



ESRI Research Note No.66

少子化対策と出生率に関する研究のサーベイ

—結婚支援や不妊治療など社会動向の変化と実証分析を中心とした研究の動向—

相川 哲也、酒田 元洋、古矢 一郎、角田 リサ
長沼 裕介、立石 憲彰、新藤 宏聡

May 2022



内閣府経済社会総合研究所
Economic and Social Research Institute
Cabinet Office
Tokyo, Japan

ESRI Research Note は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

ESRI リサーチ・ノート・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所内の議論の一端を公開するために取りまとめられた資料であり、学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

資料は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

The views expressed in “ESRI Research Note” are those of the authors and not those of the Economic and Social Research Institute, the Cabinet Office, or the Government of Japan.

少子化対策と出生率に関する研究のサーベイ¹

—結婚支援や不妊治療など社会動向の変化と実証分析を中心とした研究の動向—

相川 哲也、酒田 元洋、古矢 一郎、角田 リサ、長沼 裕介、立石 憲彰、新藤 宏聡²

¹ 本稿の公表にあたっては、鎌田健司 国立社会保障・人口問題研究所人口構造研究部第二室長、増田幹人 駒澤大学経済学部経済学科准教授、深井太洋 筑波大学人文社会系助教から有益なコメントを頂いた。ここに記して謝意を表す。

なお、本稿で示された内容や見解はすべて筆者によるものであり、所属する機関のものではない。また、ありうべき誤りは筆者の責に帰するものである。

² 相川（内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官）、酒田（前内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官）、古矢（前内閣府経済社会総合研究所上席主任研究官）、角田（内閣府大臣官房参事官）、長沼（内閣府経済社会総合研究所客員研究員）、立石（内閣府経済社会総合研究所政策調査員）、新藤（内閣府経済社会総合研究所行政実務研修員）

目次

はじめに	4
§ 1 少子化の現状と背景.....	4
1 少子化の現状.....	4
2 少子化の背景とその対策	4
3 少子化に係る研究の動向	5
§ 2 本稿の目的とポイント	5
1 本稿の目的	5
2 本稿におけるポイント	6
第1章 少子化の動向.....	8
§ 1 総人口と人口構造の推移	8
§ 2 出生数・出生率の推移.....	9
§ 3 婚姻と出産の状況	10
1 未婚化	10
2 晩婚化	12
§ 4 雇用環境と経済的基盤.....	15
§ 5 家事育児の状況.....	20
§ 6 保育の受け皿の整備.....	21
§ 7 地域に応じた出生数・出生率の違い	22
§ 8 諸外国と比較した日本の少子化の動向	24
第2章 2011年から2020年に公表された日本の出生率等を対象とした論文のサーベイ	30
§ 1 対象論文の収集と選択の方法.....	30
1 日本語論文の収集と選択の方法	30
2 日本の出生率等に関する英語論文の収集と選択の方法.....	30
§ 2 サーベイ対象とした研究分野.....	30
§ 3 サーベイした各論文の概略.....	31
1 育児休業・雇用政策.....	31
2 保育サービス.....	36
3 経済的支援（教育費負担/児童手当等）	41
4 夫の家事・育児.....	45
5 結婚支援.....	49
6 地域.....	58
7 その他	64
§ 4 2011年から2020年の研究から得られた示唆.....	70

1	育児休業・雇用政策.....	70
2	保育サービス.....	70
3	経済的支援（教育費負担/児童手当等）.....	71
4	夫の家事・育児.....	71
5	結婚支援.....	72
6	地域.....	72
§ 5	2011年から2020年の研究動向のまとめと政策的含意.....	72
	Appendix:サーベイ対象文献一覧.....	74
第3章	諸外国における少子化施策の効果に関する論文のサーベイ.....	78
§ 1	実施方法.....	78
§ 2	経済的支援（financial transfer, financial incentive）.....	81
1	クロスナショナル分析.....	82
2	国別分析（regular：定期的給付に関するもの）.....	84
3	国別分析（bonus：一時的給付に関するもの）.....	95
4	まとめ.....	100
§ 3	育児休業（parental leave, maternity leave, paternity leave）.....	106
1	クロスナショナル分析.....	107
2	国別分析.....	109
3	父親の休暇取得.....	116
4	家庭育児に対する給付.....	118
5	その他.....	119
6	まとめ.....	121
§ 4	保育政策（childcare）.....	128
1	クロスナショナル分析.....	129
2	国別分析（availability, coverageに関するもの）.....	132
3	国別分析（costに関するもの）.....	138
4	まとめ.....	142
§ 5	不妊治療・生殖補助医療（ART）.....	146
1	生殖補助医療の現況.....	148
2	出生率への寄与度.....	152
3	出生率への潜在効果.....	155
4	コスト.....	158
5	保険適用.....	160
6	社会的・文化的受容.....	165
7	まとめ.....	166

はじめに

§ 1 少子化の現状と背景

1 少子化の現状

少子化の進行や人口減少は長期にわたる社会・経済課題の1つであり、将来的な市場規模の縮小や労働力人口の減少、地域の衰退など、様々な影響を及ぼす恐れがある。「少子化」の意味するところとして、「平成16年版少子化社会白書」では、「合計特殊出生率が人口置き換え水準をはるかに下まわり、かつ、子どもの数が高齢者人口（65歳以上人口）よりも少なくなった社会」を、「少子社会」と呼んでいる。また、同白書の中では、人口学の世界で「合計特殊出生率が、人口を維持するのに必要な水準（人口置き換え水準）を相当期間下回っている状況」を「少子化」と定義していることも言及されている。

近年では少子化の状況が続いており、2005年に1.26という過去最も低い合計特殊出生率を経験した。しかし、複数の施策が展開されてきた効果もあってか、その後合計特殊出生率が急速に低下するにまでは至っておらず、2010年から2020年までは1.39～1.45の間で横ばい傾向に推移している³。なお、少子化をめぐる状況については、第1章で内閣府「少子化社会対策白書」をベースに概観する。

2 少子化の背景とその対策

少子化に至る要因として、未婚化・晩婚化といった結婚に関する意識及び行動の変化や、晩婚化に伴う晩産化ならびに子ども数に対する意識の変化など結婚した夫婦の出生に関する意識及び行動の変化に大別される。

結婚に関する意識及び行動の変化について、国立社会保障・人口問題研究所が平成27（2015）年に実施した「第15回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）」の結果をみると、「いずれ結婚するつもり」という「結婚の意思をもつ未婚者」は18～34歳の男性で85.7%、同年齢の女性で89.3%と高い水準にある。このことから、結婚に関する意識自体の変化よりも、若年層をとりまく就業環境や経済的要因、男女の出合いの場の変化など様々な要因が未婚率の高さにつながっていると考えられている⁴。

また、晩婚化に伴う晩産化ならびに子ども数に対する意識の変化など結婚した夫婦の出生に関する意識及び行動の変化について、厚生労働省「人口動態統計」によると、2019年における平均初婚年齢は男性で31.2歳、女性で29.6歳にまで上昇しており、それに伴って第1子出生時の母の平均年齢は30.7歳となっている⁵。このため、高年齢であること等を理由に追加出生あるいは理想子供数の実現をあきらめる場合もある。加えて、経済的負担の大きさを理由に、追加出生あるいは理想子供数の実現をあきらめ

³ ただし、2020年の出生数は840,835人と過去最も少ない数値であった。

⁴ 内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

⁵ 内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

ることについては、6割近くが回答するなど依然として高い水準にある⁶。

このような状況の中、内閣府をはじめとする政府の少子化対策では若年層の「希望をかなえるための施策」や「結婚・子育て世代の将来展望を支える環境づくり」として、雇用環境整備、結婚支援、男女共同参画、女性の再就職支援、男性の家事・育児参加、働き方改革を推し進めている。また、「多様化する子育て家庭の様々なニーズ」に対応する施策として、子育て支援、多子世帯支援、地方創生や科学技術を活用した支援を行っている⁷。

3 少子化に係る研究の動向

少子化に係る研究については、人口学や経済学、社会学等様々な学問分野において研究がなされている。例えば、雇用の不安定化が出生率の低下ないしは婚姻率の低下を導くかなどといった、出生率・結婚に係る「要因分析」や、地域の保育環境の充実が出生率に与える影響などといった「施策効果の分析」などがあげられる。

しかし、社会背景や政策の変化に応じ、新たな研究テーマに注目が集まることや、研究のトレンドが変遷することなどがあると考えられる。例えば育児休業や不妊治療の保険適用については、制度改正等が実施された場合、新たな研究が可能になる。

また、研究に用いられる手法も多様であり、データを使った実証的な側面が強いものや、将来的な人口予測に関するシミュレーション、出生率の高い地域にフォーカスしたケーススタディ、諸外国の家族関係支出の動向に関する国際比較・法制比較など、様々なアプローチがとられている。ただし、研究テーマと同様、新たな研究手法の開発や蓄積された知見に応じて、これまでとは異なる手法を使った研究もなされるなど、深化がなされている可能性がある。

このため、本稿では第2章において、2011年から2020年までに公表された少子化に係る日本語論文のサーベイ、ならびに、公表された年代に関わらず主要な英語論文のサーベイを行い、そこで得られた知見や研究トレンドについて概観する。

§ 2 本稿の目的とポイント

1 本稿の目的

少子化に係る研究については、人口学、経済学、社会学など、様々な分野の研究者が取り組んできた。その中で、2011年に内閣府経済社会総合研究所（ESRI）が「少子化の動向と出生率に関する研究サーベイ」（以下、「2011ESRIサーベイ」と表記）を公表して以降、網羅的なサーベイはほとんど実施されてこなかった。あるいは、守泉（2014,2020）や小島（2021）のように人口学の観点からのサーベイはあっても、複数の学問を横断しつつ、少子化の要因や政策の有効性についてとりまとめを行った論文はほ

⁶ 内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

⁷ 内閣府「少子化社会対策大綱」令和2年5月29日閣議決定

とんどない状況であった。

一方で、行政側が少子化対策を進めていくにあたっては、予算の制約がある中で、効果的な施策を展開することが求められている。これに伴い、エビデンスに基づいた施策を展開していく必要性が高まっていることから、研究論文等を参照する場面も増えていると考えられる。

このため、本稿では少子化の要因や政策の有効性について、いくつかのトピックを柱に据えた上で概観することを通じ、これまでに得られた研究結果・知見の整理を行った。1つの研究により得られた結果は重要ではあるものの、あるトピックに関して複数の研究から得られた知見を取りまとめることにより、今後の少子化対策に関する方針・戦略策定についての示唆が得られると考えられる。

2 本稿におけるポイント

2011ESRI サーベイでは、「育児休業と出生率との関係」「保育サービスと出生率との関係」「経済的支援と出生率との関係」「夫の家事・育児参加と出生率との関係」という「一定程度政策的にコントロール可能な」4つのトピックに焦点を当て、研究のサーベイを行っている。

本稿でもこのトピックを踏襲しつつ、少子化対策に係る論文を取りまとめたが、引き継いだ点は以下の通りである。

- 一定程度政策的にコントロール可能な変数に着目した論文をサーベイ対象とした
- データを使った実証論文をサーベイ対象とした

一方で、2011年から2020年までの社会状況や政策、研究トレンドの変遷により、アップデートが必要となった点は以下の通りである。

- 育児休業に関する論文だけでなく、雇用の安定性や雇用継続に関する論文の増加がみられたことから、「育児休業と出生率との関係」を「育児休業・雇用政策と出生率との関係」に拡大した
- サーベイを行う中で、「結婚支援と出生率・婚姻率との関係」、「地域と出生率との関係」についての論文が複数みられたため、これら2つのトピックを新設した
- 2011ESRI サーベイでは日本語論文のみを対象にサーベイを実施していたが、本稿では日本の出生率を対象とした英語論文もサーベイ対象とすることで、より網羅的に知見を収集することを試みた
- 経済的支援、育児休業、保育政策、不妊治療・生殖補助医療（ART）について、諸外国における少子化施策の効果に関する論文を加えた

なお、本稿では、従来のサーベイ論文ではあまり着目されてこなかった、「結婚支援」や「不妊治療・生殖補助医療（ART）」をサーベイ対象とした点に特色がある。これらの2つについては、研究の蓄積がなされてきたことに加え、社会動向の変化に伴い、政策的にも注目を集めるようになったことから、知見の取りまとめを行うことは有意義であ

ると考えられる。

参考文献

- 内閣府（2004）「平成 16 年版 少子化社会白書」
内閣府（2020）「少子化社会対策大綱（令和 2 年 5 月 29 日閣議決定）」
小島宏（2021）「日本の結婚形成過程に関する研究動向」人口学研究
守泉理恵(2020)「出生分野の研究動向と展望」人口学研究
守泉理恵(2014)「1990 年以降の日本における少子化対策の展開と今後の課題」国立社会
保障・人口問題研究所 Working paper series (J). no. 10
国立社会保障・人口問題研究所（2015）「第 15 回出生動向基本調査（結婚と出産に関
する全国調査）」

