 6.1. Diskontinuiteten ved tærsklen er ikke signifikant.

Det er ligeledes tydeligt, at hældningen på de lokale lineære regressionslinjer kan variere på hver side af tærskelværdien. For kontrolgruppen er hældning positiv (til venstre for tærskelværdien), mens den for interventionsgruppen er negativ (til højre for tærskelværdien). Der er fortsat en indikation af et spring ved tærskelværdien, hvilket afspejles i det positive estimat i tabel 6.1, men springet er ikke statistisk signifikant.

Datasættet indeholder oplysninger om løn frem til måned 29 efter fødslen. Jeg estimerer derfor yderligere effekten for de første seks måneder af det tredje år efter fødslen (måned 24–29) for at udnytte den tilgængelige tidshorisont (se tabel A5 i appendiks). Resultaterne ligger på linje med ovenstående, da estimatet for mødres løn er 5.256,87 kr. og insignifikant ( $p = 0,588$ ).

På baggrund heraf finder jeg ikke støtte til hypotese H2a: Barselsreformen medfører ikke en stigning i mødres løn. Det er dog vigtigt at understrege, at denne konklusion bygger på kortsigtede effekter af reformen. Der kan således enten være en effekt eller fortsat være fravær af effekt på langt sigt. Jeg vender tilbage til denne pointe i diskussionen (kapitel 8).

## 6.2 Barselsreformens effekt på mødres arbejdstimer og beskæftigelse (H2b)

I dette afsnit undersøger jeg ændringer i mødres arbejdstimer og beskæftigelse. Kapitel 5 viste, at barselsreformen har forlænget fædres samlede orlov. Når fædre holder længere orlov, opbygger de humankapital i hjemmet. Udligning af komparative fordele i hjemmet leder til en despecialisering af opgaver i hjemmet, hvilket påvirker beslutninger vedrørende f.eks. nedgang i arbejdstid. På den baggrund forventer jeg, at barselsreformen medfører en stigning i mødres arbejdstimer og beskæftigelse.

Tabel 6.1 viser RD-estimater for mødres arbejdstimer (model 8 og 9) og beskæftigelse (model 10 og 11). Jeg undersøger først effekten på mødres arbejdstimer.

Der er en signifikant effekt af reformen på mødres arbejdstimer for første år efter fødslen (model 8). Antallet af arbejdstimer stiger med ca. 80 timer ( $p<0,01$ ) svarende til lidt over to almindelige arbejdsugre på 37 timer. Mødre i kontrolgruppen arbejder i gennemsnit 943 timer pr. år, mens mødre i interventionsgruppen arbejder 1023 timer pr. år. Det svarer til en stigning på 8,50 pct eller en standardiseret effektstørrelse på 0,12, hvilket betegnes som en lille substantiel effekt.

For andet år er effekten på arbejdstimer insignifikant ( $p = 0,073$ ), hvilket betyder, at reformen ikke har påvirket mødres arbejdstimer efter den ordinære orlovsperiode. I det andet år arbejder mødre i både kontrol- og interventionsgruppen omkring 1.306 timer, hvilket er væsentligt flere timer end i første år, hvor perioder med orlov påvirker arbejdstiden.

I det næste afsnit undersøger jeg effekten på mødres beskæftigelse (model 10 og 11). Resultaterne er de samme som for arbejdstimer. Der er en signifikant effekt af reformen på mødres beskæftigelse for første år efter fødslen, men ingen effekt for andet år efter fødslen.

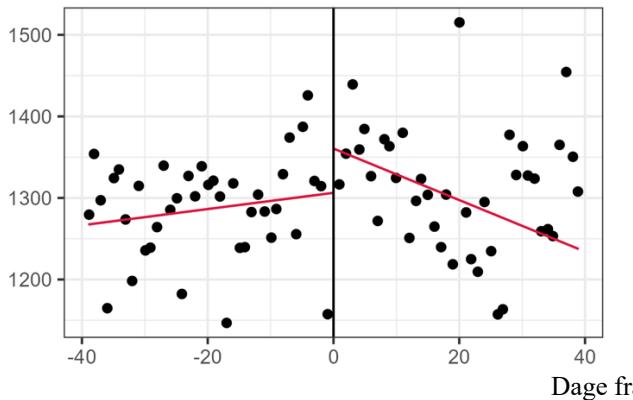
Nærmere betegnet er effekten det første år på 4,89 pct. point ( $p<0,01$ ). Mødre i kontrolgruppen er i beskæftigelse 59,54 pct. af året (ca. 7 ud 12 måneder), mens mødre i interventionsgruppen er i beskæftigelse ca. 64,11 pct. af året (ca. 7,5 ud af 12 måneder). Effekten svarer til ca. en halv måned eller en stigning på 8,37 pct., hvilket afspejler ændringerne i mødres arbejdstid for første år efter fødslen.

For andet år er effekten på beskæftigelse insignifikant ( $p = 0,374$ ), hvilket betyder, at reformen ikke har påvirket mødres beskæftigelse efter den ordinære orlovsperiode. Mødres beskæftigelse er ligesom mødres arbejdstimer markant højere andet år efter fødslen. Mødre er i gennemsnit beskæftiget 76 pct. af året svarende til ca. 9 ud af 12 måneder.

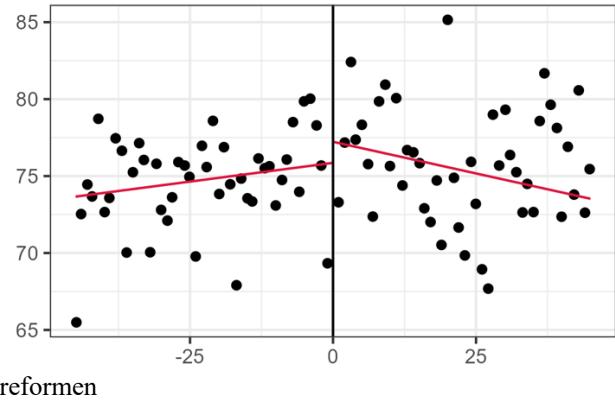
Figur 6.2 viser RD-figurer for hhv. arbejdstimer (panel a) og beskæftigelse (panel b) i andet år, mens figur A1 i appendiks viser RD-figurer for begge variable i første år.

**Figur 6.2:** RD-figurer for mødres arbejdstimer og beskæftigelse i andet år efter fødslen

(a) Arbejdstimer



(b) Beskæftigelse (pct.)



Note: N = 12.787 for panel a og 14.723 for panel b. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Punkterne er lokale gennemsnit med n >100. Figurerne illustrerer de skarpe RD-estimater for mødres arbejdstimer og beskæftigelse i andet år svarende til model 9 og 11 i tabel 6.1. Diskontinuiteten ved tærsklen er for begge figurer ikke signifikant.

Der er for begge figurer et mindre spring i tærskelværdien, hvilket afspejler de positive, men insignifikante RD-estimater på hhv. 53,87 timer og 1,34 pct. point. På baggrund heraf finder jeg ikke støtte til hypotese H2b: Barselsreformen medfører ikke en stigning i mødres arbejdstimer og beskæftigelse. Reformen øger kun mødres arbejdstimer og beskæftigelse inden for den ordinære orlovsperiode.

Jeg har ligesom for mødres løn undersøgt effekten for arbejdstimer og beskæftigelse for de første seks måneder af det tredje år (se tabel A5 i appendiks). For begge variable er estimaterne insignifikante. Estimatet for arbejdstimer er 24,42 timer ( $p = 0,134$ ), mens estimatet for beskæftigelse er 1,56 pct. point ( $p = 0,334$ ). Det understøtter ovenstående konklusion om, at barselsreformen ikke påvirker mødres arbejdstimer og beskæftigelse efter den ordinære orlovsperiode.

Som nævnt følger jeg anbefalingen fra Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020) om at estimere hver model med et individuelt MSE-optimalt datavindue. Ligesom med orlovsvariablene har jeg estimeret modellerne for arbejdsmarkedsvariable i tabel 6.1 med et gennemsnitligt datavindue for de seks modeller på 43 dage. For mødres løn og beskæftigelse ændrede det ikke på signifikansniveauer eller substantielle effektstørrelser. Estimatet for mødres arbejdstimer er ligeledes robust for første år, mens et estimat på 49,19 timer netop bliver signifikant i andet år med en p-værdi på 0,0493.

Effekten svarer til, at mødre arbejder ca. en time mere hver uge i andet år efter fødslen, hvilket indikerer delvis støtte til hypotese H2b. Jeg tester yderligere robustheden af analysens resultater i afsnit 7.2 og 7.3 for at undersøge, om de insignifikante effekter for mødres arbejdsmarkedsvariable i andet år kan forklares af modelspecifikationer og estimeringsvalg.

### 6.3 Heterogene effekter

Jeg finder overordnet set ikke effekter af barselsreformen på mødres arbejdsmarkedsvariable efter den ordinære orlovsperiode. I dette afsnit undersøger jeg, om de disse nulfund dækker over heterogene effekter på tværs af undergrupper. Formålet er at afdække, om reformen har haft betydning for specifikke grupper af mødre, som ikke nødvendigvis kommer til udtryk i den samlede reformeffekt.

Som jeg beskrev i afsnit 4.3.3 undersøger jeg, om estimaterne er forskellige på tværs af (1) sektortilknytning operationaliseret som privatansat, offentligt ansat eller arbejdsløs samt (2) interne familiedynamikker operationaliseret efter, om mødre har en højere eller lavere løn end fødre i året op til annonceringen af barselsreformen (hhv. egalitære eller traditionelle syn på kønsroller).

Tabel 6.2 viser RD-estimater for mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse andet år efter fødslen på tværs af undergrupper. For overblikkets skyld inkluderer jeg udelukkende effektestimatet og statistisk inferens i tabellen.

**Tabel 6.2:** Heterogene effekter for mødres arbejdsmarkedsvariable i andet år

	Løn	Arbejdstimer	Beskæftigelse	N
Sektor				
Offentlig	1.461,50	-8,30	-0,96	20.823
Privat	8.442,47	38,72	0,97	22.281
Arbejdsløs	37.693,90	143,93	5,21	11.697
Relativ løn				
Egalitær	10.049,13	22,73	-0,46	17.679
Traditionel	10.564,27	96,20 <sup>†</sup>	3,02	37.122

Note: N angiver det totale antal observationer i undergruppen. Estimaterne er baseret på samme estimeringsstrategi som i hovedanalysen. <sup>†</sup>p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Sektor angiver primære sektortilknytning i september 2021. Relativ løn er udregnet på baggrund af løn i året op til annonceringen af barselsreformen (september 2020 til september 2021). Løn er inflationskorrigert DKK i juni 2025-priser. Arbejdstimer er antal timer indberettet af arbejdsgiveren. Beskæftigelse er andelen af måneder på et år, med mere end én times arbejde i pct. Variablene er baseret på månedlige data og opgjort som andet år efter fødslen svarende til måned 12–23 (fødselsmåned = 0).

Effekten på mødres arbejdsmarkedsvariable er fortsat insignifikant for alle undergrupper, hvorfor de overordnede nulfund ikke kan forklares af heterogene effekter for de undergrupper, som jeg har undersøgt. Det samme gør sig gældende for de første seks måneder af tredje år.

For mødre, som har en lavere andel af forældrenes samlede løn op til annonceringen af reformen, er der dog en svag indikation af en potentiel effekt for arbejdstimer på 96,20 timer ( $p = 0,054$ ), hvilket er væsentligt højere end estimatet for hele stikprøven fra model 9 på 53,87 timer.

At der skulle være en effekt på arbejdstimer blandt mødre med traditionelle kønsroller og ikke blandt mødre med egalitære værdier, kan forklares med potentialet for forandring. Hvis mødre allerede har mere egalitære kønsroller, kan fordelingen af opgaver i hjemmet forventes at være mere ligelig uanset barselsreformen, hvilket begrænser reformens potentielle for forandring. Den mere traditionelle gruppe af mødre kan derfor betragtes som en *most likely case* for at observere effekter af reformen.

Estimatet er dog insignifikant, og jeg genfinder derfor resultaterne fra afsnit 6.1 og 6.2 på tværs af undergrupper: barselsreformen påvirker ikke mødres arbejdsmarkedsvariable efter den ordinære orlovperiode. Hverken samlet set eller i de undergrupper, som jeg undersøger.

Jeg vender tilbage til andre mulige forklaringer på fravær af effekter på mødres arbejdsmarkedsvariable i diskussionen (kapitel 8).

## 6.4 Fuzzy RD-estimater

I dette afsnit undersøger jeg ændringer i mødres arbejdsmarkedsvariable med et fuzzy RDD. Det skarpe RDD estimerer ITT-effekten af at være omfattet af barselsreformen, mens det fuzzy RDD estimerer effekten blandt mødre, for hvem forskellen i orlov mellem forældre ændrer sig. Afsnittet kombinerer således resultaterne fra kapitel 5 med resultaterne fra kapitel 6 ved at skalere ITT-effekten med reformens effekt på forskel i orlov.

Tabel 6.3 viser fuzzy RD-estimater for mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse i det første og andet år efter fødslen. Det fuzzy RD-estimat er effekten på mødres arbejdsmarkedsvariable, når forskel i orlov reduceres med én dag uanset, om det skyldes ændringer i mødres eller fædres orlov.

Modellerne i tabel 6.3 estimeres ligesom tidligere med individuelle MSE-optimale datavinduer. Jeg inkluderer derfor instrumentets førstede i tabellen for at sikre, at de nye datavinduer ikke ændrer konklusionen fra afsnit 5.2 om et både signifikant og substantielt førstede. For alle seks modeller er førstedeleddet fortsat statistisk signifikant med substantielle effektstørrelser ( $p < 0,001$ ).

For det andet år efter fødslen er der fortsat ikke signifikante effekter af reformen på mødres løn, arbejdstimer eller beskæftigelse (model 13, 15 og 17). RD-estimaterne udgør henholdsvis 326,24 kr. ( $p = 0,212$ ), 1,07 timer ( $p = 0,247$ ) og 0,03 procentpoint ( $p = 0,592$ ). Samme resultat gælder i de første seks måneder af tredje år (se tabel A5 i appendiks).

**Tabel 6.3:** Fuzzy RD-estimater for barselsreformens effekt på mødres arbejdsmarkedsvariable

	Løn		Arbejdstimer		Beskæftigelse	
	(12) Første år	(13) Andet år	(14) Første år	(15) Andet år	(16) Første år	(17) Andet år
Estimat	543,04*	326,24	2,39*	1,07	0,14*	0,03
	(255,88)	(311,76)	(0,96)	(0,97)	(0,06)	(0,05)
Konfidensinterval	[88,59; 1.091,64]	[-221,67; 1.000,39]	[0,58; 4,34]	[-0,77; 3,01]	[0,02; 0,26]	[-0,07; 0,12]
Basisgennemsnit	229.191,79	328.932,04	937,14	1.301,99	59,47	75,79
Førstested	30,16***	30,06***	29,64***	29,95***	28,89***	29,89***
Datavindue	70	66	58	64	51	62
N	22.376	21.116	18.633	20.492	16.376	19.879

Note: N er det effektive antal observationer inden for hvert MSE-optimalt datavindue (N i stikprøven = 54.801). Basisgennemsnit angiver kontrolgruppens gennemsnit på variablen. 95 pct. konfidensintervaller og standardfejл angivet i parentes er robust bias-korrigerede. †p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Førstestedet angiver instrumentets effekt på behandlingsvariablen forskel i orlov (fars minus mors orlov). Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Løn er inflationskorrigeret DKK i juni 2025-priser (model 12 og 13). Arbejdstimer er antal timer indberettet af arbejdsgiveren (model 14 og 15). Beskæftigelse er andelen af måneder på et år, med mere end én times arbejde i pct. (model 16 og 17). Variablene er baseret på månedlige data og opgjort som første år og andet år efter fødslen hhv. måned 0–11 og 12–23 (fødselsmåned = 0). Koefficienten fortolkes som ændring i mødres arbejdsmarkedsvariable, når forskel i orlov reduceres med én dag.

For det første år efter fødslen er der til gengæld signifikante effekter på alle tre arbejdsmarkedsvariable. For hver dag forskellen i orlov reduceres, stiger mødres løn med 543,04 kr., arbejdstiden med 2,39 timer og beskæftigelsen med 0,14 procentpoint pr. år (for alle koefficienter er  $p < 0,05$ ).

Modsat det skarpe RD-estimat, er det fuzzy RD-estimat for mødres løn signifikant i første år (model 6 vs. 12). En mulig forklaring herpå er det meget stærke førstelæd, kombineret med at ITT-effekten for mødres løn er signifikant på 10 pct. niveau ( $p = 0,097$ ). Forskellen kan dog også indikere, at estimatorne er følsomme over for valget af datavindue. I model 6 estimerer jeg ITT-effekten med et datavindue på 44, mens jeg i model 12 anvender et datavindue på 70. Jeg gennemfører derfor robusthedsanalyser for datavinduets størrelse i afsnit 7.2.

Selvom effekterne på arbejdsmarkedsvariable efter den ordinære orlovsperiode er de mest interessante, da de er udtryk for varige effekter af barselsreformen, fortolker jeg i de følgende afsnit kort koefficienternes effektstørrelse i det første år efter fødslen (model 12, 14 og 16).

