

Rapport 2018:13

Mellom arbeidsliv og familieliv

Hvilken betydning har arbeids-
markedssituasjonen for om menn
og kvinner velger å få barn?

Sara Cools og Marte Strøm

© Institutt for samfunnsforskning 2018
Rapport 2018:13

Institutt for samfunnsforskning

Munthes gate 31
Postboks 3233 Elisenberg
0208 Oslo

ISBN (trykk): 978-82-7763-607-8

ISBN (digital): 978-82-7763-608-5

ISSN (trykk): 0333-3671

ISSN (digital): 1891-4314

www.samfunnsforskning.no

Innhold

Forord	5
Sammendrag	7
English summary	10
1 Innledning	13
1.1 Om oppdraget og problemstillinger	13
1.2 Rapportens struktur	14
2 Fruktbarhet i Norge	15
2.1 Situasjonsbeskrivelse	15
2.2 Sammenhengen mellom samfunnsutvikling og fruktbarhet: Hva sier tidligere forskning?	19
Betydningen av kvinners karriere	20
Menns økte innsats i familien	21
3 Datagrunnlag og definisjoner av variabler	24
3.1 Registerdata	24
Utfall	24
Bakgrunnsvariabler	24
Aktivitetsvariabler	25
3.2 Undersøkelsen om familie og pensjon	26
3.3 LOGG	27
4 Den relative betydningen av kvinners og menns kjennetegn i hasardratemodeller for fruktbarhet	28
4.1 Metode	29
4.2 Utvalg	31
Analyser av par	31
Historiske analyser av betydningen av inntekt i ulike kohorter	35
Utviklingen i heltidsansettelser over tid	38
4.3 Analyser av par – hele utvalget	39
4.4 Analyser av par – forskjeller mellom kohorter i utvalget	51
4.5 Analyser av par – forskjeller etter hennes utdanningsnivå	58
4.6 Analyser av enkeltindivider i perioden 1967–2000	62
4.7 Sammendrag	65

5	Preferanser og økonomisk trygghet som forutsetning for å få barn	68
5.1	Resultater når det gjelder fruktbarhetspreferanser, fra undersøkelsen om familie og pensjon	69
	Ønsket barnetall	69
	Ønsket alder ved første fødsel	73
5.2	Fruktbarhetsintensjoner og realisert fruktbarhet i LOGG	74
5.3	Betydningen av «milepæler» i undersøkelsen om familie og pensjon	77
5.4	Betydningen av fast jobb – eventstudie i registerdata	80
5.5	Sammendrag	85
	Litteratur	87

Forord

Denne rapporten er skrevet på oppdrag fra Barne- og likestillingsdepartementet. Prosjektet som rapporteres, består av to hoveddeler: «Den relative betydningen av kvinners og menns kjennetegn i hasardratemodeller for fruktbarhet» analyseres i kapittel 4, og «Preferanser og økonomisk trygghet som forutsetning for å få barn» studeres i kapittel 5.

Vi takker Ragni Hege Kitterød ved Institutt for samfunnsforskning for innspill og kommentarer underveis i arbeidet.

I henhold til avtalen ble et utkast til denne rapporten overlevert til oppdragsgiveren 17. august 2018, mens den endelige utgaven blir publisert 3. september 2018.

Sammendrag

Forfatter	Sara Cools og Marte Strøm
Tittel	Mellom arbeidsliv og familieliv
Sammendrag	Statistisk sentralbyrås beregninger av samlet fruktbarhetstall (SFT) viser at periodefruktbarheten har falt hvert år siden 2009 og lå på 1,62 for 2017 – det laveste nivået som noen gang er målt for Norge. Blant forklaringene som ofte gis, er kvinners økte utdanning og den økte betydningen av kvinners karriere, som forårsaker høyere alder for førstegangsfødende og tilspisser konflikten mellom familie- og arbeidsliv. En annen potensiell forklaring, som ikke nevnes like ofte, er at menns økte deltakelse i familielivet er med på å påvirke både ønsker for antall barn og riktig tidspunkt for å få barn, og sammenhengen mellom disse ønskene og hva som blir faktisk fruktbarhetsadferd (konsekvens).

I denne rapporten har vi forsøkt å belyse hvordan en rekke forhold som gjelder arbeidslivet og menns og kvinners økonomiske sikkerhet, henger sammen med beslutningen om å få barn. Analysene er organisert i to kapitler.

I kapittel 4 har vi undersøkt hva hans og hennes inntekt og arbeidstid betyr for beslutningen om å få det første og det tredje barnet. Sammenhengene er estimert ved hjelp av en hasardratemodell, og tidsrommet for observert fruktbarhet er 1995–2014. Sammenhengene kan ikke gis en årsakstolkning.

Vi finner en sterk sammenheng mellom både hennes og hans lønnsinntekt og sannsynligheten for å få et første barn. Betydningen av hans og hennes lønnsinntekt er like stor når vi har begge inntekt og arbeidstid med i modellen, noe som tyder på at forsørgerbyrden i utgangspunktet deles mellom foreldrene. Når det gjelder betydningen av arbeidstid, er det store forskjeller mellom menn og kvinner. Når hun jobber deltid, har de større sannsynlighet for å få et første barn, mens sannsynligheten er lavere hvis han jobber deltid. Dette tyder på at en arbeidsdeling der hun bidrar med relativt mer tid hjemme, er positivt forbundet med det å få et første barn.

Sammenhengen er mindre sterk mellom hans og hennes inntekt og sannsynligheten for å få et tredje barn. Hennes deltid er fortsatt viktig, og hans deltid er her også positivt forbundet med sannsynligheten for å få det tredje barnet. At inntekt ser ut til å ha mindre betydning for overgangen til det tredje barnet, tyder på at beslutningen om å få et tredje barn i relativt større grad henger sammen med andre forhold, som preferanser, kapasitet og livssituasjon for øvrig. Den relativt større betydningen av hennes deltidsarbeid, sammenliknet med inntekt, for overgangen til et tredje barn peker mot at kvinners økende heltidsarbeid over tid kan være en del av forklaringen på nedgangen i tredjefødsler gjennom perioden. Framtidig

forskning bør se nærmere på hva heltidsarbeid betyr for sannsynligheten for å få flere enn to barn.

Vi har også undersøkt hvordan sammenhengen mellom inntekt og fruktbarhet har endret seg over tid fra kohorter født tilbake i 1940-årene til kohorter født i 1980-årene. Det har vært en endring over tid, særlig i betydningen av hennes inntekt. For de tidlige kohortene av kvinner var høyere inntekt forbundet med lavere sannsynlighet for å få det første barnet, mens for de senere er sammenhengen med inntekt blitt positiv. Dette kan reflektere kvinners endrede stilling i arbeidslivet og i familien, der betydningen av lønnsarbeid var mindre i tidlige kohorter av kvinner, som i større grad også var hjemme med barna da de var små. I yngre kohorter er det mindre forskjeller mellom kvinner og menn når det gjelder betydningen av inntekt.

Inntekt har omtrent like stor betydning på tvers av utdanningsgrupper. Det er imidlertid store forskjeller mellom utdanningsgrupper når det gjelder betydningen av arbeidstid. Deltidsarbeid er positivt forbundet med sannsynligheten for å få et første barn for kvinner med videregående skole eller bachelorgrad, mens den samme forbindelsen er negativ for kvinner med en mastergrad eller tilsvarende. For kvinner med utdanning på mastergradsnivå er derfor betydningen av både inntekt og arbeidstid lik som for mannen; det er viktig å være etablert med inntekt og fulltidsarbeid før man får sitt første barn. Uansett hennes utdanningsnivå er det viktig at mannen har inntekt og jobber fulltid før paret får sitt første barn. For det tredje barnet er forskjellen mellom kvinner i ulike utdanningsgrupper mindre; der er det også en positiv sammenheng mellom deltidsarbeid og sannsynligheten for å få et første barn for kvinner med utdanning på masternivå. Mannens deltidsarbeid er positivt forbundet med sannsynligheten for et tredje barn for kvinner med videregående utdanning eller utdanning på bachelornivå, men ikke for kvinner med mastergrad.

I kapittel 5 ser vi nærmere på betydningen av økonomisk sikkerhet og tanken om å ha tilbakelagt visse milepæler før man får barn. Svarene på spørsmålet om ideelt antall barn i undersøkelsen om familie og pensjon viser at yngre respondenter ønsker færre barn enn eldre gjør (de som er ti år yngre, ønsker i snitt 0,17 barn færre), og at menn i snitt ønsker 0,13 færre barn enn kvinner gjør. Gjennomsnittlig antall ønskede barn ligger høyere enn det faktiske gjennomsnittlige barnetallet i befolkningen. Dette gjelder også for de eldste aldersgruppene, som i stor grad kan anses å være ferdige med å få barn.

86 prosent av de spurte i utvalget vårt ønsker seg barn. Forskjellen mellom kjønn i andelen som ønsker barn overhodet, er liten og ikke statistisk signifikant. Det er en svak tendens til at yngre kvinner i mindre grad ønsker ett eller to barn ettersom de er yngre, mens disse ønskene er nokså stabile for menn. Kjønnforskjellen i ønsket om barn øker med paritet: Mens like mange kvinner og menn ønsker barn overhodet, ønsker 4 prosentpoeng flere kvinner enn menn minst to barn, og 8 prosentpoeng flere kvinner enn menn ønsker minst tre barn. Forskjellen etter alder er også større for det tredje barnet enn for de lavere paritetene; andelen som ønsker et tredje barn, er i snitt 5,3 prosentpoeng lavere blant ti år yngre respondenter.

Siden 33 prosent av respondentene oppgir at de ønsker minst tre barn, utgjør denne forskjellen på ti år en nedgang i andelen på 16 prosent.

Ønsket alder ved første fødsel er klart høyere blant de yngre respondene: De som er ti år yngre, oppgir en gjennomsnittlig ønsket alder ved første fødsel som ligger 1,2 år høyere. Kvinner oppgir i snitt en ønsket alder ved første fødsel som er et drøyt år lavere enn hva menn oppgir i snitt. Sammenholdt med befolkningsgjennomsnittet ønsker særlig de eldre mennene å være langt yngre første gang de får barn, enn det deres jevnaldrende i befolkningen var da de fikk barn for første gang. Blant de eldre kvinnene er det ikke noe avvik mellom gjennomsnittlig oppgitt ideell alder ved første fødsel og det vi observerer som faktisk gjennomsnittlig alder i data for hele befolkningen.

Når vi spør om hvilke forhold som er viktige i beslutningen om å få barn, er det en høyest andel respondenter som mener det er veldig viktig å være i et fast forhold (86 %) og ha en fast jobb (68 %). Litt over halvparten mener at å være ferdig utdannet og å ha god økonomi er veldig viktig, mens under halvparten oppgir at det er veldig viktig å eie egen bolig (43 %) eller å ha gode karriereutsikter (44 %). Hvor viktige respondentene vurderer disse forholdene til å være, varierer lite etter kjønn og alder. De unge er imidlertid mer opptatt av alle de andre forholdene enn de eldre.

Vi undersøker også ved hjelp av et eventstudie-rammeverk hvordan sannsynligheten for å få barn endrer seg når kvinnen eller mannen får fast jobb (i registerdataene er en fast jobb definert som en jobb som varer lenger enn ett år). Vi finner at sannsynligheten for å ha fått det første barnet stiger jevnt fram mot året når personen får fast jobb. Sannsynligheten stiger imidlertid langt raskere i årene etter at personen har fått fast jobb. Det er en tydelig «knekk» det året personen får sin faste jobb, noe som betyr at sannsynligheten stiger markant dette året.

Emneord

Fruktbarhet, familieøkonomi, arbeidsdeling, sysselsetting

English summary

Author	Sara Cools og Marte Strøm
Title	Between work and family life. How does women's and men's labor market situation matter for their fertility choices?
Summary	<p>Statistics Norway's calculations of the total fertility rate (TFR) show that the period fertility has fallen every year since 2009 and was at 1.62 for 2017 – the lowest level ever recorded in Norway. Among the explanations often given are women's increased education and the increased importance of women's careers, which increase the age for first-time mothers and the conflict between family life and work life. Another potential, less frequently mentioned, explanation is that men's increased participation in family life influences both the preferences regarding the right time to have children and the number of children wanted, as well as the relationship between these wishes and actual fertility behavior.</p>

In this report we try to shed light on how a number of matters relating to employment and men's and women's economic security relate to the decision to have children. The analysis is organized in two chapters. In Chapter 4, we investigated the importance of his and her income and working hours in the decision to get the first and third child. The estimated models are hazard rate models and the period of observed fertility is 1995–2014. The correlations should not be given a causal interpretation.

We find a strong correlation between both her and his earned income and the likelihood of having a first child. The importance of his and her earned income is equally great when we include both their income and work hours in the model. This suggests that breadwinner responsibilities are divided between the partners. Regarding the importance of working hours, there are major differences between men and women. When she works part-time, they are more likely to get a first child, while the probability is lower if he works part time. This suggests that a division of labor where she contributes relatively more time at home is positively associated with getting a first child. The correlation is less strong between his and her income and the likelihood of getting a third child. Her part-time is still important, and his part-time is here also positively associated with the likelihood of getting the third child. That income appears to have less impact on the transition to the third child suggests that the decision to get a third child is in relatively greater extent linked to other conditions – such as preferences, capacities and life situation. The relatively greater importance of her part-time work, compared with income, for the transition to a third child suggests that women's increasing full-time employment over time may be part of the explanation behind the decline in the third births over the period. Future research should look into the importance of full-time employment for fertility.

We also examined how the relationship between income and fertility has changed over time between cohorts born in the 1940s and cohorts born in the 1980s. There has been a change over time, especially in the importance of her income. For the early cohorts of women higher income was associated with a lower probability of getting the first child, while in more recent cohorts the relationship with income is positive. This seems to reflect women's changing position in the labor market and in the family: Employment was less important for earlier cohorts of women, who to a greater extent tended to stay home with younger children. In younger cohorts there are smaller differences between men and women in the importance of income.

In addition, we have examined differences between couples according to whether the woman's educational level is either: 1) secondary education, 2) a bachelor's degree (or the equivalent) and 3) a master's degree (or the equivalent). Income is of roughly equal importance across her education levels. However, there are major differences between educational groups in the importance of working hours. Part-time work is positively associated with the likelihood of getting a first child for women with secondary or bachelor level education, but it is negatively associated for women with a master's degree or equivalent. For women with an education at the master's level the importance of both income and working hours are therefore equal to that of their male partners; it is important to be established with income and full-time work before having their first child. The importance of the man's economic activity is approximately the same across all levels of her education. It therefore appears that there are few interactions between her and his financial resources. It is rather the case that it is important that the man has an income and work full-time before the couple have their first child regardless of her education level. For the third child the differences between women of different educational levels are smaller; there is also a positive correlation between part-time work and the probability of having a first child for women with education at the master's level. There is also evidence of some interaction effects between his and her income. His part-time work is positively associated with the likelihood of a third child in both the lowest educational groups, but not in the group of couples where she has the highest education level.

In Chapter 5, we focus on the importance of financial security in the decision to have children. Answering the question about their ideal number of children, younger respondents in the Survey on family and pensions want fewer children than older respondents (those who are ten years younger on average want 0.17 fewer children). Men on average want 0.13 fewer children than women. The average number of desired children is higher than the actual average number of children in the population – even among those in the oldest age groups, who are largely finished with having children.

86% of respondents in our survey want children. The difference between the sexes in the proportion who want children whatsoever is small and not statistically significant. There is a slight tendency for younger women to a lesser extent want one or two children because they are younger, while those wishes are fairly stable for men. The gender difference in the desire

for children increases with parity: While as many women as men want children at all, four percentage points more women than men want at least two children and eight percentage points more women than men want at least three children. The difference by age is also higher for the third child than for the lower parities; the proportion who want a third child is on average 5.3 percentage points lower among ten years younger respondents. Since 33% of respondents state that they want at least three children, this age difference of ten years means a 16 percent decline in the proportion who want at least three children.

There is a clear increase in the stated ideal age at first birth among the younger respondents: Those who are ten years younger specify an average desired age at first birth that is 1.2 years higher. Women on average report a desired age at first birth that is a year lower than the average ideal age reported by men. Compared with the population average, especially the older men would like to have had children for the first time at a much younger age than what is the case in the population. Among the older women, there is actually no discrepancy between the average stated ideal age at first birth and what we observe as the actual average age at first birth in the data for the entire population.

When we ask about the factors that are important in the decision to have children, there is a highest percentage of respondents who think it is “very important” to be in a steady relationship (86%) and to have a steady job (68%). Just over half think a having graduated and to have a good personal economy is very important, while under half say that it is very important to own their own home (43%) or have good career prospects (44%). There is little variation in how important these conditions are considered to be by sex and age. The young, however, are more concerned about all the other factors than the older ones.

In an event study framework we also examine how the probability of having children changes when the woman or the man gets a permanent job as recorded in registry data (a permanent job is defined as a job that lasts longer than one year). We find that the probability of having had the first child rises steadily until the year when the woman or her partner gets a permanent job. The probability rises, however, far faster in the years after the permanent job was achieved. There is a distinct kink during the year in which the permanent job starts, meaning that the probability of having the first child rises significantly from this year on.

Index terms

Fertility, family economics, division of labor, labor supply

1 Innledning

1.1 Om oppdraget og problemstillinger

Institutt for samfunnsforskning (ISF) har fått i oppdrag av Barne- og likestillingsdepartementet å undersøke sammenhengen mellom avveininger mellom arbeidsliv og familieliv på den ene siden og den lenge observerte nedgangen i fruktbarhet i Norge på den andre siden.

Periodefruktbarheten – altså hvor mange barn som fødes årlig av kvinner i fruktbar alder, også kjent som samlet fruktbarhetstall (SFT) – har falt hvert år siden 2010. I samme periode har gjennomsnittsalderen ved første fødsel økt, og færre får et tredje barn (Hart, Rønsen og Syse, 2015).

I dette prosjektet ser vi på to forhold som har vært framme i diskusjonen av hva som kan forklare nedgangen, men som til nå i mindre grad har vært undersøkt empirisk i en norsk sammenheng: betydningen av at fedre i stadig større grad forventes å ta noe av kostnaden ved å kombinere arbeidsliv og karriere med familieliv, og betydningen av økonomisk sikkerhet som forutsetning for å få barn. Disse prosessene har imidlertid lang virketid, og i de fleste av analysene våre ser vi derfor på utviklingen over en lengre periode.

Det fins flere undersøkelser av hva ulike observerbare kjennetegn ved kvinner, som utdanning, inntekt og sysselsetting, har å si for fruktbarhetsbeslutninger. Betydningen av menns tilsvarende kjennetegn er i mindre grad undersøkt. I tråd med at menn deltar stadig mer i familielivet, er det desto større grunn til å undersøke betydningen av også deres situasjon og framtidsutsikter for beslutninger om å få barn. Mens mange studier undersøker sammenhengen mellom fruktbarhet og mål som inntekt og sysselsetting, fins det færre studier som også undersøker betydningen av andre hendelser som er viktige i denne fasen av livet, og som kan tenkes å ha blitt viktigere i Norge de siste tiårene, som det å få fast jobb og å eie egen bolig.

Prosjektet består av to hoveddeler. I den første tar vi for oss den relative betydningen av menns og kvinners arbeidsmarkedstilknytning og økonomiske situasjon i beslutningen om å få barn. I den andre delen ser vi mer eksplisitt på vekt-

leggingen av økonomisk trygghet for fruktbarhetsbeslutninger slik den blant annet framkommer i en spørreundersøkelse gjennomført i 2017.

1.2 Rapportens struktur

Rapporten består av fem kapitler. I kapittel 2 beskriver vi utviklingen i fruktbarhet i Norge, og vi går gjennom relevant litteratur om sammenhengen mellom samfunnsutvikling og økonomiske forhold og fruktbarhet.

I kapittel 3 presenterer vi datakildene som er brukt i rapporten. I tillegg gir vi en oversikt over hvilke variabler vi gjør bruk av i analysene, og hvordan de er definert.

I kapittel 4 kommer analysene av den relative betydningen av kvinners og menns kjennetegn og økonomiske aktivitet for overgangen til første og tredje barn. Disse analysene gjør vi for par i perioden mellom 1995 og 2015 og for undergrupper av disse parene etter kvinnens fødselsår og utdanningsnivå. Deretter ser vi på utviklingen over tid i sammenhengen mellom inntekt og overgangen til første, andre og tredje barn i en enklere modell som ikke kobler par, men som til gjengjeld lar oss bruke data tilbake til 1967.

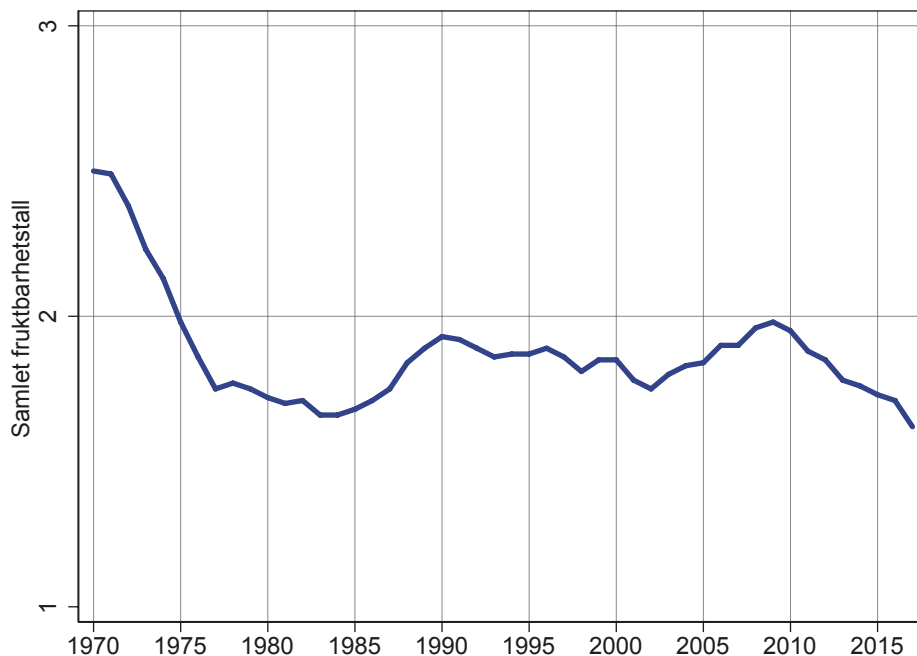
I kapittel 5 ser vi nærmere på betydningen av økonomisk sikkerhet og tanken om å ha tilbakelagt visse milepæler før man får barn. Vi gjør bruk av spørreundersøkelser for å se på ønsket barnetall sammenholdt med faktiske barnetall i befolkningen og for å se på hva holdninger til viktigheten av trygg økonomi har å si for beslutningen om å få barn. Mot slutten av kapitlet gjør vi en eventstudie ved hjelp av registerdata, hvor vi undersøker sannsynligheten for å få barn i årene rundt begynnelsen av en fast ansettelse.

2 Fruktbarhet i Norge

2.1 Situasjonsbeskrivelse

Flere ulike mål tyder på at fruktbarheten er dalende i Norge. Statistisk sentralbyrås beregninger av samlet fruktbarhetstall (SFT), vist i figur 2.1, viser at periodefruktbarheten har falt hvert år siden 2009.¹

Figur 2.1: Samlet fruktbarhetstall (SFT) for kvinner, 1970–2017



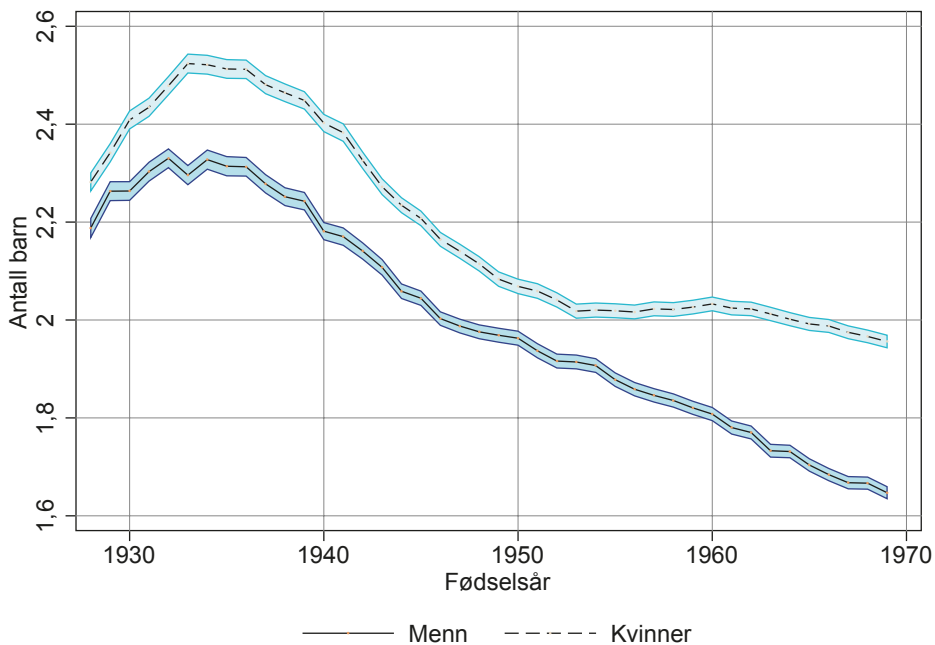
Kilde: Fødte, Statistisk sentralbyrå (SSB)

Samlet fruktbarhetstall beregnes ved at man legger sammen det antallet barn som i snitt fødes av kvinner i ulike aldersgrupper et gitt år. Sånn sett er det et mål på hvor mange barn en kvinne vil føde i løpet av livet dersom alle disse års- og aldersspesifikke fødselsratene gjelder gjennom hele hennes fruktbare

¹ <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/rekordlav-fruktbarhet>

periode, og gitt at hun lever til den fruktbare perioden er over. De aldersspesifikke fødselsratene er imidlertid i stadig endring. Dermed er det ennå for tidlig å si om denne nedgangen vil gi seg utslag i varig lavere *kohortfruktbarhet* – altså hvor mange barn kvinner som ennå ikke har avsluttet sitt fruktbarhetsløp, vil ha fått når den fruktbare perioden deres er over. Kohortfruktbarheten måles typisk ved 45 års alder og er derfor bare synlig for kohorter født fram til rundt 1970. En utsettelse av det å starte familie innebærer ikke automatisk at man får færre barn. Fram mot 1990 økte for eksempel SFT igjen til dels som følge av opphenging (Rønsen, 2005).