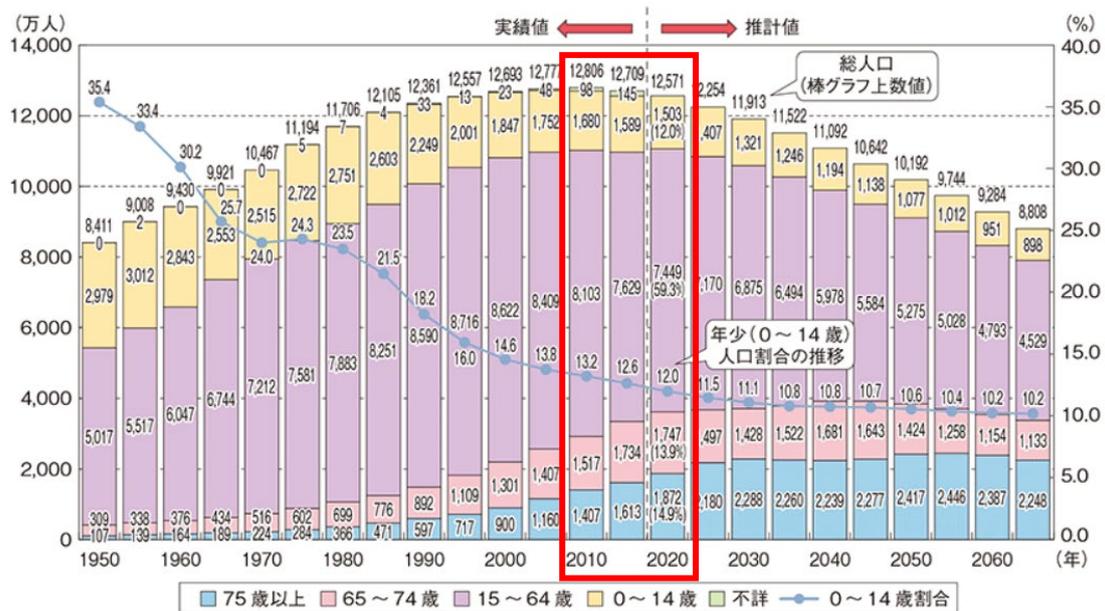
第1章 少子化の動向

2011年から2020年までに公表された論文のサーベイを行う前に、本稿の主な対象期間である2011年から2020年までの出生率等の動向についての現状を確認する。なお、図表は内閣府「少子化社会対策白書」等の公表資料から引用したものである。

§1 総人口と人口構造の推移

わが国の総人口は2008年の1億2808万人をピークに人口は減少局面に突入した。人口構造をみると、少子化が始まった1970年代中頃以降、少子高齢化が急速に進んだ。年少人口（0～14歳）をみると、1970年代中頃は第二次ベビーブーム世代が生まれた時期にあることもあり1975年は2,722万人であったが、2020年には1,503万人まで減少し（総務省統計局 2021）、2056年には1,000万人を割ると推計されている（国立社会保障・人口問題研究所 2017）。年少人口割合は2020年時点で12.0%であったものが2065年に10.2%と推計されている。また、2010年から2020年までの年少人口をみると、1,680万人から1,503万人へと177万人減少するとともに、年少人口割合も13.2%から12.0%へと低下している（総務省統計局 2021）。

図1 総人口及び人口構造の推移と見通し



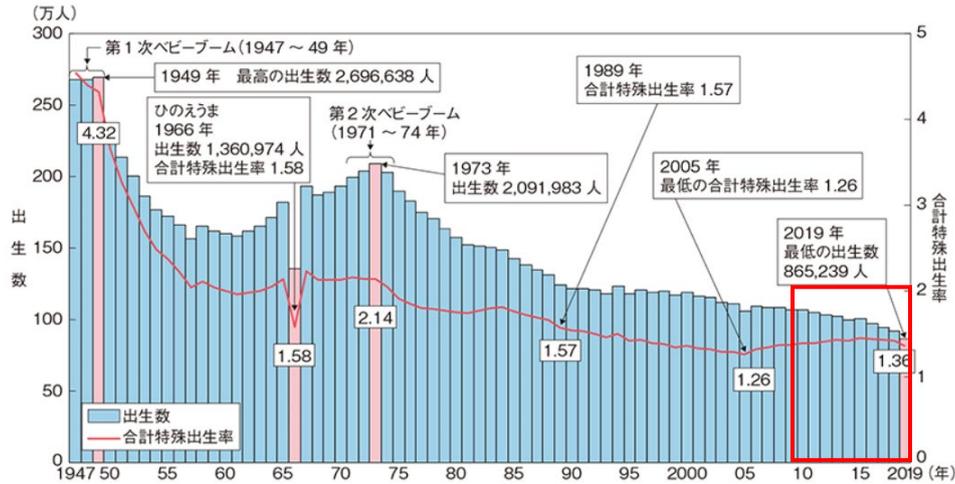
出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：総務省統計局「国勢調査」「人口推計」（1950-2015年）、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（2020-2065年）

§ 2 出生数・出生率の推移

2005年に1.26という過去最も低い合計特殊出生率を経験して以降、2011年から2019年までの合計特殊出生率は1.36～1.45の間で推移しており、横ばい傾向にある。その一方で、出生数は減少傾向にあり、2019年には865,239人と過去最も少ない数値であった。

図2 出生数及び合計特殊出生率の年次推移

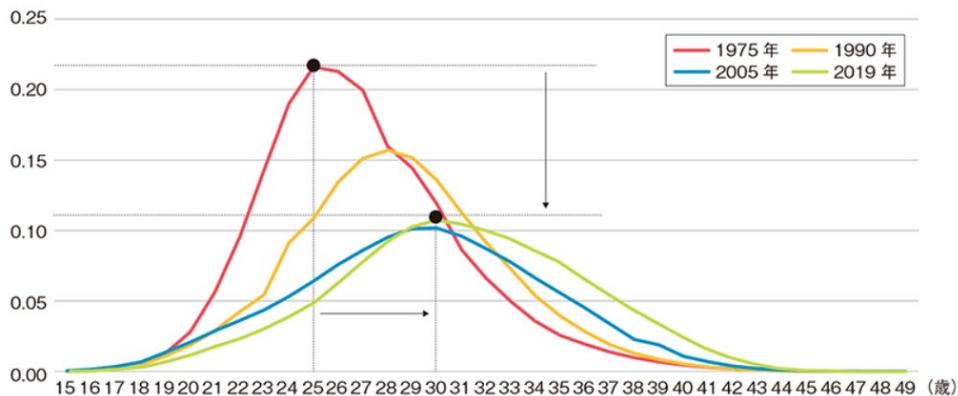


出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：厚生労働省「人口動態統計」

女性の年齢別出生率をみると、そのピークの年齢と出生率は、1975年は25歳で0.22、1990年は28歳で0.16、2005年は30歳で0.10、2019年は30歳で0.11と推移して、ピークの年齢は徐々に高くなりつつあり、晩産化傾向にあることがわかる。

図3 女性の年齢別出生率



出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

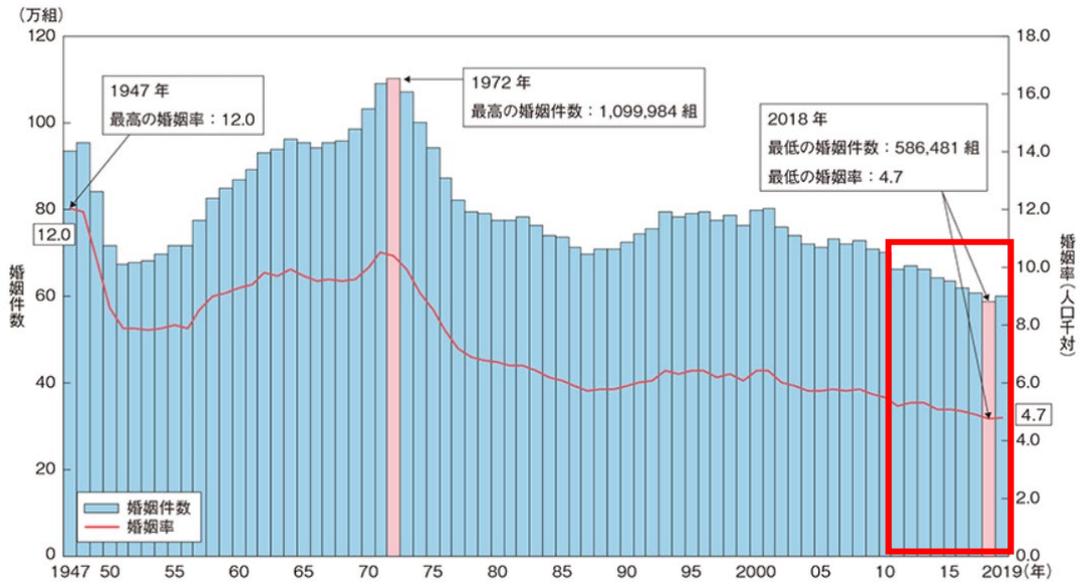
データ出所：国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2021」

§ 3 婚姻と出産の状況

1 未婚化

2011年には66,190件であった婚姻件数は2019年時点で59,901件と9年間で6,289件減少している。同様に、婚姻率（人口千人あたりの婚姻件数）も2011年に5.2であったものが2019年には4.8と0.4ポイント低下している。

図4 婚姻件数及び婚姻率の年次推移

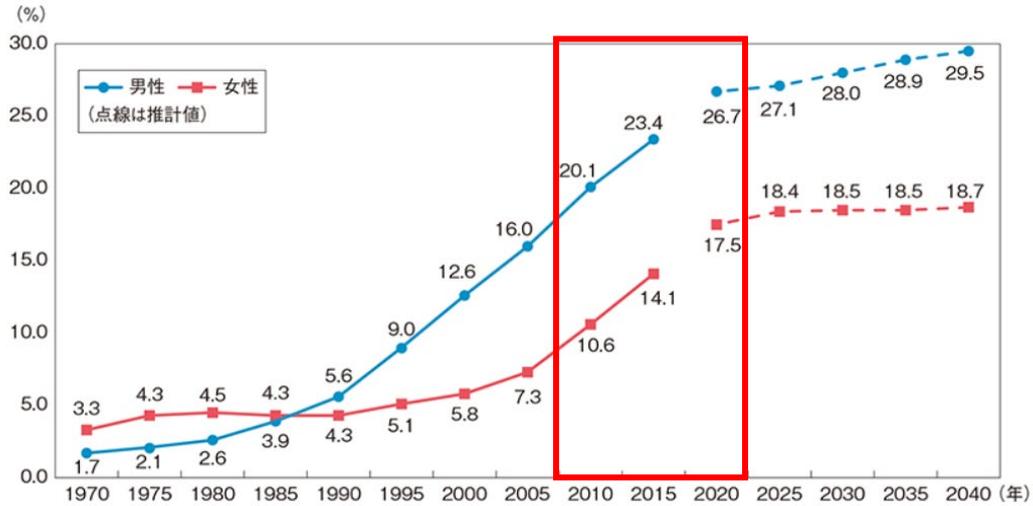


出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：厚生労働省「人口動態統計」

50歳時の未婚割合をみると、男性では2010年時点で20.1%であったが（厚生労働省2011）、2020年には26.7%にまで上昇すると推計されている（国立社会保障・人口問題研究所2018）。女性も同様に、2010年に10.6%であったものが、2020年には17.5%にまで上昇するとされている。

図5 50歳時の未婚割合の推移と将来推計



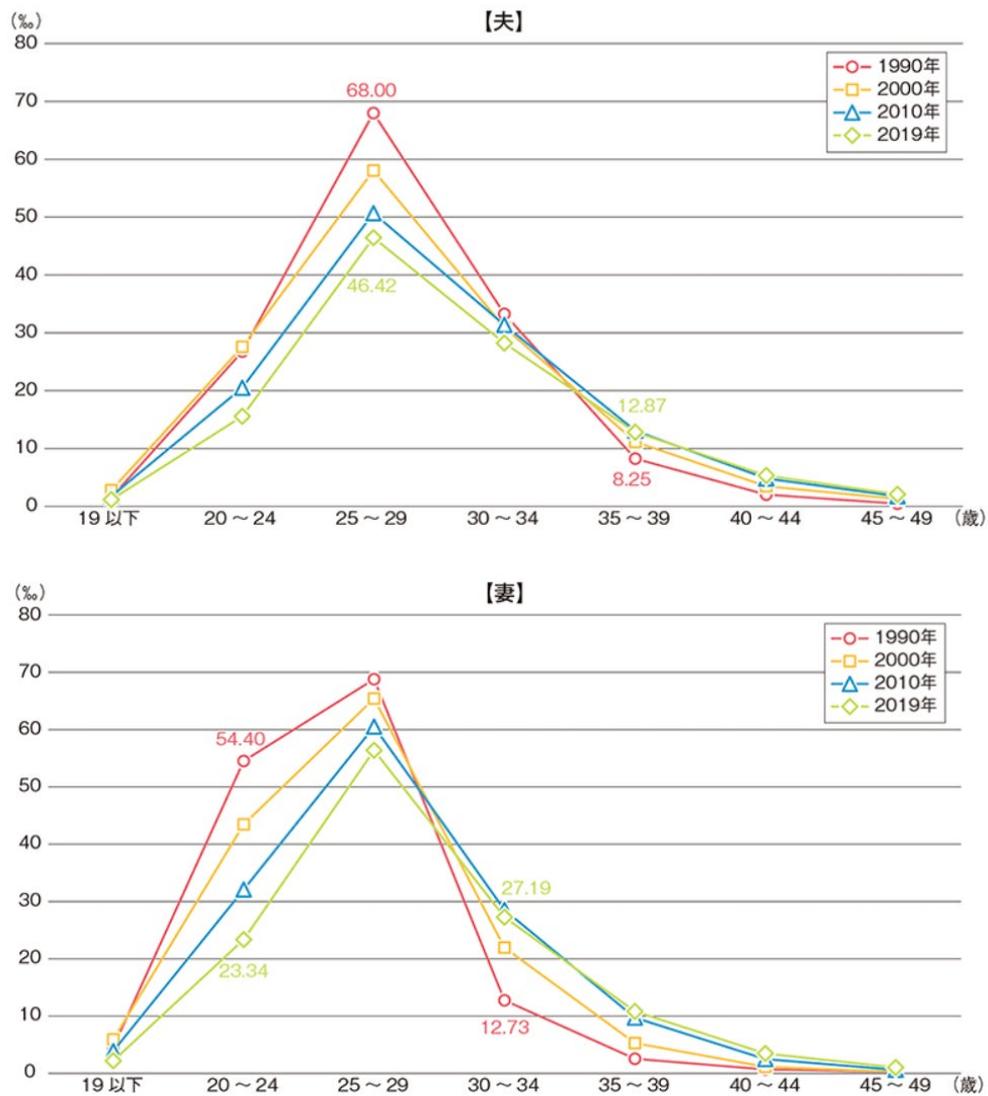
出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：厚生労働省「人口動態調査」（1970-2015年）、国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計(全国推計)（2018(平成30)年推計）」（2020-2040年）