Når forskel i orlov reduceres med én dag, stiger mødres løn med 543,04 kr. om året. Med førstelæddet på 30,16 dage svarer det til en reformeffekt på 16.378,09 kr. eller en stigning på 7,15 pct.

Fædre tager i gennemsnit ca. 28 dages orlov før reformen. Under fuld efterlevelse af øremærkningen i reformen øges fædres orlovsforbrug til 55 dage, hvilket reducerer forskellen i orlov med 54 dage (27 dage mere for fædre og 27 dage mindre for mødre). Det resulterer i en lønstigning på 29.324,16 kr. for mødre svarende til en stigning på 13,32 pct. eller omrent én ekstra månedsløn. Til sammenligning ligger de estimerede effekter på løn af et ekstra års uddannelse typisk mellem 5 og 10 pct. (Cahuc, Carcillo og Zylberberg, 2014).

Når forskellen i orlov reduceres med én dag, stiger mødres arbejdstimer med 2,39 timer om året svarende til en ekstra arbejdsdag, når forskellen i orlov reduceres med tre dage (f.eks. ved at fædre tager to dage mere og mødre en dag mindre). Samtidig stiger mødres beskæftigelse med 0,14 pct. point om året. Med samme eksempel som ovenstående, arbejder mødre dermed ca. 129 timer mere, og deres beskæftigelse stiger med 7,56 pct. point. Det svarer til, at mødre arbejder og er beskæftigede ca. 3,5 uger mere i det første år efter fødslen.

I Canada finder Patnaik (2019: 1036) over fire år en effekt på mødres arbejdstimer og beskæftigelse på hhv. 60,15 timer og 4,6 pct. point. Samtidig blev forskellen i orlov reduceret med lidt over fem uger svarende til 26 orlovsdage. En reduktion på 26 dage svarer med de fuzzy RD-estimater fra tabel 6.3 til en stigning på hhv. 62,14 timer og 3,64 pct. point. Effekterne af barselsreformen på mødres

arbejdstimer i det første år efter fødslen svarer dermed til størrelsen på den varige effekt, som Patnaik (2019) identificerer, mens effekten på beskæftigelse er en smule lavere (ca. et pct. point).

Selvom effektstørrelserne for første år kan sammenlignes med andre resultater i litteraturen, har reformen ikke en effekt på mødres arbejdsmarkedsvariable i andet år efter den ordinære orlovsperiode.

Resultaterne fra det fuzzy RDD kan derfor primært bruges til at forstå størrelsen på de forbigående effekter af øremærket fædreorlov inden for den ordinære orlovsperiode. Selvom effekterne er forbigående, kan de fortsat have stor betydning for mødre på langt sigt f.eks. i relation til størrelsen på deres pensionsopsparing (Beskæftigelsesministeriet, 2024: 13).

## 6.5 Opsamling på kapitlets resultater

Jeg har i dette kapitel undersøgt, hvordan barselsreformen påvirker mødres arbejdsmarkedsvariable inden for og efter den ordinære orlovsperiode.

Der er ingen effekter af reformen efter den ordinære orlovsperiode på hverken løn, arbejdstimer eller beskæftigelse, og jeg finder derfor hverken støtte til hypotese H2a eller H2b. En heterogenitetsanalyse baseret på sektortilknytning og interne familiodynamikker understøtter denne konklusion, da der fortsat er insignifikante effekter på mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse på tværs af undergrupper.

Inden for den ordinære orlovsperiode påvirker barselsreformen mødres arbejdstimer og beskæftigelse. Mødre omfattet af reformen arbejder to fulde arbejdsuger mere og er ca. en halv måned mere i beskæftigelse i løbet af første år efter fødslen. Der er desuden indikationer på, at mødres løn i det første år er steget med ca. syv pct., da det fuzzy RD-estimat for mødres løn er signifikant.

Konklusionerne om mødres arbejdsmarkedsvariable bygger på kortsigtede effekter af reformen. Jeg vender tilbage til denne pointe i specialelets diskussion (kapitel 8). I næste kapitel undersøger robustheden af resultaterne fra både kapitel 5 og 6.

## 7. Robusthedsanalyse

I dette kapitel undersøger jeg robustheden af specialets resultater. Først præsenterer jeg yderligere to validitetstests, som sandsynliggør kontinuitetsantagelsen i designet. Derefter præsenterer jeg robusthedsanalyser for de tre estimeringsvalg: funktionel form, datavindue og kernelfunktion. Afslutningsvist undersøger jeg robustheden af operationaliseringen af mødres løn.

### 7.1 Validitetstests af kontinuitetsantagelsen

I dette afsnit tester jeg to empiriske implikationer af kontinuitetsantagelsen gennem (1) estimering med placebotærskelværdier og (2) eksklusion af observationer tæt på tærskelværdien (Donut RDD). I begge validitetstests anvender jeg behandlingsvariablen fra det fuzzy RDD (forskel i orlov). Variablen er relateret til ændring i både fædres og mødres orlov. Hvis forskningsdesignet ikke er validt for denne centrale behandlingsvariabel, udgør det en stærk indikation på udfordringer med den interne validitet i forskningsdesignet.

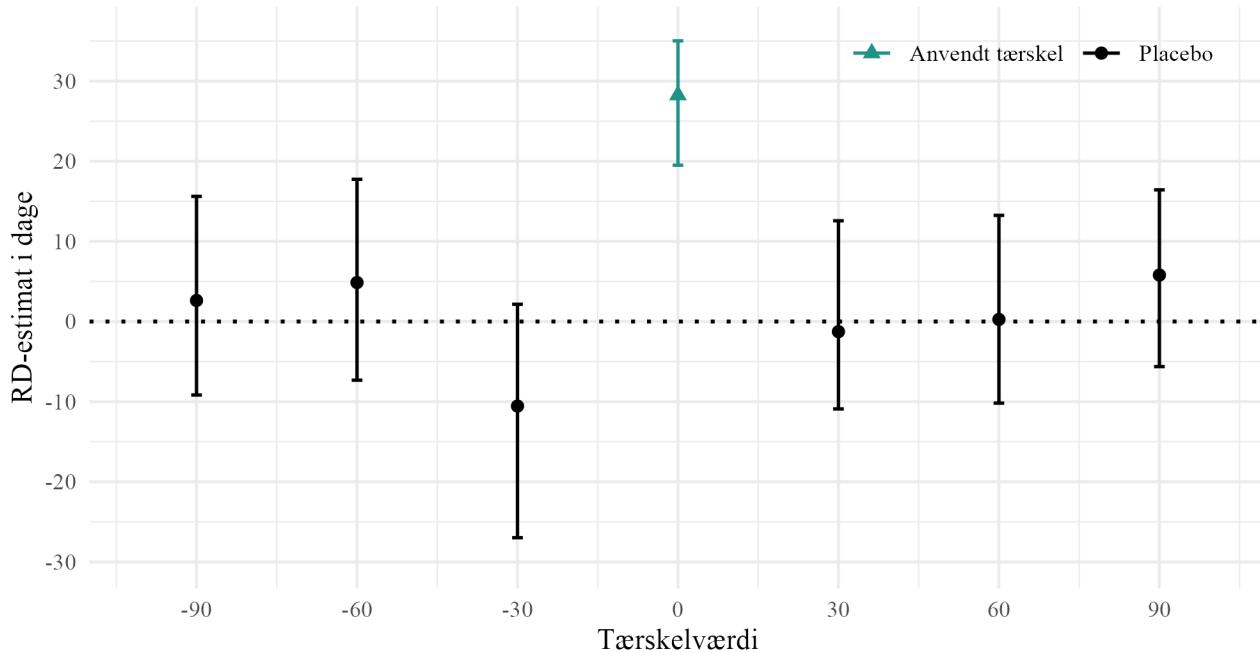
(1) Ideen bag placebotærskler bygger på kontinuitetsantagelsen: Hvis udfald er kontinuerte ved den sande tærskel i fravær af intervention, bør de også være kontinuerte ved kunstige tærskler uden reel intervention. Tilstedeværelsen af diskontinuiteter ved placebotærskler indikerer dermed udfordringer med den interne validitet i forskningsdesignet (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 100). Jeg forventer med andre ord insignifikante effekter af reformen ved placebotærskler.

Jeg anvender samme modelspecifikation som i analysen. For at undgå at reelle interventionseffekter kontaminerer resultaterne, estimeres placebotærskler efter implementeringsdatoen ( $tærskelværdi > 0$ ) med observationer fra interventionsgruppen, mens placebotærskler før implementeringsdatoen estimeres med kontrolgruppen ( $tærskelværdier < 0$ ) jf. Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020: 101). Baseret på de andre empiriske studier fra tabel 2.1 anvender jeg månedsbaserede placebotærskler:  $\pm 30, 60$  og 90 dage fra den sande tærskelværdi (se f.eks. Avdic og Karimi, 2018: 297).

Figur 7.1 viser RD-estimater med 95 pct. robust bias-korrigerede konfidensintervaller for den sande tærskelværdi og seks placebotærskler. Alle konfidensintervaller for placebotærskler indeholder nul, hvilket betyder, at de er insignifikante (placebotærsklen 30 dage før reformen har  $p = 0,095$ ).

Resultaterne giver dermed ikke anledning til at afvise antagelsen om kontinuitet. Regressionstabellen fremgår af tabel A6 i appendiks.

**Figur 7.1:** RD-estimater med placebotærskelværdier



Note: N fremgår af tabel A6. Figuren viser RD-punktestimater og 95 pct. robust bias-korrigerede konfidensintervaller. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Forskel i orlov er fars minus mors orlov. De insignifikante punktestimater for placebotærskler understøtter kontinuitetsantagelsen.

(2) I et donut RDD ekskluderes observationer tæt på tærsklen (deraf navnet), hvorefter effekten af interventionen estimeres igen. Hvis der er forekommet præcis sortering omkring tærskelværdien, kan signifikante resultater være drevet af systematiske forskelle i observationer tæt på tærskelværdien. I specialets kontekst, kan det relatere sig til særlige tilfælde, hvor mødre f.eks. ikke møder op til et planlagt kejsersnit eller vælger tid til kejsersnit ud fra reformens implementeringsdato.

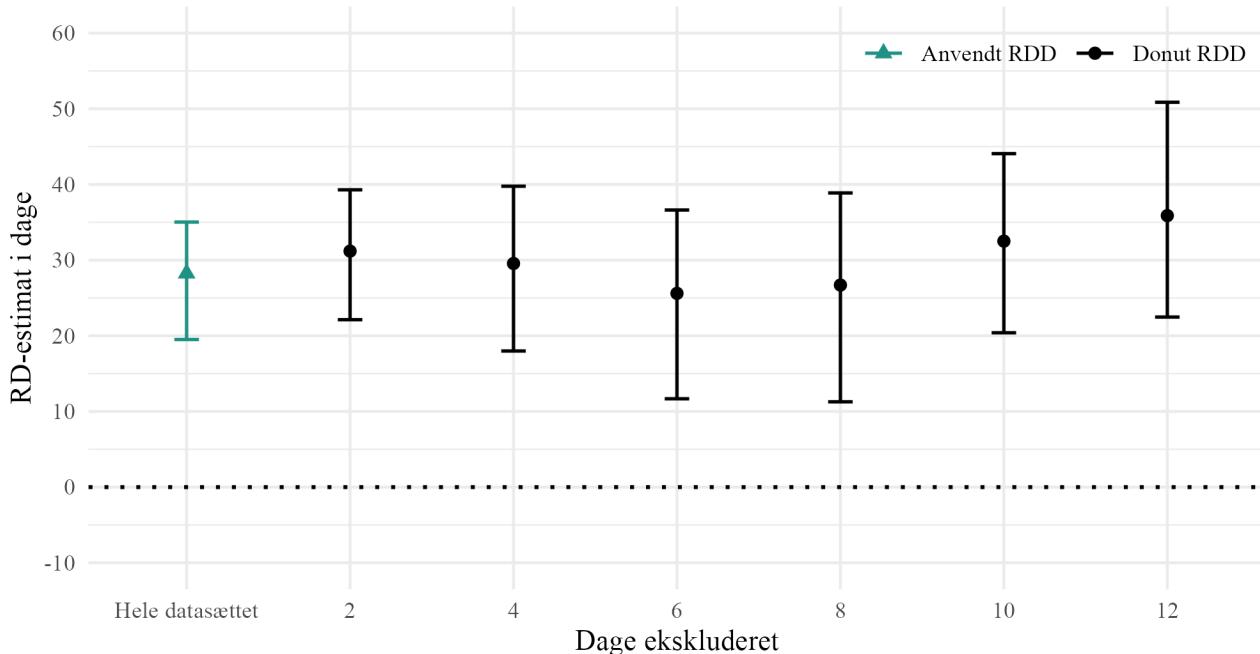
Hvis effekten i donut RDD er insignifikant, er det tegn på, at kontinuitetsantagelsen ikke er opfyldt. Det er desuden en relevant robusthedsanalyse i sig selv, da observationer tæt på tærskelværdien vægter tungest i estimation med triangulær kernelfunktion (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 104–105). Jeg forventer med andre ord signifikante effekter af reformen i de seks donut RDD.

Jeg anvender samme modelspecifikation som i analysen. Jeg estimerer seks modeller, hvor hhv. to, fire, seks, otte, ti og tolv dage på hver side af tærskelværdien ekskluderes, da det i Danmark anbefales, at man sættes i gang senest 14 dage over termin (Patienthåndbogen, 2023). Som eksempel ekskluderes børn født mellem d. 23. juli og 11. august 2022 i donut RDD med eksklusion af ti dage.

Figur 7.2 viser RD-estimater med 95 pct. robust bias-korrigerede konfidensintervaller for hele data-sættet og de seks donut RDD. Alle modeller er statistisk signifikante ( $p < 0,001$ ). Estimaterne ligger

mellem 25,60 og 35,88 dage, hvilket er afvigelser på maksimalt 27 pct ift. det fulde datasæt. Omsat til standardiserede effektstørrelser er forskellen højest 0,08, hvilket er en meget lille forskel.

**Figur 7.2:** RD-estimater med seks forskellige donut RDD



Note: N fremgår af tabel A7. Figuren viser RD-punktestimater og 95 pct. robust bias-korrigerede konfidensintervaller. Modellejerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Forskel i orlov er fars minus mors orlov. De signifikante punktestimater for donut RDD understøtter kontinuitetsantagelsen.

Resultaterne er robuste over for eksklusion af observationer tæt på tærskelværdien. Der er derfor ikke grundlag for at afvise kontinuitetsantagelsen. Regressionstabellen fremgår af tabel A7 i appendiks.

Samlet set understøtter de to validitetstests den foreløbige konklusion fra afsnit 4.2.2. Test af kontinuitetsantagelsens empiriske implikationer giver troværdige indikationer på, at antagelsen om kontinuitet kan opretholdes. Det peger på, at forskningsdesignet samlet set har høj intern validitet.

## 7.2 Robusthed af estimeringsvalg

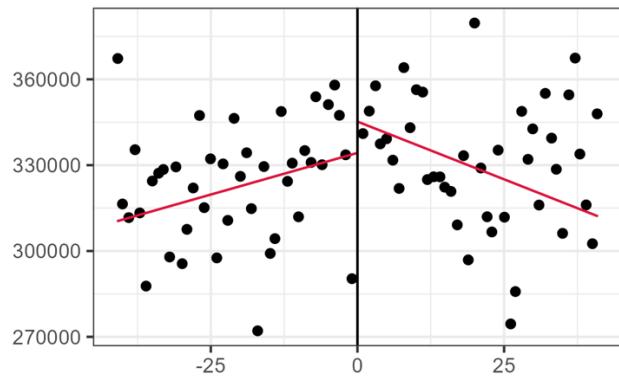
I dette afsnit præsenterer jeg robusthedsanalyser for de estimeringsvalg, som jeg argumenterede for i afsnit 4.3.2. Selvom jeg følger RDD-litteraturens anbefalinger, er det fortsat relevant at undersøge, om resultaterne er sensitive over for (1) inklusion af højereordenspolynomier i den lokale regression, (2) størrelsen af datavinduet samt (3) vægtning af observationer i det anvendte datavindue.

Jeg præsenterer først robusthedsanalyser for mødres løn i andet år efter fødslen. Derefter præsenterer jeg et samlet overblik over robustheden af både orlovs- og arbejdsmarkedsvariablene.

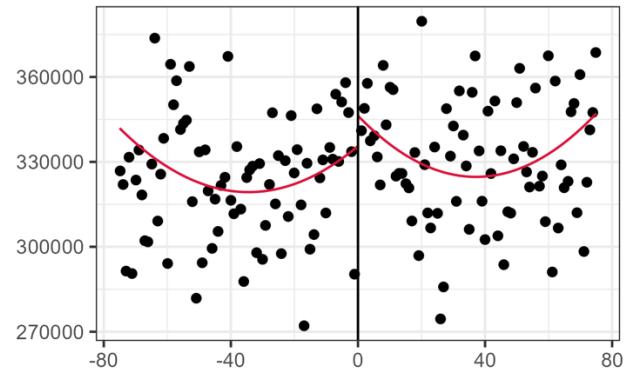
(1) Selv hvis den underliggende sammenhæng ikke er lineær, vil sammenhængen være approksimativt lineær inden for et tilstrækkeligt smalt datavindue. Desto større datavindue, desto mindre pålidelig en approksimation (Lee og Lemieux, 2010: 320). Da størrelsen på datavinduerne i model 1 til 17 svinger mellem 40 og 70 dage, estimerer jeg derfor modellerne med anden-, tredje- og fjerdegradspolynomier. Figur 7.3 viser RD-figurer for den lineære regression samt tre alternative polynomier.