Figur 2.2: Gjennomsnittlig antall registrerte barn ved fylte 45 år blant menn og kvinner bosatt i Norge, født mellom 1928 og 1969, etter fødselsår

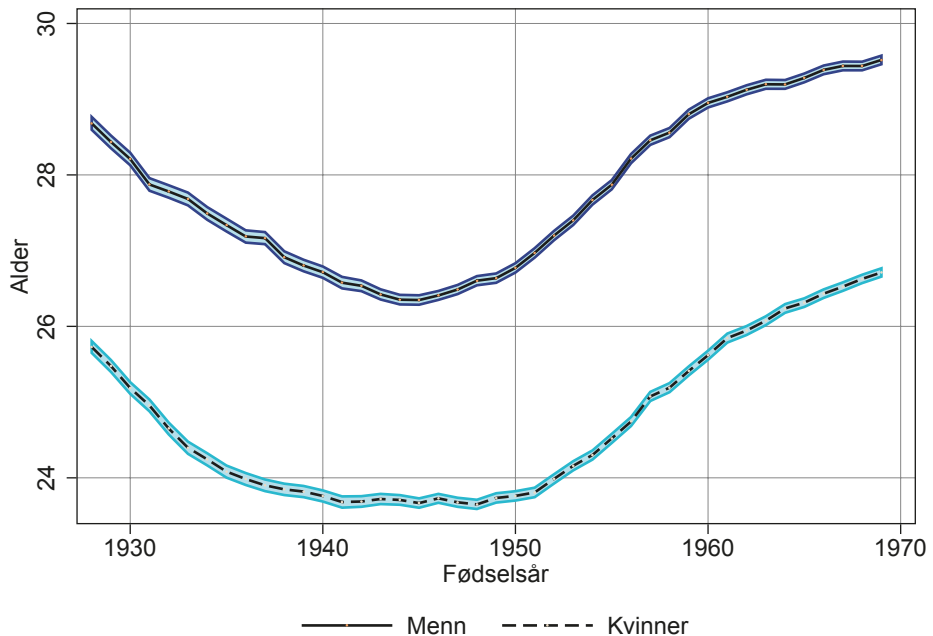


Figuren viser gjennomsnittlig antall registrerte barn ved fylte 45 år etter kjønn og fødselsår. Utvalget er alle bosatte i Norge i minst ett av årene i perioden 1995–2015 som er født mellom 1928 og 1969 (og som fyller 45 år mellom 1973 og 2014). Heltrukket linje for menn og stiplet linje for kvinner, omgitt av 95 % konfidensintervall.

Samtidig ser vi at kohortfruktbarheten for kohortene som i disse dager avslutter sitt fruktbarhetsløp, også er historisk lav. I figur 2.2 ser vi hvordan gjennomsnittlig antall barn for menn og kvinner målt ved 45 års alder har utviklet seg for kohortene født mellom 1929 og 1969. For menn er det et jevnt fall gjennom hele perioden. (45 år er en noe tidlig alder å måle endelig fruktbarhet ved for

menn. Dette gjenspeiles i at kurven for menn ligger lavere enn den for kvinner.) For kvinner ser vi at mens gjennomsnittlig antall barn per kvinne falt for alle kohortene født mellom 1935 og 1952, flatet nedgangen ut blant kohortene født mellom 1952 og 1960. Deretter har vi ti år med fall fram til dagens 45-åringer ble født litt utpå 1970-tallet.

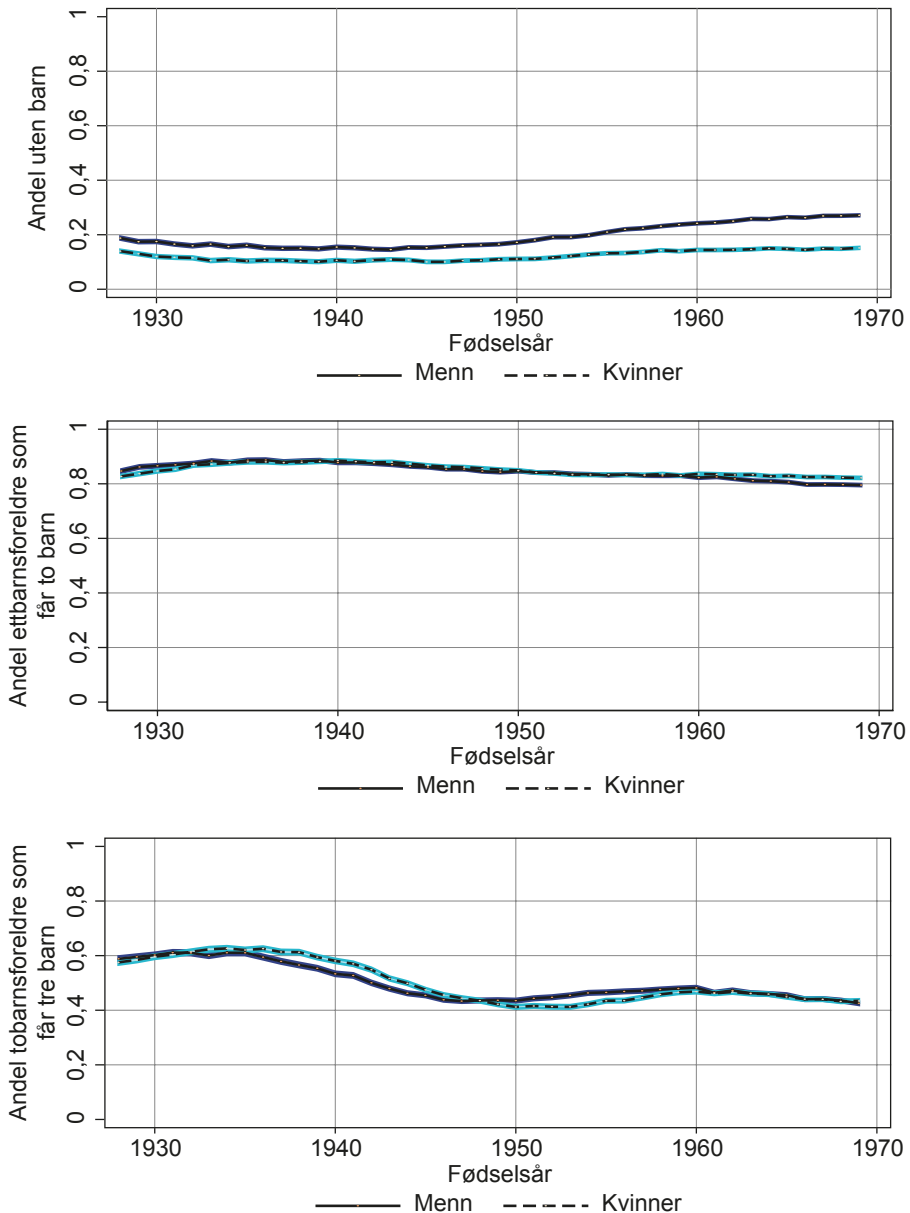
Figur 2.3: Gjennomsnittlig alder ved første barns fødsel blant menn og kvinner bosatt i Norge født mellom 1928 og 1969, som fikk barn før fylte 45 år, etter fødselsår



Figuren viser gjennomsnittlig alder ved første barns fødselsår (målt ved 45 år) etter kjønn og fødselsår. Utvalget er alle bosatte i Norge i minst ett av årene i perioden 1995–2015 som er født mellom 1928 og 1969 (og som fyller 45 år mellom 1973 og 2014). Heltrukken linje for menn og stiplede linje for kvinner, omgitt av 95 % konfidensintervall.

I figur 2.3 viser vi alderen for førstegangsfødende for de samme kohortene. Både mennenes og kvinnenes alder har steget for alle kohortene fra 1950 til 1970.

Figur 2.4: Andeler uten barn (øverste panel), med to barn blant dem med ett barn (midterste panel), med tre barn blant dem med to barn (nederste panel). Menn og kvinner bosatt i Norge født mellom 1928 og 1969, etter fødselsår



Utvalget i øverste panel er alle bosatte i Norge i minst ett av årene i perioden 1995–2015 som er født mellom 1928 og 1969 (og som fyller 45 år mellom 1973 og 2014). Utvalget i midterste panel er dem blant disse som har minst ett barn før fylte 45 år. Utvalget i nederste panel er dem blant disse som har minst to barn før fylte 45 år. Heltrukket linje for menn og stiplet linje for kvinner, omgitt av 95 % konfidensintervall.

I figur 2.4 viser vi utviklingen i antall barnløse 45-åringer (øverste panel), andelen 45-åringer som har to barn *gitt at de har minst ett* (midterste panel), og andelen 45-åringer som har tre barn *gitt at de har minst to* (nederste panel). Det seneste fallet i antall barn blant kvinnekohorter født på 1960-tallet kan i liten grad forklares med en økning i andelen barnløse 45-åringer. Det er også bare et svakt fall i andelen 45-årige kvinner som har fått et andre barn gitt at de allerede har ett barn, i disse kohortene. Det er derimot et tydelig fall i andelen kvinner som får et tredje barn gitt at de allerede har to barn, jo lenger ut på 1960-tallet de er født. Hart, Rønsen og Syse (2015) har vist at deler av nedgangen i periodefruktbarheten kan forklares med at færre kvinner får et tredje barn. Når i tillegg alderen på de førstegangsfødende har økt såpass betydelig også for senere kohorter, er det ventelig at denne tendensen gir seg utslag i kohortfruktbarheten også på sikt.

2.2 Sammenhengen mellom samfunnsutvikling og fruktbarhet: Hva sier tidligere forskning?

Endrede fruktbarhetsmønstre er et stort forskningsfelt, og det vokser stadig. Lappegård og Dommermuth (2015) identifiserer utsettelse av første fødsel og nedgang i tredjefødsler som de to viktigste årsakene til den dalende periodefruktbarheten etter 2009. Dette funnet bekreftes av Hart, Rønsen og Syse (2015), som også viser at denne nedgangen er nokså uavhengig av utdanningsnivå og arbeidslivsdeltakelse.

Flere prosesser som pågår i det norske samfunnet, kan ventes å påvirke fruktbarheten. *At kvinner tar mer utdanning*, antas å være en viktig årsak til at alderen på førstegangsfødende øker. En lang rekke empiriske studier har også funnet en negativ sammenheng mellom det å være under utdanning og det å stifte familie i Norge (se for eksempel Kravdal, 1994; Lappegård og Rønsen, 2005), Sverige (se for eksempel Hoem, 1986), Tyskland (se for eksempel Blossfeld og Huinink, 1991), Nederland (se for eksempel Liefbroer og Corijn, 1999) og Frankrike (se for eksempel Winkler-Dworak og Toulemon, 2007).

Sammenhengen mellom nivået på fullført utdanning og fruktbarheten – når selve det å være under utdanning holdes konstant – er mindre entydig. Forskningsresultater viser sammenhenger i alle retninger. Dette har å gjøre med at utdanningsnivået kan måles på ulike tidspunkt, og med at det typisk korrelerer med andre egenskaper ved individet. Hvordan modellen er spesifisert, vil dermed ha mye å si for sammenhengen. I Norge har både Kravdal (1994) og Lappegård og Rønsen (2005) funnet tegn til at høyt utdannede kvinner får sitt

første barn raskere etter endt utdanning. Dette tolkes som at de henter igjen noe av forspranget til dem som ikke har vært under utdanning like lenge.

Betydningen av kvinners karriere

Til dels som følge av høyere utdanning har kvinners karriere fått økt betydning, noe som i seg selv kan forventes å bidra til både utsatt familiedannelse og et ønske om færre barn. At kvinner reduserer arbeidstilbudet sitt som følge av det å få barn, har lenge vært kjent. En voksende forskningslitteratur viser at det å få barn i tillegg påvirker kvinners karriere negativt (Cools, Markussen og Strøm, 2017; Cools og Strøm, 2016; Lundborg, Plug og Rasmussen, 2017). Disse studiene finner at kvinner får lavere timelønn som følge av å få barn, og at kvinner som får flere barn, har lavere sannsynlighet for å jobbe i høytlønte bedrifter lenge etter at barna er blitt voksne.

I pakt med at kvinner tar stadig mer utdanning, kan vi se for oss at karriere blir stadig viktigere for dem. Dermed kan vi forvente at den negative virkningen barn har på kvinners karriere, vil påvirke hvor mange barn de ønsker seg – i tillegg til når de ønsker å få dem. Selv for kvinner som skulle ønske like mange barn som før, vil biologiske begrensninger gjøre at noen av dem som venter med å få barn, ikke ender opp med å få alle barna de ønsker seg. Det fins foreløpig lite forskning som klarer å si noe om hvilken rolle svekket fekunditet (altså den biologiske evnen til å bære fram barn) spiller, relativt til endrede preferanser for antall barn, i forklaringen av den dalende fruktbarheten blant norske kvinner.

På den andre siden er det ikke åpenbart at en sterkere stilling i arbeidslivet for kvinner utelukkende skulle slå negativt ut på fruktbarheten. Den norske familiepolitikken er i stor grad rettet mot å få kvinner til å kombinere familie- og arbeidsliv. Ellingsæter og Pedersen (2016) finner at unge voksne i Norge har stor tillit til de familiepolitiske ordningene som skal gjøre denne kombinasjonen mulig, som foreldrepermisjon og barnehage. Retten til betalt permisjon er dessuten betinget av at kvinnen har vært i jobb før fødsel. Snarere enn en hindring kan kvinners yrkesaktivitet dermed være en forutsetning for å få barn i et velferdsregime som det vi har i Norge (Ellingsæter og Pedersen, 2013).

Økt inntekt gir også mulighet for å forsørge flere barn. I en SSB-rapport fra 2017 diskuteres det om usikkerheten i arbeidsmarkedet som følge av finanskrisen kan ha vært en medvirkende årsak til reduksjonen i fruktbarhet siden 2010 (Dommermuth og Lappegård, 2017). Den internasjonale empiriske litteraturen finner både positive og negative sammenhenger mellom fruktbarheten og kvinners sysselsetting, og sammenhengene varierer med paritet (antall barn en

kvinne har fått), med hvor lenge kvinnene går arbeidsledige, og med den institusjonelle settingen. I en metastudie viser Matysiak og Vignoli (2008) at den negative sammenhengen mellom fruktbarheten og kvinners arbeid er sterkere for eldre kohorter og i land i sør enn for yngre kohorter og i Nord-Europa. For Norge viser Kravdal (2002) at sannsynligheten for første fødsel er noe høyere blant arbeidsløse kvinner, mens den er litt lavere for senere fødsler. Sammenhengen med arbeidsledighet på kommunenivå er imidlertid sterkere, og det er systematisk lavere fruktbarhet i kommuner med høy arbeidsledighet. Pailhé og Solaz (2012) finner at jobbusikkerhet fører til utsettelse av det å få barn (men ikke færre barn) i Frankrike. I en sammenlikning mellom land finner Adsera (2011) at stabilt høy nasjonal arbeidsledighet gir forsinkelser i første- og andre-fødsler, og at kvinner med midlertidige kontrakter (først og fremst i Sør-Europa) har minst sannsynlighet for å få sitt andre barn.² Adsera (2004) for Sør-Europa og Lopes (2017) for Portugal finner også en negativ sammenheng mellom midlertidige kontrakter og barnefødsler.

Det er forsket mindre på hva utdanning og arbeidsliv har å si for menns overgang til foreldreskapet. Et generelt funn er at menn med høyere inntekt i større grad blir fedre (se for eksempel Hart, 2015), og at det å være under utdanning forsinker overgangen (se for eksempel Liefbroer og Corijn, 1999; Winkler-Dworak og Toulemon, 2007). Arbeidsledighet og jobbusikkerhet er også knyttet til lavere sannsynlighet for å få barn for menn (se for eksempel Liefbroer og Corijn, 1999; Kravdal, 2002).

I et forsøk på å komme nærmere en kausal sammenheng mellom arbeidsledighet og fruktbarhet gjør Huttunen og Kellokumpu (2016) bruk av bedriftsnedleggelse i Finland. De finner at kvinner som mister jobben på grunn av nedleggelse, får færre barn. Når menn mister jobben av samme årsak, har det ingen innvirkning på hvor mange barn de får – til tross for at menns jobbtap innebærer en større reduksjon av familiens inntekt. Dette tyder på at mer enn bare inntekt er av betydning; kvinners økonomiske sikkerhet og karriere kan ha like mye å si.

Menns økte innsats i familien

Kvinner stilling på arbeidsmarkedet har styrket seg parallelt med at menn har økt sin innsats i familien (Kitterød, 2013; Kitterød og Rønsen, 2014). Også menns inntreden i barneoppdragelsen kan antas å ha ulike virkninger på frukt-

2 Myrskylä, Kohler og Billari (2009) finner i en studie av fruktbarheten i flere land at sammenhengen mellom økonomisk utvikling (målt ved human development index, HDI) og fruktbarhet er «J-formet» – altså at den først er negativ og siden blir positiv, når den økonomiske utviklingen kommer opp på høyere nivå.

barheten. Mannens økte innsats gjør at kvinnen i større grad kan bruke tid på jobb, og at familielivet dermed fra hennes synspunkt ikke trenger å stå i like stor konflikt med karrieren som før. Internasjonal fruktbarhetsforskning snakker om ulike faser i en «likestillingsrevolusjon». Lenge – i revolusjonens første fase – var høy kvinnelig sysselsetting forbundet med mindre stabile familierelasjoner og lav fruktbarhet. Goldscheider, Bernhardt og Lappegård (2015) argumenterer for at vi nå i mange land er vitne til revolusjonens andre fase, hvor menns økte deltakelse i familien er med på å reversere denne negative sammenhengen, og hvor det i mange tilfeller vil være en positiv sammenheng mellom kvinners arbeidsmarkedsdeltakelse og antallet barn de får.

Mannens økte innsats i hjemmet vil imidlertid også kunne påvirke hans karrieremuligheter. Rege og Solli (2013) finner at innføringen av en fedres fedrekvote i 1993 ga lavere framtidig inntekt for fedre som tok permisjon. De tolker dette som et tegn på at fedrene som tok pappaperm i og med innføringen av fedrekvoten, også fortsetter å være mer involvert i familien senere og dermed jobber mindre enn fedrene som ikke tok pappaperm. En tilspissing av konflikten mellom tid på jobb og tid til barn for menn kan gjøre at de i større grad enn tidligere ønsker å begrense hvor mange barn de får. I en annen studie av innføringen av fedrekvoten finner Cools, Fiva og Kirkebøen (2015) ingen positiv virkning av den samme fedrekvotereformen på sannsynligheten for å få flere barn. Tilsvarende vil også menns involvering i barneoppdragelsen kunne innebære at deres preferanser når det gjelder tidspunkt for å få barn, både endres og gjør seg mer gjeldende. Siden den ble innført i 1993, er fedrekvoten blitt utvidet ved flere anledninger, og per 1. juli 2018 er den på 15 uker. I dag representerer den dermed et langt større avbrekk fra arbeidslivet for menn som får barn. På den andre siden kan det også tenkes at fedres foreldrepermisjon etter hvert er blitt vanlig nok til at den ikke lenger gjør noe fra eller til som signal til arbeidsgiveren om hvor dedikerte menn er til karrieren (Evertsson, 2016).

I europeiske surveydata finner Neyer, Lappegård og Vignoli (2013) at sammenhengen mellom likestilling og fruktbarhetspreferanser varierer mellom kvinner og menn og avhenger både av hvilken fruktbarhetsmargin det er snakk om, og av hvilket likestillingsbegrep man legger til grunn; likestilling kan omhandle arbeidsfordelingen innad i husholdningen så vel som økonomisk og juridisk uavhengighet til å klare seg som eneforsørger. Cools og Hart (2017) finner på sin side at blant kohorter som er født på 1960-tallet i Norge, har erfaringen med å vokse opp i en familie med flere søsken formet menns og kvinners egne fruktbarhetsvalg i voksenalder på motsatt vis. Mennene som vokste opp med flere enn ett søsken, velger i større grad å stifte familie og få flere barn i voksenalder enn mennene som vokste opp med bare ett søsken. Kvinnene som vokste opp

med flere søsken, velger i mindre grad å få tre barn selv. Noe av forklaringen ser ut til å ligge i mødrenes arbeidslivsrespons på det tredje barnet: Bare i familiene med eldre sønner reduserte mor arbeidstiden sin som følge av å få et barn til. I familiene med eldre døtre gjorde hun ikke det. Barn som vokser opp i Norge i dag, går i langt større grad i barnehage enn tilfellet var på 1960- og 1970-tallet, og storesøsken ventes formodentlig ikke i samme grad å ta seg av småsøsken, men kjønnsforskjeller fins her også i nyere tid (Vaage, 2012). Det fins stadig for lite forskning på hvordan både kvinners og menns preferanser for å få barn utvikler seg, og på hvordan kombinasjonen av preferanser mellom menn og kvinner kommer til uttrykk i hvor mange barn de til slutt velger å få.

I lys av menns økende deltakelse i familien fins det relativt få studier som direkte sammenlikner den relative betydningen av kvinners og menns bakgrunn og arbeidsmarkedstilknytning i beslutninger om å få barn. Hart (2015) undersøker sammenhengen mellom norske kvinners og menns inntekt og sannsynligheten for å bli forelder for første gang for perioden 1995–2010, men analysene gjøres separat for kvinner og menn. I en studie fra Finland viser Jalovaara og Miettinen (2013) at økonomisk aktivitet hos begge parter i et samboerforhold eller ekteskap er positivt forbundet med sannsynligheten for å få det første barnet, men at kvinnens inntekt og utdanning har større forklaringskraft enn mannens. I kapittel 4 baserer vi oss på Jalovaara og Miettinen (2013) tilnærming i undersøkelsen av spørsmålet om den relative betydningen av kvinners og menns arbeidsmarkedstilknytning og økonomiske situasjon for beslutningen om å få barn.

3 Datagrunnlag og definisjoner av variabler

3.1 Registerdata

Vi bruker detaljerte registerdata på individnivå fra Statistisk sentralbyrå (SSB). Utgangspunktet er alle registrerte bosatte i alderen 16–67 år hvert år i perioden 1995–2015. Ved hjelp av unike, krypterte løpenumre kan vi koble på informasjon om individet fra en rekke registre og dessuten informasjon om foreldre og ektefelle eller samboer. I analysene gjør vi bruk av variablene som er beskrevet nedenfor.

Utfall

Å få første, andre eller tredje barn. I de fleste av analysene våre er utfallet å få et barn i et gitt år – enten første, andre eller tredje barn. Vi har opplysninger om alle registrerte barn og hvilket år de er født i. Utfallsvariablene i hasardratemodellene er om barnet er født i et gitt år. Disse opplysningene kommer fra de demografiske registrene.

Bakgrunnsvariabler

I analysene har vi med et sett av bakgrunnsvariabler som tjener som kontroller. Analyseenheten vår er par av foreldre/samboende/gifte. Alle variablene er observert for begge partnerne.

Kjønn, alder og mors og fars løpenummer er hentet fra befolkningsstatistikken.

Utdanning (nivå og indikator for missing) har vi målt som høyeste oppnådde utdanningsnivå i løpet av observasjonsperioden. Basert på dette målet har vi laget fire variabler som viser om man i) bare har grunnskole, ii) har to eller tre år med videregående opplæring, iii) har høyere utdanning tilsvarende en bachelorgrad eller iv) har høyere utdanning tilsvarende en mastergrad. Opplysningene er hentet fra Nasjonal utdanningsdatabase (NUDB).

Innvandringskategori er et sett av indikatorvariabler som viser om man er i) født i Norge eller adoptert av to foreldre født i Norge, ii) innvandret og ikke har noen foreldre født i Norge, iii) født i Norge av foreldre som begge har innvandret til Norge, iv) født i Norge eller i utlandet med én forelder født i Norge.

Foreldrenes utdanning er et sett av indikatorvariabler som sier noe om utdanningsnivået til foreldrene til individet vi studerer. Variablene viser om i) begge foreldrene har uoppgitt utdanning, ii) høyeste utdanning for mor eller far eller begge er på grunnskolenivå (nivå 0, 1 eller 2), iii) høyeste utdanning for mor eller far eller begge er på videregående nivå (nivå 3, 4 eller 5), iv) mor eller far eller begge har høyere utdanning (nivå 6, 7 eller 8).

Foreldrenes inntekt er mors og fars gjennomsnittlige pensjonsgivende inntekt i årene når individet vi studerer, er fra 11 til 16 år gammelt. Vi har IHS-transformert inntektene.

Aktivitetsvariabler

I analysene i kapittel 4 er vi hovedsakelig interessert i hvordan ulike mål på «økonomisk aktivitet» henger sammen med sannsynligheten for å få barn i neste periode. Alle variablene er observert for begge partnerne i par av foreldre/samboende/gifte.

Arbeidstid. Opplysningene om arbeidstid er basert på variabelen forventet arbeidstid fra Arbeidsgiver- og arbeidstakerregisteret, som registrerer om ansettelsesforholdet har en arbeidstid på mindre enn 20 timer per uke, mellom 20 og 30 timer per uke eller mer enn 30 timer per uke. Den siste kategorien regner vi som fulltidsarbeid/heltidsstilling. «Jobber ikke» er definert som at man ikke står registrert med noen ansettelse i registeret.

Lønnsinntekt, næringsinntekt og kapitalinntekt. Lønnsinntekt består av kontantlønn (fra ansettelsesforhold), skattepliktige naturalytelser og syke- og fødselspenger i løpet av kalenderåret. Næringsinntekt er det skattemessige overskuddet fra næringsvirksomhet, og kapitalinntekt er renteinntekter, aksjeutbytte, netto realisasjonsgevinster og andre kapitalinntekter i løpet av kalenderåret.

Igangværende utdanning er en indikator på om individet er registrert med pågående utdanning i gjeldende kalenderår.

Pensjonsgivende inntekt. I supplerende analyser i kapittel 4 gjør vi bruk av pensjonsgivende inntekt fra SSBs register for pensjonsgivende inntekt. Opplysningene går tilbake til 1967 og fram til 2000.

Yrkesinntekt. I de supplerende analysene i kapittel 4 gjør vi også bruk av yrkesinntekt, som er summen av lønns- og næringsinntekt (beskrevet over).

Fast ansettelse. I kapittel 5 tar vi for oss betydningen av fast ansettelse. Arbeidsgiver- og arbeidstakerregisteret inneholder ikke opplysninger om hvorvidt et ansettelsesforhold er fast eller midlertidig. Vi bruker derfor et mål på om jobben varer lenger enn et år, som en proxy på fast jobb (norsk lov tillater midlertidige ansettelser opp til et år som en hovedregel). Strøm, von Simson og Østbakken (2018) viser at dette kan være en god proxy på fast jobb. Hvis en person har flere overlappende, korte ansettelsesforhold innad i samme bedrift, teller vi også disse som ett langt ansettelsesforhold.

3.2 Undersøkelsen om familie og pensjon

I kapittel 5 gjør vi bruk av en nettbasert undersøkelse om familie og pensjon gjennomført av Kantar TNS i 2017 med et representativt utvalg personer i alderen 30–53 år. Undersøkelsen dreier seg i hovedsak om respondentenes pensjonsplaner, tilpasning og holdninger til pensjonssystemet. I tillegg har vi spurt dem hvor mange barn de ønsker, og hvor gamle de ønsker å være første gang de blir foreldre. De har også fått et knippe spørsmål om hva ulike former for økonomisk trykghet har å si for beslutningen deres om å få barn.

Nettoutvalget i undersøkelsen består av 3080 deltakere, fra et bruttoutvalg på 8213 personer trukket fra Gallup-panelet. En utvalgsvekt som korrigerer for skjevheter i frafall mellom grupper, ble beregnet og er brukt i analysene.

Vi gjorde undersøkelsen i samarbeid med prosjektet «Mellom likhet og effektivitet: arbeidsinsentiver, sosial omfordeling og kjønnslikestilling i det reformerte pensjonssystemet» (ledet av Axel West Pedersen).

Fra denne undersøkelsen bruker vi følgende variabler:

Ønsket antall barn. Dette er svar på spørsmålet «Hvis du kunne velge, hvor mange barn skulle du ideelt sett ønske deg å ha?».

Ønsket alder ved første barn. Dette er svar på spørsmålet «Hvis du kunne velge, ved hvilken alder skulle du ideelt sett ønsket deg å få ditt første barn?».

Vurderingen av betydningen av ulike forhold før man får barn. Dette er svar på spørsmålet «Mange forhold kan spille inn i folks beslutninger om å få barn. La oss si at du nå stod overfor beslutningen om å få ditt første

barn. Hvor viktig ville de følgende faktorene være for deg i denne beslutningen:

- å være i et fast forhold
- å være ferdig med utdannelsen
- å ha fast jobb
- å eie egen bolig
- å ha god økonomi
- å ha gode karriereutsikter»

Respondentene kunne velge blant svaralternativene «Ikke viktig», «Nokså viktig», «Veldig viktig» og «Ingen mening».