2 晩婚化

2010年と2019年の年齢（5歳階級）別初婚率を比較すると、夫の「20～24歳」「25～29歳」「30～34歳」、妻の「20～24歳」「25～29歳」で低下傾向にあるのに対し、夫・妻ともに「35～39歳」「40～44歳」「45～49歳」では2019年の方が高いか、もしくはほとんど差がみられないことから、晩婚化傾向にあることがわかる。

図6 年齢（5歳階級）別初婚率

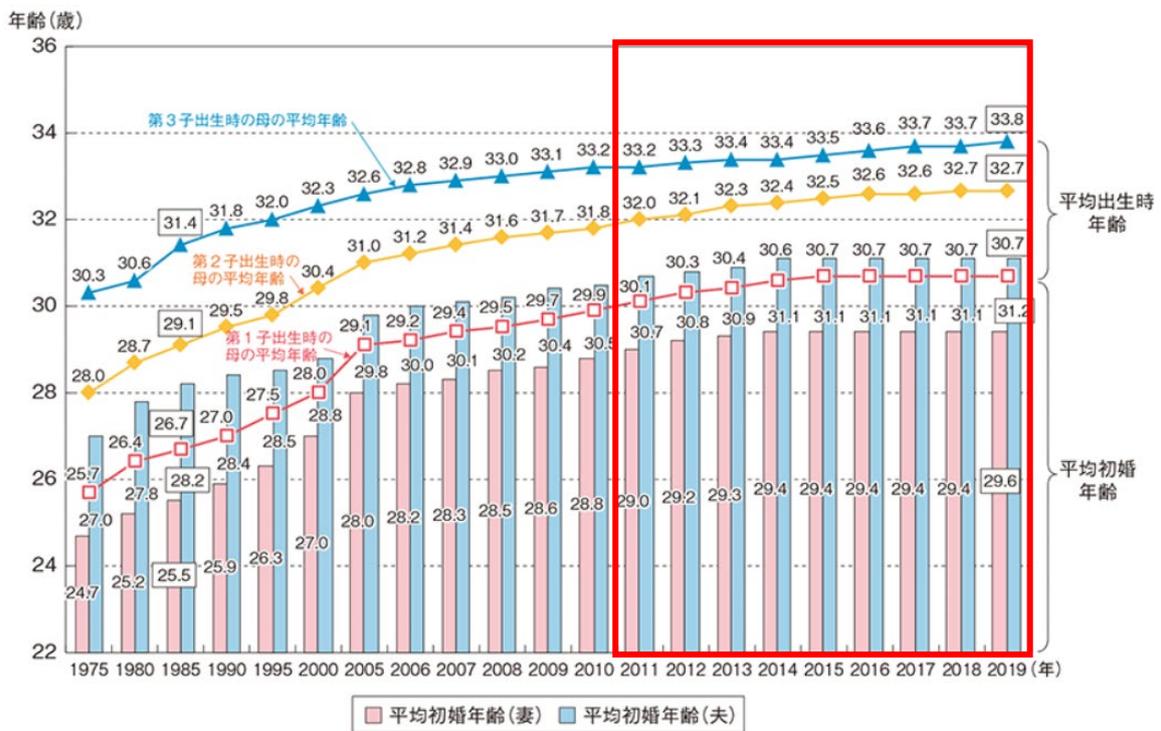


出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：厚生労働省「人口動態統計」

平均初婚年齢をみると、夫については2011年では30.7歳であったものが2019年では31.2歳へと変化し、妻についても2011年では29.0歳であったものが2019年には29.6歳となっていることから、晩婚化傾向が確認できる。また、それに伴って、第1子出生時の母の平均年齢が2011年の30.1歳から2019年の30.7歳へと変化し、同様に、第2子出生時の母の平均年齢も2011年の32.0歳から2019年の32.7歳へ、第3子出生時の母の平均年齢も2010年の33.2歳から2019年の33.8歳へとそれぞれ変化している。

図7 平均初婚年齢と出生順位別母の平均年齢の年次推移

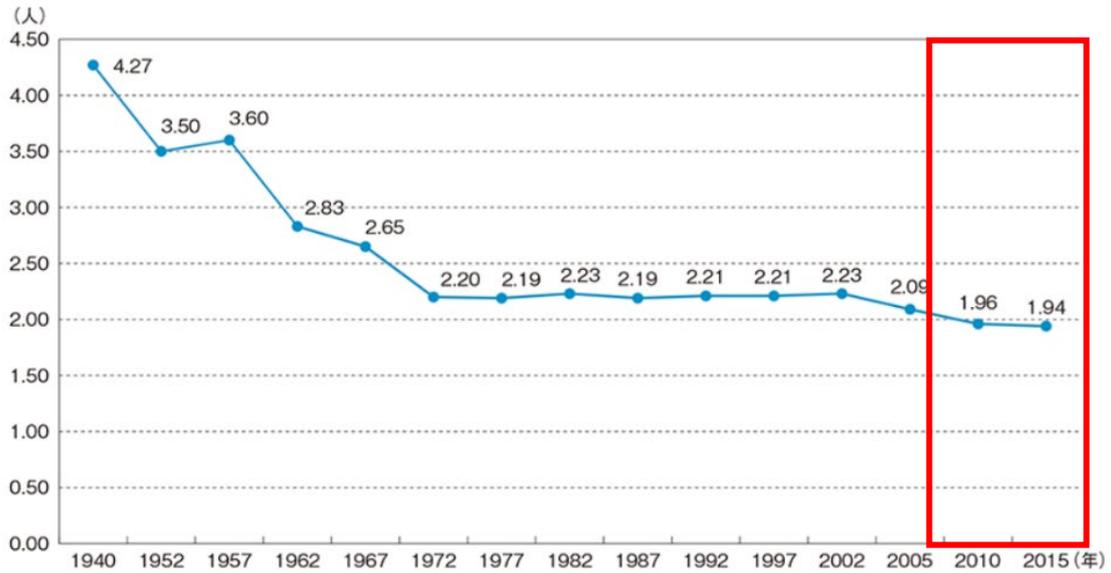


出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：厚生労働省「人口動態統計」

「夫婦の最終的な平均出生子ども数」とみなされる完結出生児数については、2010 年では 1.96、2015 年時点では 1.94 とほぼ横ばいとなっている⁸。

図8 完結出生児数の推移



出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

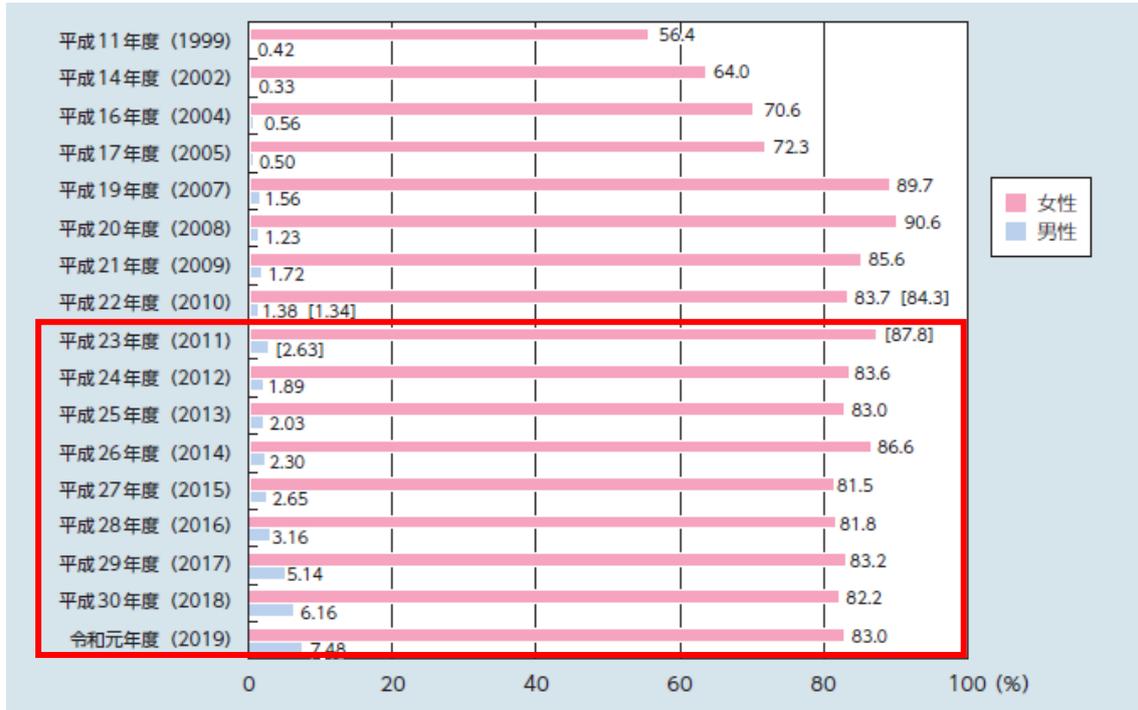
データ出所：国立社会保障・人口問題研究所「第15回出生動向基本調査(夫婦調査)」
(2015年)

⁸ 合計特殊出生率が1970年代から低下傾向にあったことに対して、完結出生児数は安定的に推移していることから、結婚が出生率低下の主要因であると考えられる根拠となっている。

§ 4 雇用環境と経済的基盤

育児休業取得率の推移をみると、2011年から2019年まで女性は約8割の取得率であり、大きな変化はない一方で、男性は1.38%から7.48%と低い水準ながらも増加傾向にある。

図9 育児休業取得率の推移

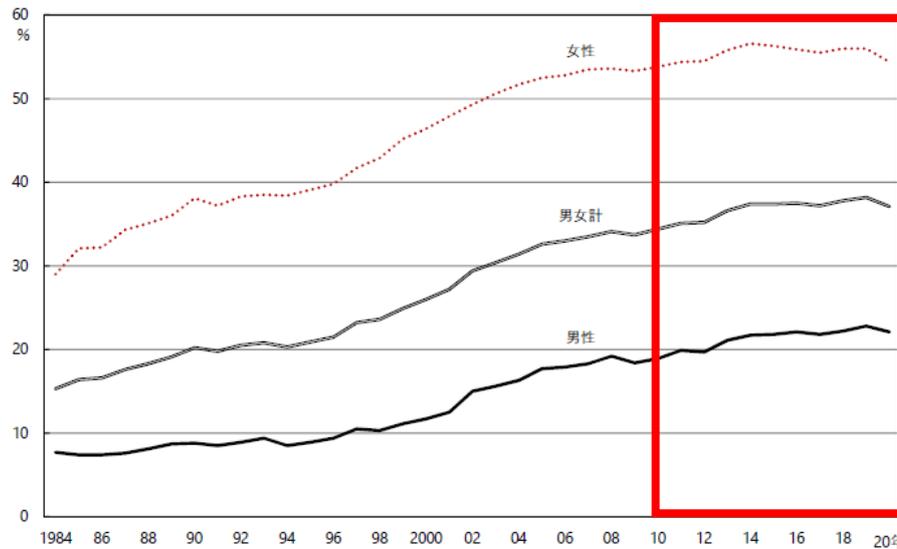


出典：厚生労働省「令和3年版 厚生労働白書」

データ出所：厚生労働省「雇用均等基本調査」

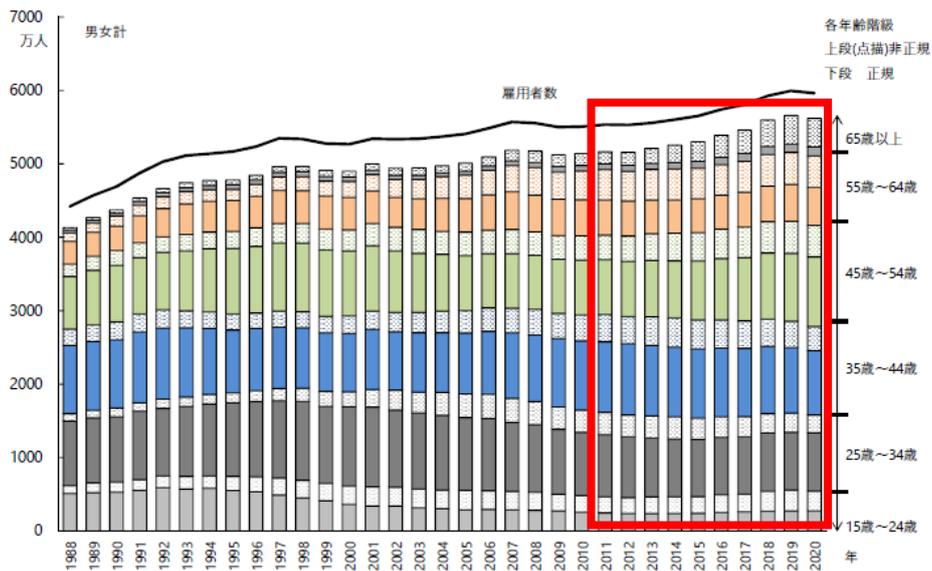
経済的基盤と関連の深い雇用形態・就業形態についてみると、男性・女性ともに非正規の職員・従業員割合が上昇傾向にあるものの、この背景には高齢者の就業率の向上による影響があると考えられる。また、2011年から2020年までの若年層の非正規の職員・従業員割合は、男性・女性ともにあまり大きな変化はないため、これらの点を考慮すると、若年層の雇用環境が悪化しているとまでは言えないだろう。