**Figur 7.3:** RD-figurer anvendt og tre alternative polynomielle regressioner

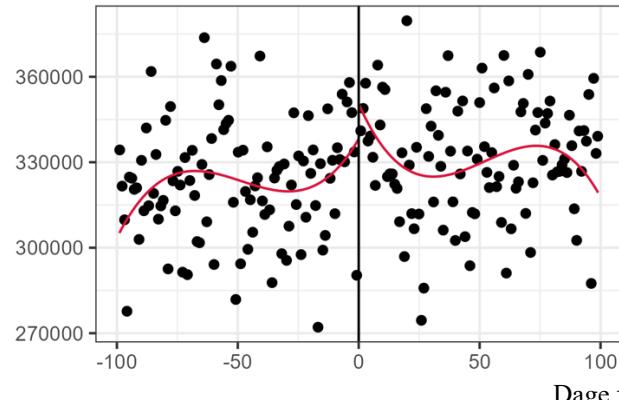
(a) Lineær regression (anvendt model)



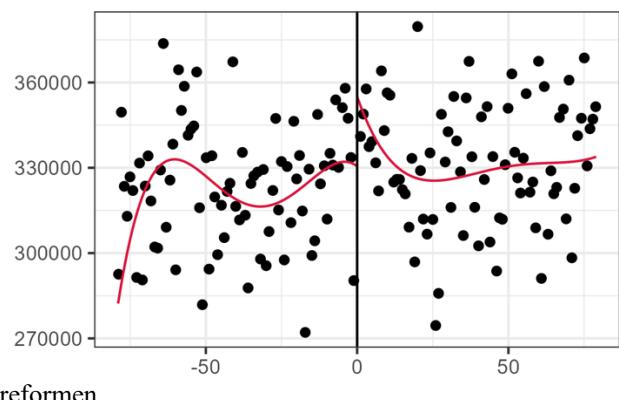
(b) Andengradspolynomie



(c) Tredjegradspolynomie



(d) Fjerdegradspolynomie



Note: N = 13.406 for panel a, 24.186 for panel b, 31.323 for panel c og 25.416 for panel d. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Punkterne er lokale gennemsnit med n >100. Figurerne illustrerer skarpe RD-estimater for mødres løn i andet år. Diskontinuiteten ved tærsken er ikke signifikant i alle paneler.

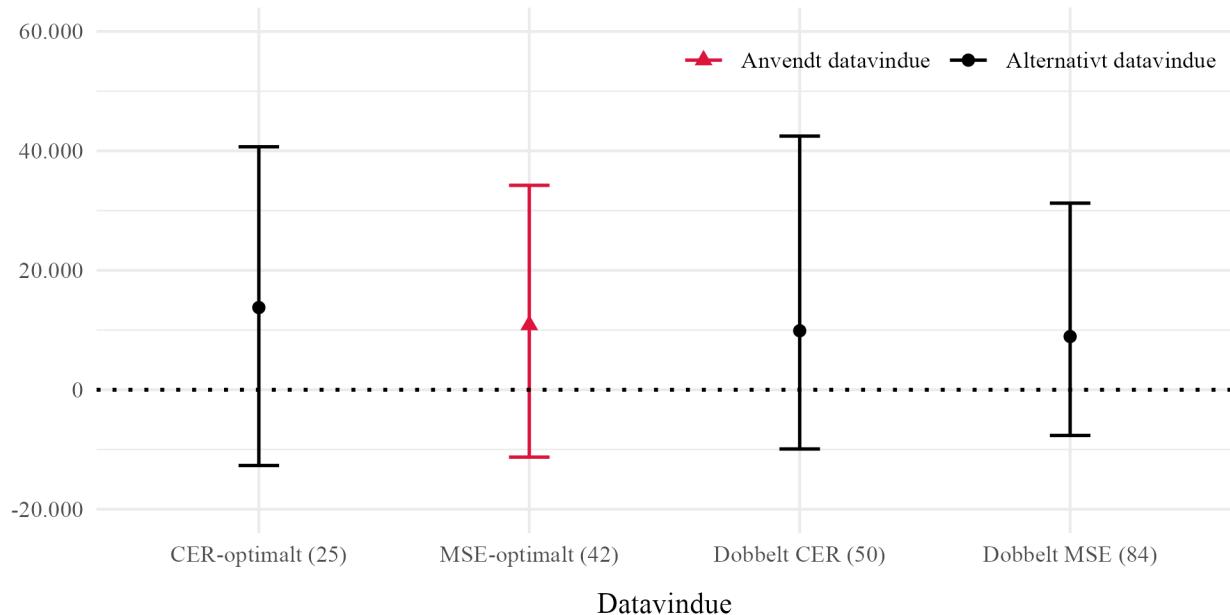
RD-estimaterne for de tre alternative modeller i panel b, c og d er fortsat insignifikante. Estimatelet for mødres løn i andet år er dermed robust over for valg af funktionel form.

(2) Udeover det gennemsnitlige datavindue for orlovsvvariable og arbejdsmarkedsvariable undersøger jeg estimaternes sensitivitet over for forskellige typer af optimale datavinduer og størrelser. Jeg følger fremgangsmåden i Cattaneo, Idrobo og Titiunik (2020: 107). Jeg estimerer effekten med CER-

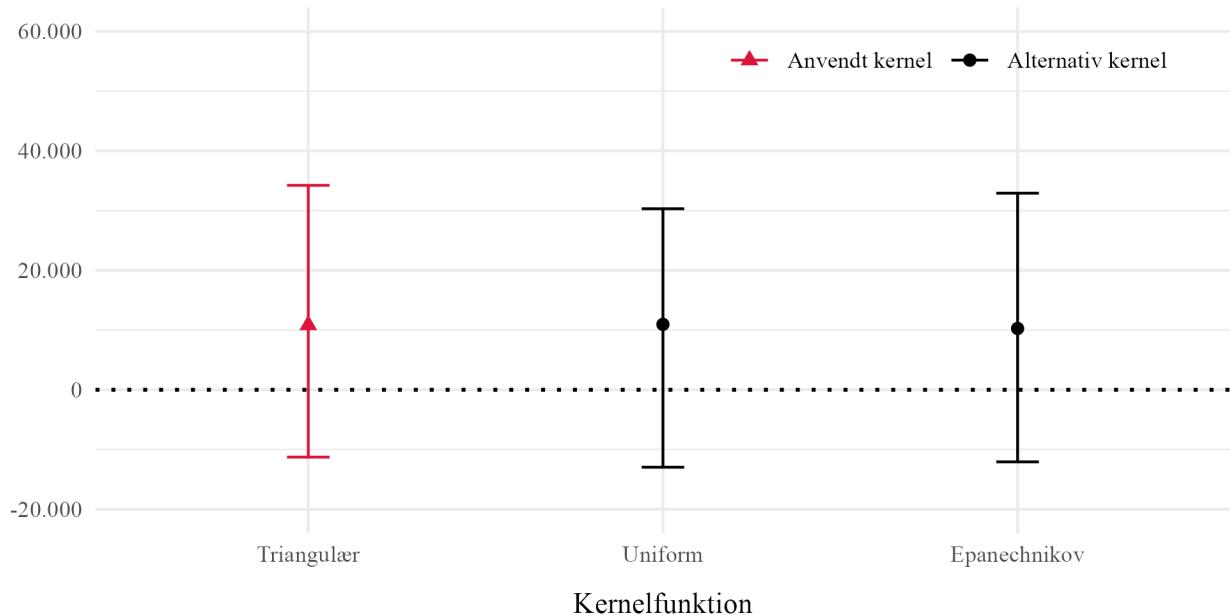
optimale vinduer (eng. *coverage error rate*-optimal), som optimerer konfidensintervallerne frem for at minimere MSE, samt større datavinduer svarende til dobbelte MSE- og CER-optimale vinduer. Resultaterne fremgår af figur 7.4 panel a.

**Figur 7.4:** RD-estimater for mødres løn i andet år med alternative datavinduer og kernelfunktioner

(a) RD-estimat i DKK med forskellige datavinduer



(b) RD-estimat i DKK med forskellige kernelfunktioner



Note: Figuren viser RD-punkttestimater og 95 pct. robust bias-korrigerede konfidensintervaller. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression. Panel a er estimeret med triangulær kernelfunktion, mens panel b er estimeret med MSE-optimale datavinduer. De insignifikante punktestimater for forskellige datavinduer og kernelfunktioner viser, at mødres løn i andet år er robust over for estimeringsvalg.

Det CER-optimale datavindue er på 25 dage, hvilket er væsentligt mindre end det anvendte MSE-optimale datavindue på 42 dage. RD-estimaterne er for alle tre alternative datavinduer fortsat insignifikant. Mødres løn for andet år er dermed også robust over for størrelsen af datavinduet.

(3) Afslutningsvist undersøger jeg robustheden over for valg af kernelfunktion. Som nævnt i afsnit 4.3.2 er alternativer enten en uniform kernelfunktion (observation indgår med samme vægt) eller en Epanechnikov kernelfunktion (observationer indgår med kvadratisk aftagende vægt). Resultaterne fremgår af panel b i figur 7.4. De tre modeller er tæt på identiske. Effekten er fortsat insignifikant, mens punktestimaterne for uniform og Epanechnikov kernelfunktion afviger med hhv. 110 og 575 kr. fra den triangulære kernelfunktion, hvilket svarer til afvigelser på under fem pct.

Samlet set viser ovenstående analyser, at estimatet for mødres løn i andet år er robust på tværs af de tre estimeringsvalg vedrørende funktionel form, datavindue og kernelfunktion.

Jeg har gentaget disse tre robusthedsanalyser for alle orlovs- og arbejdsmarkedsvariable i tabel 5.1 og 6.1. Et samlet overblik fremgår af tabel 7.1. For hver variabel udfører jeg otte robusthedsanalyser (tre forskellige polynomier, tre alternative datavinduer og to alternative kernelfunktioner). Hvis signifikansniveauet er uændret og estimatets størrelse ændres med mindre end 15 pct., anser jeg variablen som robust (markeret med grå i tabellen). I de følgende afsnit kommenterer jeg på resultaterne.

Størrelsen på RD-estimatet for mødres orlov falder til ca. 11 dage ved inklusion af tredje- og fjerdegradspolynomier, men er fortsat signifikant. Tilsvarende falder effektstørrelsen for forskel i orlov til 24 dage ved inklusion af et fjerdegradspolynomie. Fædres orlov og samlet orlov er begge robuste.

Estimatet for institutionsstart varierer på tværs af robusthedsanalyserne og er dermed ikke robust. Effekten er stærkere under visse specifikationer, men bliver insignifikant ved alternative valg af funktionel form og kernelfunktion. Da institutionsstart ikke spiller en central rolle for specialets hovedkonklusion, har den manglende robusthed begrænset betydning for specialets hovedkonklusioner.

For mødres løn finder jeg en signifikant effekt på 15.515,09 kr. i ét enkelt af tre alternative datavinduer svarende til størrelsen på det fuzzy RD-estimat i model 12 i tabel 6.3. Effekten opstår ved anvendelse af et CER-optimalt datavindue på 26 dage frem for det MSE-optimale vindue på 44 dage. Estimaterne for mødres løn i første og andet år er derudover robuste. I en anden robusthedstest frasorterer jeg mødre, hvis løn ligger over den 99. centril. Estimaterne er fortsat insignifikante for både første og andet år. Estimaterne dermed robuste over for eksklusion af ekstreme værdier.

**Tabel 7.1:** Oversigt over robusthedsanalyser for orlov- og arbejdsmarkedsvariable (gråt felt = robust variabel)

Variabel	Funktionel form	Datavindue	Kernelfunktion
Orlov (far)	–	–	–
Orlov (mor)	Effekten er 20 pct. mindre med tredje- og fjerdegradspolynomie	Effekten er 17 pct. mindre med dobbelt MSE-optimalt datavindue	–
Samlet orlov	–	–	–
Forskel	Effekten falder med 18 pct. med fjerdegradspolynomie.	–	–
Institutionsstart	Insignifikant effekt ved fjerdegradspolynomie, mens effekten er 20 pct. større med tredjegrads-polynomie.	Effektstørrelsen halveres med CER-optimalt datavindue, men er 26 pct. større med dobbelt MSE-optimalt datavindue.	Insignifikant effekt ved uniform kernel-funktion.
Løn (første år)	–	Signifikant effekt på 15.515,09 kr. med dobbelt MSE-optimalt datavindue.	–
Løn (andet år)	–	–	–
Arbejdstimer (første år)	Effekten er 24 pct. større med tredje- og fjerdegradspolynomie.	–	–
Arbejdstimer (andet år)	Signifikant effekt på 71,70 timer med andengradspolynomie.	Signifikant effekt på 45,28 timer med dobbelt CER datavindue.	–
Beskæftigelse (første år)	Effekten stiger med ca. 40 pct. for alle tre alternative polynomier.	–	Insignifikant effekt ved uniform kernel-funktion.
Beskæftigelse (andet år)	–	–	–

Note: Tabellen viser robusthedsanalyser for tabel 5.1 og 6.1. En robust variabel defineres som uændret signifikansniveau og en maksimal ændring i estimatets størrelse på 15 pct. Funktionel form omfatter estimation med anden-, tredje- og fjerdegradspolynomier. Datavindue omfatter estimation med CER-optimalt og doblette datavinduer, mens kernelfunktion omfatter alternative vægtninger af observationer med uniform og Epanechnikov kernelfunktion.

Estimatet for arbejdstimer første år er overordnet set robust. For andet år fremkommer der signifikante effekter på hhv. ca. 72 og 46 timer med et andengradspolynomium og et dobbelt CER-optimalt data-vindue. Dette kan ses i sammenhæng med at estimatet i tabel 6.1 havde en p-værdi på 0,073. Estimatet for beskæftigelse i første år er følsomt over for alle tre alternative polynomier og bliver insignifikant ved anvendelse af en uniform kernelfunktion. Beskæftigelse i andet år er derimod robust.

Samlet set er de fire orlovsvariable for fædres og mødres orlov stabile på tværs af estimeringsvalg. Estimaterne for mødres løn og beskæftigelse i andet år efter fødslen er ligeledes robuste, mens estimatet for arbejdstimer bliver signifikant under enkelte variationer i funktionel form og data-vindue. De centrale estimerater, som ligger til grund for specialets hovedkonklusion, er derfor overordnet set robuste over for de tre estimeringsvalg.

### 7.3 Operationalisering af løn

I dette afsnit undersøger jeg robustheden af operationaliseringen af mødres løn. (1) Først estimerer jeg effekten ved at bruge et kalenderbaseret og bredere indkomstmål, hvorefter jeg (2) operationaliserer løn som mødres andel af forældrenes samlede løn, hvilket afspejler metoden i Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019).

(1) Selvom jeg har argumenteret for, at den månedsbaserede operationalisering af løn giver et ensartet sammenligningsgrundlag på tværs af mødre, er det fortsat relevant at undersøge robustheden af dette mål. Ved at afprøve alternative operationaliseringer af løn kan jeg vurdere, om resultaterne er følsomme over for mine valg i datakonstruktionen, hvilket styrker målingsvaliditeten og dermed den eksterne validitet af studiet (Mutz, 2011: 149).

Jeg estimerer model 6 og 7 fra tabel 6.1 med variablen erhvervsindkomst fra registeret IND, som udover løn omfatter overskud fra selvstændig virksomhed samt arbejdsmarkedsbidragspligtige honorer. Udoer at variablen udgør et bredere lønbegreb, er den desuden årsbaseret. Dermed sammenlignes præcis den samme tidsperiode på tværs af mødre, hvilket sikrer, at arbejdsmarksrelaterede begivenheder holdes konstante.

Tabel A8 i appendiks viser den fulde regressionstabell. RD-estimaterne er fortsat insignifikante for både 2022, 2023 og 2024. Resultaterne fra analysen er dermed robuste over for et årsbaseret mål med en bredere operationalisering af lønbegrebet.

(2) Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019) viser, at barselsreformen i 1998 påvirkede mødres andel af husstandens samlede løn de første otte år efter reformen. Reformen øremærkede kun to uger til fædre, og det er derfor bemærkelsesværdigt, at jeg ikke finder positive effekter på mødres løn med en reform, som øremærkede ni uger til fædre.

For at undersøge om denne forskel skyldes operationaliseringen af løn, estimerer jeg derfor model 6 og 7 med mødres løn som andel af forældrenes samlede løn i pct. point<sup>14</sup>. Resultaterne fremgår af tabel 7.2. Jeg inkluderer tredje år efter fødslen, selvom perioden kun dækker seks måneder, da den relative lønfordeling forventeligt er stabil på tværs af delperioder. Estimatelet skal dog fortsat betragtes som foreløbigt. Modsat analysen i kapitel 6 er der signifikante effekter af barselsreformen på mødres andel af løn i alle tre år.