3.3 LOGG

Vi bruker informasjon om fruktbarhetsintensjoner fra første runde av Studien av livsløp, generasjon og kjønn (LOGG), gjennomført i 2007–2008. LOGG-studien består av første runde av «The Generations and Gender Survey» (GGG-Norway) og andre runde av NorLAG. Statistisk sentralbyrå var ansvarlig for gjennomføringen av prosjektet i samarbeid med NOVA. Respondentene ble intervjuet på telefon, og registerinformasjon ble koblet på i forkant og etterkant av telefonintervjuet.

LOGG omfatter et nasjonalt representativt utvalg av personer i alderen 18–79 år. Utvalget er stratifisert etter kjønn, alder, landsdel og sentralitet i bostedskommune. Svarprosenten for intervjuet var 61 (N = 14 884) blant personer i alderen 18–79 år.³

Fra dette datasettet bruker vi følgende variabler:

Kjønn og alder på intervjudispunktet

Intensjon om å få barn i løpet av de neste tre årene. Dette er en dummyvariabel som identifiserer dem som regner med å få barn de neste tre årene, blant dem som regnes som fruktbare.

Registrerte barn født i løpet av de neste tre årene. Basert på denne informasjonen lager vi en dummyvariabel som identifiserer dem som fikk barn de neste tre årene etter intervjudispunktet, blant dem som regnes som fruktbare.

3 <https://blogg.hioa.no/norlag/om-studien/logg/>

4 Den relative betydningen av kvinners og menns kjennetegn i hasardratemodeller for fruktbarhet

Mange studier om fertilitet tar utgangspunkt i kvinners kjennetegn for å forklare fertilitetsmønstre. Hart (2015) understreker hvor viktig det er å undersøke sammenhengen mellom fruktbarhet og menns inntekt i lys av menns økte deltakelse i familielivet, særlig i en nordisk sammenheng, hvor menns deltakelse i familielivet har økt betydelig de siste tiårene (Kitterød, 2013; Kitterød og Rønsen, 2014). I familier med tradisjonell arbeidsdeling har man gjerne funnet en positiv sammenheng mellom mannens inntekt og antallet barn. Hart (2015) finner ingen endring i denne sammenhengen når det gjelder menns sannsynlighet for å få sitt første barn, i perioden 1995–2010. Seleksjonen inn i familielivet er fortsatt slik at menn med høyere inntekt har større sannsynlighet for å stifte familie.

I dette kapitlet studerer vi hva menns og kvinners kjennetegn betyr for overgangen til å bli forelder og til å få det andre og det tredje barnet. Vi legger mest vekt på overgangen til første og tredje barn fordi det er langs disse marginene det har vært størst bevegelse (Lappegård og Dommermuth, 2015). Når det gjelder det første barnet, er det særlig tidspunktet som er i endring. Folk får barn stadig senere – selv om det også er slik at flere, særlig menn, ikke får barn i det hele tatt. Når det gjelder det tredje barnet, er det en betydelig endring i andelen som velger å få dette barnet. Den betingede sannsynligheten for å få et andre barn, gitt at man allerede har fått det første, er svært høy (over 80 %) og forholdsvis stabil (se kapittel 2).

Hart (2015) fokuserer hovedsakelig på inntekt som forklaringsvariabel. Vi utvider modellen i flere retninger – først med å inkludere et stort sett av kjennetegn på individnivå, som utdanningsnivå, inntekt, sysselsetting og arbeidstid. Videre betinger vi på foreldrenes inntekt og utdanning. Dermed kan vi si noe om den relative betydningen av for eksempel inntektsnivå og arbeidsmarkedstilknypning. Deretter utvider vi modellen til også å inkludere senere fødsler, med særlig oppmerksomhet rettet mot tredje fødsel, siden nedgangen i antall familier som velger å få tre barn, antas å være en viktig faktor i den synkende fruktbarheten i Norge (Hart, Rønsen og Syse, 2015).

Vi inkluderer kjennetegn ved begge foreldrene samtidig. Er det for eksempel slik at kvinnens arbeidstilknytning er viktigst (for eksempel fordi opptjening av permisjonsrettigheter er viktig), eller er mannens arbeidstilknytning like viktig (for eksempel fordi det er viktig for paret å ha inntekt når de skal forsørge et barn)?

Vår analyse skiller seg fra tidligere studier på flere måter – både ved at vi undersøker betydningen av flere kjennetegn relativt til hverandre samtidig, og ved at vi undersøker den relative betydningen av slike kjennetegn mellom kjønnene. Jalovaara og Miettinen (2013) har gjort noe liknende med finske data for overgangen til første barn. Videre undersøker vi overgangen til både det første og senere barn – med hovedvekt på det tredje. Ved hjelp av inntektsdata som går tilbake til 1967, vil vi mot slutten av kapitlet også si noe om hvordan disse sammenhengene har endret seg over tid.

Jalovaara og Miettinen (2013, s. 883) stiller fem spørsmål om betydningen av begge partnernes «sosioøkonomiske ressurser» for overgangen til foreldreskap i Finland:

- Hvordan påvirker de overgangen til foreldreskap?
- Har de samme virkning for menn og kvinner, eller er mønsteret kjønn?
- Hva er betydningen av hver partners ressurser når de undersøkes samtidig?
- Forklarer mannens ressurser betydningen av kvinnens ressurser?
- Interagerer partnernes ressurser med hverandre?

Vi undersøker disse spørsmålene i Norge, og vi ser også på overgangene til andre og tredje fødsel.

4.1 Metode

Hasardratemodeller – også kjent som forløpsanalyser – er den vanligste metoden i litteraturen om hvilke kjennetegn som forklarer eller predikerer overgang til fødsler (se for eksempel Jalovaara og Miettinen, 2013; Hart, 2015; Dommermuth og Lappegård, 2017). Vi gjør også bruk av denne metoden i analysene i dette kapitlet.

Vi følger parene/individene i utvalget vårt (se beskrivelse nedenfor) år for år fra vi først observerer dem, fram til det første/andre/tredje barnet blir født. Vi modellerer den betingede sannsynligheten for at individet får det første/andre/tredje barnet i løpet av et kalenderår, gitt at vedkommende ennå ikke har fått det første/andre/tredje barnet. Dette tilsvarer en hasardratemodell. En av fordelene

med å modellere overgangen til å få barn som en hasardrate er at vi kan inkludere både tidsfaste kontrollvariabler (som sosial bakgrunn, høyeste oppnådde utdanning og innvandringsbakgrunn) og variablene for økonomisk aktivitet som varierer over tid (arbeidstid, inntekt og igangværende utdanning).

En annen grunn til å bruke en forløpsmodell, eller hasardratemodell, er at den på en etablert måte tar i bruk tidsdimensjonen i datamaterialet. Siden dataene våre ikke gir eksakt informasjon om tidspunktet for barnefødsler, må vi nøye oss med å måle om barnet blir født i løpet av året. Dette betyr at dataene er «intervallsensurerte», og vi bruker derfor en diskret-tid-variant av den underliggende hasardraten for kontinuerlig tid.⁴

Estimatene presenteres i tabellene i dette kapitlet som såkalte *relative effekter* eller *relativ hasardrate*. De relative effektene har vi beregnet ved å eksponensiere de opprinnelige estimatene fra modellen. Om man trekker fra 1, kan estimatene (tilnærmet) tolkes som *den prosentvise endringen i sannsynligheten for å få det første/andre/tredje barnet i løpet av et tidsrom på ett år som er forbundet med én enhets endring i forklaringsvariabelen, betinget på at en slik overgang ennå ikke har funnet sted*. I tabellene vil dermed et estimat (en relativ effekt) på 1 bety at variabelen som undersøkes, ikke har noen betydning for sannsynligheten for en overgang. En relativ effekt på 1,06 tilsier en overgangssannsynlighet som er 6 prosent høyere ($1,06 - 1 = 0,06$). I tabell 4.6 kan man for eksempel se at kvinnens lønnsinntekt har en relativ effekt estimert til 1,06. Dette betyr at dersom vi sammenlikner to kvinner der den ene har 1 log-poeng⁵ høyere lønnsinntekt enn den andre – noe som tilnærmet tilsvarer dobbelt så høy lønn (en økning på 100 %) – så vil hun med høyest lønn ha 6 prosent høyere sannsynlighet å få sitt første barn i løpet av ett år. En relativ effekt på 0,74 betyr at overgangssannsynligheten reduseres med 26 prosent ($0,74 - 1 = -0,26$). I tabell 4.6 kan man for eksempel se at kvinner som ikke er ansatt, har en slik relativ effekt på 0,74. Dette betyr at de har 26 prosent lavere sannsynlighet for å få sitt første barn i løpet av ett år, sammenliknet med kvinner som er ansatt i fulltidsstilling.

Det er viktig å understreke at selv om disse endringene i sannsynlighet typisk kalles «relative effekter», så har estimatene våre *ikke en kausal tolkning*. Altså kan man ikke med utgangspunkt i våre analyser hevde at endringen i sannsynligheten for å få barn skyldes den underliggende variabelen. Vi har estimert hvordan disse variablene samvarierer i dataene, og vi har etter beste evne forsøkt å holde flest mulig andre trekk ved individenes bakgrunn og aktivitet

4 Helt konkret bruker vi stata-kommandoen `cloglog` i estimeringen av modellene.

5 Inntekt er IHS-transformert i modellene våre (se kapittel 3).

konstante, slik at når vi ser på betydningen av å jobbe deltid relativt til heltid, sammenlikner vi to individer som er like med tanke på alle observerbare kjennetegn bortsett fra at én jobber deltid, den andre heltid. Det er like fullt mulig at det er andre trekk som skiller disse to, og som ikke observeres i våre data. Den ene kan ha bedre helse eller være mer opptatt av karriere. Dersom det er slike forskjeller og de påvirker både sannsynligheten for å jobbe deltid og sannsynligheten for å få barn, vil estimatet på «effekten» av deltid plukke opp noe av det som skyldes helse eller ambisjoner.

4.2 Utvalg

Analyser av par

Vi undersøker den relative betydningen av mors og fars kjennetegn for første, andre og tredje fødsel i perioden 1995–2015. Samboerskapsopplysninger er komplette først fra 2005, så for ugifte par uten barn mellom 1995 og 2005 får vi ikke koblet partnere.

Utvalget er i utgangspunktet alle par hvor hun er født mellom 1950 og 1984, og som er bosatt i Norge i minst ett av årene i perioden 1995–2015. Vi bruker bare observasjoner fra år hvor kvinnen er mellom 20 og 45 år gammel, og hvor mannen er mellom 20 og 50 år gammel.

I utvalget for overgangen til første barn observerer vi parene til og med året da det første barnet blir født, eller til observasjonsperioden er over dersom de ikke får et barn. I utvalget for overgangen til andre barn er alle par som har ett barn, og de observeres fra og med året etter at første barn er født, til og med året da et andre barn blir født, eller til observasjonsperioden er over dersom de ikke får et andre barn. I utvalget for overgangen til tredje barn er alle par som har to barn, og de observeres fra og med året etter at andre barn er født, til og med året da et tredje barn blir født, eller til observasjonsperioden er over dersom de ikke får et tredje barn.

I utvalget vi bruker for å studere overgangen til det første barnet, bruker vi ulike opplysninger for å identifisere par. For dem som får sitt første barn i vår observasjonsperiode, bruker vi den ektefellen/samboeren kvinnen har det året hun får barnet. Vi låser denne ektefellen/samboeren til henne i alle årene fram til de får barn, og bruker dermed opplysninger om hans inntekt og arbeidstid i alle årene før de får barn, selv om mange av parene ikke er sammen i alle disse årene. Fordi vi i denne studien ikke er opptatt av dynamikken i partnerbytte før man

får barn, er inntekts-/arbeidstidshistorien til den partneren kvinnen ender opp med, mer relevant. For dem som ikke får barn i vår observasjonsperiode, er det litt vanskeligere å finne sammenliknbare par som kan utgjøre en god kontrollgruppe. Vi har valgt å også låse par i kontrollgruppen og bruker da den ektefellen/samboeren kvinnen har det året hun fyller 25 år. Hvis hun ikke har en partner ved 25 års alder, velger vi den første vi observerer etter det. Kvinner som i løpet av observasjonsperioden ikke har en partner, er dermed ikke med i kontrollgruppen.

For analysene av overgangen til andre og tredje barn kan vi identifisere par fordi de allerede har fått et barn sammen.

Vi tar utgangspunkt i kvinnens første, andre og tredje barn når vi setter sammen par. Dette betyr at det ikke nødvendigvis er mannens første, andre og tredje barn (hvis han har fått et kull før, for eksempel). Vi har gjort analyser der vi betinger på at det også er hans første, andre og tredje barn, og dette endrer ikke resultatene.

Tabell 4.1: Deskriptiv statistikk for bakgrunnsvariabler i utvalget til analysene av par (hele utvalget)

Utvalg	Første barn		Andre barn		Tredje barn	
	Hennes	Hans	Hennes	Hans	Hennes	Hans
Alder	28,313	31,230	32,533	36,116	35,522	38,630
	(6,162)	(8,420)	(5,556)	(7,379)	(5,207)	(6,351)
Manglende utdanningsopplysning	0,078	0,054	0,031	0,024	0,017	0,015
	(0,268)	(0,226)	(0,172)	(0,152)	(0,130)	(0,121)
Grunnskole	0,112	0,150	0,131	0,177	0,132	0,157
	(0,316)	(0,357)	(0,338)	(0,382)	(0,339)	(0,364)
Videregående opplæring	0,266	0,385	0,348	0,454	0,371	0,476
	(0,442)	(0,487)	(0,476)	(0,498)	(0,483)	(0,499)
Bachelor eller tilsvarende	0,380	0,257	0,378	0,230	0,380	0,235
	(0,485)	(0,437)	(0,485)	(0,421)	(0,485)	(0,424)
Master eller tilsvarende	0,164	0,154	0,112	0,116	0,099	0,117
	(0,370)	(0,361)	(0,315)	(0,320)	(0,299)	(0,322)
Begge foreldre født i Norge	0,694	0,753	0,793	0,819	0,839	0,848
	(0,461)	(0,432)	(0,405)	(0,385)	(0,367)	(0,359)

Utvalg	Første barn		Andre barn		Tredje barn	
	Hennes	Hans	Hennes	Hans	Hennes	Hans
Innvandret	0,260	0,199	0,162	0,134	0,119	0,110
	(0,439)	(0,399)	(0,368)	(0,341)	(0,324)	(0,312)
Født i Norge av innvandrede foreldre	0,006	0,005	0,005	0,004	0,004	0,003
	(0,075)	(0,071)	(0,071)	(0,065)	(0,060)	(0,057)
En forelder innvandret	0,041	0,043	0,040	0,042	0,038	0,039
	(0,197)	(0,204)	(0,196)	(0,201)	(0,191)	(0,194)
Mor og/eller far har høyere utdanning	0,258	0,256	0,225	0,209	0,206	0,195
	(0,437)	(0,436)	(0,417)	(0,406)	(0,404)	(0,396)
Mor og/eller far har videregående opplæring	0,387	0,411	0,462	0,464	0,486	0,476
	(0,487)	(0,492)	(0,499)	(0,499)	(0,500)	(0,499)
Mor og/eller far har grunnskole	0,096	0,127	0,125	0,159	0,145	0,172
	(0,294)	(0,333)	(0,331)	(0,366)	(0,352)	(0,377)
Begge foreldre uoppgitt utdanning	0,260	0,207	0,189	0,167	0,163	0,157
	(0,438)	(0,405)	(0,391)	(0,373)	(0,370)	(0,364)
Mors inntekt i barndommen	8,141	8,225	9,128	8,744	9,309	8,765
	(5,526)	(5,335)	(4,876)	(4,851)	(4,525)	(4,645)
Fars inntekt i barndommen	9,163	9,522	10,302	10,287	10,712	10,535
	(5,739)	(5,406)	(4,931)	(4,699)	(4,410)	(4,332)
Observasjonsår	2003,480	2003,480	2006,592	2006,592	2007,410	2007,410
	(5,411)	(5,411)	(5,412)	(5,412)	(5,183)	(5,183)
N	4677752	4677752	2159842	2159842	3110283	3110283

Tabellen viser deskriptiv statistikk for person-år (oppgitt i antall som N) for parene som er med i analysene av henholdsvis overgangen til første barn (kolonne 1 og 2), overgangen til andre barn (kolonne 3 og 4) og overgangen til tredje barn (kolonne 5 og 6). Utvalget er i utgangspunktet alle par hvor hun er født 1950–1984, og de er bosatt i Norge i minst ett av årene i perioden 1995–2015. Observasjonsperioden er 1995–2015, og for hvert år betinger vi på at hun er mellom 20 og 45 år gammel og at han er mellom 20 og 50 år gammel. I utvalget for overgangen til første barn observeres parene til og med året det første barnet blir født eller til observasjonsperioden er over dersom de ikke får et barn. Utvalget for overgangen til andre barn er alle par som har ett barn, og de observeres fra og med året etter at første barn er født, og til og med året da et andre barn blir født, eller til observasjonsperioden er over dersom de ikke får et andre barn. Utvalget for overgangen til tredje barn er alle par som har to barn, og de observeres fra og med året etter andre barn er født og til og med året et tredje barn blir født, eller til observasjonsperioden er over dersom de ikke får et tredje barn. For nærmere beskrivelse av konstruksjonen av par, se kapittel 4.2. Standardavvik i parentes.

Tabell 4.2: Deskriptiv statistikk for økonomisk aktivitet i utvalget til analysene i hele utvalget

Utvalg	Overg. første barn		Overg. andre barn		Overg. tredje barn	
	Hennes	Hans	Hennes	Hans	Hennes	Hans
Ikke ansatt	0,335	0,291	0,267	0,210	0,255	0,204
	(0,472)	(0,454)	(0,443)	(0,408)	(0,436)	(0,403)
Ansatt 20 timer per uke	0,130	0,067	0,103	0,031	0,116	0,024
	(0,336)	(0,249)	(0,304)	(0,172)	(0,320)	(0,152)
Ansatt 20–30 timer per uke	0,066	0,025	0,097	0,019	0,125	0,015
	(0,248)	(0,157)	(0,297)	(0,136)	(0,331)	(0,123)
Ansatt > 30 timer per uke	0,469	0,617	0,532	0,740	0,504	0,757
	(0,499)	(0,486)	(0,499)	(0,439)	(0,500)	(0,429)
Lønnsinntekt	9,567	10,369	10,779	11,409	10,802	11,507
	(5,467)	(5,237)	(4,886)	(4,810)	(4,951)	(4,880)
Kapitalinntekt	5,271	5,562	6,231	6,133	6,205	6,302
	(3,599)	(4,094)	(3,310)	(4,205)	(3,388)	(4,349)
Næringsinntekt	0,269	0,741	0,406	1,001	0,503	1,121
	(2,188)	(3,584)	(2,647)	(4,176)	(2,896)	(4,413)
I gang med utdanning	0,222	0,159	0,080	0,051	0,068	0,036
	(0,416)	(0,366)	(0,272)	(0,221)	(0,252)	(0,186)
N	4677752	4677752	2159842	2159842	3110283	3110283

Tabellen viser deskriptiv statistikk for person-år (oppgitt i antall som N) for parene som er med i analysene av henholdsvis overgangen til første barn (kolonne 1 og 2), overgangen til andre barn (kolonne 3 og 4) og overgangen til tredje barn (kolonne 5 og 6). Utvalgene er de samme som i Tabell 4.1. Standardavvik i parentes.

Deskriptiv statistikk for utvalgene vi har brukt i analysene av overgangen til første, andre og tredje barn, er gitt i tabell 4.1 og 4.2 – bakgrunnsvariablene i tabell 4.1 og variablene for økonomisk aktivitet i tabell 4.2. Hvert individ er inne med flere observasjoner siden vi følger dem over tid. Individene vi observerer lenge før de får barn – eller som ikke får barn i det hele tatt – har derfor relativt flere observasjonsår inne enn individer som raskt har en overgang. I tabellene viser vi hans og hennes kjennetegn i de tre utvalgene vi har brukt i analysene av de ulike overgangene (henholdsvis første, andre og tredje barn).

Vi ser i tabell 4.1 at menn i snitt er eldre enn kvinner i de forskjellige utvalgene. Flest kvinner har bachelorgrad som høyeste fullførte utdanning, og flest menn

har videregående skole som sin fullførte utdanning. De aller fleste har begge foreldre født i Norge. I tabell 4.2 ser vi at det er flere kvinner enn menn som jobber deltid, og andelen stiger noe med antall barn. Hans gjennomsnittlige lønnsinntekt er høyere enn hennes, og han har også høyere næringsinntekt. Vi ser at de aller fleste har lønnsinntekt som sin viktigste inntektskilde, og at både menn og kvinner jobber mest fulltid.

Utfallsvariabelen i paranalysene er hvorvidt kvinnen blir registrert med et første/andre/tredje barn i løpet av året. Vi har også gjort analysene med parets felles barn som utfallsvariabel, og vi får da tilsvarende resultater.

Historiske analyser av betydningen av inntekt i ulike kohorter

For kjennetegn som inntekt og utdanning har vi data tilbake til 1967, men i disse dataene kan vi for det første ikke identifisere par. Vi har også bare tilgang til fødsler til og med år 2000. Til slutt i kapitlet, hvor vi skal se på endringer over lang tid, estimerer vi dermed en enklere modell uten informasjon om partner og med bare et begrenset sett kontrollvariabler.

Siden vi ikke trenger å identifisere par her, er eneste utvalgsriterium at man er født mellom 1940 og 1979 og observeres i inntektsstatistikken i det aktuelle året.

Tabell 4.3: Gjennomsnittlig inntekt i utvalget til analysen av enkeltindivider tilbake til 1967

	Pensjonsgivende inntekt				Yrkesinntekt		
	1940	1950	1960	1970	1960	1970	1980
Første barn, kvinner i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	10,413 (0,824)	11,006 (1,133)	11,808 (1,056)	12,093 (1,150)			
Yrkesinntekt (IHS)					11,558 (3,455)	11,328 (3,377)	11,350 (3,641)
N	1076683	2059321	2787529	3250383	194550	2369808	1518812
Første barn, kvinner i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	11,515 (0,972)	12,355 (0,918)	12,826 (0,937)	13,028 (1,877)			
Yrkesinntekt (IHS)					11,388 (4,249)	11,590 (4,425)	11,656 (4,480)
N	560688	824602	1223099	2476701	732791	1092435	259593
Andre barn, kvinner som fikk første barn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	10,422 (1,283)	11,078 (1,437)	12,048 (1,195)	12,511 (1,082)			
Yrkesinntekt (IHS)					11,067 (4,218)	10,840 (4,435)	10,844 (4,720)
N	725287	931344	999306	821422	474046	821455	317097
Andre barn, kvinner som fikk første barn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	11,420 (1,327)	12,346 (1,052)	12,915 (0,877)	13,115 (0,775)			
Yrkesinntekt (IHS)					11,597 (4,125)	11,964 (4,072)	12,112 (3,966)
N	142454	242688	362400	17740	354788	341006	33107
Tredje barn, kvinner som fikk andre barn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	10,352 (1,415)	11,158 (1,441)	12,120 (1,178)	12,499 (1,052)			
Yrkesinntekt (IHS)					11,196 (4,020)	10,957 (4,480)	10,932 (4,737)
N	1110334	1156207	967072	491015	727735	715746	196411
Tredje barn, kvinner som fikk andre barn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	11,309 (1,392)	12,283 (1,086)	12,842 (0,896)	12,978 (0,822)			
Yrkesinntekt (IHS)					11,784 (3,900)	12,319 (3,614)	12,110 (3,870)
N	407278	621980	725820	21610	891109	669783	36877
Første barn, menn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	10,649 (0,883)	11,239 (1,160)	11,963 (1,118)	12,306 (1,205)			
Yrkesinntekt (IHS)					11,778 (3,392)	11,533 (3,460)	11,519 (3,792)
N	1647208	2958560	3742823	4040195	306192	3067754	1817162

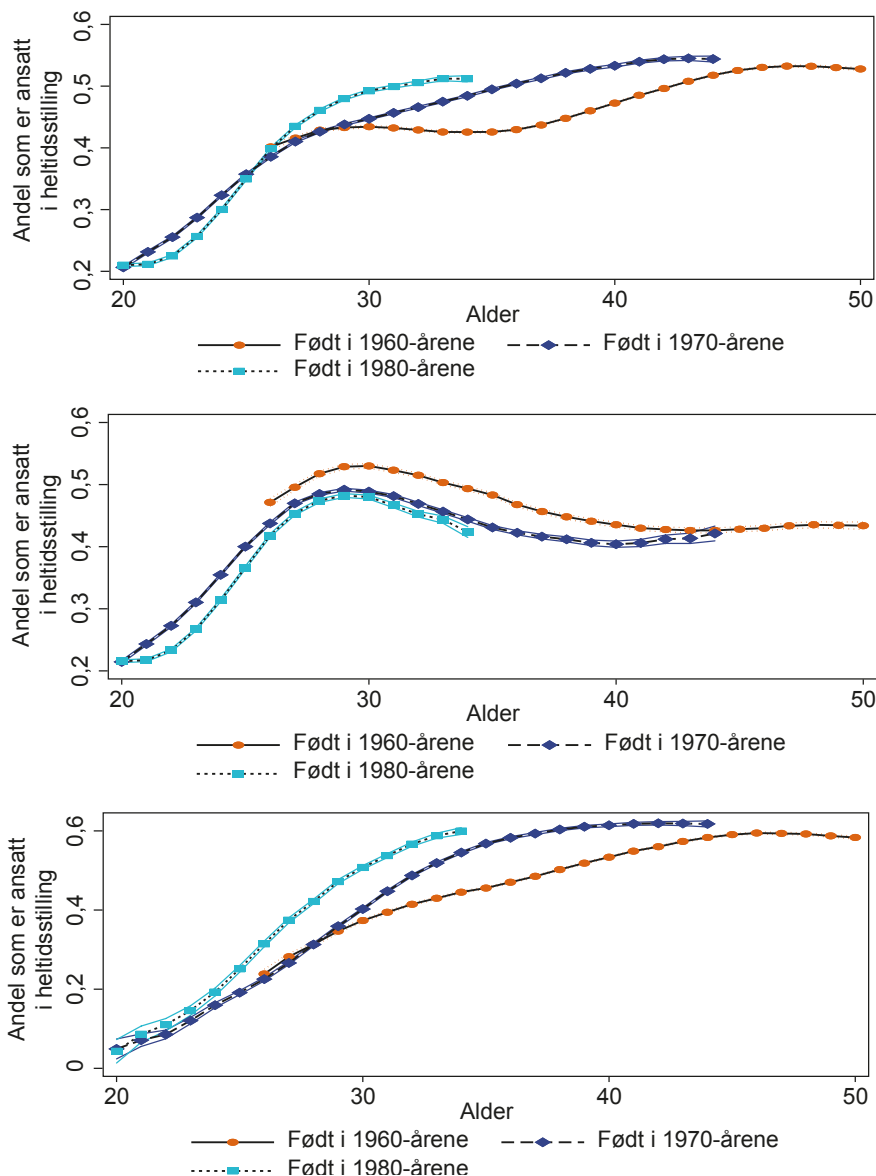
	Pensjonsgivende inntekt				Yrkesinntekt		
	1940	1950	1960	1970	1960	1970	1980
Første barn, menn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	11,782 (0,873)	12,502 (0,927)	12,976 (0,956)	13,328 (1,717)			
Yrkesinntekt (IHS)					11,670 (4,127)	11,861 (4,304)	11,928 (4,341)
N	945948	1408063	2092282	3362068	1410028	1895278	385817
Andre barn, menn som fikk første barn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	11,377 (0,746)	12,143 (0,810)	12,757 (0,824)	13,169 (0,800)			
Yrkesinntekt (IHS)					12,122 (3,472)	12,414 (3,216)	12,652 (3,211)
N	754019	862441	817938	555750	428394	614842	212702
Andre barn, menn som fikk første barn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	12,282 (0,739)	12,889 (0,778)	13,356 (0,745)	13,546 (0,631)			
Yrkesinntekt (IHS)					12,627 (3,250)	13,075 (2,931)	13,298 (2,556)
N	263073	401543	539570	19990	516894	435019	34752
Tredje barn, menn som fikk andre barn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	11,725 (0,691)	12,453 (0,697)	12,976 (0,750)	13,279 (0,724)			
Yrkesinntekt (IHS)					12,568 (2,914)	12,718 (3,036)	12,867 (3,088)
N	877254	738965	549531	231917	418064	360154	91224
Tredje barn, menn som fikk andre barn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	12,440 (0,686)	13,032 (0,721)	13,407 (0,696)	13,545 (0,623)			
Yrkesinntekt (IHS)					12,982 (2,815)	13,327 (2,620)	13,366 (2,490)
N	672697	881530	831066	17390	1035292	651436	29754

Tabellen viser deskriptiv statistikk for person-år for individene som er med i analysene av betydningen av inntekt i ulike kohorter over lang tid. I de fire første kolonnene er utvalget alle kvinner og menn født mellom 1940 og 1979 som observeres i statistikken for pensjonsgivende inntekt i gjeldende år (observasjonsperioden er 1967–2000). I de tre siste kolonnene er utvalget alle kvinner og menn født mellom 1960 og 1989 som observeres i inntektsstatistikken for lønns- og næringsinntekt i gjeldende år (observasjonsperioden er 1995–2015). Standardavvik i parentes.