図10 雇用形態別雇用者数 非正規の職員・従業員割合 1984年～2019年



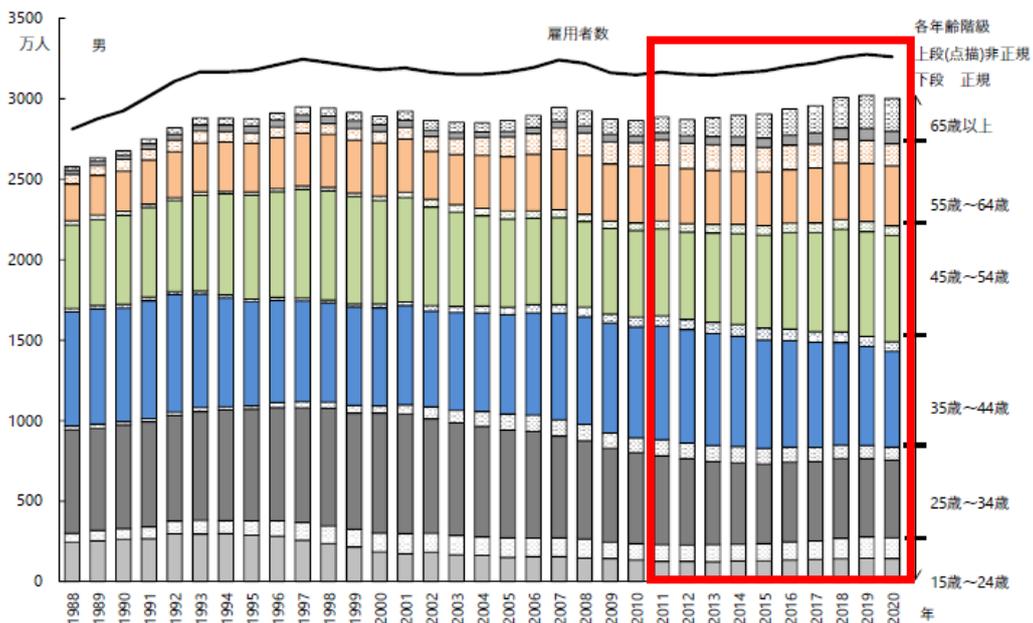
出典：独立行政法人労働政策研究・研修機構「早わかり グラフでみる長期労働統計」
 データ出所：総務省「労働力調査」「労働力調査特別調査」

図 1 1 各年齢階級における正規、非正規の内訳 男女計 1988年～2020年



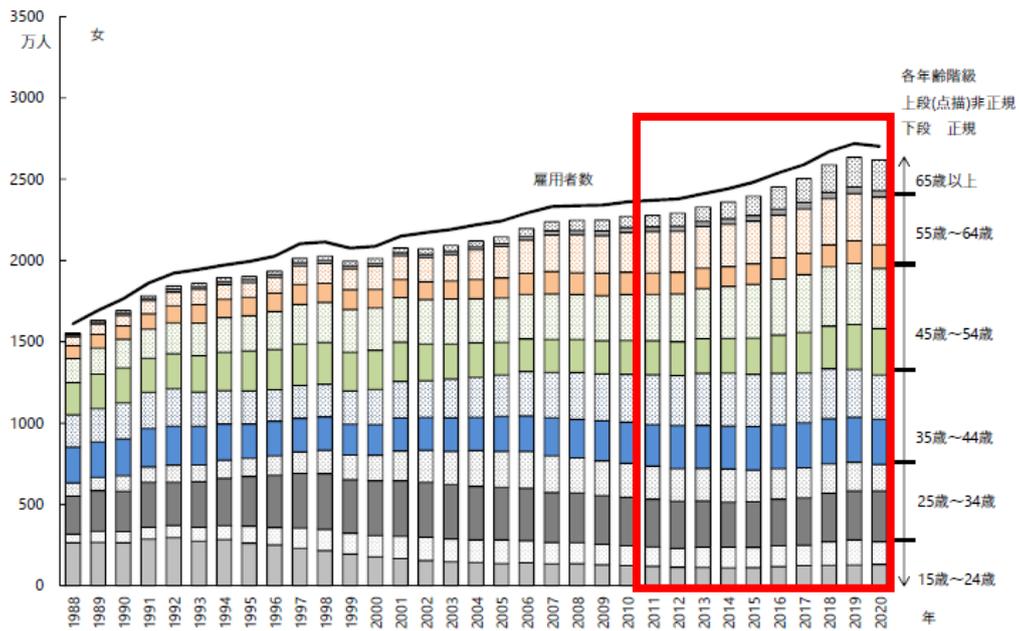
出典：独立行政法人労働政策研究・研修機構「早わかり グラフでみる長期労働統計」
データ出所：総務省「労働力調査」「労働力調査特別調査」

図 1 2 各年齢階級における正規、非正規の内訳 男性 1988年～2020年



出典：独立行政法人労働政策研究・研修機構「早わかり グラフでみる長期労働統計」
データ出所：総務省「労働力調査」「労働力調査特別調査」

図1-3 各年齢階級における正規、非正規の内訳 女性 1988年～2020年

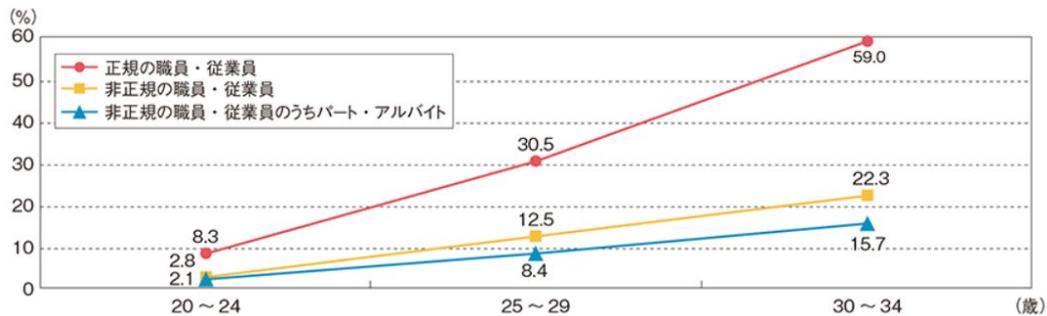


出典：独立行政法人労働政策研究・研修機構「早わかり グラフでみる長期労働統計」
 データ出所：総務省「労働力調査」「労働力調査特別調査」

2017年時点では、男性が正規の職員・従業員である場合、「20～24歳」「25～29歳」「30～34歳」の全ての年代において、非正規の職員・従業員よりも有配偶率が高く、その傾向は年代が上がるとともにより顕著になっていることが確認できる。

また、男性の年収別有配偶率をみても、年収が増加するに従って有配偶率が上昇する傾向にあることがわかる。

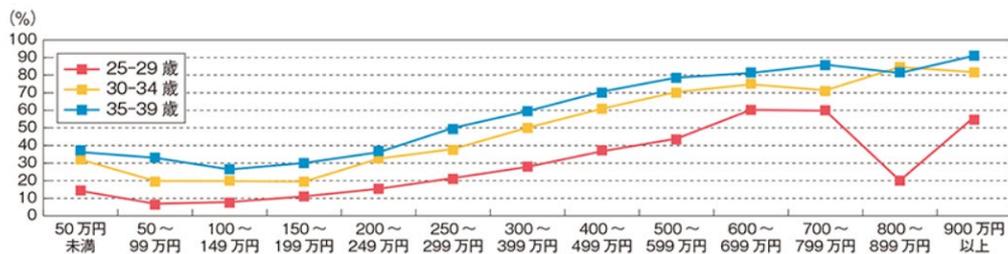
図14 男性の従業上の地位・雇用形態別有配偶率



出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：総務省「平成29年 就業構造基本調査」

図15 男性の年収別有配偶率



出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

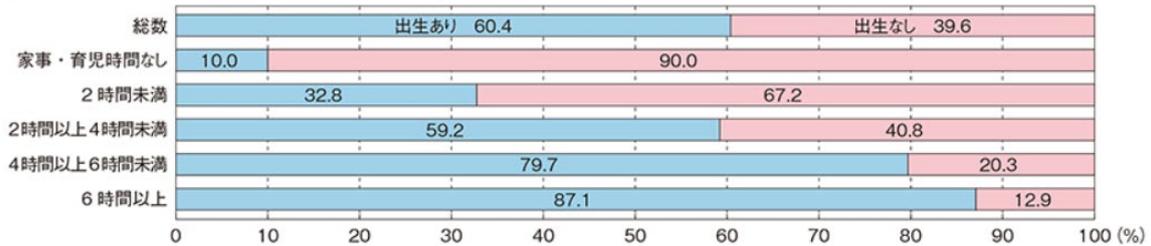
データ出所：労働政策研究・研修機構「若年者の就業状況・キャリア・職業能力開発の現状3 -平成29年版「平成29年版就業構造基本調査」より-

§ 5 家事育児の状況

2015年時点では、夫が「4時間以上6時間未満」「6時間以上」休日に家事・育児をする場合には第2子以降の出生ありが増える傾向にあり、一方で、家事・育児時間が「なし」「2時間未満」の場合には、第2子以降の出生なしが増える傾向にあった。

図16 夫の休日の家事・育児時間別にみた第2子以降の出生の状況

【13年間の第2子以降の出生の状況(平成14年成年者)】

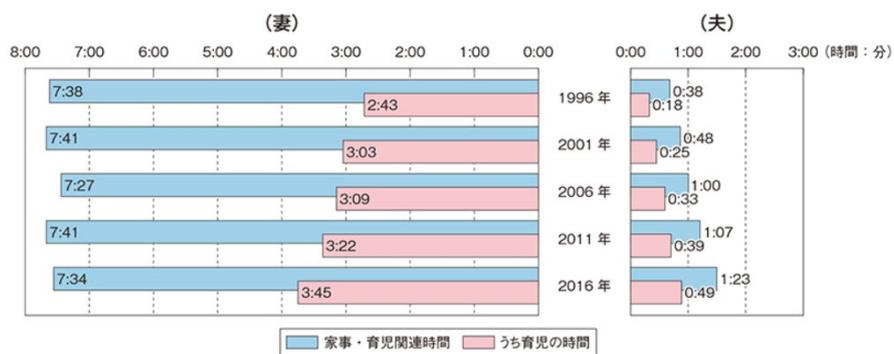


出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：厚生労働省「第14回21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2015年)

2016年時点では、2011年と2016年の6歳未満の子供を持つ夫婦の家事・育児関連時間を比較すると、妻の家事・育児関連時間は7:41から7:34への微減が見受けられるのに対し、夫では1:07から1:23へと増加傾向にあった。

図17 6歳未満の子供を持つ夫婦の家事・育児関連時間の推移(1日当たり)