**Tabel 7.2:** Skarpe RD-estimater for barselsreformens effekt på mødres andel af løn

	(18) Første år	(19) Andet år	(20) Tredje år
Estimat	3,27** (1,19)	2,04* (1,19)	2,26* (1,16)
Konfidensinterval	[1,25; 5,90]	[0,04; 4,71]	[0,29; 4,85]
Basisgennemsnit	32,49	39,75	40,27
Datavindue	39	37	40
N	12.457	11.816	12.787

Note: N er det effektive antal observationer inden for hvert MSE-optimalt datavindue (N i stikprøven = 54.801). Basisgennemsnit angiver kontrolgruppens gennemsnitlige andel af løn. 95 pct. konfidensintervaller og standardfejl angivet i parentes er robust bias-korrigerede. <sup>†</sup>p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Løn er inflationskorrigeret DKK i juni 2025-priser. Andel er udregnet som mors løn / (mors plus fars løn) i pct. Variablene er baseret på månedlige data og opgjort som første, andet og tredje år efter fødslen hhv. måned 0–11, 12–23 og 24–29 (fødselsmåned = 0).

I første år efter fødslen stiger mødres andel med 3,27 pct. point (p<0,01), hvilket svarer til en stigning på 10,06 pct. Mødres andel af lønnen udgør i kontrolgruppen 32,49 pct. point, mens den i interventionsgruppen udgør 35,76 pct point. Efter den ordinære orlovsperiode, hvor hverken mødre eller fædre som udgangspunkt afholder orlov, er effekten fortsat positiv og statistisk signifikant på 2,04 pct. point (p<0,05). I kontrolgruppen udgør mødres andel 39,75 pct. point, mens interventionsgruppen udgør

<sup>14</sup> Jeg omtaler variablen som andel af forældrenes samlede løn frem for husstanden, da jeg modsat Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019), ikke har begrænset stikprøven til samboende par for at undgå at introducere post-treatment bias i stikprøven (se afsnit 3.2.2). Variablen er udregnet som mors løn / (mors plus fars løn) i pct.

41,79 pct. point. Effekten svarer i andet år til en stigning på 5,13 pct. Samme tendens gør sig gældende i tredje år, hvor estimatet er lidt højere på 2,26 pct. point ( $p<0,05$ ).

Figur A2 i appendiks viser RD-figurerne for de tre estimerater. Selvom der fortsat er stor variation i de lokale gennemsnit, fremgår et tydeligt spring i tærskelværdien for alle tre figurer. Mødres andel af forældrenes løn tegner derfor et anderledes billede end analyserne i kapitel 6.

Sammenlignet med resultaterne i Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019) er estimererne omkring et halvt pct. point større, hvilket kan forklares med forskellen i interventionsstørrelse. Den øremærkede fædreorlov blev i 1998 udvidet med to uger, mens den i 2022 blev udvidet med ni uger. Med interventionsstørrelsen for øje er effekten i 2022 dermed mindre end 1998. Mødres andel stiger med ca. 0,75 pct. point pr. øremærket uge i 1998, mens den i 2022 stiger med 0,23 pct. point.

Når mødres løn ikke ændrer sig samtidig med, at deres andel af forældrenes samlede løn stiger, peger det umiddelbart på, at fædres løn falder. Selvom fædre ligger uden for specialets afgrænsning, har jeg derfor undersøgt reformens effekt på fædres løn. Der er ingen signifikante effekter i hverken første, andet eller tredje år efter fødslen (se tabel A9 i appendiks).

En mulig forklaring på dette tilsyneladende paradoks kan være, at estimererne for mødre og fædre trækker i hver sin retning: en svagt positiv tendens for mødre og en svagt negativ for fædre, som i sig selv ikke er store nok til at være statistisk signifikant forskellige fra nul. Derudover reduceres variationen i løn ved at operationalisere den som en andel, hvilket øger den statistiske power og dermed muligheden for at identificere selv meget små effekter af reformen (Stock og Watson, 2020: 113).

Samlet set indikerer robusthedsanalyserne, at operationaliseringen af løn er robust over for et bredere kalenderbaseret indkomstmål, mens resultaterne ændres markant for den relative fordeling af løn mellem forældre. Her finder jeg positive effekter af barselsreformen i alle tre år.

Jeg diskuterer resultaterne fra kapitel 5, 6 og 7 samlet i specialets næste kapitel.

## 8. Diskussion

I dette kapitel diskuterer jeg specialets fund. Først sammenfatter jeg hovedresultaterne fra analyserne og relaterer dem til den eksisterende litteratur om øremærket fædreorlov. Dernæst diskuterer jeg mulige forklaringer på, hvorfor jeg ikke finder støtte til de teoretiske mekanismer præsenteret i kapitel 2. Derefter vurderer jeg specialets generaliseringspotentiale, herunder hvilke begrænsninger der knytter sig til RDD som forskningsdesign. Jeg afslutter diskussionen med at fremhæve samfundsmæssige implikationer af mine fund, mens jeg løbende kommenterer på fremtidige forskningsmuligheder.

### 8.1 Sammenfatning af resultater

I analysen finder jeg effekter af barselsreformen på forældres orlov, hvilket følger den eksisterende litteratur om øremærket fædreorlov. Forskel i orlov reduceres med knap seks orlovsuger, fordelt ligeligt mellem forældrene: mødre tager omkring tre uger mindre orlov, mens fædre tager omtrent tre uger mere efter reformen. Fædre tager efter barselsreformen 21 pct. af den samlede orlov, mens de før reformen tog ca. 14 pct. De største forandringer i forældres orlovsmønstre indtræffer i slutningen af den ordinære orlovsperiode, når barnet er omkring 8-10 måneder gammelt.

Forældre udnytter fortsat fuldt ud deres ret til barselsdagpenge. Den samlede orlov er uforandret, og reformen ændrer derfor alene på fordelingen af orlovsuger. Fædre reagerer på økonomiske incitamenter for at udnytte de øremærkede orlovsuger, mens ændringen i mødres orlov afspejler reduktionen i det samlede antal orlovsuger, som er til rådighed for mødre efter reformen. Ændringen i fædres orlov på tre uger stemmer ikke overens med policy-instrumentets størrelse på ni øremærkede orlovsuger. Dette kan blandt andet forklares med, at stikprøven omfatter fædre, som ikke er berettigede til barselsdagpenge, og at fædre allerede inden reformen tog mere orlov end den daværende øremærkning.

Inden for den ordinære orlovsperiode finder jeg desuden effekter på mødres arbejdstimer og beskæftigelse. Mødre arbejder omkring to almindelige arbejdsuger ekstra i det første år efter fødslen. Det er omtrent en uge mindre end ændringen i mødres orlov på omkring tre uger, hvilket kan indikere, at mødre tager mere selvtalt orlov efter reformen. At børn efter barselsreformen starter senere i institution, mens den samlede orlov er uforandret, kan ligeledes indikere, at mødre i højere grad end tidligere forlænger orlovsperioden med selvtalt orlov som f.eks. opsparet ferie.

Effekterne på mødres løn inden for den ordinære orlovsperiode er modsat arbejdstimer og beskæftigelse ikke entydige. Med det skarpe RD-estimat finder jeg ikke en signifikant effekt, mens det fuzzy RD-estimat viser en effekt svarende til en stigning i mødres løn på 7,15 pct. Når resultatet afhænger

af typen af RDD indikerer det, at effekten for mødre ligger tæt på grænsen for statistisk signifikans. Dette underbygges af, at estimatet for løn i første år bliver signifikant i en robusthedsanalyse med et større datavindue.

Samlet set påvirker barselsreformen fra 2022 forældres orlovsforbrug og delvist mødres arbejdsmarkedsværdier i første år efter fødslen inden for den ordinære orlovsperiode. I kapitel 2 argumenterer jeg for, at ændringer i forældres orlovsforbrug er en forudsætning for de teoretiske mekanismer, som forbinder barselsreformen med ændringer i mødres arbejdsmarkedsværdier efter orlovsperioden.

Selvom disse forudsætninger er opfyldt, finder jeg på kort sigt ingen effekt af barselsreformen på mødres løn, arbejdstimer eller beskæftigelse i hverken det andet år eller de første seks måneder af det tredje år efter fødslen. Dette gælder også for undergrupper af mødre baseret på sektortilknytning og interne familiodynamikker. Resultatet for mødres arbejdstimer i andet år er dog ikke robust over for to ud af otte robusthedsanalyser, hvilket indikerer, at estimatet er følsomt over for modelvalg, og at fortolkningen derfor er behæftet med en vis grad af usikkerhed.

Specialets fund afspejler resultaterne fra fem nordiske studier: to ældre studier fra Sverige samt tre nyere studier fra Norge og Finland, som alle finder insignifikante effekter af reformer med øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier (se tabel 2.1). Specialets resultater er dermed i overensstemmelse med disse studier fra Norden, hvor der ikke er en dokumenteret effekt af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier (Andresen og Nix, 2025; Carnicelli et al., 2024; Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013; Hart, Andersen og Drange, 2019; Johansson, 2010).

På den ene side står specialets fund i kontrast til to studier fra Norge og Sverige, som finder negative effekter på mødres arbejdsmarkedsværdier. De to studier undersøger, som nævnt, akkumulerede og gennemsnitlige mål for løn på tværs af en femårig periode og adskiller sig på den måde fra de nordiske studier med insignifikante effekter af øremærket orlov (Avdic og Karimi, 2018; Cools, Fiva og Kirkebøen, 2015).

På den anden side står specialets fund i kontrast til resultater uden for den nordiske kontekst, som generelt finder positive effekter af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier i Spanien, Canada og Frankrig (hhv. Farré og González, 2019; Patnaik, 2019; Périvier og Verdugo, 2024). Jeg vender tilbage til denne pointe i diskussionen af specialets generaliseringspotentiale.

I en robusthedsanalyse finder jeg en mindre effekt på den relative fordeling af løn mellem mødre og fædre, hvilket er i overensstemmelse med resultater fra Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019), der

undersøger effekten af en reform fra 1998, som øremærkede to orlovsuger til fædre. I specialet dækker ændringer i fordeling af løn ikke over signifikante ændringer i hverken mødres eller fædres løn.

Som nævnt er en mulig forklaring små modsatrettede tendenser: en svagt stigende løn for mødre og en svagt faldende løn for fædre, som tilsammen ændrer den interne lønfordeling mellem forældrene. Dette mønster indikerer, at reformen kan have haft betydning for fædres arbejdsmarkedsvariable. Givet specialets afgrænsning til mødre, ville en systematisk analyse af fædres arbejdsmarkedsvariable derfor udgøre et relevant emne for fremtidige undersøgelser i overensstemmelse med dele af den eksisterende litteratur, som netop retter opmærksomheden mod fædre (se f.eks. Rege og Solli, 2013).

Samlet set har den danske barselsreform fra 2022 ikke påvirket mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse efter den ordinære orlovsperiode.

## 8.2 Validiteten af de teoretiske mekanismer

I dette afsnit diskuterer jeg validiteten af de teoretiske mekanismer. Med udgangspunkt i implementeringsprocessen for barselsreformen argumenterer jeg for, at forskningsdesignet har høj intern validitet. Jeg understøtter denne kvalitative argumentation med fire validitetstests, som overordnet set følger de empiriske implikationer af kontinuitetsantagelsen. Det sandsynliggør, at den primære antagelse om kontinuitet for kausal identifikation er opfyldt (se afsnit 4.2 og 7.1).

Jeg finder derfor ikke grundlag for at de insignifikante resultater på mødres arbejdsmarkedsvariable skyldes metodiske udfordringer. Resultaterne peger snarere på, at de teoretiske mekanismer præsenteret i kapitel 2 ikke umiddelbart materialiserer sig i konteksten af den danske barselsreform fra 2022.

### 8.2.1 Mødres orlov og arbejdsmarkedspauser

I dette afsnit diskuterer jeg mekanismen om mødres begrænsede tab af humankapital.

Jeg har på den ene side argumenteret for, at den danske barselsreform fra 2022 er udtryk for en kraftig intervention, da reformen øremærkede langt flere uger til fædre end reformer i andre lande. På den anden side fremstår en reduktion i mødres arbejdsmarkedspause på få uger som en mindre ændring set i lyset af mødres samlede orlovslængde. Særligt hvis orlovsperioden forlænges med selvbetalt orlov, hvilket den senere institutionsstart samt uoverensstemmelsen mellem faldet i mødres orlovsuger og stigning i arbejdstimer og beskæftigelse kan være udtryk for.

I forlængelse heraf argumenterer Patnaik (2019: 1020) for, at en reduktion i mødres arbejdsmarkedspause på fem uger sandsynligvis er for lille til at påvirke mødres løn. Rege og Solli (2013: 2275)

påpeger ligeledes, at det er vanskeligt at forestille sig, at en reduktion i arbejdsmarkedspauser på et par uger har substancial betydning for mødres samlede akkumulering af humankapital på arbejdsmarkedet. Overordnet set peger det på en begrænsning ved teorien, idet den ikke tilbyder et klart perspektiv på, hvor stor ændringen i mødres arbejdsmarkedspause skal være, for at påvirke løn.

Analysen i kapitel 5 viser, at mødre fortsat tager langt størstedelen af orloven (ca. 80 pct.). Med disse perspektiver i mente peger resultaterne på, at det er den samlede og fortsat lange arbejdsmarkedspause, snarere end marginale reduktioner i orlovslængden, der har størst betydning for mødres vedligehold og akkumulering af humankapital på arbejdsmarkedet.

Dette rejser spørgsmålet om, hvorvidt mere omfattende reformer med drastiske ændringer i fordelingen af orlov mellem forældre kan påvirke mødres løn. I den forbindelse fremstår den islandske barselsreform fra 2021, der ligestillede mødre og fædre med hver seks måneders øremærket orlov, som et oplagt empirisk case for videre undersøgelser.

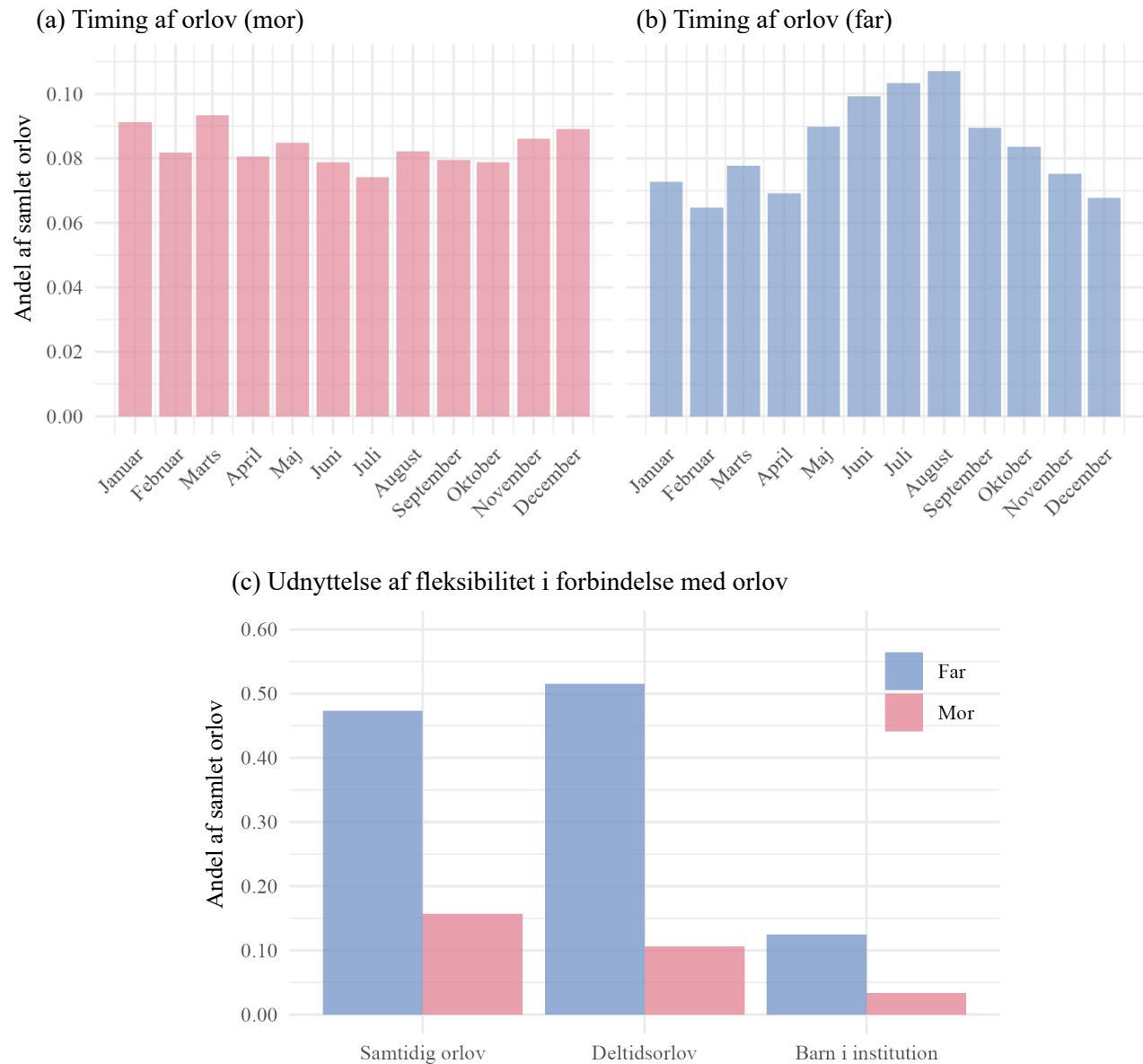
### 8.2.2 Fædres timing af orlov

I dette afsnit diskuterer jeg mekanismen om despecialisering af opgaver i hjemmet.