Gjennomsnittsverdier for pensjonsgivende inntekt og yrkesinntekt (begge IHS-transformert) i de ulike kohortene er gitt i tabell 4.3.

Utviklingen i heltidsansettelser over tid

Figur 4.1: Andel heltidsansatte blant kvinner etter alder for ulike kohorter. Alle kvinner (øverste panel), kvinner uten barn (midterste panel), og kvinner med to barn (nederste panel)



Figuren viser andel heltidsansatte blant kvinner etter alder for ulike kohorter. Alle kvinner (øverste panel), kvinner uten barn (midterste panel), og kvinner med to barn (nederste panel). Figuren viser andel heltidsansatte etter alder for kvinner født i ulike tiår, omgitt av 95 % konfidensintervall. Utvalget er i utgangspunktet alle kvinner født i 1960–1989 og bosatt i Norge i minst ett av årene i perioden 1995–2015. I midterste panel brukes kun observasjonsår hvor kvinnen ikke har registrerte barn. I nederste panel brukes kun observasjonsår hvor kvinnen har minst to registrerte barn. Observasjonsperioden er 1995–2015.

I figur 4.1 ser vi hvordan andelen kvinner som er ansatt i heltidsstilling, utvikler seg med alderen for ulike kohorter – dem som er født i 1960-årene, 1970-årene og 1980-årene. I øverste panel gjelder andelen alle kvinner, mens i midterste panel ser vi på andelen barnløse kvinner i heltidsstilling. I nederste panel ser vi på hvor stor andel kvinner med to barn som er ansatt i heltidsstilling. Vi ser at andelen kvinner som er ansatt i en heltidsstilling, stiger jevnt etter som vi ser på senere kohorter, både blant alle kvinner og blant kvinner med to barn.

4.3 Analyser av par – hele utvalget

Tabell 4.4: Betydningen av hennes bakgrunnsopplysninger for overgangen til første barn

	Bolkvis, hennes	Bolkvis, begge	Alle hennes	Alle begge
Hennes opplysninger				
20–21 år	0,23***	0,21***	0,22***	0,20***
	(0,0044)	(0,0041)	(0,0042)	(0,0038)
22–23 år	0,36***	0,33***	0,34***	0,31***
	(0,0040)	(0,0038)	(0,0039)	(0,0036)
24–25 år	0,50***	0,48***	0,49***	0,45***
	(0,0046)	(0,0043)	(0,0045)	(0,0041)
26–27 år	0,72***	0,69***	0,70***	0,67***
	(0,0058)	(0,0056)	(0,0057)	(0,0054)
28–29 år	0,92***	0,90***	0,92***	0,89***
	(0,0069)	(0,0067)	(0,0068)	(0,0066)
32–33 år	0,93***	0,95***	0,93***	0,96***
	(0,0075)	(0,0076)	(0,0075)	(0,0077)
34–35 år	0,78***	0,81***	0,78***	0,82***
	(0,0070)	(0,0073)	(0,0071)	(0,0074)
36–37 år	0,62***	0,65***	0,61***	0,65***
	(0,0064)	(0,0068)	(0,0065)	(0,0070)
38–39 år	0,43***	0,45***	0,42***	0,46***
	(0,0054)	(0,0057)	(0,0054)	(0,0059)
40–41 år	0,24***	0,25***	0,23***	0,25***
	(0,0040)	(0,0042)	(0,0039)	(0,0044)
42–43 år	0,11***	0,11***	0,10***	0,11***
	(0,0027)	(0,0028)	(0,0026)	(0,0029)
44–45 år	0,041***	0,043***	0,040***	0,044***
	(0,0017)	(0,0018)	(0,0016)	(0,0018)

	Bolkvis, hennes	Bolkvis, begge	Alle hennes	Alle begge
Hennes opplysninger				
Grunnskole	0,85*** (0,0056)	0,86*** (0,0057)	0,97*** (0,0066)	1,00 (0,0070)
Høyere utdanning, lavere grad	0,81*** (0,0033)	0,82*** (0,0034)	0,78*** (0,0032)	0,80*** (0,0034)
Høyere utdanning, høyere grad	0,55*** (0,0028)	0,58*** (0,0031)	0,56*** (0,0029)	0,59*** (0,0033)
Mangler utdanningsopplysning	0,43*** (0,0038)	0,49*** (0,0045)	0,72*** (0,0072)	0,79*** (0,0083)
Mor og/eller far har høyere utdanning	0,83*** (0,0032)	0,85*** (0,0033)	0,93*** (0,0038)	0,95*** (0,0039)
Mor og/eller far har grunnskole	0,99 (0,0062)	1,00 (0,0062)	0,97*** (0,0062)	0,97*** (0,0063)
Begge foreldre har uoppgitt utdanning	0,64*** (0,0077)	0,69*** (0,0082)	0,61*** (0,011)	0,64*** (0,012)
Innvandret	0,53*** (0,0024)	0,57*** (0,0027)	1,04*** (0,016)	1,06*** (0,017)
Barn av innvandret	0,99 (0,022)	1,03 (0,023)	1,03 (0,024)	1,05* (0,025)
En norsk forelder	0,85*** (0,0069)	0,85*** (0,0070)	0,87*** (0,0074)	0,89*** (0,0076)
Mors gjennomsnittlige inntekt 11–16 år	1,01*** (0,00060)	1,01*** (0,00060)	1,00*** (0,00062)	1,00*** (0,00063)
Fars gjennomsnittlige inntekt 11–16 år	1,01*** (0,00079)	1,01*** (0,00079)	1,01*** (0,00082)	1,01*** (0,00082)

Tabellen viser resultatet av estimering av en diskret-tid hasardratemodell med overgang til å få et første barn som utfallsvariabel. Estimatene er eksponensiert og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Kontroll for observasjonsår er med i alle kolonner. Estimatene i første kolonne kommer fra ulike kjøringar hvor bakgrunnsvariablenes betydning for overgangen til første fødsel er estimert separat for bolker av variabler og separat for ham og henne: Først kun hans eller hennes alder, deretter kun hans eller hennes utdanning, deretter kun hans eller hennes innvandringsbakgrunn, og til slutt kun hans eller hennes foreldres inntekt og utdanning. I andre kolonne er alder, utdanning, innvandringsbakgrunn og foreldres inntekt og utdanning tatt inn separat, men for begge parter samtidig. I tredje kolonne er alle variablene per kjønn med samtidig. I fjerde kolonne er alle hans og alle hennes bakgrunnskontroller med i samme estimering. Utvalget er det samme som i de to første kolonnene i tabell 4.1. Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

Tabell 4.5: Betydningen av hans bakgrunnsopplysninger for overgangen til første barn

	Bolkvis, hans	Bolkvis, begge	Alle hans	Alle begge
Hans opplysninger				
20–21 år	0,12***		0,12***	
	(0,0020)		(0,0020)	
22–23 år	0,33***		0,33***	
	(0,0035)		(0,0034)	
24–25 år	0,48***		0,48***	
	(0,0038)		(0,0038)	
26–27 år	0,68***		0,68***	
	(0,0044)		(0,0044)	
28–29 år	0,88***		0,88***	
	(0,0051)		(0,0051)	
32–33 år	1,03***		1,03***	
	(0,0062)		(0,0062)	
34–35 år	0,96***		0,96***	
	(0,0063)		(0,0063)	
36–37 år	0,86***		0,85***	
	(0,0063)		(0,0063)	
38–39 år	0,73***		0,72***	
	(0,0062)		(0,0062)	
40–41 år	0,60***		0,60***	
	(0,0059)		(0,0059)	
42–43 år	0,48***		0,47***	
	(0,0056)		(0,0057)	
44–45 år	0,38***		0,38***	
	(0,0055)		(0,0055)	
46–47 år	0,32***		0,32***	
	(0,0056)		(0,0057)	
48–49 år	0,27***		0,27***	
	(0,0058)		(0,0059)	
50 år	0,19***		0,21***	
	(0,0032)		(0,0037)	
Hun er 9 år eldre eller mer		0,16***		0,16***
		(0,0050)		(0,0050)
Hun er 7–8 år eldre		0,31***		0,31***
		(0,0074)		(0,0074)
Hun er 5–6 år eldre		0,43***		0,42***
		(0,0063)		(0,0064)

	Bolkvis, hans	Bolkvis, begge	Alle hans	Alle begge
Hans opplysninger				
Hun er 3–4 år eldre		0,56*** (0,0052)		0,55*** (0,0053)
Hun er 1–2 år eldre		0,72*** (0,0045)		0,71*** (0,0047)
Han er 2–3 år eldre		1,11*** (0,0050)		1,10*** (0,0052)
Han er 4–5 år eldre		1,09*** (0,0058)		1,07*** (0,0060)
Han er 6–7 år eldre		1,02** (0,0067)		1,02** (0,0070)
Han er 8–9 år eldre		0,91*** (0,0075)		0,93*** (0,0081)
Han er 10 år eldre eller mer		0,67*** (0,0046)		0,78*** (0,0060)
Grunnskole	0,94*** (0,0051)	0,94*** (0,0052)	1,00 (0,0055)	0,99 (0,0057)
Høyere utdanning, lavere grad	0,87*** (0,0035)	0,94*** (0,0039)	0,86*** (0,0035)	0,91*** (0,0039)
Høyere utdanning, høyere grad	0,74*** (0,0034)	0,89*** (0,0045)	0,74*** (0,0035)	0,87*** (0,0046)
Mangler utdanningsopplysning	0,47*** (0,0048)	0,60*** (0,0063)	0,67*** (0,0075)	0,73*** (0,0087)
Mor og/eller far har høyere utdanning	0,83*** (0,0032)	0,85*** (0,0033)	0,93*** (0,0038)	0,94*** (0,0040)
Mor og/eller far har grunnskole	0,98*** (0,0056)	0,99** (0,0056)	0,96*** (0,0055)	0,96*** (0,0057)
Begge foreldre har uoppgitt utdanning	0,91*** (0,0094)	1,06*** (0,011)	0,69*** (0,012)	0,79*** (0,013)
Innvandret	0,64*** (0,0030)	0,85*** (0,0044)	1,13*** (0,017)	1,44*** (0,022)
Barn av innvandret	0,97 (0,023)	1,09*** (0,027)	1,08*** (0,027)	1,20*** (0,030)
Innvandret, en norsk forelder	0,89*** (0,0071)	0,90*** (0,0072)	0,92*** (0,0074)	0,94*** (0,0078)
Mors gjennomsnittlige inntekt 11–16 år	1,01*** (0,00056)	1,01*** (0,00056)	1,00*** (0,00057)	1,01*** (0,00059)
Fars gjennomsnittlige inntekt 11–16 år	1,03*** (0,00076)	1,02*** (0,00074)	1,01*** (0,00077)	1,02*** (0,00079)

Se note til tabell 4.4.

I tabell 4.4 og 4.5 ser vi betydningen av bakgrunnskjenntegn for overgangen til første fødsel for hele utvalget vårt (beskrevet over, i kapittel 4.2). Utfallet her er hvorvidt kvinnen registreres som mor til sitt første barn i løpet av et gitt år. Resultatene er langt på vei de samme dersom vi endrer utfallet til at paret får et felles barn. I tabell 4.4 er koeffisientene for hennes kjennetegn vist, og i tabell 4.5 er koeffisientene for hans kjennetegn vist. Tabellene viser betydningen av bakgrunnsvariablene alder, utdanning, innvandringsbakgrunn og foreldrebakgrunn (variablene er nærmere beskrevet i kapittel 3).

Estimatene som står i de to første kolonnene, kommer fra ulike kjøringar hvor bakgrunnsvariablenes betydning for overgangen til første fødsel er estimert separat for bolker av variabler: Først har vi bare estimert betydningen av alder, deretter bare betydningen av utdanning, deretter bare betydningen av innvandringsbakgrunn og til slutt bare betydningen av foreldrenes inntekt og utdanning. I første kolonne er disse bolkene bare tatt inn for én av partene om gangen – ham eller henne – mens i andre kolonne er de tatt inn for begge samtidig; altså har modellen med kontroller for begge alder (spesifisert som hennes alder og dummier for aldersdifferansen) og ingenting annet, deretter kontroller for begge utdanningsnivå og ingenting annet, og så videre. Dette har vi gjort for å se på gradientene i ett og ett sett av kontroller, altså hvor sterk sammenhengen er mellom hver enkelt gruppe av kontrollvariabler og overgangen til et første barn. Variablene er imidlertid korrelert med hverandre, og i kolonne 3 og 4 har vi derfor tatt inn alle kontrollene samtidig. Først separat for ham og henne i kolonne 3 – altså én estimering med alle hennes bakgrunnskontroller samtidig, deretter én estimering med alle hans samtidig – og så i kolonne 4 har vi endelig med alle hans og alle hennes bakgrunnskontroller i samme estimering. Alle disse variablene er med som kontroller i senere estimeringer der vi undersøker betydningen av økonomisk aktivitet og ressurser, i tabellene 4.6–4.13.

I tabell 4.4, hvor vi altså viser estimatene av hva hennes kjennetegn betyr for overgangen til første barn, kan vi se at det er en sterk sammenheng mellom alder og sannsynligheten for å få et første barn. Referansekategorien er kvinner som er 30–31 år, og vi ser at alle andre aldersgrupper har en lavere sannsynlighet for å få et første barn. Forskjellen til aldersgruppen 28–29 og 32–33 år er ikke så stor, men både blant kvinner under 28 og blant dem over 33 år er sannsynligheten betydelig lavere. Tidlig i 20-årene skyldes dette trolig i stor grad at kvinnene selv velger å vente, mens lavere fruktbarhet antakelig spiller en større og større rolle når de blir eldre.

Også utdanningsnivå spiller en rolle. Referansekategorien er kvinner med videregående utdanning, og dette er også den gruppen som har høyest hasard for å få

sitt første barn. Både kvinner med lavere utdanning (grunnskole) og kvinner med høyere utdanning har lavere hasard. Det samme mønsteret gjelder foreldrebakgrunn. Kvinner som har mor og/eller far med videregående skole som høyeste utdanningsnivå, har høyere hasard for å få sitt første barn enn kvinner som har foreldre med lavere eller høyere utdanning.

Også andre kjennetegn ved foreldrebakgrunnen har betydning. Om kvinnen er innvandrers eller er barn av en innvandrers, har hun en høyere hasard for å få sitt første barn. Foreldrenes inntekt spiller positivt inn; jo høyere inntekt både moren og faren til kvinnen har, jo høyere sannsynlighet er det for at hun får sitt første barn.

I tabell 4.5 ser vi på estimatene for betydningen av bakgrunnskjenntegnene til ektefellen/samboeren, og da finner vi et liknende mønster som for henne: Hvis han har videregående skole som høyeste utdanningsnivå, har foreldre med videregående utdanning, har foreldre med høyere inntekt og/eller er innvandrers eller barn av innvandrere, er sannsynligheten høyere for at hun får sitt første barn. Når det gjelder hans alder, er også mønsteret likt, men alderen har ikke en like stor betydning. Hasarden for å få sitt første barn er lavere jo eldre han er, men nedgangen i hasarden er ikke like sterk. Toppunktet kommer også senere. Hvis han er 32–33 år, er hasarden størst. Vi undersøker også om det gir noen utslag at det er en aldersforskjell mellom ham og henne. Vi ser at hasarden er størst hvis han er 1–7 år eldre enn henne, mens det at hun er eldre enn ham, er forbundet med en lavere hasard.

Som vi ser, er det en sterk sammenheng mellom faste kjennetegn ved individet og sannsynligheten for å få sitt første barn. Alle disse faste kjennetegnene er også korrelert med arbeidstid og inntekt, som er hovedvariablene i analysen vår. I tillegg har befolkningssammensetningen endret seg over tid: Utdanningsnivået har vært jevnt stigende, innvanderbefolkningen har økt, og foreldregenerasjonene er også født i ulike tider og er derfor også påvirket av de samme endringene. En stor del av analysen vår går ut på å undersøke hvordan betydningen av arbeidstid og inntekt har endret seg mellom kohorter. Settet av kontrollvariabler hjelper til med å rense estimatene for sammenhenger som egentlig skyldes endringer i for eksempel utdanningsnivå eller andel innvandrere. Vi tror ikke at vi med kontrollvariablene våre har fanget opp alle underliggende forhold som har sammenheng med både arbeidstid/inntekt og fertilitet. Estimatenes kan derfor fortsatt ikke fullt ut tolkes som årsakssammenhenger. Men i tolkningen av resultatene kan man se bort ifra alderssammensetning, utdanningsnivå, andelen innvandrere og sosial bakgrunn.

Tabell 4.6: Betydning av økonomisk aktivitet for overgangen til første barn

	Bolkvis, hennes	Bolkvis, begges	Alle hennes	Alle begges
Ikke ansatt	0,74***	0,83***	1,60***	1,65***
	(0,0040)	(0,0044)	(0,0099)	(0,010)
Ansatt < 20 timer per uke	0,79***	0,82***	1,11***	1,13***
	(0,0047)	(0,0048)	(0,0067)	(0,0069)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,06***	1,08***	1,21***	1,24***
	(0,0068)	(0,0069)	(0,0078)	(0,0079)
Lønnsinntekt (IHS)	1,06***	1,04***	1,08***	1,07***
	(0,00067)	(0,00065)	(0,00083)	(0,00081)
Kapitalinntekt (IHS)	1,06***	1,05***	1,07***	1,06***
	(0,00089)	(0,00087)	(0,00091)	(0,00089)
Næringsinntekt (IHS)	1,01***	1,01***	1,00**	1,00**
	(0,00069)	(0,00069)	(0,00066)	(0,00066)
Under utdanning	0,32***	0,34***	0,31***	0,33***
	(0,0021)	(0,0022)	(0,0021)	(0,0022)
	Bolkvis, hans	Bolkvis, begges	Alle hans	Alle begges
Ikke ansatt	0,48***	0,49***	0,82***	0,82***
	(0,0027)	(0,0028)	(0,0057)	(0,0058)
Ansatt < 20 timer per uke	0,66***	0,67***	0,79***	0,81***
	(0,0055)	(0,0056)	(0,0067)	(0,0069)
Ansatt 20–30 timer per uke	0,83***	0,83***	0,90***	0,92***
	(0,0091)	(0,0092)	(0,0100)	(0,010)
Lønnsinntekt (IHS)	1,10***	1,09***	1,08***	1,07***
	(0,00074)	(0,00072)	(0,00089)	(0,00088)
Kapitalinntekt (IHS)	1,02***	1,02***	1,02***	1,02***
	(0,00058)	(0,00055)	(0,00058)	(0,00055)
Næringsinntekt (IHS)	1,03***	1,02***	1,03***	1,02***
	(0,00049)	(0,00049)	(0,00050)	(0,00049)
Under utdanning	0,57***	0,65***	0,64***	0,72***
	(0,0038)	(0,0043)	(0,0043)	(0,0048)

Tabellen viser resultatet av estimering av en diskret–tid hasardratemodell med overgang til å få et første barn som utfallsvariabel. Estimaten er eksponensierte og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Alle bakgrunnsvariablene i tabell 4.4 og 4.5 er med som kontroller i alle kolonner. Estimaten i første kolonne kommer fra ulike kjøringar hvor aktivitetsvariablenes betydning for overgangen til første fødsel er estimert separat for bolker av variabler og separat for ham og henne: Først kun hans eller hennes arbeidstid, deretter kun hans eller hennes inntekter, og til slutt kun hans eller hennes igangværende utdanning. I andre kolonne er arbeidstid, inntekter og utdanningsaktivitet tatt inn separat, men for begge parter samtidig. I kolonne 3 har vi tatt inn alle variablene samtidig, men separat for ham og henne: En estimering med alle hennes aktivitetsvariabler samtidig og en estimering med alle hans samtidig. I kolonne 4 har vi endelig med alle hans og alle hennes aktivitetsvariabler i samme estimering. Utvalget er det samme som i tabell 4.4 og 4.5. Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

I tabell 4.6 går vi videre fra bakgrunnskjenne-tegnene og ser på betydningen av arbeidstid og inntekt. Her er altså alle bakgrunnskjenne-tegnene for begge part-nerne, vist i tabell 4.4 og 4.5, med som kontroller (ikke vist i tabellen).

Inntekt kan ha motstridende effekter på fertilitet. På den ene siden gir høyere inntekt en større mulighet til å oppdra barn fordi det å få barn innebærer større kostnader til mat, klær, bolig og så videre. Dette kalles *inntektseffekten*. På den andre siden innebærer høyere inntekt en høyere alternativkostnad ved det å oppdra barn, siden det krever en betydelig innsats i form av tid. Det er «dyrere» for en person med høy lønn å endre tidsbruken fra flere timer på jobb til flere timer hjemme med barn. Dette kalles *substitusjonseffekten*⁶.

I analysen har vi med ulike mål på arbeidstid for dem som er observert med et ansettelsesforhold i Arbeidsgiver- og arbeidstakerregisteret: om personen ikke jobber, om han/hun jobber mindre enn 20 timer per uke, og om personen jobber 20–30 timer per uke. Referanse-kategorien er fulltid (mer enn 30 timer per uke). I den deskriptive statistikken i tabell 4.2 ser vi at den største gruppen både menn og kvinner jobber fulltid, men det er flere kvinner enn menn som jobber deltid. For eksempel er det blant tobarnsforeldre bare 2,4 prosent menn som jobber mindre enn 20 timer per uke, mens det er 11,6 prosent kvinner. Det er også en høy andel både menn og kvinner som ikke er ansatt noe sted. I analysen befinner disse seg i gruppen «ikke ansatt». Disse kan være personer som er selvstendig næringsdrivende, personer som mottar en ytelse, eller personer som er utenfor arbeidsstyrken av andre grunner. For selvstendig næringsdrivende har vi ingen opplysninger om arbeidstid, og målet på næringsinntekt vil derfor fange opp betydningen av både inntekt og arbeidstid for denne gruppen. Hvis en person er under utdanning, måles sammenhengen mellom dette og fertilitet i variabelen «under utdanning».

Vi har med flere mål på inntekt i analysen: lønnsinntekt, kapitalinntekt og næringsinntekt. Høyere lønnsinntekt kan vi tenke på som en endring i inntekt som har både inntekts- og substitusjonseffekt. Kapitalinntekter har ikke den samme åpenbare substitusjonseffekten. I og med at disse inntektene ikke kommer like direkte fra egen arbeidsinnsats, vil en person i stor grad kunne beholde disse inntektene selv om han eller hun bruker mer tid til barn. Næringsinntekt, derimot, kan vi tenke oss har en klar substitusjonseffekt, i og med at denne inntekten oftest kommer fra egen næringsvirksomhet, og at lønnsomheten i virksomheten avhenger sterkt av egen arbeidsinnsats. I den deskrip-

6 Substitusjonseffekten kan også inneholde forventede effekter på framtidig karriereutvikling. Høytlønnte (og gjerne høyt utdannede) personer taper som regel mer i form av tapte karrieremuligheter når de er hjemme med barn (Cools, Markussen og Strøm, 2017).

tive tabellen 4.2 ser vi at lønnsinntekt er den viktigste inntekten i snitt for både menn og kvinner, etterfulgt av kapitalinntekt. Gjennomsnittlig næringsinntekt er svært lav, noe som reflekterer at det er få selvstendig næringsdrivende blant norske foreldre. Lønnsinntekt vil derfor være den viktigste for majoriteten av norske familier. Næringsinntekt vil være tilsvarende viktig bare for en liten del av befolkningen.

Kolonnene i tabellen følger samme mønster som i tabell 4.4 og 4.5: I første kolonne inkluderer vi først målene gruppevis. De tre øverste linjene viser resultater der vi har tatt med variablene som måler arbeidstid – uten at inntekts- og utdanningsvariabelen er med. De tre neste linjene viser resultater der vi har tatt med variablene som måler inntekt – uten at arbeidstids- og utdanningsvariabelen er med, osv. I andre kolonne har vi holdt oss til denne inndelingen, men vi tar samtidig inn den andre partnerens tilsvarende mål på arbeidstid eller inntekt eller utdanningsaktivitet. I tredje kolonne tar vi inn alle hennes eller alle hans variabler på en gang, mens i fjerde er alle hans og hennes inkludert samtidig. Bakgrunnskontrollene er de samme hele veien.

Første kolonne viser derfor hvordan gruppene av variabler isolert henger sammen med fertilitet. Arbeidstidsvariablene kan slik sett både måle om en person har mye tid utenfor arbeidet, og om personen har lav inntekt. Når vi i tredje kolonne tar inn alle gruppene variabler på en gang, vil arbeidstidsvariablene måle hva lav arbeidstid betyr for fertiliteten, når vi holder inntekt konstant. Det vil si at vi da skiller betydningen av arbeidstid og inntekt fra hverandre.

Vi ser fra første kolonne i øverste panel at det å jobbe lite eller ingenting for henne er forbundet med en lavere hasard for å få det første barnet, mens det å jobbe fulltid er forbundet med en høyere hasard. Høyere inntekt (alle typer inntekter) er forbundet med høyere hasard for at hun får barn. Disse resultatene tyder derfor på at det er viktig for kvinner å være etablert på arbeidsmarkedet med fulltidsjobb og inntekt før de får sitt første barn. I snitt er det negativt for hasarden å jobbe deltid når vi ikke skiller betydningen av deltid fra betydningen av inntekt (inntektseffekten dominerer substitusjonseffekten). I tredje kolonne har vi med alle variablene på en gang og kan skille betydningen av arbeidstid fra betydningen av inntekt. Vi ser da at høyere inntekt fortsatt er positivt forbundet med hasarden for å få det første barnet (når inntekten dobles, øker hasarden for å få sitt første barn det året med 8 prosent). Samtidig ser vi at for en gitt inntekt er det å jobbe deltid isolert sett også positivt forbundet med hasarden for kvinner (det å jobbe deltid øker hasarden for å få barn det året med henholdsvis 11 og 21 prosent for kort og lang deltid).