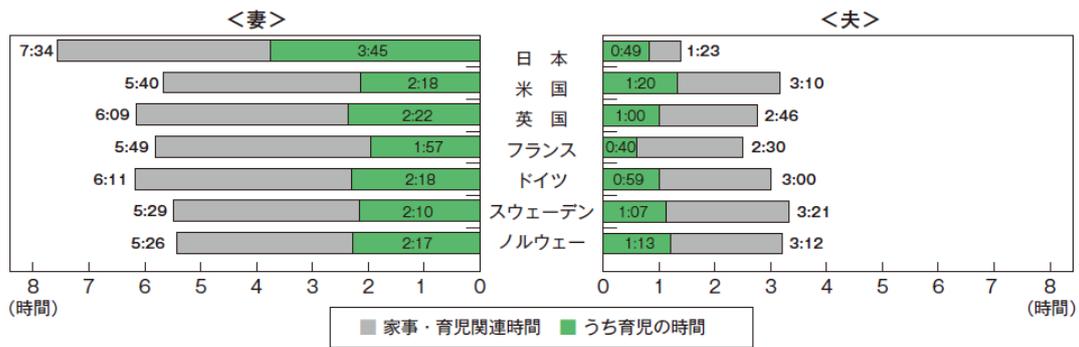


出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：総務省「社会生活基本調査」

なお、国際的にみても、日本では主に妻が家事・育児を担っていることがわかっており、2016年の社会生活基本調査のデータによると、1日あたりの妻の家事・育児関連時間は平均7:34にのぼっている。

図18 6歳未満の子どもをもつ妻・夫の家事・育児関連時間（1日あたり）－国際比較－



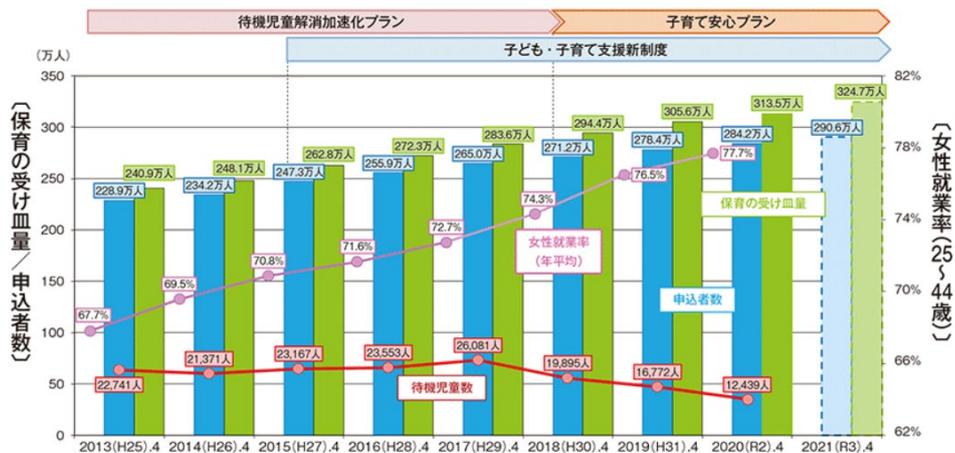
出典：内閣府「共同参画」2018年5月号

データ出所：Eurostat “How Europeans Spend Their Time Everyday Life of Women and Men” (2004)、Bureau of Labor Statistics of the U.S. “American Time Use Survey” (2016)、総務省「社会生活基本調査」(2016年)

§6 保育の受け皿の整備

2013年では228.9万人であった保育の受け皿量は、2020年に284.2万人へと55.3万人増加し、それに伴って、2013年に22,741人であった待機児童数は12,439人へと減少している。

図19 保育所等待機児童の現状



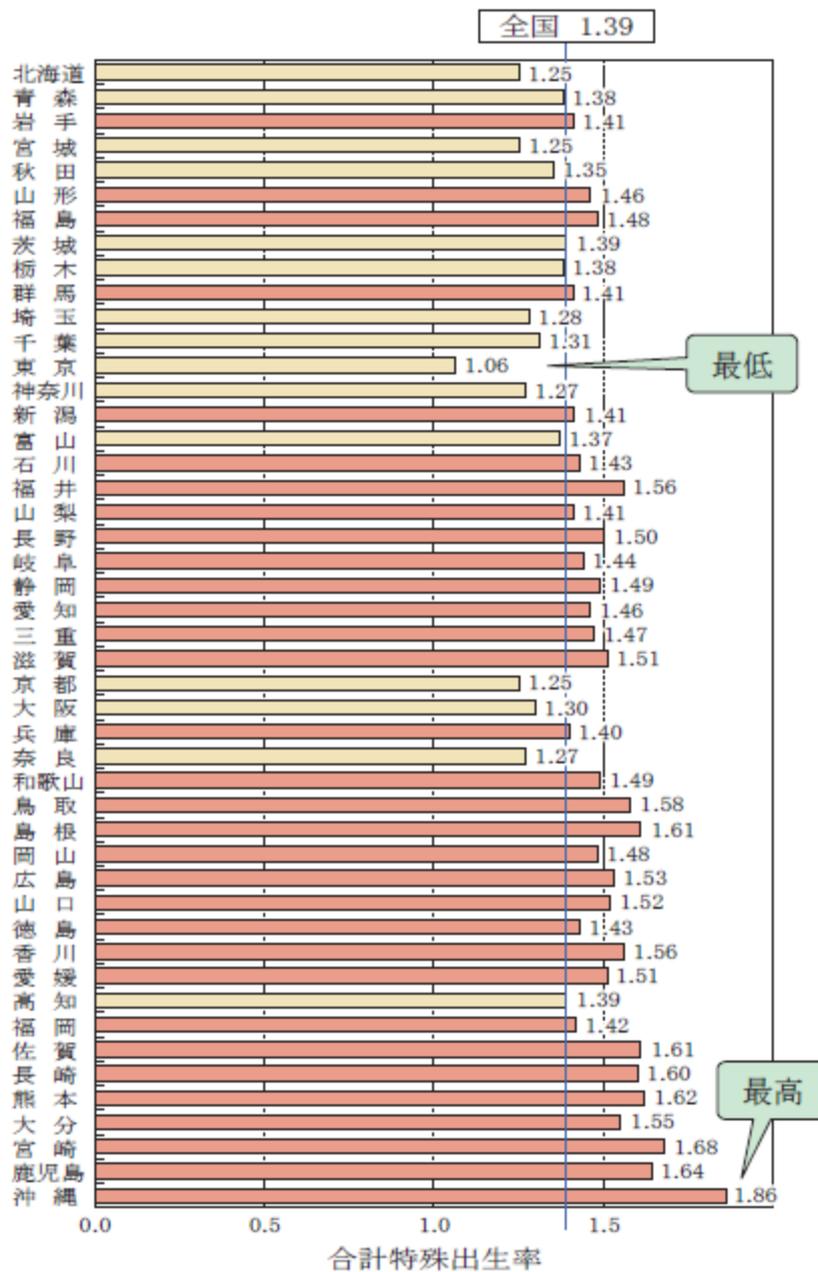
出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：厚生労働省資料

§ 7 地域に応じた出生数・出生率の違い

2011年と2019年の都道府県別合計特殊出生率を比較すると、2011年時点では全国平均である1.39を下回る県が15であり、最も低い東京都(1.06)と最も高い沖縄(1.86)の差が0.8であったのに対し、2019年時点では全国平均1.36を下回る県が11、最も低い東京都(1.15)と最も高い沖縄(1.82)の差が0.67となっており、地域差が小さくなっている傾向が見てとれる。

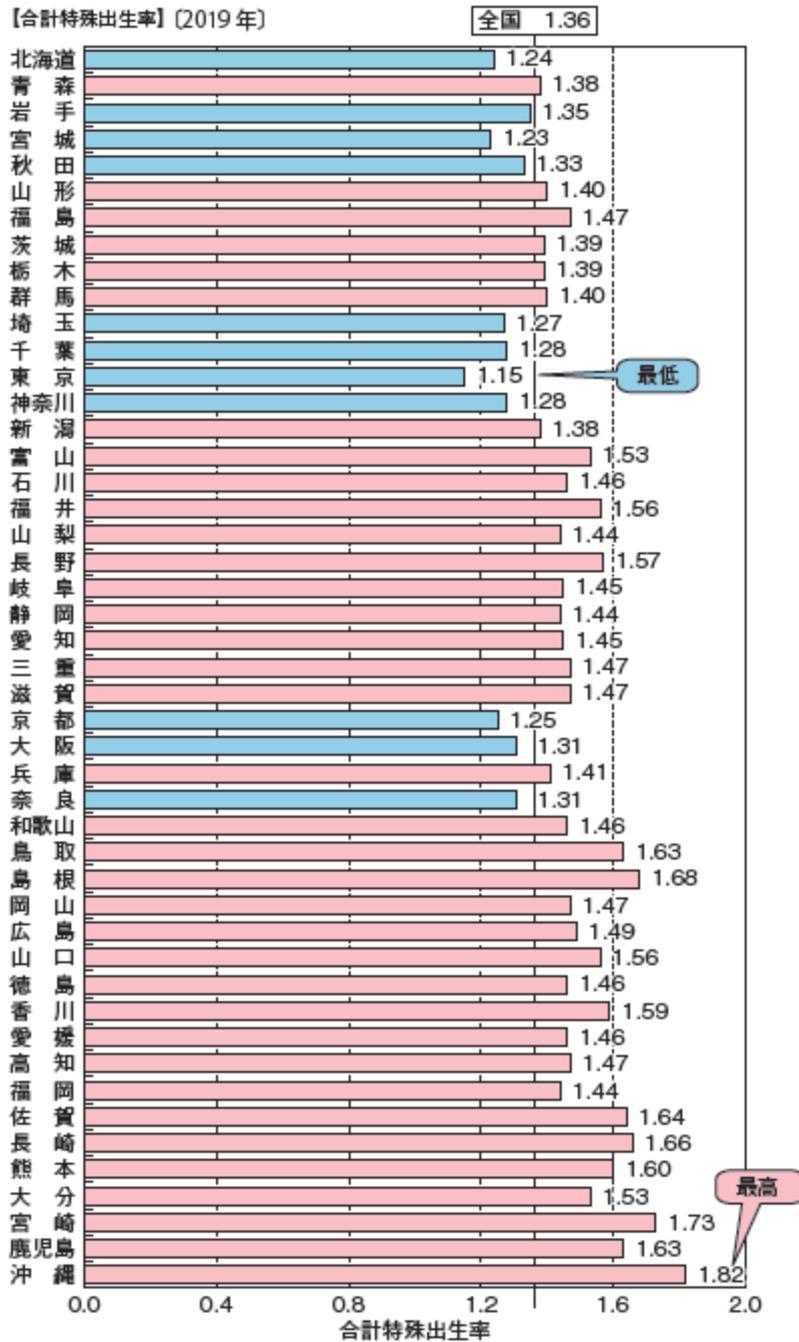
図20 都道府県別合計特殊出生率 (2011年)



出典：内閣府「平成25年版 少子化社会対策白書」

データ出所：厚生労働省「人口動態統計」

図 2 1 都道府県別合計特殊出生率（2019 年）



出典：内閣府「令和 3 年版 少子化社会対策白書」

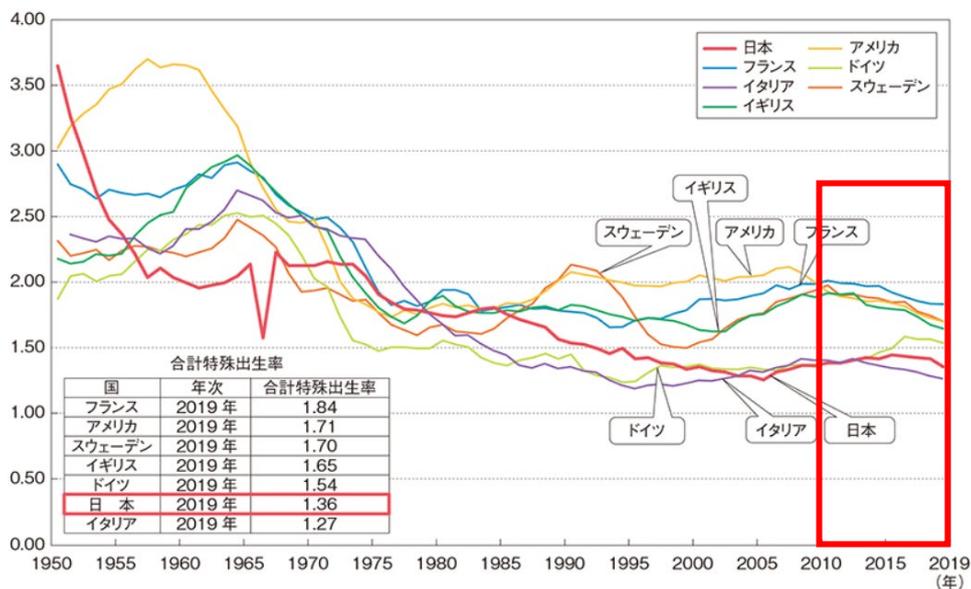
データ出所：厚生労働省「人口動態統計」

§ 8 諸外国と比較した日本の少子化の動向

2010年から2019年までの欧米の合計特殊出生率をみると、フランス、スウェーデン、イギリス、アメリカ、そしてイタリアが減少傾向であったのに対し、ドイツはゆるやかに増加傾向の後横ばいになり、日本はほぼ横ばいであった。

なお、諸外国の年齢別の出生率をみると、全ての国で晩産化が生じていることが確認できるものの、日本はイタリアと同様に出生率自体の大きな落ち込みが生じているという点に特色がある。