En nyere tendens i litteraturen om øremærket fædreorlov peger på, at fravær af effekter på mødres arbejdsmarkedsvariable kan forklares af timingen af fædrenes orlov. I en norsk kontekst argumenterer Andresen og Nix (2025: 14) for, at fædre, der øger deres orlovsforbrug som følge af en reform, kan betragtes som ufrivillige forbrugere af orlov, hvorfor de placerer orloven på tidspunkter, hvor fraværet er mindst indgribende. Typisk i sommerperioder med lavere arbejdsspres, hvor mødre samtidig holder ferie. Dette reducerer de potentielle konsekvenser for fædres karriereforløb. I Finland finder Cannicelli et al. (2024: 20–21) et tilsvarende mønster, hvor den reformdrevne stigning i fædres orlov i høj grad er koncentreret i sommerperioden.

Jeg har replikeret den deskriptive analyse fra Andresen og Nix (2025) med specialets datasæt. Resultaterne fremgår af figur 8.1, der viser deskriptive mønstre i forældres orlovsforbrug. Panel a og b viser fordelingen af fædres og mødres orlov over kalenderåret. Den lodrette akse angiver andelen af den samlede orlov, som afholdes i de enkelte måneder. Mødre afholder orlov fra barnets fødsel og fungerer herefter typisk som den primære omsorgsperson i flere måneder (se figur 3.2). Dette afspejles i panel a, hvor mødres orlov er relativt jævnt fordelt over året.

**Figur 8.1:** Deskriptive mønstre i forældres orlovsforbrug i Danmark



Note: N = 46.244 for mødre. N = 41.434 for fædre. Panel a og b viser hhv. fædres og mødres andel af orlov på tværs af kalendermåneder. Panel c viser andelen af fleksibel orlov for mødre og fædre. Samtidig orlov angiver om mor og far holder orlov sammen. Deltidsorlov er defineret som under 10 orlovsdage på en måned. Barn i institution angiver om orlov afholdes efter barnet er startet i institution. Orlovstyperne er opgjort på månedsbasis.

Ligesom det norske og finske studie indikerer panel b, at selvom fædre afholder orlov i alle årets måneder, er en større andel af den samlede orlov koncentreret i sommermånederne juni, juli og august. Fædre tager i de tre måneder ca. 31 pct. af den samlede orlov, mens mødre tager ca. 23 pct.

Panel c viser forældres andel af forskellige typer orlov: samtidig orlov med den anden forælder, deltidsorlov (defineret som færre end 10 orlovsdage pr. måned), samt orlov afholdt efter barnets institutionsstart. Andresen og Nix (2025) betegner disse orlovstyper som fleksibel orlov.

Fædre afholder markant mere fleksibel orlov end mødre. Fædre tager 47 pct. af deres orlov samtidig med mødre, mod 16 pct. for mødre. Derudover tager fædre oftere deltidsorlov, hvilket indikerer, at de i højere grad spreder orloven ud over tid frem for at afholde længere sammenhængende perioder. Endelig afholder fædre 12 pct. af deres orlov efter barnets institutionsstart, mens det tilsvarende tal for mødre er omkring tre pct.

Andresen og Nix (2025: 11) argumenterer for, at fleksibel orlov medvirker til, at fædre ikke nødvendigvis er den primære omsorgsperson i hjemmet under orlov. Hvis orloven f.eks. holdes samtidigt med mødre, er det plausibelt, at mødre i stedet varetager den primære omsorgsrolle i hjemmet.

De deskriptive mønstre i fædres orlov kan dermed være en mulig forklaring på, hvorfor jeg ikke finder effekter på mødres arbejdstimer eller beskæftigelse som følge af despecialisering af opgaver i hjemmet. Selvom øremærket fædreorlov øger fædres orlovsforbrug, afholder de samlet set orloven på måder, der adskiller sig markant fra mødre. Det begrænser de teoretiske mekanismer, som reformens forventede effekt på arbejdsmarkedsvariable bygger på (Andresen og Nix, 2025: 14).

Der er imidlertid gode forklaringer på forældres mønstre. For det første var det et politisk ønske at gøre den øremærkede fædreorlov så fleksibel som muligt (Beskæftigelsesministeriet, 2021). For det andet anbefaler Sundhedsstyrelsen, at børn ammes fuldt ud til de er ca. seks måneder gamle og delvist frem til 12 måneder (Sundhedsstyrelsen, 2023). Ønsker forældre at følge disse anbefalinger, indebærer det i praksis, at fædre ikke kan indtage rollen som primær omsorgsperson i de første måneder af barnets liv, men snarere kan fungere som et supplement til mødres orlov. Med et fast antal orlovsuger bliver det derfor rationelt for mange forældre, at fædre i højere grad tager orlov senere, f.eks. i forbindelse med barnets indkøring i institution.

Som en alternativ forklaring til timing af fædres orlov peger Cools, Fiva og Kirkebøen (2015: 25) samt Rege og Solli (2013: 2276) på, at trods despecialisering af opgaver i hjemmet, kan fædres øgede engagement i hjemmet føre til, at mødrene ligeledes bliver mere familieorienterede i stedet for at øge deres deltagelse på arbejdsmarkedet. Dette udgør et mere grundlæggende argument imod den teoretiske mekanisme, mens fædres orlovsmønstre snarere begrænser mekanismens gennemslagskraft.

Begge argumenter er mulige forklaringer på, hvorfor jeg ikke finder effekter af barselsreformen på mødres arbejdstimer og beskæftigelse. Fremtidig forskning kan derfor med fordel undersøge, hvordan forskellige orlovsmønstre påvirker mødres arbejdsmarkedsvariable ved f.eks. at analysere om effekten på mødres arbejdstimer og beskæftigelse afhænger af, om fædre afholder fleksibel orlov. En sådan

tilgang vil kunne bidrage til en afklaring af, om den manglende effekt på mødres arbejdsmarkedsvariable skyldes fædres timing af orlov eller begrænsninger ved teorien (Funnell og Rogers, 2011).

### 8.2.3 Fastlåste kønsroller

I de senere år har litteraturen i højere grad rettet opmærksomheden mod stereotyper om kønsspecifikke kompetencer og fastlåste kønsroller som forklaring på child penalties og de vedvarende lønforskelle mellem kvinder og mænd (Bertrand, 2020; Cortés og Pan, 2023; Weile et al., 2024).

I forlængelse heraf argumenterer en række af de empiriske studier i tabel 2.1 for, at træge og langsomt foranderlige kønsroller udgør en mulig forklaring på, hvorfor øremærket fædreorlov, trods ændrede orlovsmønstre, ikke påvirker mødres arbejdsmarkedsvariable (Andresen og Nix, 2025; Carnicelli et al., 2024; Patnaik, 2019).

Bertrand, Kamenica og Pan (2015) finder f.eks. evidens for, at stereotyper om kønsspecifikke kompetencer fortsat har betydning for beslutninger om arbejdsdeling i hjemmet. Ekberg, Eriksson og Friebel (2013) fremhæver derudover, at fastlåste kønsroller kan have en afsmittende effekt på arbejdsgiverens generelle forventning til mødres præferencer, hvilket medfører, at arbejdsgiveren ikke skelner mellem mødre, som er mere familieorienterede og mødre, som er mere karriereorienterede ift. fortsat kompetenceudvikling. Det giver en mulig forklaring på, hvorfor jeg ikke finder støtte til mekanismen om begrænset tab af humankapital for mødre.

Patnaik (2019: 1011) pointerer endda, at selvom øremærket fædreorlov ændrer forældres orlovsmønstre og arbejdsdeling i hjemmet, så kan kønsroller være så fastlåste, at forældre vender tilbage til en kønnet specialisering af opgaver i hjemmet, når orlovsperioden er afsluttet.

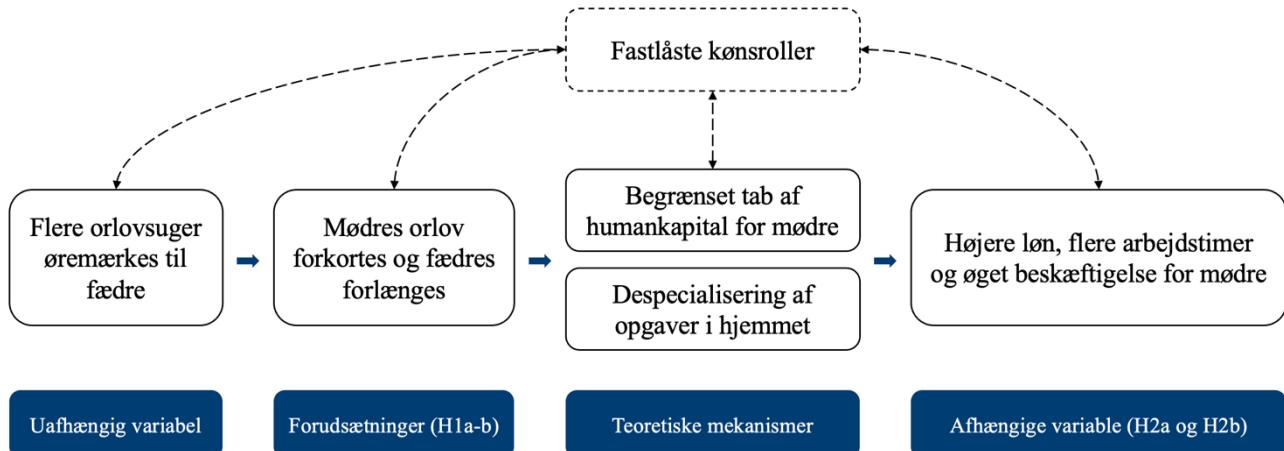
Litteraturen giver ikke et klart svar på, hvordan fastlåste kønsroller interagerer med øremærket fædreorlov, herunder hvordan dette samspil påvirker orlovsmønstre, de teoretiske mekanismer og mødres arbejdsmarkedsvariable (Canaan et al., 2022: 2). Jeg illustrerer denne pointe i figur 8.2 med specialets samlede teoretiske argument fra figur 2.3.

Der er derfor et klart behov for, at fremtidig forskning systematisk undersøger og teoretiserer samspillet mellem fastlåste kønsroller og øremærket fædreorlov f.eks. ved at inddrage indsigt fra psykologien, som både Blau og Kahn (2017: 791) og Bertrand (2020) foreslår.

I et studie af en tysk barselsreform fra 2007 finder Unterhofer og Wrohlich (2017), at både forældres og bedsteforældres syn på kønsroller på langt sigt ændrede sig efter implementeringen af øremærket

fædreorlov. Det indikerer, at øremærket fædreorlov potentielt kan udløse forandringer i de ellers fastlåste kønsroller over tid.

**Figur 8.2:** Samlet teoretisk argument i specialet i samspil med fastlåste kønsroller



Note: Den stiplede boks markerer et perspektiv for fremtidig forskning og indgår ikke i specialets teoretiske argument. De stiplede pile angiver sammenhænge, som diskutes i litteraturen, men endnu ikke er systematisk teoretiseret.

Set i lyset af disse potentielt langsigtede forandringer, er specialets tidshorisont en væsentlig begrænsning. Grundet reformens nylige implementering har jeg kun 29 måneders løndata til rådighed. Jeg har derfor været i stand til at undersøge effekten op til 2,5 år efter fødslen, hvilket må betegnes som relativt kortsigtede effekter. Selvom Druedahl, Ejrnæs og Jørgensen (2019) dokumenterer, at effekten af reformen i 1998 er stærkest de første to år efter fødslen og helt forsvinder efter otte år, udgør fraværet af et langsigtet perspektiv i specialet en central begrænsning og dermed en relevant problemstilling for fremtidige analyser af øremærket fædreorlov og barselsreformen fra 2022.

### 8.3 Generaliseringspotentiale

I dette afsnit diskuterer jeg kort den eksterne validitet af specialets resultater.

RDD udgør en valid strategi for kausal identifikation, når analysen begrænses til observationer tæt på tærskelværdien (se afsnit 4.1). Det resulterer som nævnt i en lokal gennemsnitlig effekt (LATE), hvor resultaterne som udgangspunkt er lokale for mødre omkring implementeringsdatoen for barselsreformen i Danmark. Dette udgør en umiddelbar begrænsning for specialets generaliserbarhed til andre grupper eller lande (Lee og Lemieux, 2010: 298).

Det er en almindelig kritik, at generaliseringspotentialet i eksperimentelle designs med høj intern validitet er begrænset (Mutz, 2011). Angrist og Pischke (2010: 23) argumenterer for, at generaliserbarhed derfor bør opstå på baggrund af forskellige resultater med høj intern validitet fra varierende kontekst med forskellige metoder. I forlængelse heraf er formålet med specialet dermed ikke at give et endegyldigt svar på hvordan den danske barselsreform fra 2022 påvirker på mødres arbejdsmarkedsværdier, men snarere at bidrage til en voksende litteratur om øremærket fædreorlov, der samlet set kan give et indblik i om øremærket fædreorlov påvirker mødres arbejdsmarkedsværdier.

Jeg anvender derudover administrative registerdata samt valide mål for arbejdsmarkedsværdier, hvoraf løn tilmed er robust over for en anden operationalisering. Det øger alt andet lige generaliserbarheden af resultaterne i relation til observationer og anvendte variable (Mutz, 2011: 132). Barselsreformen ændrede desuden udelukkende fordelingen af de øremærkede uger, hvilket muliggør en klar identifikation af effekten af øremærket fædreorlov på mødres arbejdsmarkedsværdier. Samtidig er der ingen klare argumenter for at mødre, som får børn inden for det anvendte datavindue, adskiller sig systematisk fra andre mødre i stikprøven. Havde reformen været implementeret på et andet tidspunkt, er det derfor plausibelt at forvente lignende resultater (Lee og Lemieux, 2010: 298).

Sammenfattende udgør specialet evidens for, at øremærket fædreorlov i det danske tilfælde på kort sigt ikke har en effekt på mødres arbejdsmarkedsværdier. Særligt i sammenhæng med eksisterende litteratur synes der derfor at tegne sig et billede af, at øremærket fædreorlov ikke påvirker mødres arbejdsmarkedsværdier i de nordiske lande.

Effekten af barselsregler kan generelt set afhænge betydeligt af den institutionelle kontekst herunder strukturer på arbejdsmarkedet (Canaan et al., 2022: 1). I de nordiske velfærdsstater er alternativomkostningen ved at tage orlov relativt lav og ligestillingen på arbejdsmarkedet relativt høj (Rosenbaum, 2020: 1). De insignifikante fund i de nordiske lande kan således muligvis forklares ved loftseffekter, hvor potentialet for øremærket fædreorlov er lavere sammenlignet med lande med mindre ligestilling på arbejdsmarkedet. For at belyse den umiddelbare forskel mellem institutionelle kontekster, kan fremtidig forskning derfor med fordel undersøge implementeringen af orlovsdirektivet i EU-medlemslande uden for den nordiske kontekst.

## 8.4 Samfundsmæssige implikationer af specialets fund

Et centralt spørgsmål i litteraturen om child penalties er, hvorvidt politiske interventioner er afgørende for at fremme lighed mellem kvinder og mænd på arbejdsmarkedet, eller om udviklingen primært drives af faktorer uden for politisk kontrol (Goldin, 2014; Kleven et al., 2024: 110). På baggrund af specialets fund tegner der sig følgende billede: øremærket fædreorlov kan påvirke forældres orlov, men ikke mødres arbejdsmarkedsvariable efter den ordinære orlovsperiode.

Når barselsreformen ikke umiddelbart indfrier de politisk ønskede effekter, rejser det spørgsmålet om, hvorvidt det fortsat er hensigtsmæssigt at fastholde eller udvide barselsregler, der begrænser forældres valgfrihed i fordelingen af orlov. Sådanne begrænsninger kan indebære et velfærdstab for forældre, idet reguleringen reducerer forældres mulighed for at vælge den orlovsfordeling, der bedst afspejler deres præferencer og økonomiske situation (Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013: 143).

I en dansk kontekst, hvor implementeringen af orlovsdirektivet i vid udstrækning blev betragtet som en pligttopgave snarere end et politisk ønske, kan dette perspektiv pege på, at yderligere regulering af orlov ikke udgør et hensigtsmæssigt policy-instrument til at fremme ligestilling på arbejdsmarkedet i Danmark. Tværtimod giver resultaterne anledning til at overveje, om de nuværende regler skal revurderes, herunder om øremærket fædreorlov i sin nuværende form bidrager til de tilsigtede mål, eller blot begrænser forældres dispositionsfrihed over orloven.

Omvendt tegner helt ny dansk forskning et mere nuanceret billede (Kleven et al., 2025, memo). Efter implementeringen af barselsreformen i 2022 er modstanden mod øremærket fædreorlov aftaget, og der er tegn på øget opbakning til fædres orlov. De foreløbige resultater indikerer desuden, at reformen kan have påvirket de ellers fastlåste kønsroller i en mere ligestillingsorienteret retning (*ibid.*).