I andre og fjerde kolonne tar vi med mannens kjennetegn på samme måte som kvinnens. Fordi partnere ofte likner hverandre, for eksempel i utdanningsnivå, kan sammenhengen mellom hennes inntekt og fertilitet delvis skyldes at det er en sammenheng mellom hans inntekt og fertilitet. Vi ser imidlertid at betydningen av hennes arbeidstid og inntekt ikke endres mye når vi tar med mannens kjennetegn og sosioøkonomiske ressurser. Hvis vi ser på hvordan koeffisientene endrer seg fra tredje til fjerde kolonne, ser vi at betydningen av hennes arbeidstid går opp, mens betydningen av hennes inntekter reduseres noe. For et gitt nivå på husholdningens inntekter har det derfor relativt større betydning om hun jobber redusert eller ikke i det hele tatt.

I nederste panel av tabell 4.6 viser vi betydningen av hans sosioøkonomiske ressurser og aktivitet i stedet for hennes. I første kolonne, hvor vi først ser på arbeidstidsvariablene (uten å ha med inntekts- og utdanningsvariablene), ser vi at om han ikke jobber eller jobber deltid, reduserer dette hasarden for at paret får sitt første barn sammen. Koeffisientene er større enn for kvinnen, så lite arbeid er enda mer negativt forbundet med fertilitet for ham enn for henne. Når vi ser på betydningen av inntekt, ser vi at alle typer inntekt er positivt forbundet med hasarden for å få det første barnet, og sammenhengen er sterkest for lønnsinntekt. Koeffisienten på lønnsinntekt er større enn for kvinnen når vi ikke betinger på arbeidstid. Til sammen tyder disse resultatene på at det i enda større grad for mannen enn for kvinnen er viktig å være etablert i fulltidsjobb før paret får sitt første barn. Resultatene endrer seg omtrent ikke når vi i tillegg kontrollerer for hennes kjennetegn i kolonne 2.

I kolonne 3 (og 4) har vi med alle variablene samtidig. Vi ser at det fortsatt er negativt forbundet med fertiliteten at han ikke jobber eller jobber deltid, selv for en gitt inntekt. Det er derfor her den tydeligste kjønnsforskjellen kommer fram: Det øverste panelet i tabell 4.6 viste at det er positivt forbundet med fertiliteten at hun jobber deltid eller ikke i det hele tatt, mens det nederste panelet i tabell 4.6 viser at det er negativt forbundet med fertiliteten at han jobber deltid eller ikke i det hele tatt – for en gitt inntekt. I snitt er det slik at en dobling av hans lønnsinntekt gir en økning i hasarden for å få det første barnet på 8 prosent (akkurat likt som for kvinner), mens det å jobbe deltid gir en nedgang i hasarden på henholdsvis 21 og 10 prosent for kort og lang deltid.

Mønsteret som tegner seg i tabell 4.6, er at et «tradisjonelt» kjønnsrollemønster er forbundet med økt hasard for å få første barn. Dette kan tyde på at mannen først og fremst bidrar med inntekt, mens hun i større grad bidrar med både inntekt og tidsbruk (deltidsarbeid). I neste avsnitt ser vi om det har skjedd noen endringer i dette mønsteret over tid.

Tabell 4.7: Betydning av økonomisk aktivitet for overgangen til tredje barn

	Bolkvis, hennes	Bolkvis, begge	Alle hennes	Alle begge
Ikke ansatt	1,33***	1,34***	1,58***	1,57***
	(0,011)	(0,011)	(0,018)	(0,018)
Ansatt < 20 timer per uke	1,10***	1,10***	1,17***	1,16***
	(0,011)	(0,011)	(0,012)	(0,012)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,06***	1,06***	1,08***	1,08***
	(0,010)	(0,010)	(0,011)	(0,011)
Lønnsinntekt (IHS)	0,99***	0,99***	1,01***	1,01***
	(0,00082)	(0,00082)	(0,0012)	(0,0012)
Kapitalinntekt (IHS)	1,02***	1,02***	1,02***	1,02***
	(0,0013)	(0,0013)	(0,0013)	(0,0013)
Næringsinntekt (IHS)	1,01***	1,01***	1,00***	1,00
	(0,0011)	(0,0011)	(0,0011)	(0,0011)
Under utdanning	0,42***	0,42***	0,40***	0,40***
	(0,0067)	(0,0068)	(0,0065)	(0,0065)
	Bolkvis, hans	Bolkvis, begge	Alle hans	Alle begge
Ikke ansatt	0,99	0,95***	1,02	0,99
	(0,0096)	(0,0094)	(0,015)	(0,014)
Ansatt < 20 timer per uke	1,08***	1,07***	1,06***	1,06***
	(0,021)	(0,021)	(0,021)	(0,021)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,09***	1,08***	1,08***	1,08***
	(0,026)	(0,025)	(0,026)	(0,025)
Lønnsinntekt (IHS)	1,01***	1,01***	1,01***	1,01***
	(0,0010)	(0,0010)	(0,0014)	(0,0014)
Kapitalinntekt (IHS)	1,02***	1,02***	1,02***	1,02***
	(0,00100)	(0,00100)	(0,00100)	(0,00098)
Næringsinntekt (IHS)	1,01***	1,01***	1,01***	1,01***
	(0,00080)	(0,00081)	(0,00082)	(0,00082)
Under utdanning	0,94***	0,99	0,96***	1,01
	(0,014)	(0,015)	(0,015)	(0,016)

Tabellen viser resultatet av estimering av en diskret-tid hasardratemodell med overgang til å få et tredje barn som utfallsvariabel. Estimatenes er eksponensiert og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Alle bakgrunnsvariablene i tabell 4.4 og 4.5 er med som kontroller i alle kolonner. Kolonnene følger samme oppsett som i tabell 4.6. Utvalget er alle par med to barn hvor hun er født 1950–1984 og de er bosatt i Norge i minst ett av årene i perioden 1995–2015. Observasjonsperioden er 1995–2015, og for hvert år betinger vi på at hun er mellom 20 og 45 år gammel og at han er mellom 20 og 50 år gammel. De observeres fra og med året etter at andre barn er født, og til og med året da et tredje barn blir født, eller til observasjonsperioden er over dersom de ikke får et tredje barn. For nærmere beskrivelse av konstruksjonen av par, se kapittel 4.2. Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

I tabell 4.7 gjør vi den samme analysen som i tabell 4.6, bare for overgangen til å få et tredje barn i stedet for det første barnet. I øverste panel ser vi på betydningen av hennes sosioøkonomiske ressurser og finner at deltidsarbeid er positivt forbundet med hasarden for å få et tredje barn. Dette gjelder uavhengig av om vi betinger på inntekt (3. kolonne) eller ikke (1. kolonne). I første kolonne ser vi også at høyere lønnsinntekt isolert sett er forbundet med en lavere hasard for å få et tredje barn. I kolonne 3 ser vi at dette i stor grad henger sammen med deltidsarbeid. Betinget på deltidsarbeid er høyere lønnsinntekt positivt forbundet med hasarden for å få et tredje barn. Koeffisienten er imidlertid mindre enn koeffisienten i tabell 4.6 (første barn). Når inntekten dobles, øker hasarden for å få et tredje barn med 1 prosent. Det ser derfor ut til at overgangen til et tredje barn fortsatt avhenger av en trygg økonomi og en tilknytning til arbeidsmarkedet (positiv koeffisient på lønnsinntekt), men økonomien og arbeidsmarkedstilknytningen er ikke like viktig som for overgangen til et første barn. Relativt viktigere er deltidsarbeid. Det å jobbe deltid gir en økning i hasarden på 17 og 8 prosent for kort og lang deltid. Også næringsinntekt har en annen betydning for overgangen til et tredje barn. Når vi holder arbeidstid og andre inntekter konstant, er ikke høyere næringsinntekt positivt forbundet med sannsynligheten for å få et tredje barn. Dette kan være fordi næringsinntekt med stor sannsynlighet er knyttet til drift av næringsvirksomhet, og at tid til barn i større grad kommer i konflikt med tid til arbeid i egen bedrift i forhold til ordinært lønnsarbeid.

I nederste panel viser vi sammenhengen mellom hans sosioøkonomiske ressurser og overgangen til å få et tredje barn. Vi ser den samme positive assosiasjonen med hans inntekt, men koeffisientene er mindre sammenliknet med overgangen til det første barnet – slik som for kvinnens inntekt. Dette tyder på at beslutningen om å få et tredje barn i mindre grad avhenger av den økonomiske situasjonen, og kanskje mer av individuelle preferanser, kapasitet og situasjonen ellers. Den store forskjellen mellom overgangen til det tredje barnet og overgangen til det første barnet er at også hans deltidsarbeid er positivt forbundet med hasarden for å få et tredje barn. Det er imidlertid, som vi så i tabell 4.2, svært få menn som jobber deltid, og det trengs en grundigere undersøkelse av denne gruppen for at vi skal kunne si om dette er et uttrykk for at også mannens tidsbidrag er enda viktigere for beslutningen om å få et tredje barn (relativt til det første), eller om den positive korrelasjonen skyldes andre kjennetegn ved deltidsarbeidende menn som også gjør at de har en høyere hasard for å få et tredje barn.

4.4 Analyser av par – forskjeller mellom kohorter i utvalget

I dette avsnittet ser vi på om betydningen av ulike kjennetegn har endret seg over tid. Vi har observasjoner av inntekt, arbeidstid og utdanningsaktivitet for årene 1995–2015, altså drøyt 20 år. I tillegg må vi observere kvinner og menn over tid for å estimere hasardene. Det er derfor begrenset hvor mange kohorter vi kan undersøke. For lettere å kunne si noe om endringer over tid eller mellom kohorter lager vi tre femårskohorter i to ulike aldersgrupper. De første kohortene observerer vi i alderen 21–35 år. Dette er kohortene født i årene 1970–1974, 1975–1979 og 1980–1984. De andre (delvis overlappende) kohortene observerer vi i alderen 26–40 år. Det er kohortene født i 1965–1969, 1970–1974 og 1975–1979.

Tabell 4.8: Betydning av økonomisk aktivitet for overgangen til første barn, 21–35 år, etter kohort

	1970–1974	1975–1979	1980–1984
Hennes opplysninger			
Ikke ansatt	1,649***	1,605***	1,768***
	(0,0213)	(0,0223)	(0,0247)
Ansatt < 20 timer per uke	1,152***	1,133***	1,246***
	(0,0146)	(0,0155)	(0,0162)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,281***	1,341***	1,256***
	(0,0169)	(0,0195)	(0,0172)
Lønnsinntekt (IHS)	1,063***	1,073***	1,061***
	(0,00191)	(0,00185)	(0,00167)
Kapitalinntekt (IHS)	1,041***	1,066***	1,077***
	(0,00176)	(0,00203)	(0,00219)
Næringsinntekt (IHS)	1,000	0,998*	0,987***
	(0,00156)	(0,00146)	(0,00137)
Under utdanning	0,340***	0,364***	0,360***
	(0,00474)	(0,00527)	(0,00504)
Hans opplysninger			
Ikke ansatt	0,823***	0,805***	0,841***
	(0,0122)	(0,0126)	(0,0132)
Ansatt < 20 timer per uke	0,871***	0,817***	0,817***
	(0,0157)	(0,0157)	(0,0152)
Ansatt 20–30 timer per uke	0,955*	0,909***	0,876***
	(0,0224)	(0,0238)	(0,0208)
Lønnsinntekt (IHS)	1,062***	1,066***	1,073***
	(0,00193)	(0,00196)	(0,00194)
Kapitalinntekt (IHS)	1,015***	1,017***	1,017***
	(0,00113)	(0,00116)	(0,00126)
Næringsinntekt (IHS)	1,027***	1,021***	1,023***
	(0,00108)	(0,00108)	(0,00111)
Under utdanning	0,787***	0,783***	0,782***
	(0,0107)	(0,0115)	(0,0112)
Konstantledd	0,0312***	0,0219***	0,0199***
	(0,00158)	(0,00114)	(0,00107)
Observasjoner	856232	840933	801896

Tabellen viser resultatet av estimeringer av en diskret-tid hasardratemodell med overgang til å få et første barn som utfallsvariabel. Estimatene er eksponensiert og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Alle bakgrunnsvariablene i tabell 4.4 og 4.5 er med som kontroller i alle kolonner. Alle estimatene i en kolonne er estimert i samme modell. Utvalget er det samme som i tabell 4.4, men begrenset etter hennes fødselsår (angitt over hver kolonne) og observasjoner mens hun er i alderen 21–35 år. Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

Tabell 4.9: Betydning av økonomisk aktivitet for overgangen til første barn, 26–40 år, etter kohort

	1965–1969	1970–1974	1975–1979
Hennes opplysninger			
Ikke ansatt	1,442***	1,413***	1,512***
	(0,0268)	(0,0246)	(0,0258)
Ansatt < 20 timer per uke	1,079***	0,995	1,114***
	(0,0205)	(0,0185)	(0,0191)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,219***	1,191***	1,248***
	(0,0229)	(0,0221)	(0,0222)
Lønnsinntekt (IHS)	1,074***	1,082***	1,070***
	(0,00248)	(0,00225)	(0,00204)
Kapitalinntekt (IHS)	1,052***	1,052***	1,066***
	(0,00223)	(0,00206)	(0,00225)
Næringsinntekt (IHS)	1,009***	1,005***	0,998
	(0,00179)	(0,00157)	(0,00139)
Under utdanning	0,435***	0,442***	0,449***
	(0,00873)	(0,00784)	(0,00775)
Hans opplysninger			
Ikke ansatt	0,838***	0,858***	0,822***
	(0,0166)	(0,0156)	(0,0151)
Ansatt < 20 timer per uke	0,878***	0,842***	0,851***
	(0,0222)	(0,0206)	(0,0196)
Ansatt 20–30 timer per uke	0,978	0,907***	0,896***
	(0,0313)	(0,0295)	(0,0269)
Lønnsinntekt (IHS)	1,049***	1,057***	1,059***
	(0,00235)	(0,00215)	(0,00213)
Kapitalinntekt (IHS)	1,022***	1,017***	1,017***
	(0,00156)	(0,00119)	(0,00132)
Næringsinntekt (IHS)	1,021***	1,021***	1,018***
	(0,00129)	(0,00119)	(0,00113)
Under utdanning	0,866***	0,849***	0,821***
	(0,0162)	(0,0149)	(0,0144)
Konstantledd	0,0258***	0,0171***	0,0169***
	(0,00187)	(0,00117)	(0,000978)
Observasjoner	425107	484992	461156

Tabellen viser resultatet av estimeringer av en diskret–tid hasardratemodell med overgang til å få et første barn som utfallsvariabel. Estimatenes er eksponensierte og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Alle bakgrunnsvariablene i tabell 4.4 og 4.5 er med som kontrollert i alle kolonner. Alle estimatene i en kolonne er estimert i samme modell. Utvalget er det samme som i tabell 4.4, men begrenset etter hennes fødselsår (angitt over hver kolonne) og observasjoner mens hun er i alderen 26–40 år. Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

I tabell 4.8 ser vi på overgangen til første barn i aldersgruppen 21–35. Det er ikke stor forskjell mellom kohortene når det gjelder betydningen av hennes deltidsarbeid eller inntekter. Om noe er det å jobbe lite eller ikke i det hele tatt, for en gitt inntekt, enda viktigere for overgangen til et første barn for kvinnene i den yngste kohorten. Høyere næringsinntekt er også sterkere negativt forbundet med overgangen til et første barn. Dette tyder på at det er relativt flere som ikke er ansatt som allikevel får barn i de yngre kohortene, og at dette ikke er unge som driver næringsvirksomhet; disse har en relativt lavere hasard for å få det første barnet. Det er heller ikke store tydelige endringer mellom kohorter for hans kjennetegn. Om noe er det en litt sterkere negativ koeffisient på hans deltidsarbeid over tid (20–30 timer) og en litt sterkere positiv koeffisient på hans lønnsinntekt. Dette tyder på at hans fulltidsarbeid og gode lønnsinntekt, om noe, har blitt viktigere over tid.

I tabell 4.9 ser vi på overgangen til første barn i aldersgruppen 26–40 år og kan da få med en eldre kohort (1965–1969) i stedet for den yngste (1980–1984). Det er det samme mønsteret over tid i tabell 4.9 som i tabell 4.8. Betydningen av hennes eller hans deltidsarbeid eller inntekt endrer seg ikke mye gjennom perioden. Om noe er hans lønnsinntekt blitt noe viktigere over tid. Det dreier seg imidlertid om relativt kort tid, og vi kan kanskje ikke forvente at betydningen av arbeidstid og inntekt skal endre seg særlig mye gjennom en såpass kort periode. I tabellene 4.14 og 4.15 i avsnitt 4.6 undersøker vi også betydningen av pensjonsgivende inntekt for kohorter helt tilbake til 1940, og vi ser større endringer over tid der.

Tabell 4.10: Betydning av økonomisk aktivitet for overgangen til tredje barn, 26–40 år, etter kohort

	1960–1964	1965–1969	1970–1974
Hennes opplysninger			
Ikke ansatt	1,248*** (0,0762)	1,505*** (0,0396)	1,490*** (0,0329)
Ansatt < 20 timer per uke	1,007 (0,0562)	1,131*** (0,0258)	1,133*** (0,0217)
Ansatt 20–30 timer per uke	0,935 (0,0515)	1,058** (0,0245)	1,082*** (0,0203)
Lønnsinntekt (IHS)	0,986** (0,00595)	1,002 (0,00268)	1,011*** (0,00231)
Kapitalinntekt (IHS)	1,018*** (0,00696)	1,020*** (0,00280)	1,016*** (0,00245)
Næringsinntekt (IHS)	0,988** (0,00525)	0,999 (0,00245)	1,003 (0,00203)
Under utdanning	0,366*** (0,0442)	0,374*** (0,0164)	0,388*** (0,0124)
Hans opplysninger			
Ikke ansatt	1,004 (0,0778)	0,973 (0,0333)	1,003 (0,0272)
Ansatt < 20 timer per uke	1,110 (0,115)	1,072 (0,0510)	1,069* (0,0421)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,393*** (0,156)	1,128** (0,0641)	1,081 (0,0517)
Lønnsinntekt (IHS)	1,002 (0,00760)	1,010*** (0,00342)	1,016*** (0,00275)
Kapitalinntekt (IHS) 1,024***	1,014*** (0,00643)	1,018*** (0,00211)	 (0,00185)
Næringsinntekt (IHS)	1,006 (0,00420)	1,018*** (0,00195)	1,012*** (0,00160)
Under utdanning	0,989 (0,0936)	0,968 (0,0372)	1,030 (0,0313)
Konstantledd	0,0274*** (0,00904)	0,00785*** (0,00165)	0,00165*** (0,00117)
Observasjoner	84064	416298	623396

Tabellen viser resultatet av estimeringer av en diskret–tid hasardratemodell med overgang til å få et tredje barn som utfallsvariabel. Estimaten er eksponensierte og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Alle bakgrunnsvariablene i tabell 4.4 og 4.5 er med som kontroll i alle kolonner. Alle estimatene i en kolonne er estimert i samme modell. Utvalget er det samme som i tabell 4.7, men begrenset etter hennes fødselsår (angitt over hver kolonne) og observasjoner mens hun er i alderen 26–40 år. Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

Tabell 4.11: Betydning av økonomisk aktivitet for overgangen til tredje barn, 31–45 år, etter kohort

	1960–1964	1965–1969	1970–1974
Hennes opplysninger			
Ikke ansatt	1,313*** (0,0662)	1,490*** (0,0448)	1,531*** (0,0450)
Ansatt < 20 timer per uke	1,050 (0,0474)	1,157*** (0,0297)	1,170*** (0,0307)
Ansatt 20–30 timer per uke	0,957 (0,0431)	1,068*** (0,0272)	1,108*** (0,0260)
Lønnsinntekt (IHS)	0,994 (0,00493)	1,006* (0,00307)	1,021*** (0,00317)
Kapitalinntekt (IHS)	1,015*** (0,00526)	1,023*** (0,00302)	1,015*** (0,00311)
Næringsinntekt (IHS)	0,991** (0,00434)	0,998 (0,00262)	0,998 (0,00238)
Under utdanning	0,445*** (0,0378)	0,408*** (0,0181)	0,446*** (0,0171)
Hans opplysninger			
Ikke ansatt	1,006 (0,0639)	0,981 (0,0365)	0,972 (0,0341)
Ansatt < 20 timer per uke	1,105 (0,0929)	1,043 (0,0551)	1,069 (0,0529)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,299*** (0,126)	1,179*** (0,0741)	1,067 (0,0633)
Lønnsinntekt (IHS)	1,009 (0,00617)	1,012*** (0,00368)	1,009** (0,00340)
Kapitalinntekt (IHS)	1,023*** (0,00454)	1,012*** (0,00211)	1,015*** (0,00221)
Næringsinntekt (IHS)	1,007** (0,00349)	1,015*** (0,00208)	1,008*** (0,00195)
Under utdanning	1,014 (0,0768)	0,991 (0,0411)	1,064* (0,0392)
Konstantledd	0,00287*** (0,00155)	0,00332*** (0,00199)	0,00129*** (0,00130)
Observasjoner	187453	564975	700388

Tabellen viser resultatet av estimeringer av en diskret-tid hasardratemodell med overgang til å få et tredje barn som utfallsvariabel. Estimatene er eksponensiert og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Alle bakgrunnsvariablene i tabell 4.4 og 4.5 er med som kontroller i alle kolonner. Alle estimatene i en kolonne er estimert i samme modell. Utvalget er det samme som i tabell 4.7, men begrenset etter hennes fødselsår (angitt over hver kolonne) og observasjoner mens hun er i alderen 31–45 år. Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

I tabell 4.10 og 4.11 ser vi på overgangen til et tredje barn. Dette er den marginen som er mest påvirket over tid, og den kan forklare mye av fallet i fertilitet de siste tiårene, som vist i avsnitt 2.1. I tabell 4.10 ser vi på hasardene for aldersgruppen 26–40 år fra kohortene 1960–1964, 1965–1969 og 1970–1974. I tabell 4.11 ser vi på hasardene for de samme kohortene når de er i aldersgruppen 31–45 år.

Betydningen av arbeidstid og inntekt er litt mindre tydelig for overgangen til det tredje barnet enn for overgangen til det første. På et overordnet plan betyr dette at hvem som får et tredje barn – og når de får det – i mindre grad henger sammen med sosioøkonomiske ressurser (og kanskje mer med individuelle preferanser, kapasitet og situasjonen ellers). Over tid ser det imidlertid ut til å ha vært en endring, og økonomiske ressurser har større betydning for overgangen til et tredje barn i de yngre kohortene.

For kvinner i den tidligste kohorten er ikke det å jobbe positivt forbundet med overgangen til et tredje barn. Hennes lønnsinntekt er negativt forbundet med det tredje barnet – i motsetning til det som er tilfellet for overgangen til det første barnet. Høyere lønnsinntekt er altså negativt forbundet med overgangen til et tredje barn blant kvinner i de eldste kohortene, noe som isolert sett kan tyde på at lønnsarbeid kom i større konflikt med det å få flere barn før enn det gjør nå. Dette er konsistent med den sterke økningen i barnehagedekningen gjennom de siste tiårene og også med den økte sannsynligheten for at småbarnsmødre jobber fulltid (se figur 4.1). Hennes deltidsarbeid var heller ikke like viktig for overgangen til et tredje barn i den eldste kohorten. Også hans lønnsinntekt er mindre viktig i den eldste kohorten, mens det at han jobber deltid, er positivt forbundet med overgangen til et tredje barn. Som tidligere nevnt er det imidlertid en svært liten gruppe menn som faktisk jobber deltid, og dette vil derfor ikke gjelde mange familier.

I den yngste kohorten likner mønsteret litt mer på mønsteret for det første barnet. For henne virker det positivt om hun jobber deltid, men høyere lønnsinntekt og/eller næringsinntekt virker også positivt inn på overgangen til det tredje barnet. Mannens inntekt spiller positivt inn på overgangen til et tredje barn, men det teller også positivt om han jobber deltid. Aller størst betydning har sosioøkonomiske kjennetegn i de yngste kohortene, og avgjørelsen om å få det tredje barnet ser derfor ut til å henge sterkere sammen med god økonomi her enn i eldre kohorter.

Betydningen av sosioøkonomiske ressurser har altså endret seg noe gjennom perioden vi studerer her, men det store bildet er ganske stabilt. Dette viser at

sammenhengen mellom arbeidstid/inntekt og fertilitet ikke er hugget i stein og kan endre seg over tid, men at endringene skjer sakte. De underliggende variablene endrer seg mer over tid. Figur 4.1 viste at småbarnsmødres arbeidstilbud har blitt mye større gjennom de siste tiårene, og at det å jobbe fulltid har blitt mer og mer vanlig. Våre funn tyder på at mer fulltidsarbeid blant mødre isolert sett kan ha hatt en negativ innvirkning på periodefruktbarheten over tid, fordi deltidsarbeid påvirker fertilitet positivt. På den andre siden har høyere inntekt en positiv innvirkning på fertiliteten, og det at kvinner jobber mer og tjener mer, kan derfor også isolert sett ha bidratt til å holde fertiliteten høy over tid. Dette er to krefter som har virket mot hverandre, og foreløpig kan det se ut som nedgangen i deltidsarbeid kan ha trumfet de positive effektene av økt inntekt blant tobarnsmødre og hatt en samlet negativ effekt på fertiliteten til yngre kohorter. Hvordan utviklingen blir framover, vil avhenge av om arbeidstiden for mødre fortsetter å øke, og om den relative betydningen av arbeidstid og inntekt fortsetter å endre seg.

4.5 Analyser av par – forskjeller etter hennes utdanningsnivå

Hva arbeidsmarkedssituasjonen betyr for fruktbarhetsvalg, kan være forskjellig for kvinner med ulikt utdanningsnivå. Litteratur om hvordan barn påvirker karriere, viser at høyt utdannede kvinner taper mest i form av lavere karrieremuligheter og dårligere lønnsutvikling etter at de får barn (Adda et al., 2017; Goldin, 2014; Cools, Markussen og Strøm, 2017; Cools og Strøm, 2016). Over tid blir også utdanningsnivået til norske kvinner høyere og høyere, og det er derfor av interesse å dele inn befolkningen etter utdanningsnivå for å se om det fins noen forskjeller i samspillet mellom fertilitet og økonomiske ressurser mellom utdanningsgrupper. Over tid vil vi få færre kvinner i de laveste utdanningsgruppene og flere i de høyeste, og politikktutviklingen bør derfor ha dette som utgangspunkt.

I dette avsnittet estimerer vi den samme modellen som over på kvinner inndelt i tre utdanningsnivå: de som enten har påbegynt eller fullført videregående utdanning, de som har utdanning på et nivå tilsvarende bachelorgrad, og de som har utdanning på et nivå tilsvarende mastergrad.