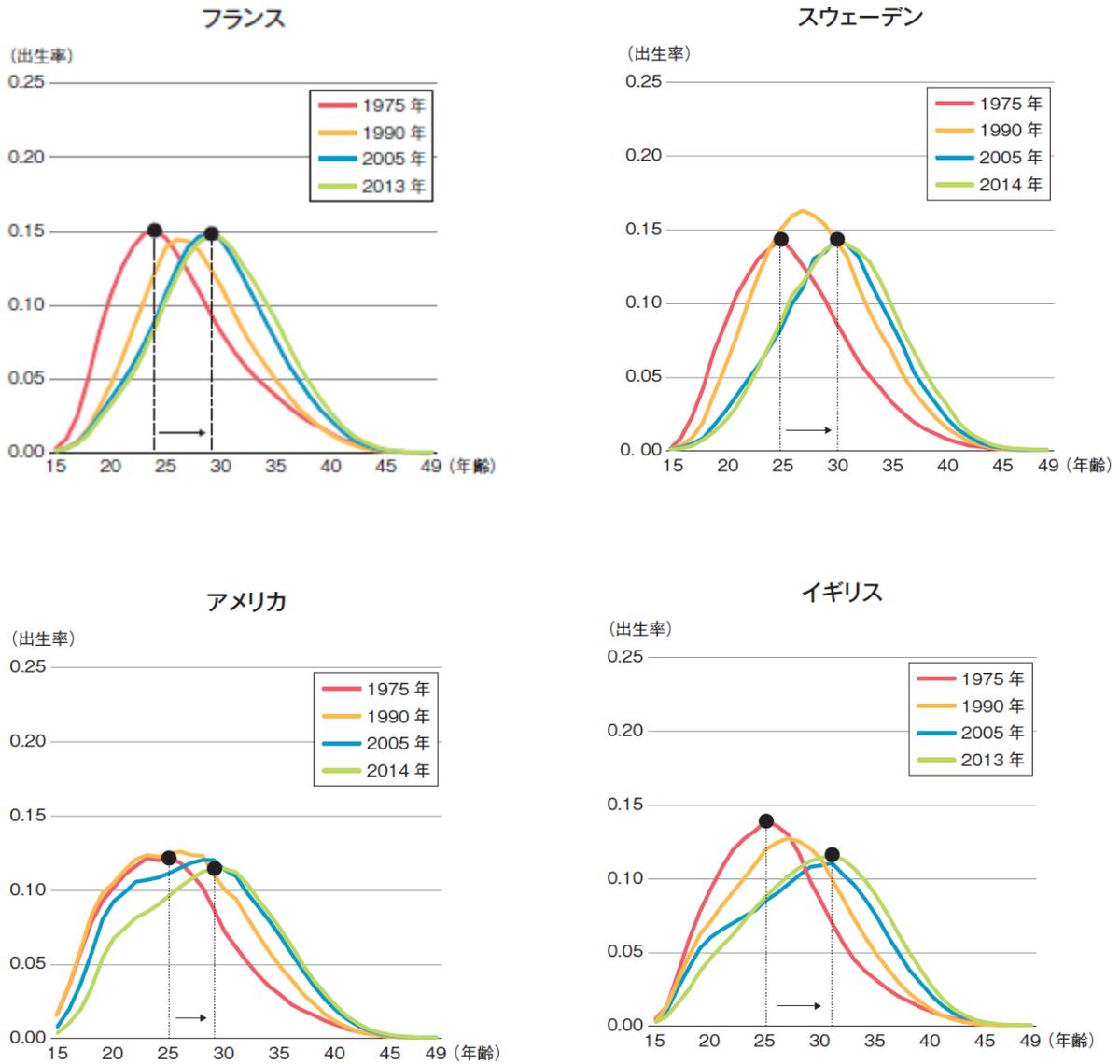
図 2.2 諸外国の合計特殊出生率の動き（欧米）



出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：United Nations “Demographic Yearbook”、OECD Family Database、
 各国統計、厚生労働省「人口動態統計」

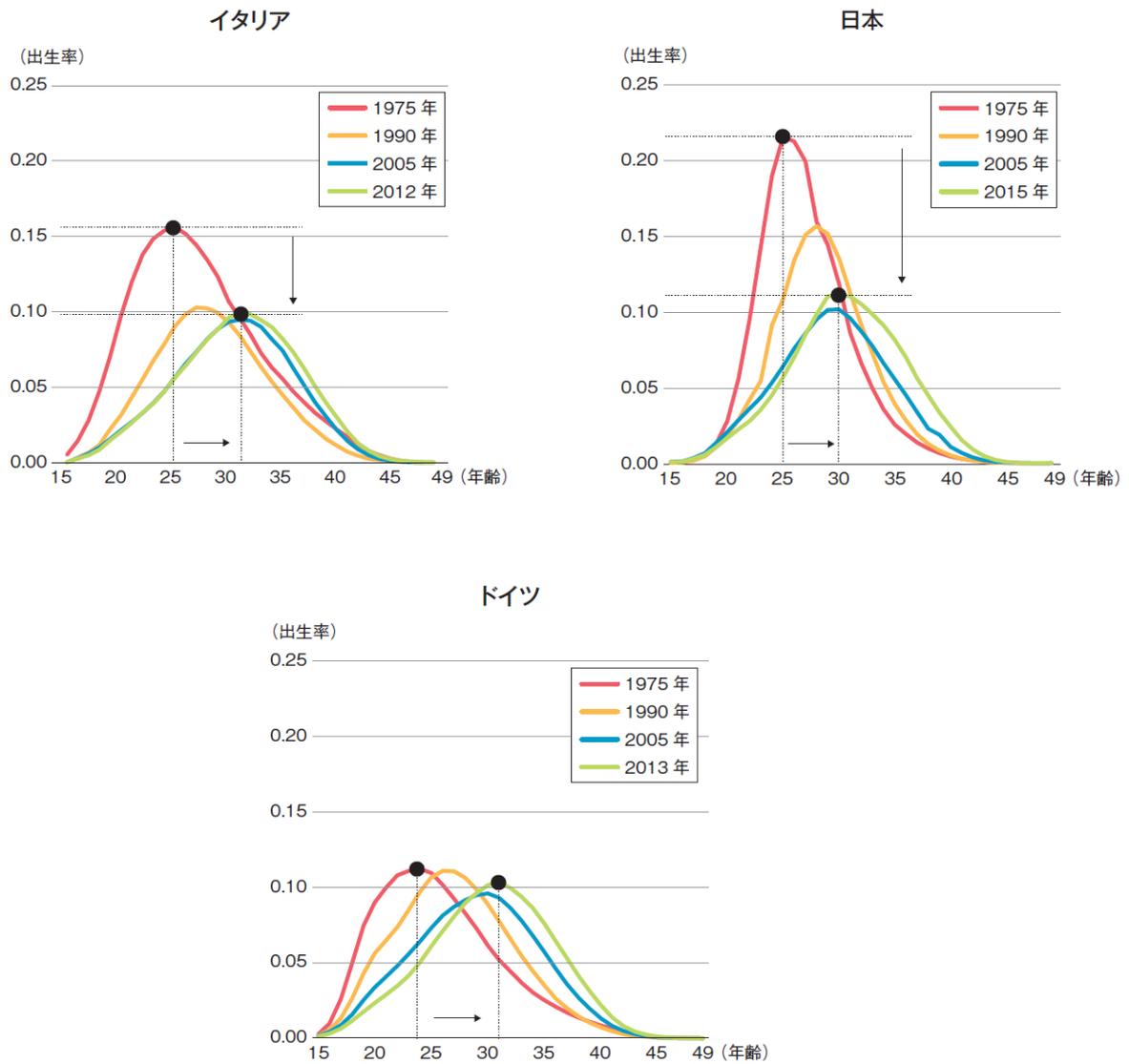
図23 「緩少子化」国（フランス、スウェーデン、アメリカ、イギリス）の年齢別出生率



出典：内閣府「平成 29 年版 少子化社会対策白書」

データ出所：The Human Fertility Database, a joint project of the Max Planck Institute for Demographic Research (MPIDR) and the Vienna Institute of Demography (VID)

図24 「超少子化」国（イタリア、日本、ドイツ）の年齢別出生率

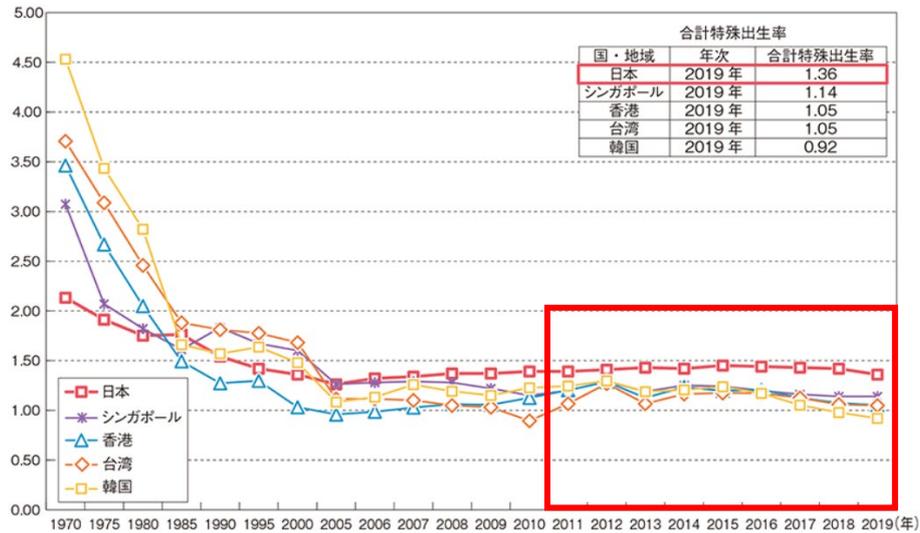


出典：内閣府「平成 29 年版 少子化社会対策白書」

データ出所：The Human Fertility Database, a joint project of the Max Planck Institute for Demographic Research (MPIDR) and the Vienna Institute of Demography (VID)、国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2017」