Hvis ændringerne i kønsroller forankres over tid, kan reformen på langt sigt potentielt få betydning for mødres arbejdsmarkedsvariable og child penalties i Danmark. I dette perspektiv kan øremærket fædreorlov måske alligevel udgøre en vigtig brik på vejen mod ligestilling mellem kvinder og mænd på det danske arbejdsmarked.

I specialet finder jeg dog ikke evidens for, at øremærket fædreorlov påvirker mødres arbejdsmarkedsvariable på kort sigt. Ud fra specialets resultater alene synes øremærket fædreorlov derfor ikke at være et relevant policy-instrument til at fremme ligestilling mellem kvinder og mænd på arbejdsmarkedet og reducere child penalties i Danmark.

## 9. Konklusion

I specialet undersøger jeg, hvordan den danske barselsreform fra 2022 påvirker mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse. Reformen implementerede det europæiske orlovsdirektiv fra 2019 i Danmark ved at ligestille forældre i Danmark og øremærke 11 ugers orlov til både mødre og fædre.

Der er empirisk evidens for, at øremærket fædreorlov øger fædres orlovsforbrug, men litteraturen viser blandede fund, hvad angår mødres arbejdsmarkedsvariable (Canaan et al., 2022). Jeg bidrager derfor til litteraturen om øremærket fædreorlov ved at undersøge effekten af barselsreformen i Danmark fra 2022, som endnu ikke har været genstand for empirisk analyse.

Undersøgelsen bygger på et unikt datasæt bestående af 54.801 mødre, som jeg har konstrueret med administrative registerdata fra Danmarks Statistik. Datasættet indeholder detaljeret information om forældres orlovsforbrug og mødres arbejdsmarkedsvariable i 29 måneder efter fødslen. Jeg anvender et regressionsdiskontinuitetsdesign i analysen. Forskningsdesignet er kendtegnet ved høj intern validitet, da det udnytter den tilnærmelsesvist tilfældige fordeling af mødre omkring reformens implementeringsdato som kausal identifikationsstrategi.

I analysen finder jeg, at fædres orlov stiger med ca. tre uger, mens mødres falder tilsvarende. Mødres arbejdstimer og beskæftigelse stiger i det første år efter fødslen som følge af, at mødre vender tidligere tilbage til arbejdsmarkedet. Jeg finder til gengæld ikke støtte til, at reformen påvirker mødres løn, arbejdstimer eller beskæftigelse efter den ordinære orlovsperiode i andet år efter fødslen. Resultaterne er overordnet set robuste på tværs af alternative modelspecifikationer. En af robusthedsanalyserne viser dog, at mens mødres løn er uforandret, så er mødres andel af forældrenes samlede løn steget ca. to pct., hvilket afspejler resultater fra tidligere studier i Danmark.

Specialets fund indikerer overordnet set, at barselsreformen ikke entydigt har haft de politisk ønskede effekter. Det rejser spørgsmålet om, hvorvidt øremærket fædreorlov er et hensigtsmæssigt policy-instrument til at fremme ligestilling på arbejdsmarkedet og reducere child penalties i Danmark. Særligt når øremærket fædreorlov begrænser valgfriheden i fordelingen af orlov, hvilket kan udgøre et velfærdstab for forældre (Ekberg, Eriksson og Friebel, 2013). Analysen er imidlertid begrænset af en kort tidshorisont, hvilket gør det relevant for fremtidige studier at gennemføre tilsvarende undersøgelser med henblik på at afdække langsigtede effekter af reformen.

Specialet repræsenterer samlet set den første empiriske evidens for effekterne af barselsreformen fra 2022, hvilket bidrager til en dybere forståelse af øremærket fædreorlov som policy-instrument i Danmark og samtidig tilfører ny viden til en fortsat sparsom litteratur med blandede fund.

## 10. Referencer

- Andersen, Signe Hald (2018). Paternity Leave and the Motherhood Penalty: New Causal Evidence. *Journal of Marriage and Family* 80 (5): 1125–1143. <https://doi.org/10.1111/jomf.12507>
- Andresen, Martin Eckhoff og Emily Nix (2022). Can the child penalty be reduced? Evaluating multiple policy interventions. *Discussion Papers*, Nr. 983, Statistics Norway, Research Department, Oslo. <https://www.econstor.eu/handle/10419/268059>
- Andresen, Martin Eckhoff og Emily Nix (2025). You Cannot Force Me Into Caregiving: Paternity Leave and the Child Penalty. *The Economic Journal* <https://doi.org/10.1093/ej/ueaf057>
- Angelov, Nikolay, Per Johansson og Erica Lindahl (2016). Parenthood and the Gender Gap in Pay. *Journal of Labor Economics* 34 (3): 545–579. <https://doi.org/10.1086/684851>
- Angrist, Joshua D. og Jörn-Steffen Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Angrist, Joshua D. og Jörn-Steffen Pischke (2010). The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design Is Taking the Con out of Econometrics. *Journal of Economic Perspectives* 24 (2): 3–30. <https://doi.org/10.1257/jep.24.2.3>
- Angrist, Joshua D. og Jörn-Steffen Pischke (2015). *Mastering 'Metrics: The Path from Cause to Effect*. Princeton University Press.
- Ankestyrelsen (2025). Statistik om adoption. <https://www.ast.dk/naevn/adoptionsnaevnet/statistik-om-adoption> (20. december 2025)
- Avdic, Daniel og Arizo Karimi (2018). Modern Family? Paternity Leave and Marital Stability. *American Economic Journal: Applied Economics* 10 (4): 283–307. <https://doi.org/10.1257/app.20160426>
- Becker, Gary S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* 1. udg. National Bureau of Economic Research.
- Becker, Gary S. (1981). *A Treatise on the Family*. National Bureau of Economic Research.
- Becker, Gary S. (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics* 3 (1): 33–58. <https://doi.org/10.1086/298075>
- Becker, Gary S. (1991). *A Treatise on the Family*. Udvidet udg. National Bureau of Economic Research.

Bertrand, Marianne (2020). Gender in the Twenty-First Century. *AEA Papers and Proceedings* 110: 1–24. <https://doi.org/10.1257/pandp.20201126>

Bertrand, Marianne, Emir Kamenica og Jessica Pan (2015). Gender Identity and Relative Income within Households. *The Quarterly Journal of Economics* 130 (2): 571–614. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv001>

Beskæftigelsesministeriet (2021). *Politisk aftale om øremærket orlov*, 26. oktober. <https://bm.dk/nyheder/pressemeddelelser/2021/10/politisk-aftale-om-oeremaerket-orlov/> (20. december 2025)

Beskæftigelsesministeriet (2024). Status på arbejdsmarkedet - tema om øremærket orlov. *Beskæftigelsesministeriet*. [https://bm.dk/media/ykshzsjl/status-paa-arbejdsmarkedet\\_oktober-2024\\_digital-version.pdf](https://bm.dk/media/ykshzsjl/status-paa-arbejdsmarkedet_oktober-2024_digital-version.pdf)

Beskæftigelsesministeriet (2025a). *Orlovsregler - for børn født fra 2. august 2022*. <https://www.bm.dk/arbejdsomraader/aktuelle-fokusomraader/orlovsregler-for-boern-foedt-fra-2-august-2022> (20. december 2025)

Beskæftigelsesministeriet (2025b). *Ny rapport: Slår myte om øremærket orlov ned*. <https://bm.dk/nyheder/pressemeddelelser/2025/03/ny-rapport-slaar-myte-om-oeremaerket-orlov-ned> (20. december 2025)

Blau, Francine D. og Lawrence M. Kahn (2017). The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature* 55 (3): 789–865. <https://doi.org/10.1257/jel.20160995>

Borchorst, Anette (2004). *Køn, magt og beslutninger: politiske forhandlinger om barselsorlov 1901-2002*. Magtudredningen.

Borger.dk (2025). *Barsel for lønmodtagere: Barn født den 2. august 2022 eller senere*. <https://www.borger.dk/familie-og-boern/barsel-oversigt/barsel-loenmodtagere/barsel-loenmodtagere-ny-orlovsmodel> (20. december 2025)

Borgerligt Fundament (2025). 50 forandringer på 100 dage. *Borgerligt Fundament*. [https://borgerligfundament.dk/wp-content/uploads/2025/09/50-forandringer-paa-100-dage\\_samlet.pdf](https://borgerligfundament.dk/wp-content/uploads/2025/09/50-forandringer-paa-100-dage_samlet.pdf)

Cahuc, Pierre, Stéphane Carcillo og André Zylberberg (2014). *Labor Economics*. 2. udg. MIT Press.

Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo og Max H. Farrell (2025). *\_rdrobust: Robust Data-Driven Statistical Inference in Regression-Discontinuity Designs\_*. R package version 3.0.0 [Software]. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.rdrobust>

Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, Max H. Farrell, Filippo Palomba og Rocío Titiunik (2025a). *\_rdhte: Heterogeneous Treatment Effects in Regression Discontinuity Designs\_*. R package version 0.1.0 [Software]. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.rdhte>

Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, Max H. Farrell, Filippo Palomba og Rocío Titiunik (2025b). *Treatment Effect Heterogeneity in Regression Discontinuity Designs*. [https://rdpackages.github.io/references/Calonico-Cattaneo-Farrell-Palomba-Titiunik\\_2025\\_HTERD.pdf](https://rdpackages.github.io/references/Calonico-Cattaneo-Farrell-Palomba-Titiunik_2025_HTERD.pdf)

Canaan, Serena, Anne Sophie Lassen, Philip Rosenbaum og Herdis Steingrimsdottir (2022). Maternity Leave and Paternity Leave: Evidence on the Economic Impact of Legislative Changes in High Income Countries. *IZA Discussion Papers*, Nr. 15129. <https://www.iza.org/publications/dp/15129/maternity-leave-and-paternity-leave-evidence-on-the-economic-impact-of-legislative-chances-in-high-income-countries>

Carnicelli, Lauro, Anneli Miettinen, Terhi Ravaska, Tapi Räsänen, og Milla Saarikallio-Torp (2024). Impacts of a paternity leave reform. Exploring seasonality and heterogeneity in fathers' take-up of parental leave. *Kela Working Papers*, Nr. 191. Kela. <https://helda.helsinki.fi/server/api/core/bitstreams/5dcef7a1-10d4-4236-bd3b-43b79e52caa4/content>

Casarico, Alessandra og Salvatore Lattanzio (2023). Behind the child penalty: understanding what contributes to the labour market costs of motherhood. *Journal of Population Economics* 36 (3): 1489–1511. <https://doi.org/10.1007/s00148-023-00937-1>

Cattaneo, Matias D., Nicolás Idrobo og Rocío Titiunik (2020). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations*. 1. udg. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108684606>

Cattaneo, Matias D., Nicolas Idrobo og Rocío Titiunik (2024). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Extensions*. 1. udg. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781009441896>

Cattaneo, Matias D., Michael Jansson og Xinwei Ma (2024). *\_rddensity: Manipulation Testing Based on Density Discontinuity\_*. R package version 0.2.6 [Software]. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.rddensity>

Cattaneo, Matias D. og Rocío Titiunik (2022). Regression Discontinuity Designs. *Annual Review of Economics* 14: 821–851. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-051520-021409>

Cattaneo, Matias D., Rocío Titiunik og Gonzalo Vazquez-Bare (2025). *\_rdlocrand: Local Randomization Methods for RD Designs\_*. R package version 0.1.1 [Software]. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.rdlocrand>

Clifton-Sprigg, Joanna, Eleonora Fichera, Ezgi Kaya og Melanie Jones (2025). Fathers taking leave: evaluating the impact of shared parental leave in the United Kingdom. *Fiscal Studies*.  
<https://doi.org/10.1111/1475-5890.70000>

Cohen, Jacob (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. 2. udg. Psychology Press.

Cools, Sara, Jon H. Fiva og Lars J. Kirkebøen (2015). Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents. *The Scandinavian Journal of Economics* 117 (3): 801–828.  
<https://doi.org/10.1111/sjoe.12113>

Cortés, Patricia og Jessica Pan (2023). Children and the Remaining Gender Gaps in the Labor Market. *Journal of Economic Literature* 61 (4): 1359–1409.  
<https://doi.org/10.1257/jel.20221549>

Cunningham, Scott (2021). *Causal Inference: The Mixtape*. Yale University Press.

Danmarks Statistik (2024a). Statistikdokumentation: Befolkningen. *Danmarks Statistik*.  
<https://www.dst.dk/Site/Dst/SingleFiles/GetArchive-File.aspx?fi=5980012144160&fo=0&ext=kvaldel>

Danmarks Statistik (2024b). Statistikdokumentation: Højest fuldført uddannelse. *Danmarks Statistik*. <https://www.dst.dk/Site/Dst/SingleFiles/GetArchive-File.aspx?fi=8055412146191&fo=0&ext=kvaldel>

Danmarks Statistik (2024c). Statistikdokumentation: Barselsdagpenge. *Danmarks Statistik*.  
<https://www.dst.dk/Site/Dst/SingleFiles/GetArchive-File.aspx?fi=5783012144148&fo=0&ext=kvaldel>

Danmarks Statistik (2024d). Statistikdokumentation: Børnepasning før skolestart. *Danmarks Statistik*. <https://www.dst.dk/Site/Dst/SingleFiles/GetArchive-File.aspx?fi=7619312144718&fo=0&ext=kvaldel>

Danmarks Statistik (2024e). Statistikdokumentation: Beskæftigelse for lønmodtagere (md.). *Danmarks Statistik*. <https://www.dst.dk/Site/Dst/SingleFiles/GetArchive-File.aspx?fi=9348912144236&fo=0&ext=kvaldel>

Danmarks Statistik (2024f). Kvalitet af sammenhæng i data, 10 centrale personstatistikregister 1981-2021. *Danmarks Statistik*. <https://www.dst.dk/-/media/Kontorer/13-Forskning-og-Metode/Dokumentation-til-brugen-af-registre.pdf>

Danmarks Statistik (2025a). *Data til myndigheder*. <https://www.dst.dk/da/TilSalg/data-til-myndigheder> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025b). *Regler for hjemtagelse af analyseresultater*. <https://www.dst.dk/da/Til-Salg/data-til-forskning/regler-og-datasikkerhed/regler-for-hjemtagelse-af-analyseresultater> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025c). *BOERN\_VFRA*. <https://www.dst.dk/da/Statistik/dokumentation/Times/moduldata-for-sociale-forhold--sundhedsvaesen--retsvaesen/boernepasning/boern-vfra> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025d). *AJO\_BREDT\_LOENBELOEB*. <https://www.dst.dk/da/TilSalg/data-til-forskning/generelt-om-data/dokumentation-af-data/hoejkvalitetsvariable/beskaeftigelse-for-loenmodtagere---bfl/ajo-bredt-loenbeloeb> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025e). *AJO\_LOENTIMER*. <https://www.dst.dk/da/TilSalg/data-til-forskning/generelt-om-data/dokumentation-af-data/hoejkvalitetsvariable/beskaeftigelse-for-loenmodtagere---bfl/ajo-loentimer> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025f). *ERHVERVSINDK\_13*. <https://www.dst.dk/da/TilSalg/data-til-forskning/generelt-om-data/dokumentation-af-data/hoejkvalitetsvariable/personindkomster/erhvervsindk-13> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025g). *IE\_TYPE*. <https://www.dst.dk/da/TilSalg/data-til-forskning/generelt-om-data/dokumentation-af-data/hoejkvalitetsvariable/udlaendinge/ie-type> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025h). *HFAUDD*. <https://www.dst.dk/da/Statistik/dokumentation/Times/Uddannelsesdata/Hoejest fuldforte-uddannelse---status/HFAUDD> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025i). *Forbrugerprisindeks*. <https://www.dst.dk/da/Statistik/emner/oekonomi/prisindeks/forbrugerprisindeks> (20. december 2025)

Danmarks Statistik (2025j). Grunddataoversigt. <https://www.dst.dk/extranet/forskningvariabellister/Oversigt%20over%20registre.html> (20. december 2025)

Datta Gupta, Nabanita, Nina Smith og Mette Verner (2008). The impact of Nordic countries' family friendly policies on employment, wages, and children. *Review of Economics of the Household* 6: 65–89. <https://doi.org/10.1007/s11150-007-9023-0>

de la Porte, Caroline (2024). EU's betydning for dansk ligestillingspolitik: Orlovsdirektivet som case. *Magtdredningen 2.0: Essay-serien*, tema 7.1. Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet. [https://ps.au.dk/fileadmin/Statskundskab/Billeder/Forskning/Forskningsprojekter/Magtredning/Essays/Tema7/Caroline\\_de\\_la\\_Porte\\_\\_Tema\\_7\\_.pdf](https://ps.au.dk/fileadmin/Statskundskab/Billeder/Forskning/Forskningsprojekter/Magtredning/Essays/Tema7/Caroline_de_la_Porte__Tema_7_.pdf)

de Quinto, Alicia, Laura Hospido og Carlos Sanz (2021). The child penalty: evidence from Spain.  
*SERIES* 12: 585–606. <https://doi.org/10.1007/s13209-021-00241-9>

Dietrich, Ove W. og Peder J. Pedersen (2020). Human Capital. *Danmarks Nationalleksikon*, 18.  
maj. [https://lex.dk/human\\_capital](https://lex.dk/human_capital) (20. september 2025)

Druedahl, Jeppe, Mette Ejrnæs og Thomas H. Jørgensen (2019). Earmarked paternity leave and the  
relative income within couples. *Economics Letters* 180: 85–88.  
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.04.018>

Dunning, Thad (2012). *Natural Experiments in the Social Sciences: A Design-Based Approach*.  
Cambridge University Press

Ekberg, John, Rickard Eriksson og Guido Friebel (2013). Parental leave – A policy evaluation of the  
Swedish “Daddy-Month” reform. *Journal of Public Economics* 97: 131–143.  
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2012.09.001>

Europa-Parlamentet og Rådet (2019). Directive (EU) 2019/1158 of the European Parliament and of  
the Council of 20 June 2019 on work-life balance for parents and carers and repealing Coun-  
cil Directive 2010/18/EU. *Official Journal of the European Union* L 188/79.