Tabell 4.12: Betydning av økonomisk aktivitet for overgangen til første barn, etter hennes utdanningsnivå

	Videregående	Tilsv. bachelor	Tilsv. master
Hennes opplysninger			
Ikke ansatt	2,018***	1,489***	1,161***
	(0,0206)	(0,0161)	(0,0244)
Ansatt < 20 timer per uke	1,345***	1,136***	0,811***
	(0,0125)	(0,0117)	(0,0194)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,246***	1,384***	1,047
	(0,0125)	(0,0140)	(0,0307)
Lønnsinntekt (IHS)	1,061***	1,051***	1,055***
	(0,00137)	(0,00144)	(0,00258)
Kapitalinntekt (IHS)	1,048***	1,044***	1,046***
	(0,00141)	(0,00136)	(0,00246)
Næringsinntekt (IHS)	0,994***	0,992***	1,001
	(0,00116)	(0,00102)	(0,00135)
Under utdanning	0,476***	0,415***	0,359***
	(0,00600)	(0,00374)	(0,00667)
Hans opplysninger			
Ikke ansatt	0,831***	0,838***	0,883***
	(0,0101)	(0,00959)	(0,0185)
Ansatt < 20 timer per uke	0,810***	0,842***	0,840***
	(0,0124)	(0,0115)	(0,0222)
Ansatt 20–30 timer per uke	0,903***	0,921***	0,865***
	(0,0176)	(0,0165)	(0,0314)
Lønnsinntekt (IHS)	1,059***	1,057***	1,069***
	(0,00152)	(0,00144)	(0,00260)
Kapitalinntekt (IHS)	1,018***	1,018***	1,014***
	(0,00101)	(0,000841)	(0,00139)
Næringsinntekt (IHS)	1,025***	1,019***	1,019***
	(0,000870)	(0,000755)	(0,00127)
Under utdanning	0,745***	0,816***	0,812***
	(0,00957)	(0,00800)	(0,0137)
Konstantledd	0,0238***	0,0254***	0,0185***
	(0,00217)	(0,00186)	(0,00198)
Observasjoner	1297684	1799798	684129

Tabellen viser resultatet av estimeringer av en diskret–tid hasardratemodell med overgang til å få et første barn som utfallsvariabel. Estimaten er eksponensierte og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Alle bakgrunnsvariablene i tabell 4.4 og 4.5 er med som kontroller i alle kolonner. Alle estimatene i en kolonne er estimert i samme modell. Utvalget er det samme som i tabell 4.4, men begrenset etter hennes utdanningsnivå (angitt over hver kolonne). Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

I tabell 4.12 ser vi en tydelig forskjell mellom utdanningsnivåene i hvordan deltidsarbeid henger sammen med det å få barn. For kvinner med videregående opplæring som høyeste fullførte utdanning finner vi en sterk positiv sammenheng mellom det å ikke jobbe eller å jobbe deltid og overgangen til det første barnet. Inntekter er imidlertid også viktige for denne gruppen, så det kan se ut som det er viktig for disse kvinnene å ha en økonomisk trygghet i bunnen før de får sitt første barn. Det å jobbe lite eller å ikke jobbe henger positivt sammen med overgangen til det første barnet også i gruppen med en utdanning på bachelornivå, men sammenhengen er litt svakere her. For gruppen med et utdanningsnivå tilsvarende mastergrad er det annerledes. Det er fortsatt positivt å ikke jobbe, men deltidsarbeid påvirker overgangen til første barn negativt. I gruppen med høyere utdanning ser det derfor ut som det er viktigere å være etablert i arbeidsmarkedet med en fulltidsjobb før man får sitt første barn.

På tvers av alle grupper er mannens kjennetegn omtrent like viktige. Det ser derfor ut som det er få samspillseffekter mellom hennes og hans økonomiske ressurser. Det er heller slik at uansett hva slags utdanningsnivå kvinnen har, er det viktig at mannen har inntekt og jobber fulltid før paret får sitt første barn.

I tabell 4.13 ser vi resultatene for overgangen til det tredje barnet. Her er det litt likere mellom utdanningsgruppene enn det som gjaldt for overgangen til det første barnet i tabell 4.9. Det er positivt med deltidsarbeid eller ikke noe arbeid for alle utdanningsnivå. Betydningen er imidlertid mindre enn for det første barnet, og i gruppen med utdanning på masternivå er ikke lønnsinntekt signifikant. Det ser derfor ut som overgangen til et tredje barn i mindre grad er knyttet til økonomiske ressurser på tvers av utdanningsgrupper – på samme måte som vi har sett over i det fulle utvalget og på tvers av kohorter.

Tabell 4.13: Betydning av økonomisk aktivitet for overgangen til tredje barn, etter hennes utdanningsnivå

	Videregående	Tilsv. bachelor	Tilsv. master
Hennes opplysninger			
Ikke ansatt	1,767***	1,412***	1,221***
	(0,0341)	(0,0280)	(0,0499)
Ansatt < 20 timer per uke	1,273***	1,155***	1,084**
	(0,0211)	(0,0185)	(0,0434)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,105***	1,112***	0,958
	(0,0195)	(0,0153)	(0,0387)
Lønnsinntekt (IHS)	1,009***	1,007***	1,007
	(0,00191)	(0,00222)	(0,00432)
Kapitalinntekt (IHS)	1,017***	1,016***	1,015***
	(0,00234)	(0,00206)	(0,00372)
Næringsinntekt (IHS)	1,004**	0,999	0,997
	(0,00187)	(0,00177)	(0,00248)
Under utdanning	0,524***	0,381***	0,388***
	(0,0192)	(0,00835)	(0,0161)
Hans opplysninger			
Ikke ansatt	0,995	0,983	0,886**
	(0,0253)	(0,0236)	(0,0419)
Ansatt < 20 timer per uke	1,031	1,090***	0,980
	(0,0395)	(0,0339)	(0,0550)
Ansatt 20–30 timer per uke	1,121**	1,093**	0,968
	(0,0504)	(0,0395)	(0,0683)
Lønnsinntekt (IHS)	1,011***	1,006***	1,001
	(0,00254)	(0,00240)	(0,00453)
Kapitalinntekt (IHS)	1,021***	1,014***	1,010***
	(0,00192)	(0,00144)	(0,00250)
Næringsinntekt (IHS)	1,014***	1,011***	1,011***
	(0,00150)	(0,00129)	(0,00234)
Under utdanning	1,080**	0,963*	1,022
	(0,0345)	(0,0218)	(0,0386)
Konstantledd	0,00229***	0,00256***	0,0223***
	(0,00164)	(0,00257)	(0,00909)
Observasjoner	1153888	1173060	303159

Tabellen viser resultatet av estimeringer av en diskret–tid hasardratemodell med overgang til å få et tredje barn som utfallsvariabel. Estimaten er eksponensierte og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Alle bakgrunnsvariablene i tabell 4.4 og 4.5 er med som kontroller i alle kolonner. Alle estimatene i en kolonne er estimert i samme modell. Utvalget er det samme som i tabell 4.7, men begrenset etter hennes utdanningsnivå (angitt over hver kolonne). Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

4.6 Analyser av enkeltindivider i perioden 1967–2000

Tabell 4.14: Betydningen av inntekt for overgangen til første, andre og tredje barn, kvinner i 20- og 30-årene, etter fødselstiår

	Pensjonsgivende inntekt				Yrkesinntekt		
	1940	1950	1960	1970	1960	1970	1980
Første barn, kvinner i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	0,653*** (0,00178)	0,657*** (0,00126)	0,750*** (0,00126)	0,795*** (0,00156)			
Yrkesinntekt (IHS)					0,962*** (0,000811)	0,953*** (0,000475)	0,971*** (0,000687)
Observasjoner	1143993	2368756	2864429	2752718	341221	2545207	1434883
Første barn, kvinner i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	0,760*** (0,00204)	0,813*** (0,00190)	0,885*** (0,00175)	0,978*** (0,00117)			
Yrkesinntekt (IHS)					0,997*** (0,000433)	1,006*** (0,000424)	1,005*** (0,000740)
Observasjoner	1995713	2565942	2962234	2908357	2849455	2995562	494166
Andre barn, kvinner som fikk første barn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	0,795*** (0,00172)	0,821*** (0,00150)	0,926*** (0,00165)	0,931*** (0,00296)			
Yrkesinntekt (IHS)					0,997*** (0,000525)	0,996*** (0,000531)	1,001 (0,000890)
Observasjoner	965659	1374903	1676842	913348	1984568	1640853	503796
Andre barn, kvinner som fikk første barn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	0,817*** (0,00470)	0,878*** (0,00415)	0,908*** (0,00493)	0,854 (0,112)			
Yrkesinntekt (IHS)					1,000 (0,000944)	1,009*** (0,00110)	1,015*** (0,00436)
Observasjoner	155960	338573	462405	15510	664229	592273	36002
Tredje barn, kvinner som fikk andre barn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	0,800*** (0,00196)	0,802*** (0,00213)	0,825*** (0,00223)	0,812*** (0,00533)			
Yrkesinntekt (IHS)					0,965*** (0,000675)	0,964*** (0,000773)	0,971*** (0,00155)
Observasjoner	718074	851534	936596	377529	1117451	833552	202655
Tredje barn, kvinner som fikk andre barn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	0,809*** (0,00455)	0,810*** (0,00354)	0,787*** (0,00390)	1,056 (0,170)			
Yrkesinntekt (IHS)					0,963*** (0,000888)	0,968*** (0,00117)	0,966*** (0,00543)
Observasjoner	323254	607227	730609	17452	1064130	775221	37131

Tabellen viser resultatet av estimeringer av en diskret-tid hasardratemodell med overgang til å få et første barn som utfallsvariabel. Estimaten er eksponensiert og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Kontroller for alder, innvandringskategori, utdanningsnivå, alder og observasjonsår er med som kontroller i alle kolonner. I de fire første kolonnene er utvalgt alle kvinner og menn født i tiåret angitt over hver kolonne og i aldersgruppen angitt over hver rad, som observeres i statistikken for pensjonsgivende inntekt i gjeldende år (observasjonsperioden er 1967–2000). I de tre siste kolonnene er utvalgt alle kvinner og menn født i tiåret angitt over hver kolonne og i aldersgruppen angitt over hver rad, som observeres i inntektsstatistikken for lønns- og næringsinntekt i gjeldende år (observasjonsperioden er 1995–2015). Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

Tabell 4.15: Betydningen av inntekt for overgangen til første, andre og tredje barn, menn i 20- og 30-årene, etter fødselstid

	Pensjonsgivende inntekt				Yrkesinntekt		
	1940	1950	1960	1970	1960	1970	1980
Første barn, menn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	1,573*** (0,00571)	1,444*** (0,00463)	1,295*** (0,00395)	1,268*** (0,00510)			
Yrkesinntekt (IHS)					1,055*** (0,00176)	1,057*** (0,00112)	1,070*** (0,00171)
Observasjoner	1975936	2984269	3212733	2935836	355894	2608322	1480777
Første barn, menn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	1,397*** (0,00481)	1,281*** (0,00329)	1,268*** (0,00313)	1,163*** (0,00472)			
Yrkesinntekt (IHS)					1,058*** (0,000639)	1,064*** (0,000692)	1,078*** (0,00145)
Observasjoner	2793301	3029156	3286544	3057403	2982723	3123155	522003
Andre barn, menn som fikk første barn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	1,136*** (0,00434)	1,159*** (0,00407)	1,138*** (0,00375)	1,130*** (0,00844)			
Yrkesinntekt (IHS)	1,037***	1,035***	1,034***		(0,000842)	(0,00102)	(0,00191)
Observasjoner	1874303	1712975	1532880	656750	1593384	1177324	321284
Andre barn, menn som fikk første barn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	1,060*** (0,00795)	1,098*** (0,00563)	1,091*** (0,00728)	1,081 (0,290)			
Yrkesinntekt (IHS)					1,028*** (0,00109)	1,025*** (0,00137)	1,026*** (0,00689)
Observasjoner	439186	704214	740631	17870	1041287	757707	38063
Tredje barn, menn som fikk andre barn i 20-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	0,925*** (0,00521)	0,951*** (0,00512)	0,974*** (0,00514)	0,949*** (0,0140)			
Yrkesinntekt (IHS)					1,001 (0,00120)	0,996*** (0,00152)	0,995 (0,00326)
Observasjoner	1182488	899313	701189	222836	729303	468800	103306
Tredje barn, menn som fikk andre barn i 30-årene							
Pensjonsgivende inntekt (IHS)	0,882*** (0,00631)	0,937*** (0,00492)	0,944*** (0,00703)	0,948 (0,165)			
Yrkesinntekt (IHS)					0,991*** (0,00105)	0,989*** (0,00154)	0,980** (0,00816)
Observasjoner	774648	1055324	913858	13862	1326552	780399	30453

Tabellen viser resultatet av estimeringer av en diskret-tid hasardratemodell med overgang til å få et første, andre og tredje barn som utfallsvariabel. Estimaten er eksponensiert og representerer dermed relative hasardrater (se kapittel 4.1). Kontroller for alder, innvandringskategori og utdanningsnivåobservasjonsår er med som kontroller i alle kolonner. I de fire første kolonnene er utvalget alle kvinner og menn født i tiåret angitt over hver kolonne og i aldersgruppen angitt over hver rad, som observeres i statistikken for pensjonsgivende inntekt i gjeldende år (observasjonsperioden er 1967–2000). I de tre siste kolonnene er utvalget alle kvinner og menn født i tiåret angitt over hver kolonne og i aldersgruppen angitt over hver rad, som observeres i inntektsstatistikken for lønns- og næringsinntekt i gjeldende år (observasjonsperioden er 1995–2015). Robuste standardfeil (i parentes), klustret på individnivå. *p < .10; **p < .05; ***p < .01.

I tabell 4.14 og 4.15 ser vi på utviklingen i betydningen av inntekt for enda eldre kohorter. SSB har data på pensjonsgivende inntekt tilbake til 1967, noe som gjør det mulig å undersøke denne inntektsvariabelen for kohorter født fra 1940 og videre. Vi har imidlertid ikke opplysninger om arbeidstid eller igangværende utdanning så langt tilbake i tid, og den pensjonsgivende inntekten vil derfor også plukke opp en del av samvariasjonen med disse. For de siste kohortene bruker vi yrkesinntekt som i tidligere analyser. Fordi pensjonsgivende inntekt er forskjellig fra yrkesinntekt, legger vi ikke vekt på forskjeller i størrelsen på koeffisientene, men ser heller om tendensen over tid (mellom kohorter) er den samme med begge mål.

Betydningen av inntekt for overgangen til første barn ser ut til å ha endret seg over tid. I avsnitt 4.3 fant vi at høyere yrkesinntekt (både lønns- og næringsinntekt) henger positivt sammen med sannsynligheten for å få et første barn for kvinner. I tabell 4.14 ser vi at for de eldste kohortene av kvinner er sammenhengen med pensjonsgivende inntekt negativ. Både for kvinner som får sitt første barn i tjueårene, og for kvinner som får sitt første barn i trettiårene, er sammenhengen mindre og mindre negativ for yngre og yngre kohorter. Denne tendensen ser ut til å fortsette også når vi bruker yrkesinntekt for de yngste kohortene. Sammenhengen med yrkesinntekt er negativ for 1960-kohorten, men blir positiv for 1970-kohorten som får barn i trettiårene. Det ser derfor ut til at høyere inntekter over tid har gått fra å ha en negativ innvirkning på overgangen til et første barn til å ha en positiv innvirkning.

Den negative sammenhengen mellom kvinners pensjonsgivende inntekt og overgangen til det første barnet kan skyldes at deltidsarbeid eller det å ikke arbeide i det hele tatt er relativt viktigere for overgangen til det første barnet i de eldste kohortene enn i de yngre. Dette henger blant annet sammen med at kvinner har fått en stadig sterkere stilling på arbeidsmarkedet, og en storstilt utbygging av barnehageplasser og andre omsorgsinstitusjoner som har gjort det mulig å kombinere arbeid og familie for stadig flere kvinner. Den positive sammenhengen for de yngre kohortene reflekterer at også hennes inntekter er viktige for familiens økonomi – og dermed også for beslutningen om å få barn.

Det samme mønsteret gjelder for overgangen til det andre barnet; høyere pensjonsgivende inntekt har en sterkere negativ sammenheng med sannsynligheten for å få et andre barn i de eldste kohortene. Her blir også sammenhengen med yrkesinntekt positiv for de yngste kohortene.

For overgangen til et tredje barn er mønsteret mer stabilt. Det er en stabil, negativ sammenheng mellom pensjonsgivende inntekt og overgangen til et

tredje barn på tvers av kohorter. Sammenhengen med yrkesinntekt er også stabil og negativ for de yngste kohortene. Dette speiler de tidligere resultatene som viste at deltidsarbeid er mer viktig for overgangen til et tredje barn. Nedgangen i deltidsarbeid blant kvinner over tid og i de yngre kohortene kan derfor potensielt bidra til å forklare noe av nedgangen i sannsynligheten for å få et tredje barn.

For menn bidrar høyere pensjonsgivende inntekt til en høyere sannsynlighet for å få det første og det andre barnet, slik som i tidligere analyser av yrkesinntekt i senere kohorter. Vi ser imidlertid en tydelig trend når det gjelder hvor viktig inntekten er. I tidlige kohorter er det en enda sterkere samvariasjon mellom høyere pensjonsgivende inntekt og sannsynligheten for å få første eller andre barn. Inntekten spiller en stadig mindre rolle for sannsynligheten for å få et første barn jo yngre kohortene blir. Dette kan skyldes forskjellige ting. Én mulig forklaring er at forsørgerbyrden i større grad deles mellom menn og kvinner – dette er konsistent med at kvinners inntekt har fått større betydning over tid. Det kan også skyldes at fedre i yngre kohorter jobber mindre når de får barn, eller at menn som i utgangspunktet jobber mindre, er de som i større grad får barn (for eksempel fordi de jobber deltid, jobber mindre overtid eller har andre yrker eller stillinger der arbeidstiden er kortere).

Som for kvinner er det også for menn en negativ sammenheng mellom høyere inntekt og sannsynligheten for å få et tredje barn. Én forklaring på dette kan være at tilgjengelig tid spiller en relativt større rolle for beslutningen om å få et tredje barn, og her er det både kvinnens og mannens tilgjengelige tid som har betydning. Det kan også skyldes andre forskjeller, som vi ikke observerer mellom menn med lav inntekt og menn med høy inntekt, og som fører til at menn med lav inntekt har en relativt høyere hasard for å få et tredje barn.

4.7 Sammendrag

I kapittel 4 har vi undersøkt betydningen av hans og hennes inntekt og arbeidstid for beslutningen om å få det første og det tredje barnet. Sammenhengene er estimert ved hjelp av en hasardratemodell, og tidsrommet for observert fertilitet er 1995–2014.

Vi finner en sterk sammenheng mellom både hennes og hans lønnsinntekt og sannsynligheten for å få et første barn. Betydningen av hans og hennes lønnsinntekt er like stor når vi har begge inntekt og arbeidstid med i modellen, noe som tyder på at forsørgerbyrden i utgangspunktet deles mellom foreldrene.

Når det gjelder betydningen av arbeidstid, er det store forskjeller mellom menn og kvinner. Når hun jobber deltid, har de større sannsynlighet for å få et første barn, mens sannsynligheten er lavere hvis han jobber deltid. Dette tyder på at en arbeidsdeling der hun bidrar med relativt mer tid hjemme, er positivt forbundet med det å få et første barn.

Sammenhengen er mindre sterk mellom hans og hennes inntekt og sannsynligheten for å få et tredje barn. Hennes deltid er fortsatt viktig, og hans deltid er her også positivt forbundet med sannsynligheten for å få det tredje barnet. At inntekt ser ut til å ha mindre betydning for overgangen til det tredje barnet, tyder på at beslutningen om å få et tredje barn i relativt større grad henger sammen med andre forhold, som preferanser, kapasitet og livssituasjon for øvrig. Den relativt større betydningen av hennes deltidsarbeid, sammenliknet med inntekt, for overgangen til et tredje barn peker mot at kvinners økende heltidsarbeid over tid kan være en del av forklaringen på nedgangen i tredjefødsler gjennom perioden. Framtidig forskning bør se nærmere på hva heltidsarbeid betyr for fruktbarheten.

Vi har også undersøkt hvordan sammenhengen mellom inntekt og fruktbarhet har endret seg over tid mellom kohorter født tilbake til 1940-tallet og kohorter født på 1980-tallet. Det har vært en endring over tid, særlig i betydningen av hennes inntekt. For de tidlige kohortene av kvinner var høyere inntekt forbundet med lavere sannsynlighet for å få det første barnet, mens for de senere er sammenhengen med inntekt blitt positiv. Dette ser ut til å reflektere kvinners endrede stilling i arbeidslivet og i familien, der betydningen av lønnsarbeid var mindre i tidlige kohorter av kvinner, som i større grad også var hjemme med barna da de var små. I yngre kohorter er det mindre forskjeller mellom kvinner og menn når det gjelder betydningen av inntekt.

I tillegg har vi undersøkt forskjeller mellom par inndelt i grupper etter tre utdanningsnivå for kvinnen: 1) påbegynt eller fullført videregående skole, 2) bachelorgrad eller tilsvarende og 3) mastergrad eller tilsvarende. Inntekt har omtrent like stor betydning på tvers av utdanningsgruppene. Det er imidlertid store forskjeller mellom gruppene når det gjelder betydningen av arbeidstid. Deltidsarbeid er positivt forbundet med sannsynligheten for å få et første barn for kvinner med videregående skole eller bachelorgrad, mens det er negativt forbundet for kvinner med en mastergrad eller tilsvarende. For kvinner med utdanning på masternivå betyr derfor egen inntekt og arbeidstid det samme som mannens inntekt og arbeidstid; det er viktig å være etablert med inntekt og fulltidsarbeid før man får sitt første barn. Mannens kjennetegn har omtrent samme betydning i snitt i alle parkonstellasjonene. Det ser derfor ut som det er få samspillseffekter

mellom hennes og hans økonomiske ressurser. Det er heller slik at uansett hva slags utdanningsnivå hun har, er det viktig at mannen har inntekt og jobber fulltid før paret får sitt første barn. For det tredje barnet er forskjellen mellom kvinner i ulike utdanningsgrupper mindre; der er det også en positiv sammenheng mellom deltidsarbeid og sannsynligheten for å få et tredje barn for kvinner med utdanning på masternivå. I tillegg er det tegn til noen samspillseffekter mellom hans og hennes inntekt. Hans deltidsarbeid er positivt forbundet med sannsynligheten for et tredje barn i begge de laveste utdanningsgruppene, men ikke i den høyeste.

5 Preferanser og økonomisk trygghet som forutsetning for å få barn

I kapittel 4 så vi på hva registrerte opplysninger om arbeidsforhold, utdanningsaktivitet og inntekt kan fortelle oss om sannsynligheten for observerte fødsler i datamaterialet. For bedre å forstå nedgangen i fruktbarhet i Norge gjennom det siste tiåret må vi imidlertid også undersøke folks preferanser når det gjelder å få barn. Vi vet at kvinner og menn blir foreldre stadig senere, og at færre av dem får et tredje barn. Vi vet imidlertid ikke i hvilken grad dette skyldes en respons på økonomiske omstendigheter, og i hvilken grad holdninger og ønsker knyttet til det å få barn under gitte økonomiske betingelser har endret seg. I dette kapitlet gjør vi et første forsøk på å kartlegge slike holdninger. Spørreundersøkelser utgjør et viktig supplement til registerdataene som kilde til å avdekke preferanser i de tilfellene hvor faktiske utfall avviker fra ønsket utfall, og til å kartlegge holdninger. All den tid vi ikke vet om den stadig høyere alderen på førstegangsforeldre gjør at de ikke er i stand til å få det antall barn de ønsker seg, er et slikt supplement svært relevant.

Det fins tidligere litteratur og spørreundersøkelser som har kartlagt forventet barnetall og fruktbarhetsintensjoner (Lyngstad og Noack, 2005; Lappegård og Noack, 2009; Dommermuth, Klobas og Lappegård, 2011, 2015). Vi er imidlertid også interessert i hvordan preferanser for antall barn utvikler seg over tid. Det er få studier og spørreundersøkelser som kartlegger ønsket barnetall i Norge. Et tidlig unntak er Noack og Østby (1981), som viser resultater fra Fruktbarhetsundersøkelsen til SSB fra 1977. Sobotka og Beaujouan (2014) peker på stabiliteten i ønsket om et ideelt antall barn som årsak til at demografer i stor grad sluttet å interessere seg for spørsmålet om ideelt antall barn. Men, som de påpeker, er det sannsynlig at dersom fruktbarheten holder seg stabilt lav over lengre tid, vil også normene for og oppfatningen av hva som er et ideelt antall barn, endre seg etter hvert (Sobotka og Beaujouan, 2014).

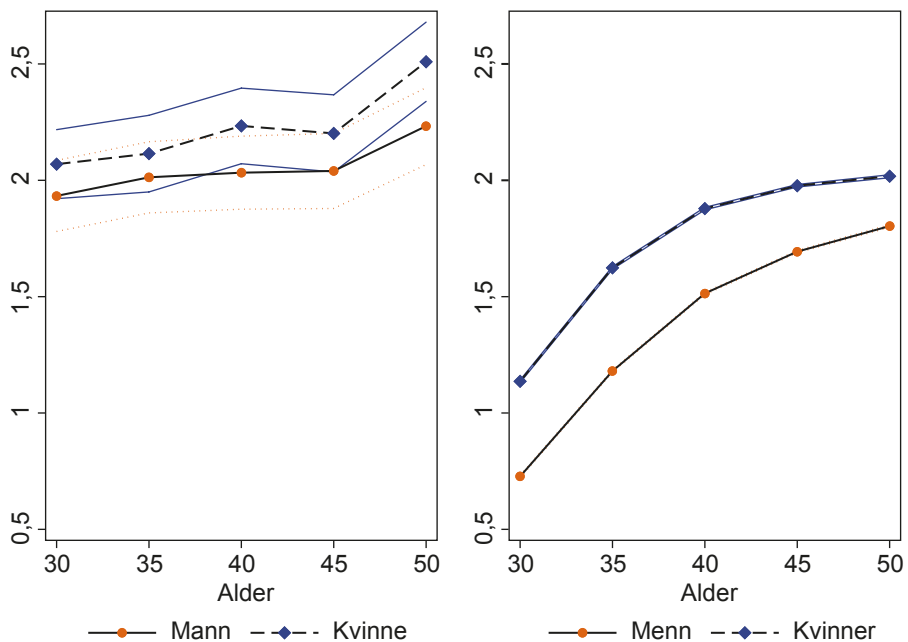
I spørreundersøkelsen om familie og pensjon (beskrevet nærmere i kapittel 3.2) spurte vi blant annet respondentene hvor mange barn de ønsket seg, og hvor gamle de ønsket å være første gang de ble foreldre. Vi håper at også framtidige spørreundersøkelser vil inkludere spørsmål om ideelt barnetall, slik at det går an å få et bilde av hvordan holdningene utvikler seg over tid. Vår undersøkelse kan bare gi et øyeblikksbilde i et utvalg på 3000 personer.

I spørreundersøkelsen spurte vi også hvor viktig ulike former for økonomisk trygghet var for beslutningen om å få barn. Inntekt er viktig for å kunne forsørge en familie, men like viktig som inntekten i dag er forventningen om å ha fast inntekt i mange år framover. Dommermuth og Lappegård (2017) viser til økt usikkerhet som følge av finanskrisen i 2008 som en mulig forklaring på fallet i fruktbarhet siden 2010. Som diskutert i kapittel 2 fins det en voksende internasjonal litteratur som ser på hva det å ha fast stilling betyr for fruktbarheten. Det kan altså være viktig ikke bare at man har en jobb, men at jobben er fast. I Norge er det også en sterk norm om å eie egen bolig som kan gjøre seg gjeldende ved etableringen av en familie.

5.1 Resultater når det gjelder fruktbarhetspreferanser, fra undersøkelsen om familie og pensjon

Ønsket barnetall

Figur 5.1: Ønsket barnetall i spørreundersøkelse og faktisk barnetall i registerdata, etter alder



Panelet til venstre viser gjennomsnittlig antall barn respondentene i Undersøkelsen om familie og pensjon oppga at de ønsket seg, etter kjønn og alderskategori (N=3017). Panelet til høyre viser gjennomsnittlig antall registrerte barn i befolkningen etter kjønn og alderskategori. Heltrukket linje for menn og stiplet linje for kvinner, omgitt av 95 % konfidensintervall.