同様に、2011年から2019年までのアジアの合計特殊出生率の動向をみると、韓国、台湾がやや低下傾向にある中で、日本、シンガポール、香港はほぼ横ばいであった。

図25 諸外国・地域の合計特殊出生率の動き（アジア）

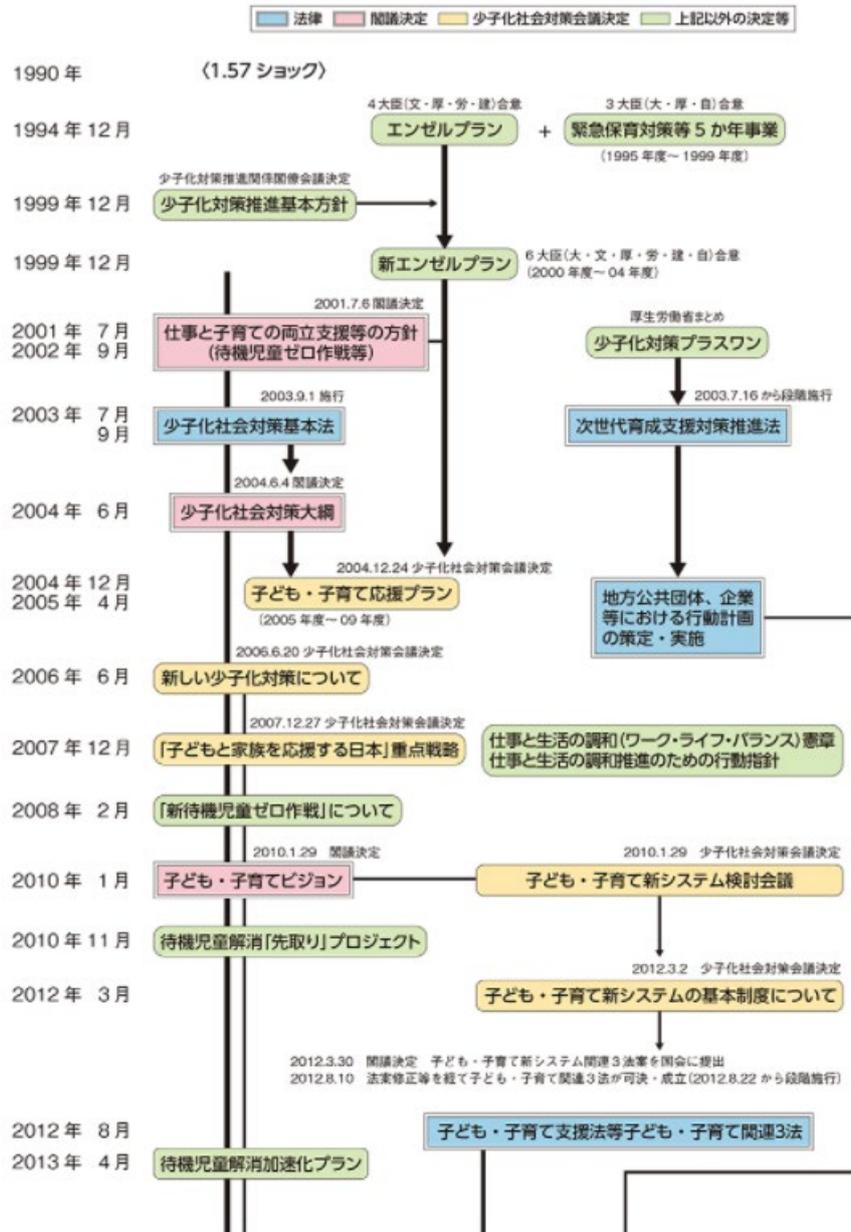


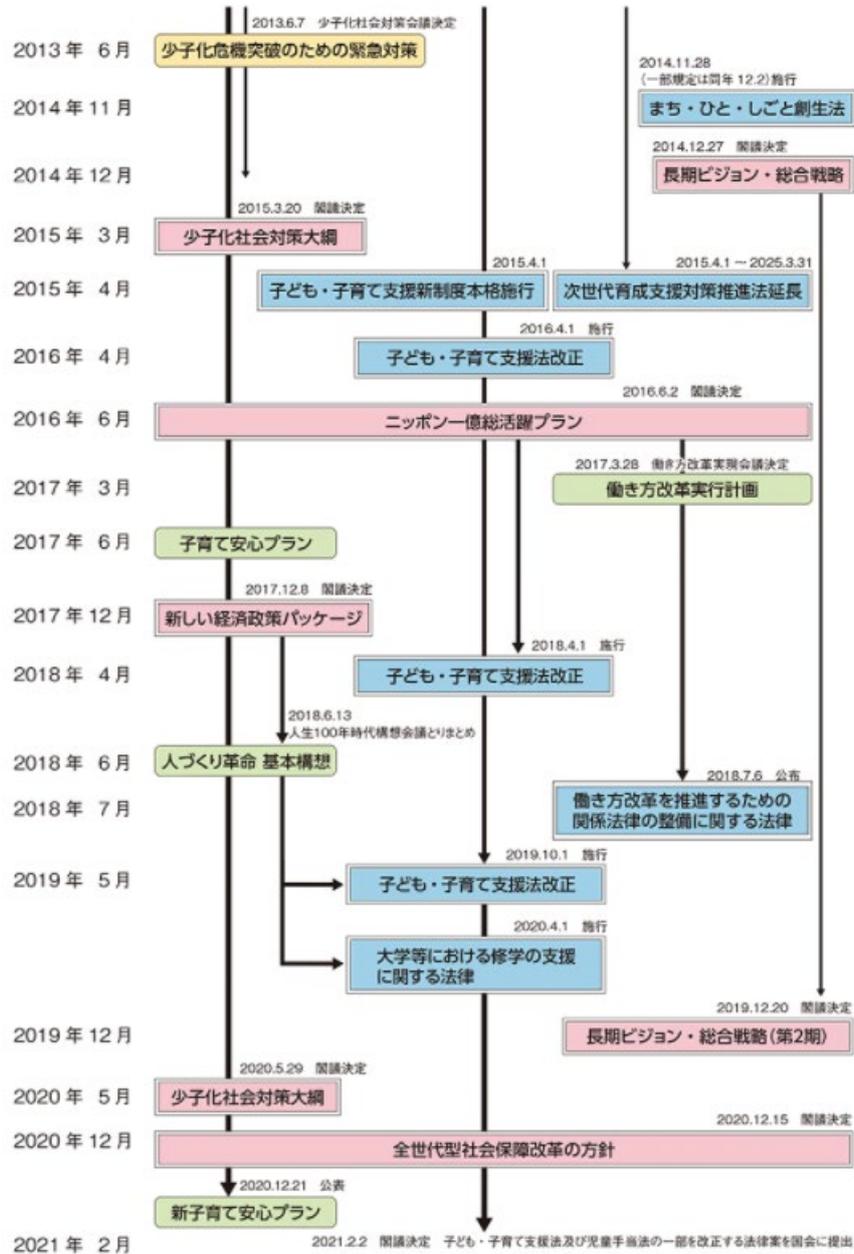
出典：内閣府「令和3年版 少子化社会対策白書」

データ出所：各国・地域統計、厚生労働省「人口動態統計」

(参考) 少子化対策の動向

少子化社会対策白書（令和3年版）によると、2011年から2020年までの主な施策の実施状況は以下のとおりである。





参考文献

厚生労働省 (2021) 「令和 3 年版 厚生労働白書」
 独立行政法人労働政策研究・研修機構「早わかり グラフでみる長期労働統計」
<https://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/timeseries/html/g0208.html>
<https://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/timeseries/html/g0209.html>
 内閣府 (2018) 「共同参画」2018 年 5 月号
 内閣府 (2021) 「令和 3 年版 少子化社会対策白書」
 内閣府 (2017) 「平成 29 年版 少子化社会対策白書」
 内閣府 (2013) 「平成 25 年版 少子化社会対策白書」

第2章 2011年から2020年に公表された日本の出生率等を対象とした論文のサーベイ

本節では、2011年から2020年に公表された日本語論文、英語論文のサーベイを行った。

§ 1 対象論文の収集と選択の方法

1 日本語論文の収集と選択の方法

論文検索サイト（Cinii、Google Scholar）を使い、「出生率」「出生数」「婚姻数」「婚姻率」というキーワードを用いて2011年から2020年までに公表された論文を検索し、計254本を収集した。そして、「2011ESRIサーベイ」を踏襲し、「一定程度政策的にコントロール可能な変数に着目していること」「データを使った実証研究であること」という判断基準に基づき、一次のスクリーニングを実施した。その後、論文の読み込みを行い、6つのカテゴリ（育休・雇用/保育サービス/経済的支援/夫の家事育児/結婚支援/地域）もしくは「その他」のいずれかに分類の上、論文の内容を整理し、記述されている目的・方法・結果をまとめた。最後に、論文の参考文献から、関連する文献を収集し、もしサーベイの対象に該当するものがあつた場合には、内容の整理を実施した。

なお、2011年から2020年までに公表された論文の中には、2011年以前のデータを使って分析を実施しているものも含まれている点に留意が必要である⁹。

2 日本の出生率等に関する英語論文の収集と選択の方法

日本語の著書¹⁰の中で引用されている英語論文をピックアップし、リスト化を行うとともに、それらの論文の参考文献をチェックし、該当するものをピックアップすることにより、計21本を収集した。その後、日本語論文と同様の判断基準に基づき、一次のスクリーニングを実施の上、論文の内容整理を行った。

§ 2 サーベイ対象とした研究分野

少子化に係る研究については、経済学、人口学、社会学、医学、生物学等、多様な側面からのアプローチがなされており、その手法についてもデータを使った実証分析、ケーススタディ、インタビュー、シミュレーション、モデル構築など、様々なものがある。

本稿では上述のとおり、「一定程度政策的にコントロール可能な変数に着目していること」「データを使った実証研究であること」という判断基準に基づきスクリーニングを実施した上でサーベイを実施したことから、経済学・人口学・社会学のアプローチによる研究が多くなっている。

⁹ 補足が必要と思われる点については脚注を入れているが、オリジナルのデータ分析手法などについては、その文献独自の解説等を行っている場合もあることから、必要に応じて原典を参照されたい。

¹⁰ 柴田悠「子育て支援が日本を救う」(2016)、柴田悠「子育て支援と経済成長」(2017)、松田茂樹「[[続]]少子化論:出生率回復と<自由な社会>」(2021)、山口慎太郎「子育て支援の経済学」(2021)

§ 3 サーベイした各論文の概略

1 育児休業・雇用政策

- (出生率への影響) 育児休業制度や短時間勤務制度などといった企業による両立支援策は出生率及び出生意欲にプラスの影響を及ぼすという結果が確認できる。ただし、一部の論文では育児休業が出生率等に与える影響は非常に小さいという結果も得られている(文献 No.1, No.4)。
- (結婚や出産のタイミングへの影響) 育児休業制度や短時間勤務制度などといった企業による両立支援策は出生率及び出生意欲のみならず、結婚や出産のタイミングにも影響を及ぼすことが示されている(文献 No.3)。
- (雇用形態) 一方で、育児休業制度は正規雇用の女性の出生率にはプラスの影響を与えるが、非正規雇用の女性に対しては影響を及ぼさないなど、制度の有無など雇用形態の違いを考慮してその影響力を検討する必要性が示唆される(文献 No.2)。
- (就業率) 女性の就業率については、出生率にプラスの影響を及ぼすという結果とマイナスの影響を及ぼすという結果が混在している。加えて、就業継続についてみると、正規雇用では出生率および出生前後の継続率が非正規雇用よりも高い傾向にある。また、結婚決定時に無職の女性は出生率が低いという傾向が確認できる(文献 No.5, No.6, No.7, No.8, No.9)。

(参考) 2011ESRI サーベイのサマリ

- 育児休業制度が女性の出産に及ぼす影響に関する研究成果をみると、10年ほど前の一部の研究で有意な結果が得られなかったものがあるが、それ以降の研究については、育児休業制度は、出産を促進するという結論が得られている。

【No.1】 育児短時間の義務化が第1子出産と就業継続、出産意欲に与える影響：法改正を自然実験とした実証分析

永瀬(2014)は、2003年の次世代育成支援対策推進法¹¹の採択、2007年のワーク・ライフ・バランス憲章の採択、2008年の次世代育成支援対策推進法の改正、2009年の育児休業法の改正など、2003年以降にすすめられた働き方の柔軟化の政策が、政策にカバーされる女性の第1子出産や出産意欲を増やしたかどうか、計量経済学の自然実験の手法を用いて実証を行った。

厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」2002-2010を用いて、2002年に20-34歳の女性を対象とした線形確率固定効果モデルによって、教育年数、現在年齢、子どもがほしいか、

¹¹ 次世代育成支援対策推進法の概要は以下のとおり。

「日本における急速な少子化の進行等を踏まえ、次代の社会を担う子どもが健やかに生まれ、かつ、育成される環境の整備を図るため、次世代育成支援対策について、基本理念を定めるとともに、国による行動計画策定指針並びに地方公共団体及び事業主による行動計画の策定等の次世代育成支援対策を迅速かつ重点的に推進するために必要な措置を講ずる」

勤務先企業におけるファミフレ制度、景気動向、100人以上企業か、働いているかどうか（正社員、契約社員、自営業、パートタイム、無業）等を説明変数として、第1子出産確率と無子者の出産意欲について分析を行った。

分析結果によれば、短時間オプション（3歳未満児のいる雇用者に1日原則6時間勤務の選択肢を提供すること）の義務化が行われた2009-2010年に、法の対象である100人以上企業の就業継続者の第1子出産が有意に増えたことがわかった。また、短時間オプションの付与後に「絶対に子どもがほしい」という意欲が変化したかどうかを計測したところ、出産が容易になったとすれば、強く子どもを希望しつつ無子にとどまる女性を対象企業で減少するであろうという予想は結果と合致したが、統計的に有意ではなかった。しかし未婚の女性就業者の出産意欲は政策施行後に統計的に有意に高まり、出産と仕事の両立を容易にする改革が未婚層の出産意欲を高める可能性が示された、としている。

ただし、この改革（2009年の育休法改正等々）で日本の出生率は反転するかといえば、無配偶非正規社員も視野にいれた改革がさらに必要と考えた上、「では正社員と非正規社員の差を縮める取組の第1歩として、育児休業法の適用をどのように非社員にも拡大すればいいのだろうか。2005年から非社員にも対象が広げられたとはいえ、妊娠時点でその後原則3年継続勤務が見込まれる者に限定されており、基準が明確ではない。私はこれを1年以上の雇用保険加入者全員に広げることを提案する。また就業継続希望者の数と比べて大都市圏の保育枠は明らかに不足している。この急速な拡充は最重要課題であろう」（p.47）としている。

【No.2】育児休業制度が結婚に及ぼす影響

佐藤（2014）は、育児休業制度が女性の結婚を促進するのかどうかを検証することを目的とした分析を行った。

公益財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」（1993年～2009年）を用いて、1993年時点で24-34歳であった若年女性（1500人）を対象に、勤務先の育休制度の有無や、学歴、年齢、勤続年数、所得、雇用形態、業種、企業規模、職種、居住地等といった個人属性等が結婚の意思決定に影響を及ぼしているかどうか、固定効果ロジットモデル及び変量効果ロジットモデルによって検証を行った。

分析結果によれば、「正規雇用と非正規雇用の雇用就業で働く女性を分析した場合、結婚意欲と観察できない個人属性を同時にコントロールすると、育児休業制度は結婚の意思決定に影響を及ぼさないことがわかった。」（p.134）また、「正規雇用で働く女性のみを分析した場合、結婚意欲と観察できない個人属性を同時にコントロールしても、育児休業制度が結婚の意思決定を促進していることがわかった。」（p.134）「以上の分析結果から、結婚意欲、観察できない個人属性、雇用形態の違いを考慮すると、正規雇用で働く女性において育児休業制度による結婚促進効果が観察されると言える」（p.134）としている。

【No.3】 両立支援策の普及実態と両立支援策が出生行動に与える影響

戸田 (2012) は、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」の第1回から第6回までのパネルデータを用いて、2002年10月末時点で、20～34歳であった全国の男女（及びその配偶者）を対象に、育児休業制度をはじめとする諸々の両立支援策が結婚行動や出生行動にどのような影響を与えるのか、主にハザードモデルを用いて結婚のタイミング、出産へのタイミングへの影響を分析した。

分析結果によれば、「両立支援策は、結婚や出産のタイミングにも影響を与えることが分かった。それも、制度が利用可能であるか否かも重要であるが、利用を促進させる雰囲気があるかどうかも重要であることが分かった。」(p.1)「子どもがいない家計については、出産と継続就業の分析を行ったところ、両立支援策は出産かつ継続就業する確率を高めることが分かった。」(p.11)「(短時間労働制度などの)時間関連制度はあまり有効な影響を見いだせなかった。」(p.11)としている。