Farré, Lídia og Libertad González (2019). Does paternity leave reduce fertility? *Journal of Public  
Economics* 172: 52–66. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.12.002>

Fontenay, Sébastien, Thomas Murphy og Ilan Tojerow (2023). Child penalties across industries:  
why job characteristics matter. *Applied Economics Letters* 30 (4): 488–495.  
<https://doi.org/10.1080/13504851.2021.1994518>

Freedman, David A. (1991). Statistical Models and Shoe Leather. *Sociological Methodology* 21:  
291–313. <https://doi.org/10.2307/270939>

Funnell, Sue og Patricia Rogers (2011). The Essence of Program Theory, pp. 3-13 i *Purposeful Pro-  
gram Theory: Effective Use of Theories of Change and Logic Models*. Jossey-Bass.

Gallen, Yana, Rune V. Lesner og Rune Vejlin (2019). The labor market gender gap in Denmark:  
Sorting out the past 30 years. *Labour Economics* 56: 58–67. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2018.11.003>

Goldin, Claudia (2006). The Quiet Revolution That Transformed Women’s Employment, Education,  
and Family. *American Economic Review* 96 (2): 1–21.  
<https://doi.org/10.1257/000282806777212350>

Goldin, Claudia (2014). A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter. *American Economic Review* 104 (4): 1091–1119. <https://doi.org/10.1257/aer.104.4.1091>

Gronau, Reuben (1988). Sex-Related Wage Differentials and Women's Interrupted Labor Careers—the Chicken or the Egg. *Journal of Labor Economics* 6 (3): 277–301.  
<https://doi.org/10.1086/298184>

Gupta, Nabanita Datta og Nina Smith (2002). Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark. *Economica* 69 (276): 609–629. <https://doi.org/10.1111/1468-0335.00303>

Hall, Peter A. (1993). Policy Paradigms, Social Learning, and the State: The Case of Economic Policymaking in Britain. *Comparative Politics* 25 (3): 275–296.  
<https://doi.org/10.2307/422246>

Hansen, Jesper Asring og Lars Tummers (2020). A Systematic Review of Field Experiments in Public Administration. *Public Administration Review* 80 (6): 921–931.  
<https://doi.org/10.1111/puar.13181>

Hariri, Jacob Gerner og David Dreyer Lassen (2017). Income and Outcomes: Social Desirability Bias Distorts Measurements of the Relationship between Income and Political Behavior. *Public Opinion Quarterly* 81 (2): 564–576. <https://doi.org/10.1093/poq/nfw044>

Hart, Rannveig K., Synøve N. Andersen og Nina Drange (2019). Effects of extended paternity leave on union stability and fertility. *Discussion Papers*, Nr. 899. Statistics Norway, Research Department. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/210967/1/1665924276.pdf>

Johansson, Elly-Ann (2010). The effect of own and spousal parental leave on earnings. *Working Paper Series*, Nr. 2010:4. IFAU – Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy. <https://www.ifau.se/globalassets/pdf/se/2010/wp10-4-The-effect-of-own-and-spousal-parental-leave-on-earnings.pdf>

Keele, Luke og Randolph T. Stevenson (2021). Causal interaction and effect modification: same model, different concepts. *Political Science Research and Methods* 9 (3): 641–649.  
<https://doi.org/10.1017/psrm.2020.12>

Killewald, Alexandra (2012). A Reconsideration of the Fatherhood Premium: Marriage, Coresidence, Biology, and Fathers' Wages. *American Sociological Review* 78 (1): 96–116.  
<https://doi.org/10.1177/0003122412469204>

King, Gary, Robert O. Keohane og Sidney Verba (1994). The Science in Social Science, pp. 3-33 i *Designing Social Inquiry*. Princeton University Press.

Kleven, Henrik (2022). The Geography of Child Penalties and Gender Norms: A Pseudo-Event Study Approach. *National Bureau of Economic Research Working Paper 30176*.  
<https://doi.org/10.3386/w30176>

Kleven, Henrik, Camille Landais, Anne Sophie Lassen, Philip Rosenbaum, Herdis Steingrimsdottir og Jakob Egholt Søgaard (2025). *Earmarking Parental Leave to Fathers: Effects on Beliefs, Norms, and Childcare* [Uppubliceret manuskript].

Kleven, Henrik, Camille Landais, Johanna Posch, Andreas Steinhauer og Josef Zweimüller (2019). Child Penalties across Countries: Evidence and Explanations. *AEA Papers and Proceedings* 109: 122–126. <https://doi.org/10.1257/pandp.20191078>

Kleven, Henrik, Camille Landais, Johanna Posch, Andreas Steinhauer og Josef Zweimüller (2024). Do Family Policies Reduce Gender Inequality? Evidence from 60 Years of Policy Experimentation. *American Economic Journal: Economic Policy* 16 (2): 110–149.  
<https://doi.org/10.1257/pol.20210346>

Kleven, Henrik, Camille Landais og Jakob Egholt Søgaard (2019). Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics* 11 (4): 181–209.  
<https://doi.org/10.1257/app.20180010>

Kotsadam, Andreas og Henning Finseraas (2011). The state intervenes in the battle of the sexes: Causal effects of paternity leave. *Social Science Research* 40 (6): 1611–1622.  
<https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2011.06.011>

Lee, David S. og Thomas Lemieux (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature* 48 (2): 281–355. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>

Lov nr. 343 af 22/03/2022. *Lov om ændring af barselsloven*. <https://www.retsinformation.dk/eli/lt/2022/343>

Lundberg, Shelly og Elaina Rose (2002). The Effects of Sons and Daughters on Men's Labor Supply and Wages. *The Review of Economics and Statistics* 84 (2): 251–268.  
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.194935>

Lundborg, Petter, Erik Plug og Astrid Würtz Rasmussen (2024). Is There Really a Child Penalty in the Long Run? New Evidence from IVF Treatments. *IZA Discussion Papers*, Nr. 16959.  
<https://ssrn.com/abstract=4813455>

McCrary, Justin (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics* 142 (2): 698–714. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005>

Mincer, Jacob (1974). The Human Capital Earnings Function, pp. 83-96 i *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research.

Mincer, Jacob og Haim Ofek (1982). Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital. *The Journal of Human Resources* 17 (1): 3–24.  
<https://doi.org/10.2307/145520>

Mincer, Jacob og Solomon Polachek (1974). Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy* 82 (2): S76–S108. <https://doi.org/10.1086/260293>

Mortensen, Sille Wulff (2025). For Daniel var orloven »den bedste investering nogensinde«. Men Danmark sakker bagud på fædrebarsel. *Jyllands-Posten*, 7. november.

Mutz, Diana Carole (2011). *Population-based survey experiments*. Princeton University Press.

OECD (2025a). *Members and partners*. <https://www.oecd.org/en/about/members-partners.html> (20. december 2025)

OECD (2025b). Paid leave for fathers: Recent OECD policy trends. *OECD Publishing*.  
<https://doi.org/10.1787/07442bed-en>

Olafsson, Arna og Herdis Steingrimsdottir (2020). How Does Daddy at Home Affect Marital Stability? *The Economic Journal* 130 (629): 1471–1500. <https://doi.org/10.1093/ej/ueaa009>

Olivetti, Claudia og Barbara Petrongolo (2016). The Evolution of Gender Gaps in Industrialized Countries. *Annual Review of Economics* 8: 405–434. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115329>

Olivetti, Claudia og Barbara Petrongolo (2017). The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-Income Countries. *Journal of Economic Perspectives* 31 (1): 205–230. <https://doi.org/10.1257/jep.31.1.205>

Olsen, Asmus Leth (2014). Tærskelvariable og tærskelværdier: en introduktion til regressions- diskontinuitetsdesignet. *Politica* 46 (1): 42–59. <https://tidsskrift.dk/politica/issue/download/5273/824>

Patienthåndbogen (2023). *Igangsættelse af fødsel*, 8. november. <https://www.sundhed.dk/borger/patienthaandbogen/graviditet/sygdomme-og-komplikationer/foedsel/igangsættelse-af-foedsel/> (20. december 2025)

Patienthåndbogen (2024). *Til dig, der planlægger at blive gravid*, 8. april. <https://www.sundhed.dk/borger/patienthaandbogen/graviditet/graviditet-foedsel-barsel/foer-graviditet/til-dig-der-planlaegger-at-blive-gravid/> (20. december 2025)

Patnaik, Ankita (2019). Reserving Time for Daddy: The Consequences of Fathers' Quotas. *Journal of Labor Economics* 37 (4): 1009–1059. <https://doi.org/10.1086/703115>

Périvier, Hélène og Gregory Verdugo (2024). Where Are the Fathers? Effects of Earmarking Parental Leave for Fathers in France. *ILR Review* 77 (1): 88–118.  
<https://doi.org/10.1177/00197939231201570>

Rasmussen, Astrid Würtz (2010). Increasing the length of parents' birth-related leave: The effect on children's long-term educational outcomes. *Labour Economics* 17 (1): 91–100.  
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.07.007>

Rege, Mari og Ingeborg F. Solli (2013). The impact of paternity leave on fathers' future earnings. *Demography* 50 (6): 2255–2277. <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0233-1>

Rockwool Fonden (2024). Foreløbige konsekvenser af øget øremærkning af barselsdagpenge. *Rockwool Fonden*. <https://rockwoolfonden.dk/udgivelser/foreloebige-konsekvenser-af-oeget-oe-remaerkning-af-barselsdagpenge/>

Rosenbaum, Philip (2020). Does early childbearing matter? New approach using Danish register data. *Labour Economics* 65: 101852. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101852>

Rossin-Slater, Maya (2018). Maternity and Family Leave Policy, pp. 323-342 i *The Oxford handbook of women and the economy*. Oxford University Press.

Rubin, Donald B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology* 66 (5): 688–701.  
<https://doi.org/10.1037/h0037350>

Rubin, Donald B. (1990). [On the Application of Probability Theory to Agricultural Experiments. Essay on Principles. Section 9.] Comment: Neyman (1923) and Causal Inference in Experiments and Observational Studies. *Statistical Science* 5 (4): 472–480.  
<https://www.jstor.org/stable/2245383>

Schneider, Anne og Helen Ingram (1990). Behavioral Assumptions of Policy Tools. *The Journal of Politics* 52 (2): 510–529. <https://doi.org/10.2307/2131904>

Schönberg, Uta og Johannes Ludsteck (2014). Expansions in Maternity Leave Coverage and Mothers' Labor Market Outcomes after Childbirth. *Journal of Labor Economics* 32 (3): 469–505. <https://doi.org/10.1086/675078>

Sieppi, Antti og Jaakko Pehkonen (2019). Parenthood and gender inequality: Population-based evidence on the child penalty in Finland. *Economics Letters* 182: 5–9.  
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.05.034>

Stock, James H. og Mark W. Watson (2020). *Introduction to econometrics* 4. udg. Pearson.

Sundhedsstyrelsen (2023). *Amning*. <http://www.sst.dk/da/Borger/En-sund-hverdag/Kost/Amning>  
(20. december 2025)

Tamm, Marcus (2019). Fathers' parental leave-taking, childcare involvement and labor market participation. *Labour Economics* 59: 184–197. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2019.04.007>

Thistlethwaite, Donald L. og Donald T. Campbell (1960). Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment. *Journal of Educational Psychology* 51 (6): 309–317. <https://doi.org/10.1037/h0044319>

Unterhofer, Ulrike og Katharina Wrohlich (2017). Fathers, parental leave and gender norms. *DIW Discussion Papers*, Nr. 1657. <https://www.econstor.eu/handle/10419/157350>

Vedung, Evert (1998). Policy Instruments: Typologies and Theories, pp. 21-58 i *Carrots, Sticks & Sermons: Policy Instruments and their Evaluation*.

Weile, Laura, Caroline Rygaard, Nabanita Datta Gupta, Astrid Würtz Rasmussen og Nina Smith (2024). Uncovering sources of heterogeneity in the child penalty: Conventional versus data-driven approaches. *Rockwool Foundation Research Unit*. [https://rockwoolfonden.s3.eu-central-1.amazonaws.com/wp-content/uploads/2024/09/RFF-Studypaper220-Uncovering-sources-of-heterogeneity-in-the-child-penalty\\_September2024.pdf?download=true](https://rockwoolfonden.s3.eu-central-1.amazonaws.com/wp-content/uploads/2024/09/RFF-Studypaper220-Uncovering-sources-of-heterogeneity-in-the-child-penalty_September2024.pdf?download=true)

Wickham, Hadley, Mara Averick, Jennifer Bryan, Winston Chang, Lucy D'Agostino McGowan, Romain François, Garrett Grolemund, Alex Hayes, Lionel Henry, Jim Hester, Max Kuhn, Thomas Lin Pedersen, Evan Miller, Stephan Milton Bache, Kirill Müller, Jeroen Ooms, David Robinson, Dana Paige Seidel, Vitalie Spinu, Kohske Takahashi, Davis Vaughan, Claus Wilke, Kara Woo og Hiroaki Yutani (2019). Welcome to the Tidyverse. *Journal of Open Source Software* 4 (43): 1686. <https://doi.org/10.21105/joss.01686>

Zhang, Mingxue, Yue Wang og Lingling Hou (2024). Gender norms and the child penalty in China. *Journal of Economic Behavior & Organization* 221: 277–291.  
<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2024.03.011>

## 11. Appendiks

**Tabel A1:** Overblik over registre og variable fra Danmarks Statistik

Register	Variabel	Beskrivelse
BEF	id_nr	Identifikationsnummer
	mor_id_nr	Identifikationsnummer (mor)
	far_id_nr	Identifikationsnummer (far)
	foed_dag	Fødselsdato
	koen	Køn
	ie_type	Etnicitet
	foerste_indvandring	Dato for første indvandring
	referencetid	Kvartal for opgørelse
BARSELSDAGPENGE	id_nr	Identifikationsnummer
	barn_id_nr	Identifikationsnummer (barn)
	barnfoeddag	Barnets fødselsdag
	bdp_periode_start	Startdato for perioden
	bdp_periodeorlovsdage	Antal dag med dagpenge i perioden
	bdp_orlovstype	Orlovstype
BFL / BFLBRTIF	bdp_fraverendetype	Lønmodtagerstatus
	id_nr	Identifikationsnummer
	ajo_bredt_loenbeloeb	Løn
	ajo_loentimer	Arbejdstimer
	ajo_job_start_dato	Dato for periodestart
DAGTILBUD	sektorkode	Sektortilknytning
	id_nr	Identifikationsnummer
	boern_vfra	Dato for institutionsstart
UDDA	id_nr	Identifikationsnummer
	hfaudd	Højeste uddannelsesniveau
IND	id_nr	Identifikationsnummer
	erhvervsindk_13	Erhvervsindkomst

Kilde: Danmarks Statistik (2025j)

**Tabel A2:** Visualisering af det månedsbaserede datasæts struktur

ID	Barnets fødselsdato	Eventtid (måned)	Løn	Arbejdstimer	Beskæftigelse	Orlov (far)	Orlov (mor)	mv.
X	...	0	...	...	...	...	...	...
X	...	1	...	...	...	...	...	...
X	...	2	...	...	...	...	...	...
X	...	(...)	...	...	...	...	...	...
X	...	29	...	...	...	...	...	...
Y	...	1	...	...	...	...	...	...
Y	...	2	...	...	...	...	...	...
Y	...	(...)	...	...	...	...	...	...
Y	...	29	...	...	...	...	...	...

Note: X og Y repræsenterer identifikationsnumre for to forskellige mødre. Grundet reglerne om hjemtagelse af mikrodata, er det ikke muligt at vise et reelt udklip af datasættet.