I undersøkelsen om familie og pensjon (se kapittel 3.2) spurte vi: «Hvis du kunne velge, hvor mange barn skulle du ideelt sett ønske deg å ha?» Figur 5.1 viser hvor mange barn respondentene i ulike aldersgrupper ønsker seg i snitt (venstre panel), og hvor mange barn innbyggere i Norge i de samme aldersgruppene har i snitt (høyre panel). Et 95 prosenters konfidensintervall er vist som grå skygger. Gjennomsnittskvinnen i utvalget i spørreundersøkelsen ønsker seg 2,22 barn. Det er 0,14 ($p = 0,006$) flere barn enn gjennomsnittsmannen, som ønsker seg 2,08.

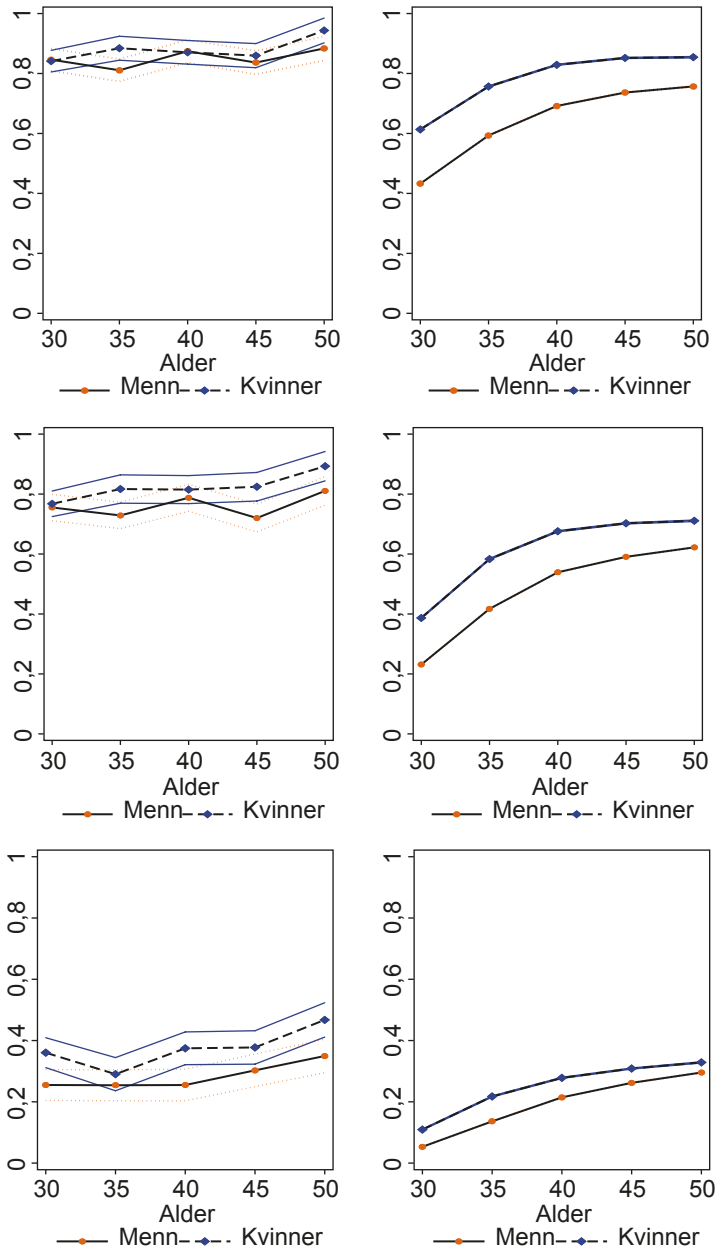
Ser vi hele aldersspennet under ett, ser vi at ønsket barnetall øker med alderen for begge kjønn og altså er fallende for de yngre kohortene. De som er 30 år, oppgir i snitt at de anser 2 barn som optimalt, mens snittet for dem som er 50 år, ligger 0,37 barn høyere ($p = 0,000$).

Det største fallet i ønsket antall barn for begge kjønn skjer mellom dem som er 50, og dem som er 45 – begge grupper som i hovedsak kan anses å være ferdige med sin fruktbare periode. Mens det for 50-åringene er en stor kjønnsforskjell, om enn ikke statistisk signifikant, faller denne kraftig etter som respondentene blir yngre, og blant 30-åringene er det bare en svært liten forskjell.

Til sammenlikning har vi i høyre panel hvor mange barn menn og kvinner i de ulike aldersgruppene faktisk har, slik det framkommer av norske registerdata fra 2014. Ønsket antall barn avviker for alle aldersgrupper signifikant fra det observerte barnetallet i befolkningen. For de yngre aldersgruppene vil mye av avstanden mellom ønsket og faktisk barnetall ennå hentes inn. Vi ser like fullt at blant kvinner i alderen 40–44 år er gjennomsnittlig antall barn 1,88, mens gjennomsnittlig oppgitt ønsket barnetall er 2,22. Størst avvik finner vi blant de eldste kvinnene (50–53 år). De oppgir i snitt at de ønsker 2,51 barn, mens det faktiske gjennomsnittlige antallet barn i befolkningen er 2.

For menn er avviket mellom ønsket og faktisk antall barn jevnt over større. Menn har riktignok en mindre klart avgrenset fruktbar periode enn kvinner, og selv menn i den eldste alderskategorien kan ennå i prinsippet få barn. Menn i denne aldersgruppen har i snitt 1,8 barn hver, og de skulle ønske de hadde 2,24. Det er en voksende bekymring for – og diskusjon om – mennene som «velges bort» som partnere og fedre, og systematisk kartlegging av menns faktiske preferanser når det gjelder å stifte familie, er avgjørende for at vi skal forstå omfanget av problemet.

Figur 5.2: Andelen i spørreundersøkelse som ønsker flere enn 0, 1 og 2 barn, og andelen i registerdata som har flere enn 0, 1 og 2 barn, etter alder



Panelene til venstre viser andelen blant respondentene i Undersøkelsen om familie og pensjon som oppga at de ønsket seg henholdsvis minst ett, minst to eller minst tre barn, etter kjønn og alderskategori. Panelene til høyre viser andelen i befolkningen som har henholdsvis minst ett, minst to eller minst tre barn, etter kjønn og alderskategori (N=3017). Heltrukket linje for menn og stiplede linje for kvinner, omgitt av 95 % konfidensintervall.

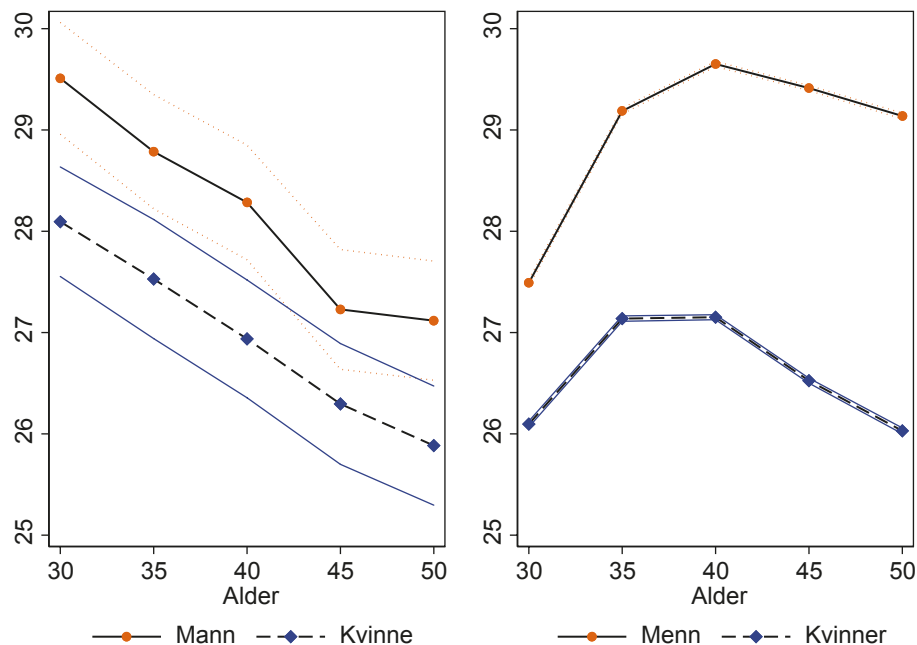
Vi kan bryte ned opplysningene om ønsket antall barn til de ulike paritetene (antall fødsler). I figur 5.2 har vi brutt ned oppgitt ønsket og faktisk antall barn etter om det overstiger henholdsvis null (øverste panel), ett (midterste panel) eller to (nederste panel). Andelene vi ser i disse panelene, er altså andelen som ønsker eller har barn overhodet øverst, andelen som ønsker eller har minst to barn, og andelen som ønsker eller har minst tre barn.

I øverste panel til venstre ser vi hvor mange av respondentene som ønsker seg barn. Godt over 80 prosent av begge kjønn og i alle aldersgrupper ønsker seg barn. På tvers av aldersgrupper ligger kvinnene i snitt en anelse høyere, på 87,4 prosent, mot menns 85,5 prosent, men forskjellen er ikke statistisk signifikant ($p = 0,13$). Blant de yngste er det knapt noen kjønnsforskjell å snakke om. Det kan dermed se ut som om det er en tydeligere tendens blant kvinnene til at de yngre kan tenke seg å ikke få barn. Mens det blant kvinnene er en forskjell på hele 11 prosentpoeng (statistisk signifikant, $p = 0,00$) i andelen som ønsker minst ett barn, mellom de eldste (94,3 % ønsker barn) og de yngste (83,2 % oppgir at de ønsker barn), er det ingen slik forskjell hos menn (hhv. 88,5 % og 85,3 %).

Kjønnsforskjellen blir gradvis større for de høyere paritetene. 81,9 prosent av kvinnene vil ha minst to barn, mot 76,6 prosent av mennene. Forskjellen er på 5,3 prosentpoeng og statistisk signifikant ($p = 0,00$). Også her er kjønnsforskjellen størst i de eldste aldersgruppene. Betydelig færre menn enn kvinner ønsker et tredje barn. 37,7 prosent av kvinnene ønsker seg minst tre barn – 8,4 prosentpoeng ($p = 0,00$) flere enn mennene (29,3 %). Denne kjønnsforskjellen øker ikke systematisk med alder; den er like stor blant de eldste som blant de yngste. Det kan like fullt tenkes at menns ønsker får større gjennomslag etter som de tar mer ansvar hjemme.

Ønsket alder ved første fødsel

Figur 5.3: Ønsket alder ved første fødsel i spørreundersøkelse og faktisk alder ved første fødsel i registerdata, etter alder



Panelet til venstre viser gjennomsnittlig alder respondentene i Undersøkelsen om familie og pensjon oppga at de ønsket seg når de fikk sitt første barn, etter kjønn og alderskategori. Panelet til høyre viser gjennomsnittlig alder ved første registrerte barn i befolkningen, etter kjønn og alderskategori (N=2651). Heltrukket linje for menn og stiplet linje for kvinner, omgitt av 95 % konfidensintervall.

Til respondentene som oppga at de ønsket seg minst ett barn, stilte vi følgende spørsmål: «Hvis du kunne velge, ved hvilken alder skulle du ideelt sett ønsket deg å få ditt første barn?» I venstre panel i figur 5.3 viser vi gjennomsnittlig svarverdi etter alder og kjønn. Også i ønsket alder er det kjønnsforskjeller: Kvinner oppgir i snitt en alder som ligger 1,15 ($p = 0,00$) år under mennenes. Kjønnsforskjellen er nokså stabil på tvers av aldersgrupper – og stabilt fallende med alder. Mens de eldste i utvalget oppgir henholdsvis 27,1 (menn) og 25,9 (kvinner) år som ideell alder for første barn, oppgir de yngste i utvalget henholdsvis 29,3 (menn) og 28,2 (kvinner) – en økning på henholdsvis 2,22 ($p = 0,00$) og 2,26 ($p = 0,00$) per år.

Til høyre i figuren ser vi faktisk observert alder på førstegangsfødende i de ulike aldersgruppene i befolkningen. Gjennomsnittsalderen i de yngste alderskategoriene er kunstig lav, fordi alle de som ikke har fått barn ennå, ikke er med i beregningen av gjennomsnittet. Men blant kvinner fra førti år og oppover kan vi

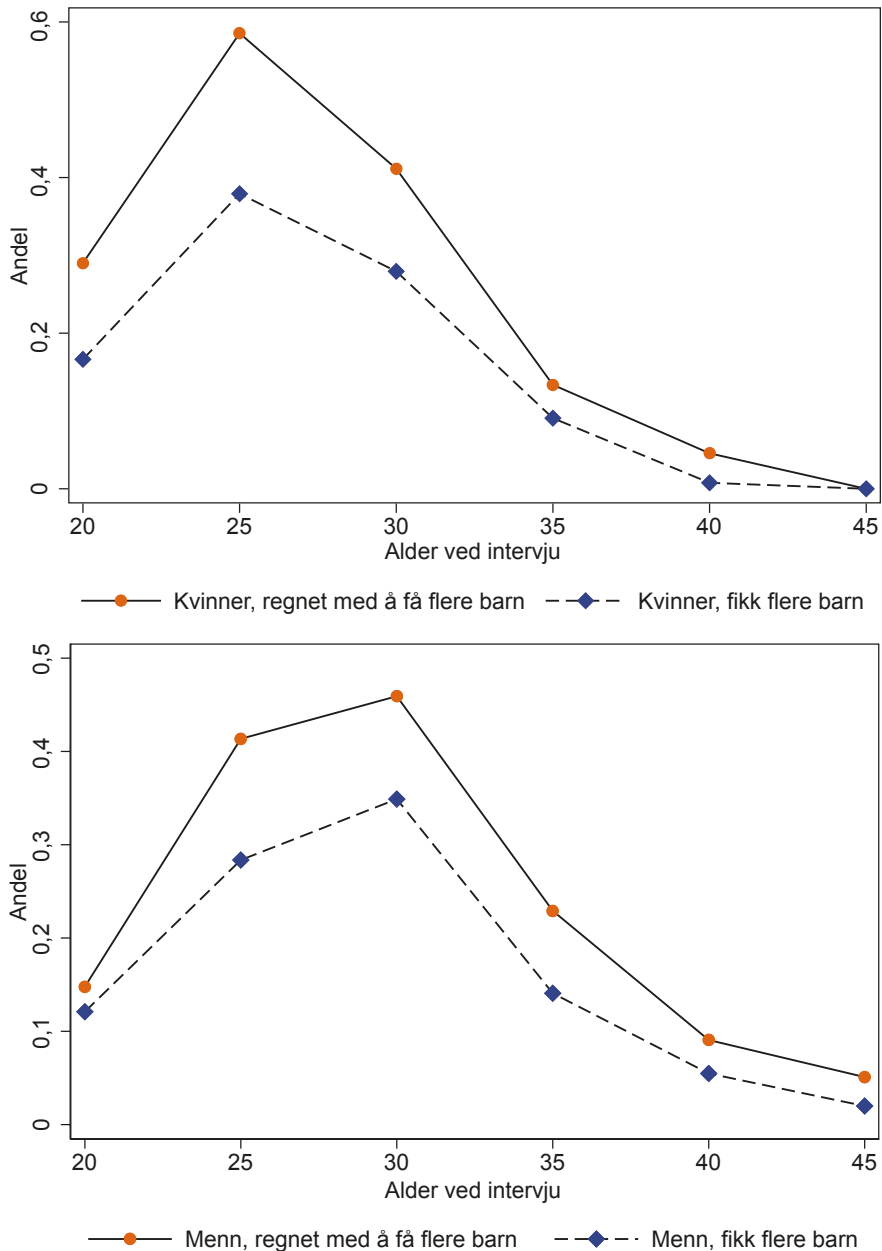
i større grad se gjennomsnittsalderen som et uttrykk for den faktiske gjennomsnittsalderen for gjeldende kohort. Det er påfallende hvor lite alderen her avviker fra den oppgitte ønskede alderen i samme aldersgrupper.

5.2 Fruktbarhetsintensjoner og realisert fruktbarhet i LOGG

Resultatene fra spørreundersøkelsen om familie og pensjon tyder på at folk generelt får færre barn enn de ønsker seg. Også den tidligere litteraturen som har undersøkt forholdet mellom fruktbarhetsintensjoner og realisert fruktbarhet, har funnet et avvik i retning av at folk i snitt får færre barn enn de har sett for seg (Sobotka og Beaujouan, 2014).

I spørreundersøkelsen LOGG, som er brukt blant annet i Lappegård og Noack (2009), stilles spørsmålet: «Regner du med å få (flere) barn i løpet av de neste 3 årene?» Senere er registerinformasjon for fødsler de neste tre årene koblet på. Dermed kan man sammenholde fruktbarhetsintensjonene med realisert fruktbarhet i disse tre årene.

Figur 5.4: Andel som regner med å få flere barn neste tre år og andel som faktisk får barn neste tre år, kvinner og menn i LOGG



Øverste panel viser andelen blant respondentene i Studien av livsløp, generasjon og kjønn (LOGG), gjennomført i 2007–2008 som oppga at de regnet med å få et barn i løpet av de neste tre årene (heltrukken linje) og andelen blant de samme respondentene som ble registrert med minst ett barn i løpet av de tre første årene etter intervju tidspunktet. Kvinner i øverste panel (N=2952), menn i nederste panel (N=3282).

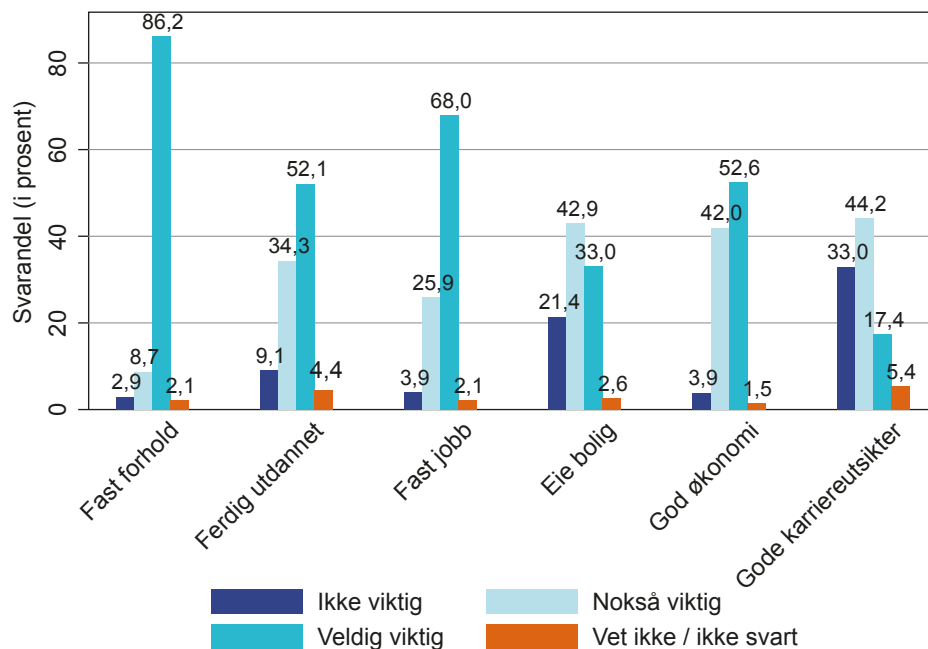
I figur 5.4 viser vi andelen som sa at de regnet med å få (flere) barn de neste tre årene, og andelen som faktisk fikk barn i løpet av perioden, for kvinner (øverste panel) og menn (nederste panel). Andelen respondenter som fikk barn de neste årene, er lavere enn andelen som regnet med å få, for begge kjønn og i alle aldersgrupper.

For kvinnelige respondenter i slutten av tjueårene er avviket stort. Nesten seksti prosent regnet med å få barn de neste tre årene, mens bare to tredjedeler av dem (rundt førti prosent av kvinnene i slutten av tjueårene) faktisk fikk barn. Videre ser vi at andelen som regner med å få barn, daler fort fra trettiårene og utover, og avviket blir dermed mindre.

Menn i begynnelsen av tjueårene regner i langt mindre grad enn kvinner med å få barn de neste tre årene. I slutten av tjueårene er det litt over førti prosent som regner med å få barn, mens litt under tretti prosent faktisk får barn. Fra begynnelsen av trettiårene og utover regner menn i større grad enn kvinner med å få (flere) barn, og de får det også, noe som speiler menns gjennomsnittlig høyere alder i parkonstellasjoner og i overganger til foreldreskap. Mens avviket mellom andelen som regner med å få barn, og andelen som faktisk får barn, er litt større for kvinner enn for menn i begynnelsen av trettiårene, er det størst for menn i slutten av trettiårene – som et resultat av at de i større grad regner med å få (flere) barn.

5.3 Betydningen av «milepæler» i undersøkelsen om familie og pensjon

Figur 5.5:



Figuren viser andeler blant respondentene i Undersøkelsen om familie og pensjon som svarte henholdsvis «ikke viktig», «nokså viktig», «veldig viktig» og «vet ikke / svarer ikke» på spørsmål om viktigheten av å ha på plass ulike forhold i livet, angitt under hver samling søyler (N = 3080).

I undersøkelsen om familie og pensjon spurte vi:

«Mange forhold kan spille inn i folks beslutninger om å få barn. La oss si at du nå stod overfor beslutningen om å få ditt første barn. Hvor viktig ville de følgende faktorene være for deg i denne beslutningen:

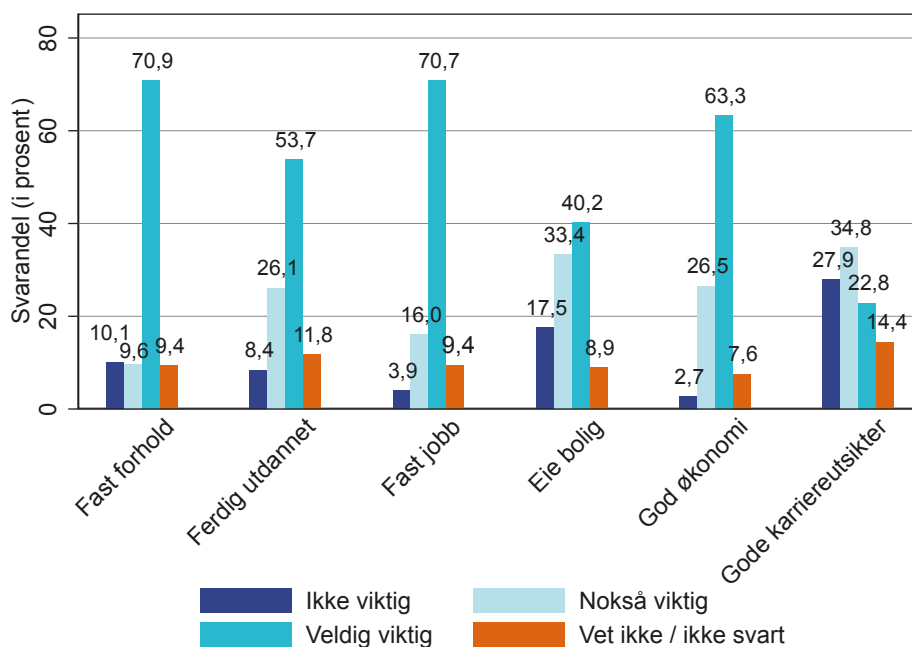
- å være i et fast forhold
- å være ferdig med utdannelsen
- å ha fast jobb
- å eie egen bolig
- å ha god økonomi
- å ha gode karriereutsikter»

Respondentene kunne velge blant svaralternativene «Ikke viktig», «Nokså viktig», «Veldig viktig» og «Ingen mening». I figur 5.5 viser vi hvordan respondentene svarte for de ulike faktorene.

Å være i et fast forhold skiller seg ut som den faktoren klart flest har oppgitt som «Veldig viktig»; 86,2 prosent av utvalget vårt har svart dette. I tillegg har 8,7 prosent svart «Nokså viktig». Til sammen utgjør altså de som mener et fast forhold er viktig, 95 prosent av utvalget.

Derneft er det å ha fast jobb ansett av flest som «Veldig viktig». 68 prosent har svart dette, og 25,9 prosent har svart «Nokså viktig». Derneft er det å ha god økonomi ansett som veldig viktig av 52,6 prosent av respondentene og som nokså viktig av 42 prosent. Nesten like mange mener det er veldig viktig å være ferdig utdannet (52,1 %), men det er litt færre som mener at dette er nokså viktig (34,3 %). Å eie egen bolig og å ha gode karriereutsikter er også ansett som viktig – nokså eller veldig viktig blant over halvparten av respondentene – men de er langt unna betydningen som tillegges det å ha fast jobb og god økonomi.

Figur 5.6:

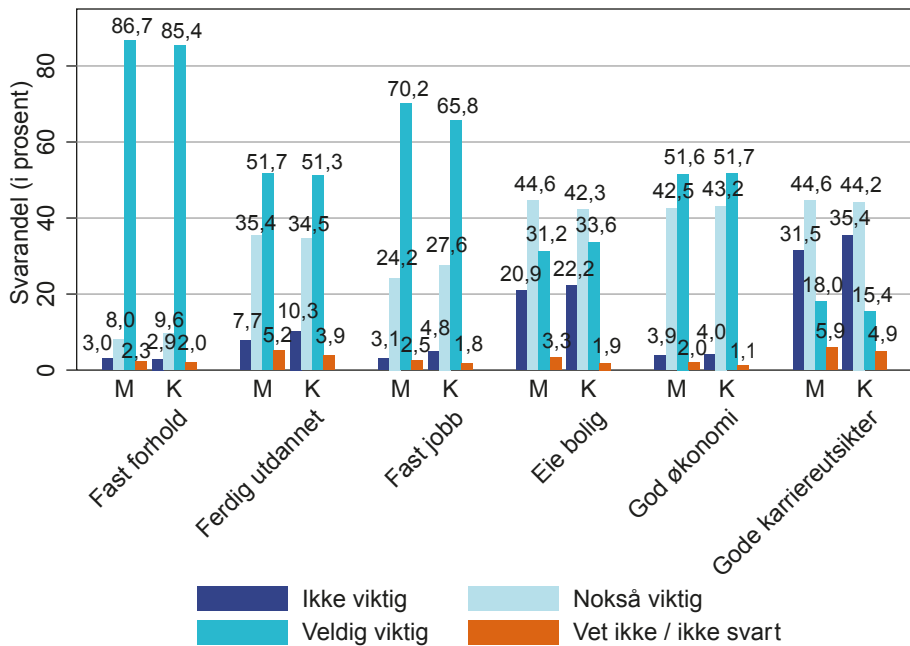


Figuren viser andeler blant respondentene i Undersøkelsen om familie og pensjon som oppga at de ikke ville ha barn (N=410) som svarte henholdsvis «ikke viktig», «nokså viktig», «veldig viktig» og «vet ikke / svarer ikke» på spørsmål om viktigheten av å ha på plass ulike forhold i livet, angitt under hver samling søyler.

Vi stilte spørsmålet til alle i utvalget – også de 410 respondentene som hadde oppgitt at de ideelt sett ikke ville ha noen barn. Om vi fjerner dem fra utvalget,

står resultatene ved lag. I figur 5.6 viser vi hvordan de 410 som ikke ønsker noen barn, vektlegger de ulike forholdene. Sammenliknet med dem som ønsker barn, legger de mye mer vekt på det å ha fast jobb og god økonomi og mindre vekt på det å ha et fast forhold.