**Tabel A3:** RD-estimater for placebovariable (september 2021)

	RD-estimat	Robust inferens		Datavindue	N
		P-værdi	Konfidensinterval		
Månedsløn	498,298	0,651	[-1.697,31; 2.716,32]	27	8.613
Arbejdstimer	3,426	0,315	[-3,36; 10,44]	27	8.613
Beskæftigelse	1,399	0,474	[-2,47; 5,32]	29	9.242
Privatansatte	0,021	0,297	[-1,86; 6,08]	41	13.107
Alder	0,010	0,936	[-0,41; 0,45]	31	9.868
Herkomst					
Dansker	0,004	0,863	[-3,69; 4,41]	28	8.918
Indvanderer	-0,003	0,909	[-3,45; 3,07]	35	11.118
Efterkommer	-0,007	0,466	[-2,93; 1,34]	25	7.966
Uddannelse					
Ufaglært	0,008	0,687	[-3,36; 5,10]	24	7.542
<b>Faglært</b>	<b>-0,038*</b>	<b>0,049</b>	<b>[-7,96; -0,02]</b>	<b>25</b>	<b>7.836</b>
Kort videregående	0,000	0,988	[-1,93; 1,96]	33	10.322
Mellemlang videregående	0,040 <sup>†</sup>	0,093	[-0,70; 9,20]	24	7.542
Lang videregående	0,002	0,935	[-3,87; 4,21]	34	10.624
Region					
Hovedstaden	0,032	0,158	[-1,32; 8,10]	29	9.088
Midtjylland	-0,035 <sup>†</sup>	0,062	[-7,53; 0,18]	32	9.996
Nordjylland	0,013	0,380	[-1,61; 4,22]	27	8.474
Sjælland	0,000	0,953	[-2,82; 2,65]	37	11.616
Syddanmark	-0,014	0,518	[-5,46; 2,75]	27	8.474

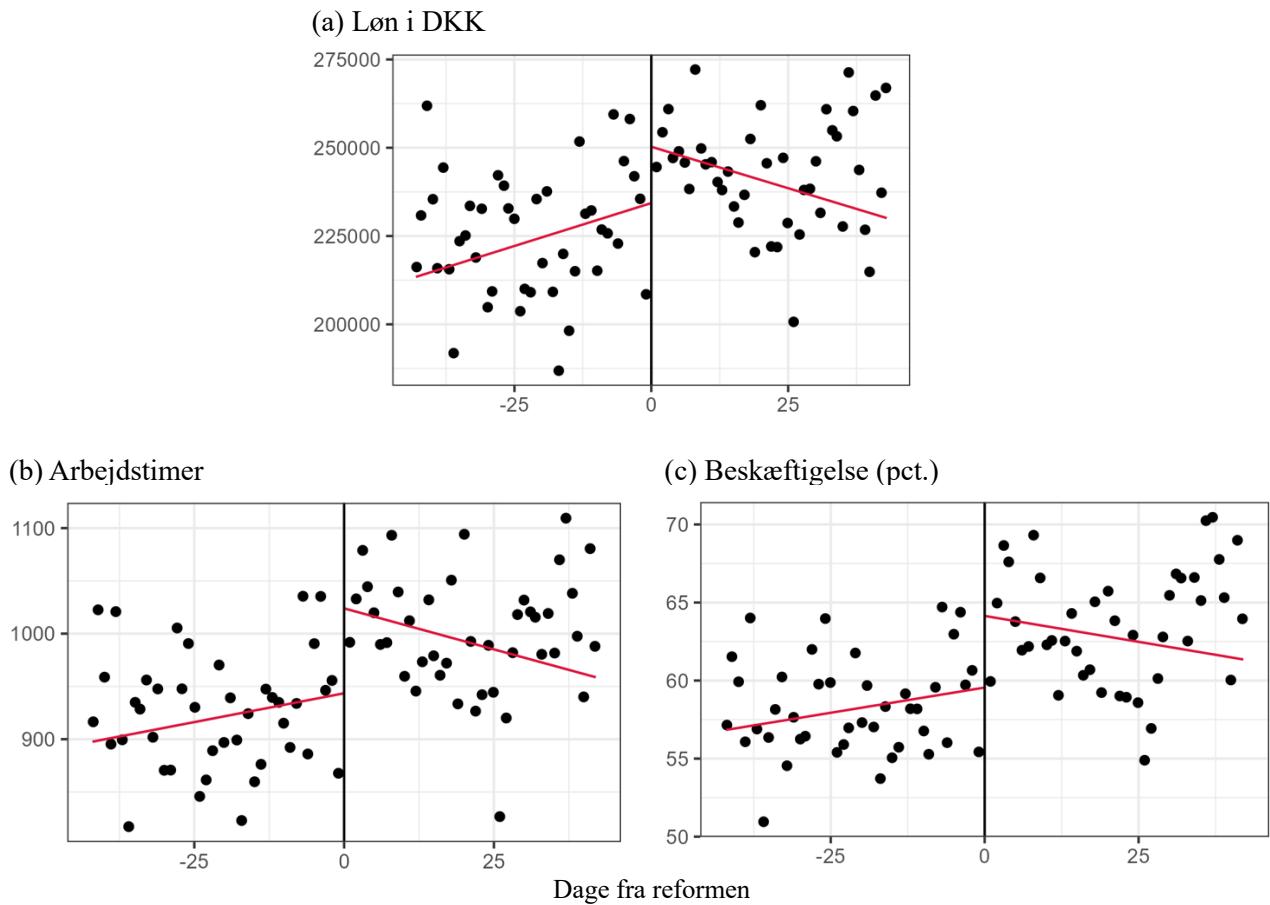
Note: N er det effektive antal observationer inden for hvert datavindue (N i stikprøven = 54.801). Jeg anvender CER-optimale datavinduer (eng. *Coverage Error Rate-optimal*) fremfor MSE-optimale, da de optimerer konfidensintervallet frem for punktestimatet. Testens formål er statistisk inferens og punktestimatet er i denne sammenhæng for så vidt uinteressant (Cattaneo, Idrobo og Titiunik, 2020: 90–92). P-værdier og 95 pct. konfidensintervaller er robust bias-korrigerede. <sup>†</sup>p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Månedsløn er inflationskorrigeret DKK i juni 2025-priser. Arbejdstimer er antal timer indberettet af arbejdsgiveren. Beskæftigelse er andelen, som arbejder mere end én time i september 2021 i pct.

**Tabel A4:** Månedsbaserede RD-estimater for barselsreformens effekt på fædres og mødres orlov

Eventtid (måned)	Estimat	Robust inferens		Datavindue	N
		P-værdi	Konfidensinterval		
<b>Orlov (far)</b>					
0	4,20***	<0,001	[3,67; 5,03]	16	4.956
1	-4,70***	<0,001	[-5,14; -3,97]	17	5.292
2	0,24	0,106	[-0,05; 0,48]	56	17.967
3	0,11	0,585	[-0,20; 0,35]	46	14.723
4	0,46*	0,018	[0,07; 0,74]	37	12.134
5	0,67***	<0,001	[0,33; 0,98]	53	16.986
6	0,56**	0,007	[0,15; 0,94]	45	14.723
7	1,70***	<0,001	[1,23; 2,36]	32	10.496
8	2,77***	<0,001	[2,18; 3,77]	19	5.994
9	5,57***	<0,001	[4,89; 6,53]	36	11.816
10	3,35***	<0,001	[2,47; 4,12]	44	14.102
11	0,00	0,605	[-1,14; 0,66]	19	5.994
12	-1,43***	<0,001	[-2,20; -1,00]	14	4.637
13	-0,39***	<0,001	[-0,60; -0,23]	64	20.821
14	-0,13*	0,044	[-0,28; -0,00]	60	19.562
15	-0,12**	0,006	[-0,23; -0,04]	41	13.406
<b>Orlov (mor)</b>					
0	1,81	0,210	[-0,79; 3,59]	6	1.658
1	0,35	0,248	[-0,38; 1,48]	27	8.918
2	-0,26	0,752	[-0,97; 0,70]	35	11.466
3	0,96*	0,025	[0,11; 1,72]	41	13.107
4	0,36	0,266	[-0,38; 1,37]	33	10.804
5	0,46†	0,079	[-0,07; 1,33]	43	14.102
6	-2,11***	<0,001	[-2,85; -1,00]	28	8.918
7	1,36†	0,085	[-0,15; 2,39]	20	6.316
8	-5,67***	<0,001	[-6,58; -4,85]	39	12.787
9	-8,19***	<0,001	[-9,57; -7,26]	20	6.637
10	-7,52***	<0,001	[-8,58; -6,81]	28	9.242
11	-3,94***	<0,001	[-4,84; -3,44]	15	4.637
12	-1,10***	<0,001	[-1,42; -0,73]	44	14.429
13	-0,75***	<0,001	[-1,04; -0,45]	41	13.406
14	-0,41***	<0,001	[-0,66; -0,20]	47	15.363
15	-0,31***	<0,001	[-0,50; -0,18]	44	14.429

Note: N er det effektive antal observationer inden for hvert MSE-optimalt datavindue (N i stikprøven = 54.801). P-værdier og 95 pct. konfidensintervaller er robust bias-korrigerede. †p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Orlov er antal orlovsdage.

**Figur A1:** RD-figurer for mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse i første år



Note: N = 14.102 for panel a, 13.748 for panel b og 13.406 for panel c. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Punkterne er lokale gennemsnit med n > 100. Figurerne illustrerer de skarpe RD-estimater for mødres løn, arbejdstimer og beskæftigelse i første år svarende til model 6, 8 og 10 i tabel 6.1. Diskontinuiteten ved tærsklen er signifikant for panel b og c ( $p < 0,01$ ).

**Tabel A5:** RD-estimater for arbejdsmarkedsvariable i de første seks måneder af tredje år.

	Estimat	P-værdi	Robust inferens Konfidensinterval	Datavindue	N
<b>Skarpt RDD</b>					
Løn	5.256,87	0,422	[-6.776,86; 16.194,69]	42	13.406
Arbejdstimer	24,42	0,134	[-8,05; 60,18]	44	14.102
Beskæftigelse	1,56	0,334	[-1,73; 5,08]	45	14.429
<b>Fuzzy RDD</b>					
Løn	171,27	0,314	[-164,13; 510,99]	55	17.635
Arbejdstimer	0,71	0,116	[-0,18; 1,69]	68	21.766
Beskæftigelse	0,04	0,362	[-0,05; 0,14]	67	21.434

Note: N er det effektive antal observationer inden for hvert MSE-optimalt datavindue (N i stikprøven = 54.801). P-værdier og 95 pct. konfidensintervaller er robust bias-korrigerede. †p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Førsteleddet er signifikant for alle variable i det fuzzy RDD. Løn er inflationskorrigered DKK i juni 2025-priser. Arbejdstimer er antal timer indberettet af arbejdsgiveren. Beskæftigelse er andelen af måneder på et år, med mere end én times arbejde i pct. Variablene er baseret på månedlige data og opgjort som de første seks måneder af tredje år efter fødslen svarende til måned 24-29 (fødselsmåned = 0).

**Tabel A6:** Validitetstest med alternative placebotærskler (variabel = forskel i orlov)

Tærskel	Estimat	Robust inferens		Datavindue	N
		P-værdi	Konfidensinterval		
-90	2,63	0,610	[-9,17; 15,62]	24	6.989
-60	4,87	0,415	[-7,32; 17,75]	22	6.787
-30	-10,55 <sup>†</sup>	0,095	[-26,97; 2,15]	17	5.481
0	28,25***	<0,001	[19,51; 35,02]	46	14.723
30	-1,26	0,889	[-10,91; 12,57]	19	5.866
60	0,26	0,798	[-10,18; 13,25]	18	5.536
90	5,80	0,337	[-5,63; 16,43]	25	7.228

Note: N angiver effektive observationer inden for det anvendte MSE-optimale datavindue. P-værdier og 95 pct. konfidensintervaller er robust bias-korrigerede. <sup>†</sup>p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Forskel i orlov er fars minus mors orlovsdage.

**Tabel A7:** Validitetstest med donut RDD (variabel = forskel i orlov)

Dage ekskluderet	Estimat	Robust inferens		Datavindue	N
		P-værdi	Konfidensinterval		
Hele datasættet	28,25***	<0,001	[19,51; 35,02]	46	14.723
2	31,18***	<0,001	[22,12; 39,29]	49	15.002
4	29,55***	<0,001	[17,99; 39,76]	43	12.391
6	25,60***	<0,001	[11,68; 36,62]	42	11.443
8	26,70***	<0,001	[11,27; 38,88]	43	11.106
10	32,50***	<0,001	[20,40; 44,07]	57	15.036
12	35,88***	<0,001	[22,47; 50,86]	52	12.721

Note: N angiver effektive observationer inden for det anvendte MSE-optimale datavindue. P-værdier og 95 pct. konfidensintervaller er robust bias-korrigerede. <sup>†</sup>p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Forskel i orlov er fars minus mors orlovsdage.

**Tabel A8:** Skarpe RD-estimater for barselsreformens effekt på mødres erhvervsindkomst

	Erhvervsindkomst		
	2022	2023	2024
Estimat	12.610,83 (11.501,61)	18.153,32 <sup>†</sup> (10.201,68)	12.140,88 (12.444,58)
Konfidensinterval	[-7.178,92; 37.906,56]	[-2.923,14; 37.066,70]	[-11.205,04; 37.576,82]
Basisgennemsnit	328.521,02	251.822,56	361.541,08
Datavindue	39	39	39
N	12.447	12.449	12.408

Note: N er det effektive antal observationer inden for hvert MSE-optimalt datavindue (N i stikprøven = 54.801). Basisgennemsnit angiver kontrolgruppens gennemsnitlige erhvervsindkomst. 95 pct. konfidensintervaller og standardfejl angivet i parentes er robust bias-korrigerede. <sup>†</sup>p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Erhvervsindkomst er inflationskorrigert DKK i juni 2025-priser. Erhvervsindkomst omfatter arbejdsgiverbetalt løn, overskud fra selvstændig virksomhed og honorarer.

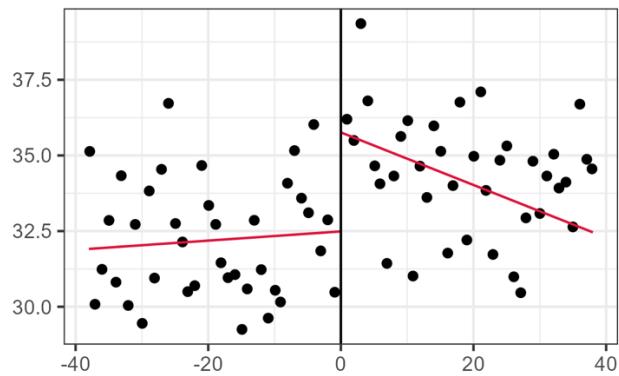
**Tabel A9:** Skarpe RD-estimater for barselsreformens effekt på fædres løn

	Estimat	Robust inferens		Datavindue	N
		P-værdi	Konfidensinterval		
Første år	-17.238,52	0,173	[-52.077,70; 9.359,14]	43	13.748
Andet år	-10.852,64	0,287	[-34.631,43; 10.259,07]	68	21.766
Tredje år	-5.322,47	0,355	[-18.287,71; 6.568,41]	61	19.562

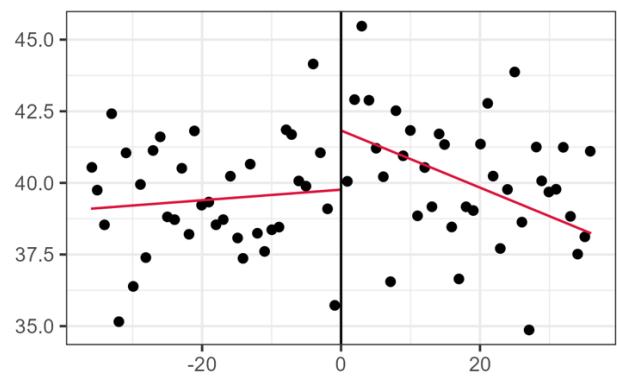
Note: N angiver effektive observationer inden for det anvendte MSE-optimale datavindue. P-værdier og 95 pct. konfidensintervaller er robust bias-korrigerede. <sup>†</sup>p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001. Modellerne er estimeret med en lokal lineær regression og triangulær kernelfunktion. Løn er inflationskorrigert DKK i juni 2025-priser. Variablene er baseret på månedlige data og opgjort som første, andet og tredje år efter fødslen hhv. måned 0–11, 12–23 og 24–29 (fødselsmåned = 0).

**Figur A2:** RD-figurer for mødres andel af forældrenes løn i første, andet og tredje år efter fødslen

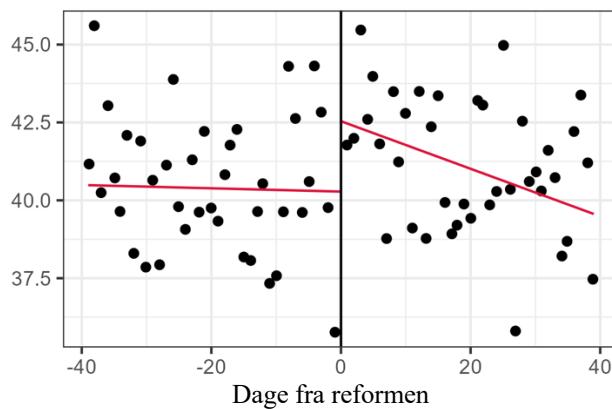
(a) Andel af løn første år



(b) Andel af løn andet år



(c) Andel af løn tredje år



Note: N = 12.457 for panel a, 11.816 for panel b og 12.787 for panel c. Den vandrette akse viser tærskelvariablen (0 = 2. august 2022). Punkterne er lokale gennemsnit med n > 100. Figurerne illustrerer skarpe RD-estimater for mødres andel af forældrenes samlede løn svarende til model 18, 19 og 20 i tabel 7.2. Diskontinuiteten ved tærsklen er for alle figurer signifikant ( $p < 0,05$ ).

## 12. Oversigt over bilag

Følgende kode er vedlagt som bilag (PDF eller HTML-fil):

- Dataindsamling
- Dataforberedelse
- Deskriptiv analyse
- Analyse
- Robusthedsanalyse
- Validitetstests
- Figurer