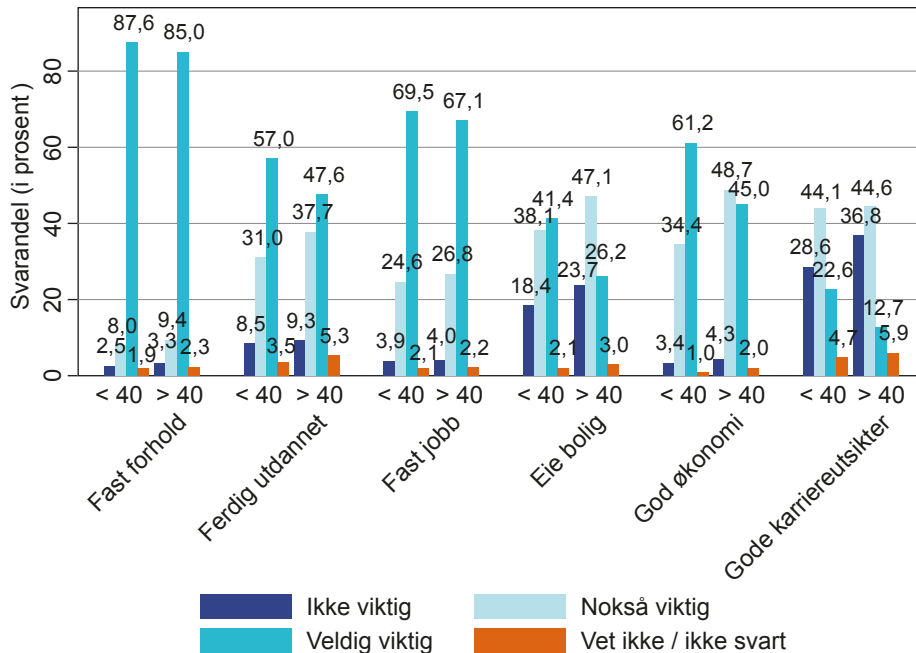
Figur 5.7:



Figuren viser andeler blant respondentene i Undersøkelsen om familie og pensjon som svarte henholdsvis «ikke viktig», «nokså viktig», «veldig viktig» og «vet ikke / svarer ikke» på spørsmål om viktigheten av å ha på plass ulike forhold i livet, angitt under hver samling søyler, for menn («M», N=1582) og kvinner («K», N=1498).

Vurderingene er påfallende like på tvers av kjønn, som vist i figur 5.7. Menn (søylene markert med M) legger noe større vekt på fast jobb og gode karriereutsikter enn kvinner gjør (søylene markert med K), men ellers er mønsteret svært likt.

Figur 5.8:



Figuren viser andeler blant respondentene i Undersøkelsen om familie og pensjon som svarte henholdsvis «ikke viktig», «nokså viktig», «veldig viktig» og «vet ikke / svarer ikke» på spørsmål om viktigheten av å ha på plass ulike forhold i livet, angitt under hver samling søyler, etter om de er 40 år eller yngre («< 40», N=1264) eller eldre enn 40 år («> 40», N = 1816).

Det er litt større forskjeller i vektleggingen etter alder, som vist i figur 5.8: De under førti år ser på det å være ferdig utdannet, eie egen bolig og ha god økonomi og gode karriereutsikter som langt viktigere enn det de over førti år gjør. De mener også i større grad at det er viktig å være i et fast forhold og å ha fast jobb, men forskjellene her er ikke like store.

5.4 Betydningen av fast jobb – eventstudie i registerdata

I dette avsnittet undersøker vi hvordan sannsynligheten for å ha ett, to og tre barn forandrer seg når kvinnen eller mannen får fast jobb. Vi undersøker dette spørsmålet i et eventstudie-rammeverk. En eventstudie sentrerer analysen rundt et viktig tidspunkt – i vårt tilfelle det året personen får sin første faste jobb – og ser på endringer i adferd rundt dette tidspunktet.

Utfallet vårt er sannsynligheten for å ha sitt første, andre eller tredje barn, og likningen vi estimerer ved hjelp av minste kvadraters metode (OLS), er følgende:

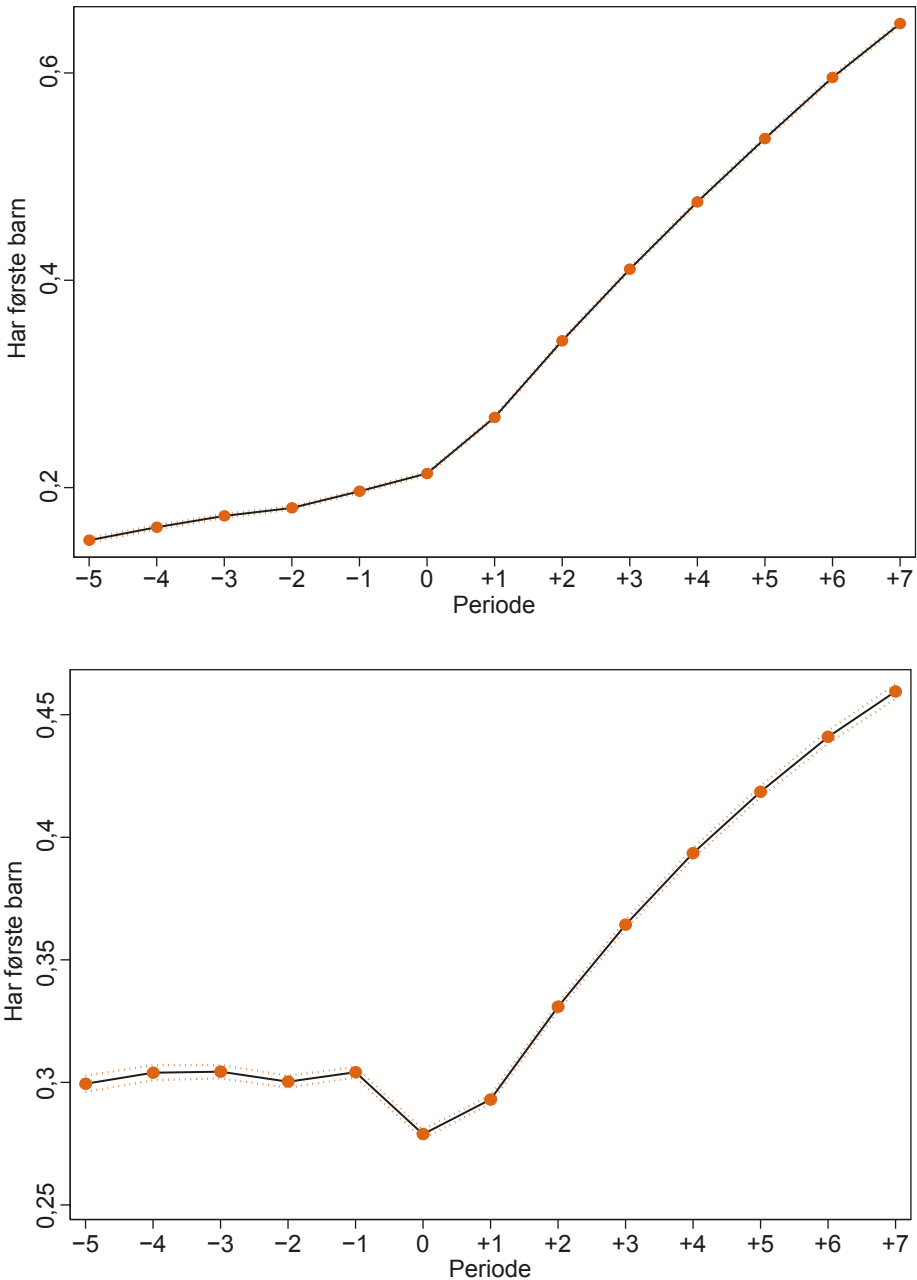
$$\text{Barn}_{i,t} = \text{fast jobb}_{i,t=-5} + \dots + \text{fast jobb}_{i,t=7} + X_i + u_i$$

Der $t = 0$ er året personen får sin første faste jobb. X_i er de samme kontrollvariablene som vi brukte i forløpsmodellen: alder, år, egen utdanning, foreldrenes utdanning og inntekt samt innvandrersstatus.

Fordi vi ikke observerer alle personer fra ung alder, trenger ikke den første faste jobben i vårt observasjonsvindu være den aller første faste jobben en person har. Vi tar imidlertid bare med observasjoner av faste jobber som starter i løpet av vår observasjonsperiode, og jobben vil derfor uansett være en fast jobb som etterfølger en periode uten fast jobb. Resultatene kan derfor tolkes som en endring i fertilitet rundt en overgang til fast jobb. Om en jobb er fast eller midlertidig, er ikke definert i registrene, og vi bruker derfor opplysninger om varighet på jobben til å lage en proxy: en jobb som varer lenger enn ett år, defineres som fast (se variabelbeskrivelsen i avsnitt 3.1).

I regresjonen får vi et estimat på sannsynligheten for å ha et første barn hvert år de siste fem årene før personen får fast jobb, og hvert år de påfølgende sju årene etter at personen har fått fast jobb. Vi plotter disse koeffisientene i figurene.

Figur 5.9: Kvinneres sannsynlighet for å ha fått første barn i årene rundt fast ansettelse

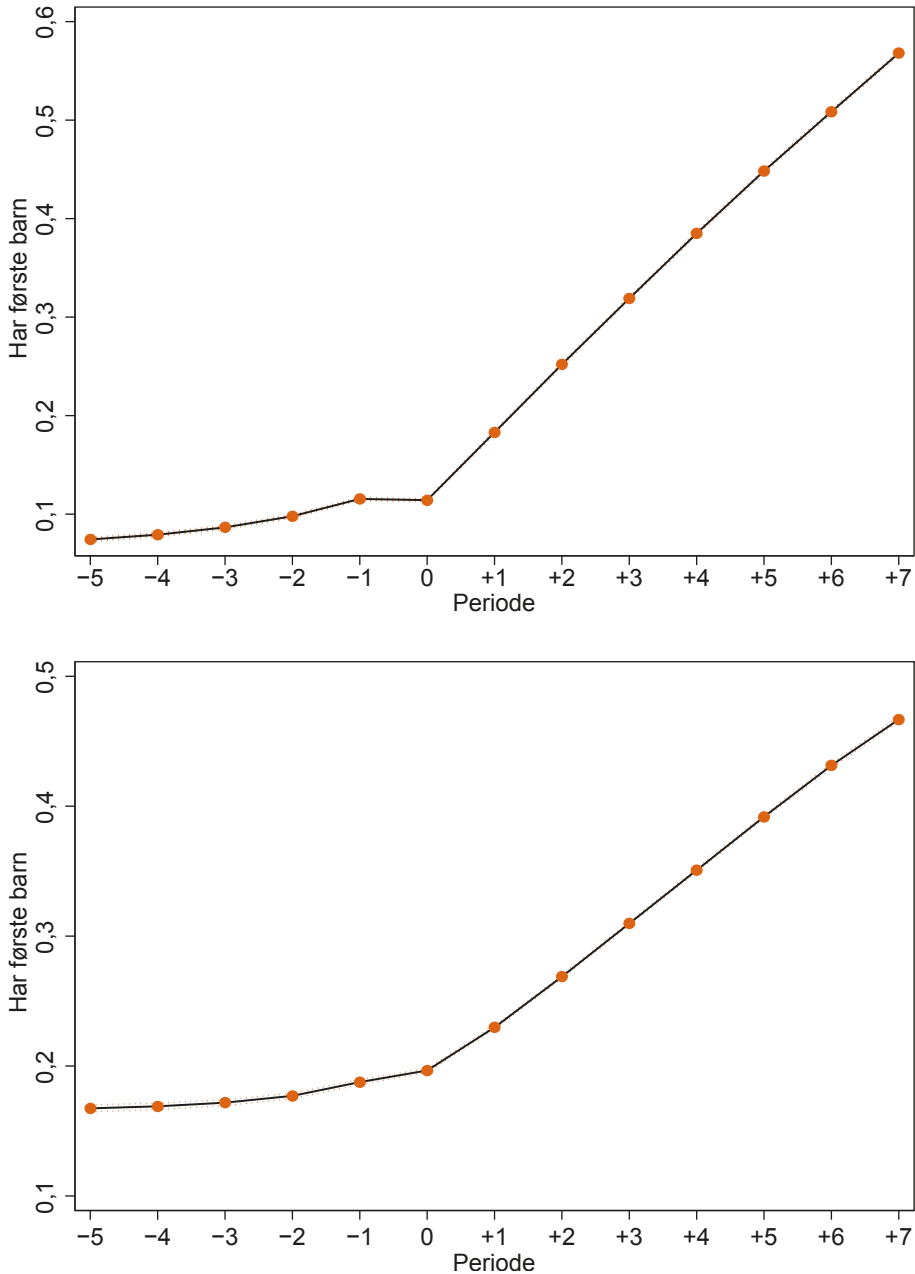


Figuren viser andelen kvinner som har minst ett barn i hver periode før og etter året da personen får fast jobb (år 0 i figuren). Ingen øvrige kontroller i øverste panel. I nederste panel er det kontrollert for alder, innvandningskategori, utdanningsnivå og foreldres inntekt og utdanningsnivå for både individet og partner. Stiplet linje angir 95 % konfidensintervall.

I øverste panel i figur 5.9 viser vi de årlige estimatene fra en modell uten noen øvrige kontroller (X i likningen over er altså tom). Estimatene i figuren tilsvarer dermed andelen som har et barn, i hver periode i dataene. Vi ser at sannsynligheten for å ha fått det første barnet stiger jevnt fram mot året da personen får fast jobb (år 0 i figuren). Sannsynligheten stiger imidlertid langt raskere i årene etter at personen har fått fast jobb. Det er en tydelig «knekk» det året personen får sin faste jobb, noe som betyr at sannsynligheten stiger markant dette året.

Det året en person får sin faste jobb, kan være knyttet til fertilitet av helt andre grunner enn den faste jobben. For eksempel stiger også sannsynligheten for å få barn med alder – i den alderen personer vanligvis får sin første faste jobb. Det kan også være at noen venter lenger med å få barn på grunn av utdanning, eller at timingen av det å få barn og være i fast jobb henger sammen med familiebakgrunn på ulike måter (f.eks. har innvandrere lavere sannsynlighet for å ha fast jobb og får også ofte barn tidligere). I nederste panel i figur 5.9 har vi kontrollert for alle de faste kjennetegnene vi bruker i forløpsmodellene i kapittel 4. Mønsteret er enda tydeligere her: Sannsynligheten for å ha sitt første barn er ganske stabil i årene før første faste jobb og stiger så markant i årene etter. Det samme mønsteret rundt fast ansettelse er tydelig også for sannsynligheten for å ha et andre og et tredje barn (ikke vist).

Figur 5.10: Kvinneres sannsynlighet for å ha fått første barn i årene rundt partnerens faste ansettelse



Figuren viser andelen kvinner som har minst ett barn i hver periode før og etter året da kvinnens partner får fast jobb (år 0 i figuren). Ingen øvrige kontroller i øverste panel. I nederste panel er det kontrollert for alder, innvandringskategori, utdanningsnivå og foreldres inntekt og utdanningsnivå for både individet og partner. Stiplet linje angir 95 % konfidensintervall.

I figur 5.10 ser vi på sannsynligheten for at hun har fått sitt første barn, relativt til tidspunktet da ektefellen eller samboeren får sin første faste jobb. Som i figur 5.9 har vi ingen kontroller med i øverste panel, mens vi i nederste panel kontrollerer for de faste kjennetegnene vi bruker i forløpsmodellen. Det samme mønsteret tegner seg her: Sannsynligheten øker markant i årene etter at han får sin første faste jobb.

I tråd med svarene på spørreundersøkelsen vi har presentert tidligere i kapitlet, tyder denne undersøkelsen på at fast jobb er et viktig skille for par som tenker på å få barn.

5.5 Sammendrag

I kapittel 5 har vi sett nærmere på betydningen av økonomisk sikkerhet og tanken om å ha tilbakelagt visse milepæler før man får barn. Svarene på spørsmålet om ideelt antall barn i undersøkelsen om familie og pensjon viser at yngre respondenter ønsker færre barn enn eldre gjør (de som er ti år yngre, ønsker i snitt 0,17 barn færre), og at menn i snitt ønsker 0,13 færre barn enn kvinner gjør. Gjennomsnittlig antall ønskede barn ligger høyere enn det faktiske gjennomsnittlige barnetallet i befolkningen, også for de eldste aldersgruppene, som i stor grad kan anses å være ferdige med å få barn.

86 prosent av de spurte i utvalget vårt ønsker seg barn. Forskjellen mellom kjønn i andelen som ønsker barn overhodet, er liten og ikke statistisk signifikant. Det er en svak tendens til at yngre kvinner i mindre grad ønsker ett eller to barn ettersom de er yngre, mens disse ønskene er nokså stabile for menn. Kjønnforskjellen i ønsket om barn øker med paritet: Mens like mange kvinner og menn ønsker barn overhodet, ønsker 4 prosentpoeng flere kvinner enn menn minst to barn, og 8 prosentpoeng flere kvinner enn menn ønsker minst tre barn. Forskjellen etter alder er også større for det tredje barnet enn for de lavere paritetene; andelen som ønsker et tredje barn, er i snitt 5,3 prosentpoeng lavere blant ti år yngre respondenter. Siden 33 prosent av respondentene oppgir at de ønsker minst tre barn, utgjør denne forskjellen på ti år en nedgang i andelen på 16 prosent.

Ønsket alder ved første fødsel er klart høyere blant de yngre respondentene: De som er ti år yngre, oppgir en gjennomsnittlig ønsket alder ved første fødsel som ligger 1,2 år høyere. Kvinner oppgir i snitt en ønsket alder ved første fødsel som er et drøyt år lavere enn hva menn oppgir i snitt. Sammenholdt med befolkningsgjennomsnittet ønsker særlig de eldre mennene å være langt yngre første gang

de får barn, enn det deres jevnaldrende i befolkningen var da de fikk barn for første gang. Blant de eldre kvinnene er det ikke noe avvik mellom gjennomsnittlig oppgitt ideell alder ved første fødsel og det vi observerer som faktisk gjennomsnittlig alder i data for hele befolkningen.

Når vi spør om hvilke forhold som er viktige i beslutningen om å få barn, er det en høyest andel respondenter som mener det er veldig viktig å være i et fast forhold (86 %) og ha en fast jobb (68 %). Litt over halvparten mener at å være ferdig utdannet og å ha god økonomi er veldig viktig, mens under halvparten oppgir at det er veldig viktig å eie egen bolig (43 %) eller å ha gode karriereutsikter (44 %). Hvor viktige respondentene vurderer disse forholdene til å være, varierer lite etter kjønn og alder. De unge er imidlertid mer opptatt av alle de andre forholdene enn de eldre.

Vi undersøker også ved hjelp av et eventstudie-rammeverk hvordan sannsynligheten for å få barn endrer seg når kvinnen eller mannen får fast jobb (i registerdataene er en fast jobb definert som en jobb som varer lenger enn ett år). Vi finner at sannsynligheten for å ha fått det første barnet stiger jevnt fram mot året da personen får fast jobb. Sannsynligheten stiger imidlertid langt raskere i årene etter at personen har fått fast jobb. Det er en tydelig «knekk» det året personen får sin faste jobb, noe som betyr at sannsynligheten stiger markant dette året.

Litteratur

- Adda, J., C. Dustmann & K. Stevens (2017). The career costs of children. *Journal of Political Economy*, 125: 293–337.
- Adsera, A. (2004). Changing fertility rates in developed countries: the impact of labor market institutions. *Journal of Population Economics*, 17(1): 17–43.
- Adsera, A. (2011). Where Are the Babies? Labor market conditions and fertility in Europe. *European Journal of Population*, 27(1): 1–32.
- Blossfeld, H.P. & J. Huinink (1991). Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation. *The American Journal of Sociology*, 97: 143–168.
- Cools, S., J.H. Fiva & L.J. Kirkebøen (2015). Causal effects of paternity leave on children and parents. *Scandinavian Journal of Economics*, 117(3): 801–828.
- Cools, S. & R.K. Hart (2017). The effect of childhood family size on fertility in adulthood. New evidence from IV estimation. *Demography*, 54(1): 23–44.
- Cools, S., S. Markussen & M. Strøm (2017). Children and careers: How family size affects parents' labour market outcomes in the long run. *Demography*, 54(5): 1773–1793.
- Cools, S. & M. Strøm (2016). Parenthood wage penalties in a double income society. *Review of Economics of the Household*, 14(2): 391–416.
- Dommermuth, L., J. Klobas & T. Lappegård (2011). Now or later? The Theory of Planned Behavior and timing of fertility intentions. *Advances in Life Course Research*, 16: 42–53.
- Dommermuth, L., R.K. Hart, T. Lappegård, M. Rønsen & K.Aa. Wiik (2015). *Kunnskapsstatus om fruktbarhet og samliv i Norge*. Rapport: 2015/31. Oslo/Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Dommermuth, L., J. Klobas & T. Lappegård (2015). Realization of fertility intentions by different time frames. *Advances in Life Course Research*, vol. 24: 34–46.
- Dommermuth, L. & T. Lappegård (2017). *Nedgangen i fruktbarheten fra 2010. Betydningen av utdanning, økonomisk aktivitet og økonomiske ressurser for førstefødsler og tredjefødsler*. Rapport: 2017/12. Oslo/Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Ellingsæter, A.L. & E. Pedersen (2013). Fruktbarhetens fundament i den norske velferdsstaten. *Tidsskrift for samfunnsforskning*, 54(1): 3–29.

- Ellingsæter, A.L. & E. Pedersen (2016). Institutional Trust: Family Policy and Fertility in Norway. *Social Politics: International Studies in Gender, State and Society*, vol. 23: 1–23.
- Evertsson, M. (2016). Parental leave and careers: Women's and men's wages after parental leave in Sweden. *Advances in Life Course Research*, 29: 26–40.
- Goldin, C. (2014). A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, 104: 1091–1119.
- Goldscheider, F., E. Bernhardt & T. Lappegård (2015). The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior. *Population and Development Review*, 41(2): 207–239.
- Hart, R.K. (2015). Earnings and first birth probability among Norwegian men and women 1995–2010. *Demographic Research*, 33(38): 1067–1104.
- Hart, R.K., M. Rønsen & A. Syse (2015). Hvem velger å få (flere) barn? En analyse av fødselssannsynligheter i Norge de siste 15 årene. *Økonomiske analyser*, 4: 36–47.
- Hoem, J.M. (1986). The impact of education on modern family-union initiation. *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, October , 2(2): 113–133.
- Huttunen, K. & J. Kellokumpu (2016). The effect of job displacement on couples' fertility decisions. *Journal of Labor Economics*, 34(2): 403–442.
- Jalovaara, M. & A. Miettinen (2013). Does his paycheck also matter? The socioeconomic resources of co-residential partners and entry into parenthood in Finland. *Demographic Research*, 28: 881–916.
- Kitterød, R.H. (2013). Mer familiearbeid og mindre jobb blant småbarnsfedre. I B. Brandth & E. Kvande (red.): *Den farsvennlige velferdsstaten*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Kitterød, R.H. & M. Rønsen (2014). Jobb og hjem i barnefasen. Nå jobber også far mindre når barna er små. *Søkelys på arbeidslivet*, 31(1–2): 23–41.
- Kravdal, Ø. (1994). The importance of economic activity, economic potential and economic recourses for the timing of first births in Norway. *Population Studies*, 48: 249–267.
- Kravdal, Ø. (2002). The impact of individual and aggregate unemployment on fertility in Norway. *Demographic Research*, 6(10): 261–294.
- Lappegård, T. & L. Dommermuth (2015). Hvorfor faller fruktbarheten i Norge? Økonomiske analyser, 4: 36–47.
- Lappegård T. & M. Rønsen (2005). The multifaceted impact of education on entry into motherhood. *European Journal of Population*, 21: 31–49.
- Lappegård, T. & T. Noack (2009). Barn, familie og jobb – holdninger og praksis gjennom 30 år: Familie og jobb i ulike kvinnegenerasjoner. *Samfunnsspeilet*, 23(1): 20–24.

- Liefbroer, A.C. & M. Corinij (1999). Who, where, and when? Specifying the impact of educational attainment and labour force participation on family formation. *European Journal of Population*, 15(1): 45–75.
- Lopes, M.C. (2018). Job Security and Fertility Decision. *Working paper*.
- Lundborg, P., E. Plug & A.W. Rasmussen (2017). Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments. *American Economic Review*, 107(6): 1611–1637. American Economic Association.
- Lyngstad, T.H. & T. Noack (2005). Vil de velge bort familien? En studie av unge nordmenns fruktbarhets- og ekteskapsintensjoner. *Tidsskrift for velferdsforskning*, 8: 120–134.
- Matysiak A. & D. Vignoli (2008). European Fertility and Women's Employment: A Meta-Analysis. *Journal of Population / Revue Européenne de Démographie*, 24(4): 363–384.
- Neyer, G., T. Lappegård & D. Vignoli (2013). Gender Equality and Fertility: Which Equality Matters? *European Journal of Population*, 29(3): 245– 272.
- Pailhé A. & A. Solaz (2012). The influence of employment uncertainty on childbearing in France: A tempo or quantum effect? *Demographic Research*, 26(1): 1–40.
- Rege, M. & I. Solli (2013). The Impact of Paternity Leave on Fathers' Future Earnings. *Demography*, 50: 6.
- Rønsen, M. (2005). Fruktbarhetsutviklingen i Norge. *Økonomiske analyser*, 6. Oslo/ Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Sobotka, T. & Beaujouan, E. (2014). Two Is Best? The Persistence of a Two-Child Family Ideal in Europe. *Population and Development Review*, 40(3): 391–419.
- Strøm, M., K. von Simson & K.M. Østbakken (2018). *Midlertidige ansettelses og grupper med svak tilknytning til arbeidslivet*. Rapport 2/2018. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Vaage, Odd Frank (2012): *Tidene skifter. Tidsbruk 1971–2010*, Statistiske analyser 125, Statistisk sentralbyrå.
- Winkler-Dworak, M. & L. Toulemon (2007). Gender Differences in the Transition to Adulthood in France: Is There Convergence Over the Recent Period? *European Journal of Population*, 23(3–4): 273–314.

Mellom arbeidsliv og familieliv

Hvilken betydning har arbeidsmarkedssituasjonen for om menn og kvinner velger å få barn?

Denne rapporten belyser hvordan en rekke forhold som gjelder arbeidslivet og menns og kvinners økonomiske sikkerhet henger sammen med beslutningen om å få barn.

I registerdata finner vi en sterk positiv sammenheng mellom både hennes og hans lønnsinntekt og sannsynligheten for å få barn. Det er store forskjeller mellom menn og kvinner i betydningen av arbeidstid: Når hun jobber deltid, har de større sannsynlighet for å få et første barn, mens sannsynligheten er lavere hvis han jobber deltid. Begges deltid er imidlertid positivt forbundet med sannsynligheten for å få et tredje barn.

Ved hjelp av spørreundersøkelser ser vi på betydningen av økonomisk sikkerhet og tanken om å ha tilbakelagt visse milepæler før man får barn. Yngre respondenter ønsker færre barn enn eldre, og menn ønsker i snitt færre barn enn kvinner. Gjennomsnittlig antall ønskede barn ligger høyere enn det faktiske gjennomsnittlige barnetallet i befolkningen.

Mens like mange kvinner og menn ønsker barn overhodet, øker kjønnsforskjellene i andelen som ønsker seg flere barn. Yngre respondenter ønsker i særlig mindre grad et tredje barn, og de oppgir en klart høyere ønsket alder ved første fødsel. Kvinner oppgir i snitt en ønsket alder ved første fødsel som er et drøyt år lavere enn hva menn oppgir i snitt. Særlig de eldre mennene i spørreundersøkelsen oppgir en ideell alder for å få første barn som er langt lavere enn det deres jevnaldrende i befolkningsstatistikken var da de fikk barn for første gang.

Respondentene mener fast forhold og fast jobb er viktigst for beslutningen om å få barn. Færre mener at det å være ferdig utdannet og ha god økonomi er veldig viktig, og enda færre oppgir at det er veldig viktig å eie egen bolig eller å ha gode karriereutsikter. I registerdata finner vi også at sannsynligheten for å få barn stiger langt raskere i årene etter at personen har fått fast jobb enn i årene før.