【No.4】 Effects of parental leave policies on female career and fertility choices

Yamaguchi (2019)は女性の就業と出生率について、雇用の保護と育児休業法制の現金給付を組み込んだ動的離散選択構造モデルを構築し、推定を行った。

1993年から2011年までの公益財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査(JPSC)」を使用し、24歳から52歳までの既婚女性を対象として雇用保護の期間や育休取得時の現金給付の仕組みに関して動的離散選択構造モデルによる分析とシミュレーションを行った。

分析結果によれば、1年目の雇用保護施策は女性の就業率を有意に増加させていたが、雇用保護の期間を1年から3年に延長してもほとんど効果がないことが示された。また、全体として、育児休業施策は出生率にほとんど影響していなかった、としている。

【No.5】 有配偶女性の就業異動と出生力

別府 (2012) は、就業形態別の就業異動率ならびに就業異動のパターンによる出生率のそれぞれについて、近年における有配偶女性の就業と出生力の関係について定量的に示すことを目的とした分析を行った。

総務省「就業構造基本調査」(1987年、1997年、2007年)を用いて、20～39歳の有配偶女性を対象とした年代別、就業形態別、出生有無別の分析を行うことで、調査前の一年間における就業形態の変化と出生有無の関連性を検証した。

分析結果によれば、「就業形態別の分析から、正規就業では出生率および出生前後の継続率がともに上昇していたが、非正規就業では就業を継続した場合の出生率ならびに出生前後の継続率は現在まで低水準に留まっていることが明らかになった。また、出生順位別の分析から、特に第一子の出生に関する就業継続率ならびに出生確率は、相対的にも絶対的にも低い水準であることが示された。以上の結果から、正規就業の場合は就業と出産の両立支援

がある程度進んでいるものの、非正規就業の場合は就業と出産の両立支援があまり進んでいないように思われる。有配偶女性に占める正規就業の割合が1987年から2007年までほとんど変化していない中で、出生前後における正規就業の継続率および出生率が上昇していることは、有配偶女性の出生率を上昇させる要因となりうる。その一方で、近年では有配偶女性に占める非正規就業の割合が上昇しており、これにともなって非正規就業を継続する割合も上昇している。非正規就業を継続する人の割合が今後も上昇していくとすると、現在のように非正規就業を継続した場合における第一子の出生確率が低水準に留まれば、有配偶女性の出生率がさらに低下する可能性もある」(p.10)としている。

【No.6】出生率の決定要因—都道府県別データによる分析

足立・中里(2017)は、出生率を規定する経済的・社会的要因のうち、子育てのコスト(子育ての機会費用としての女性賃金率)の上昇と女性の社会進出(女性就業率の上昇)が出生率に与える影響に注目して分析を行った。

2000年、2005年、2010年の時点において35-39歳となる各コーホートを対象に、厚生労働省「人口動態統計」、総務省「国勢調査」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」などのデータセットを用いて、生涯未婚率、平均結婚年齢、女性就業率、女性賃金率、男女所得比、潜在的保育所定員率が完結出生力に及ぼす影響について分析した。

分析結果によれば、「総じてみると女性就業率が出生率に有意な正の影響を与えていることが確認された。」(p.85)としつつ、「一般的には女性の就業は出産に対して抑制的な効果を持つことから、女性就業率の係数が有意な正の値となった背景にある要因についてさらに詳細な検討が必要である。」(p.89)としている。

【No.7】出生率と女性有業率の関係について：都道府県パネルデータによる検証

橋本・村田(2012)は、マクロレベルでの女性の有業率と出生率との間の関係について、分析を試みた。

「就業構造基本調査報告」(総務省)における1997-2007年にかけての5年間隔の都道府県パネルデータ分析を用いて、女性有業率と合計特殊出生率に関して、パネル単位根検定を行うとともに、両者の関係をパネルデータ OLS、共和分検定およびグランジャー因果性テストによって検証した。

分析結果によれば、「女子有業率と出生率、両変数の単位根検定を行ったうえ、共和分関係にあることを確かめるとともに、互いを説明要因とする回帰分析の推定結果より、両者には負の関係があること、そしてグランジャー因果性テストの結果より、双方向の因果性が見出され、互いに影響を与えあっているということを確認した」(p.243)としている。

【No.8】有配偶女性の人的資本、及び初期キャリアが出生力に及ぼす影響

是川（2019）は、女性のライフコースを通じた視点から、女性就業と出生力の関係について再検討を行うことを目指して、複数のコーホートを分析対象とすることで、女性就業をめぐる制度環境の変化も視野に入れた分析を行った。

厚生労働省（国立社会保障・人口問題研究所）「出生動向基本調査」（1997年～2015年）を用いて、40-49歳の有配偶女性（初婚同士）を対象とした、学歴、及び結婚決定時の職業がその後のライフコースにおける就業と出生力の双方を決定するという（緩やかな）因果モデルによる分析、記述統計による分析、多変量解析を行った。

分析の結果、明らかになったことは、「女性の学歴や結婚決定時の就業状態の違いは、40-49歳時に安定的就業をしている確率を大きく左右するということである。これは人的資本や初期キャリアが女性の出産、育児に伴う機会費用を決定する大きな要因であることを示すものである。また、これはいずれのコーホートでも安定的な結果が得られたことは、こうした構造が異なるコーホート間で変化していないことを意味する。その一方で、このような人的資本や初期キャリアの違いが40-49歳時に子どもを持つ確率に与える影響は、出生コーホートによって大きく異なった。例えば、男女雇用機会均等法成立以前に入職時期を迎えた1947-55年出生コーホートでは、結婚決定時に無職の女性よりも安定的就業をしていた女性、とりわけ正規公務員や正規民間大に就く女性の間で、子どもを持つ確率がより高いという結果が得られた」（p.19）としている。

【No.9】市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析

加藤（2017）は、地域別にみた出生率の違いの要因を探ることを目的とした分析を行った。

厚生労働省「人口動態統計特殊報告」（2008年～2012年）を用いて、市区町村別の女性労働力率と合計特殊出生率の関連性を回帰分析（最小二乗法）により検証した。

分析結果によれば、女性が就業している割合が高い市区町村ほど出生率が高いことが明らかになった。

2 保育サービス

- (保育サービス利用可能性) 保育所定員率などといった保育環境の整備・利用可能性の向上は、出生率及び第2子以降の追加出生にプラスの影響を及ぼすことが確認される。一方で、「安定した結果が得られない」とする文献や「出生率に直接的な影響を及ぼすのではなく、子育て世帯の地域への流入にプラスの影響を与える」とする文献もある。なお、保育サービスと出生率の関係を分析する上では、潜在的保育所定員率や待機児童数など、様々な指標が用いられており、多角的な分析が実施されている(文献 No.10, No.11, No.12, No.13, No.6, No.9, No.14, No.15)。
- (地域の子育て支援策) 児童福祉費比率など、地域の子育て支援策の充実が出生率にプラスの影響を及ぼすという結果が確認される。とりわけ、低所得世帯の出生率に対する影響が強いことが示されている(文献 No.9)。

(参考) 2011ESRI サーベイのサマリ

- 保育サービスが女性の出産に及ぼす影響に関する研究成果をみると、都道府県別の時系列データを使った分析において、保育サービスと出生率との間に有意な関係がみられないという結果が出ているが、それ以外のパネルデータやクロスセクションデータを使った多くの分析では、保育サービスの充実が、出生率に対してプラスの効果を与えるという結論が得られている。

【No.10】 保育所の整備と女性の労働力・出生率—保育所の整備は女性の就業と出産・育児の両立を実現させるか—

宇南山・山本(2015)は、都道府県パネルデータを用いて、保育所の整備状況が合計特殊出生率、及び女性の労働力率へ与える影響を計測した。就業形態別の就業移動率ならびに就業異動のパターンによる出生率のそれぞれについて、近年における有配偶女性の就業と合計特殊出生率の関係を定量的に示すことを目的とした分析を行った。

総務省「国勢調査」(1980~2010)、厚生労働省「人口動態調査」(1996~2012)、「社会福祉施設等調査」、「保育所関連状況報告」を用いて、潜在的保育所定員率が合計特殊出生率及び女性の労働力率へ与える影響を、都道府県パネルデータを用いた一階差分モデルにより計測した。

分析結果によれば、潜在的保育所定員率が合計特殊出生率に有意に正の影響を与えており、潜在的保育所定員率を1%高めれば、合計特殊出生率が約0.02~0.03程度上がる。女性の労働力率に対しても、潜在的保育所定員率が有意に正の影響を与えていることが示された。推計結果から、潜在的保育所定員率が1%上がると、女性の労働力率が0.5%~0.8%程度上がる計算になる、としている。

【No.11】 Childcare availability and fertility: Evidence from municipalities in Japan

Fukai (2017)は 2000 年から 2010 年までの国勢調査と人口動態調査の市区町村レベルのデータを用いて、保育サービスの利用可能性が出生率に及ぼす影響を潜在的なバイアスをコントロールした上で推定した。

分析に用いたデータは、2000 年から 2010 年までの総務省「国勢調査」と厚生労働省「人口動態調査」であり、被説明変数を出生率、説明変数を保育所の定員比率とした市区町村レベルでの一階差分フレームワーク及び操作変数法を用いた分析を行った。なお、分析対象は 25 歳から 39 歳の女性であった。

分析結果によれば、2000 年から 2010 年の間に保育サービスの利用可能性が高まると、女性の就労比率が高い地域に住む女性の出生率は小さいながらも有意に上昇した。その一方で、他の地域では有意な効果は見られなかった、としている。

【No.12】 CHILDCARE AVAILABILITY, FERTILITY AND FEMALE LABOR FORCE PARTICIPATION IN JAPAN

Lee and Lee (2014)は、日本における保育サービスの利用可能性と、出生率、年齢別の女性労働参加率（ワーク・ファミリー・コンフリクト）の関係について検討を行った。

1971 年から 2009 年までの総務省統計局のデータを利用し、被説明変数を合計特殊出生率、説明変数を女性の労働参加率（潜在的労働力に占める就業者と失業者の割合）、保育所定員数（認可保育所と認可外保育所の総定員）とした制約なし修正誤差モデル（unrestricted error correction model : UECM）とグレンジャー因果律法（Granger causality method）による推計を行った。

分析結果によれば、20-29 歳及び 40-44 歳の女性においては、保育サービスの利用可能性が出生率にプラスの影響を与えていた。他方、30-39 歳の女性においては、保育サービスの利用可能性は出生率に有意な影響を与えていなかった。また、30-44 歳の女性においては、保育サービスと労働参加率の間に有意な影響がみられなかったことから、長期的には、子供の数が多くても女性の労働参加を阻害しないことがわかった。そして、女性労働力の増加が出生率を減らす傾向にあることを示すエビデンスも確認できなかった。このため、日本では保育サービスの充実が女性の就業と出生を支えるうえで重要な役割を果たしている、としている。

【No.13】 地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究—マルチレベルモデルによる検証—

鎌田 (2013) は、地域における女性の就業状況や保育施策を中心とした子育て環境が、個人の出生行動にどのような影響を与えるのかについて検証を行った。

第 14 回出生動向基本調査の夫婦票に地域環境変数（女性就業率（20-39 歳）、保育定員率、潜在定員率、保育所公私率）を結合したものをを用いて、第 2 子の出生タイミングを対象

としてマルチレベルモデルにより検証を行った。

分析結果によれば、「地域の変動は統計的に有意な結果が得られたものの、その分散は極めて小さいものであった。この結果から地域ブロックや都道府県といった大きな地域規模では個人の出生行動に与える影響は非常に限定されたものであることがわかった。ただし、その分散は統計的に有意であることからモデル推定を行う際には無視できない要因であり、そのようなモデルについては地域間の変動をモデルに組み込んだ推定が求められる。その対処法としては、本稿で行ったような、地域それぞれをダミー変数で投入する地域固定効果モデルや地域間の変動をランダム変数として用いるマルチレベルモデルが考えられる。地域環境変数の効果は地域ブロックにおいては、女性の就業率と潜在的定員率が正の関係を示しており、女性の就業が促進的で女性人口当たりの保育定員が十分に整備されている地域において第2子出生ハザードが高いことが示された。都道府県別のモデルでは、保育定員率と潜在定員率が正の関係がみられた。また、個人の社会的属性と地域環境とのクロス水準交互作用項の結果からは、保育定員率や潜在定員率を増加させることで、家庭内育児資源の利用が困難でもハザード率の低下を緩和させる効果があることが示されたことから、保育サービスの更なる充実が求められる。」(p.60)としている。

【No.6】出生率の決定要因—都道府県別データによる分析

(※育児休業・雇用政策における論文の複数カウント)

足立・中里(2017)は、出生率を規定する経済的・社会的要因のうち、子育てのコスト(子育ての機会費用としての女性賃金率)の上昇と女性の社会進出(女性就業率の上昇)が出生率に与える影響に注目して分析を行った。

2000年、2005年、2010年の厚生労働省「人口動態統計」、総務省「国勢調査」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、厚生労働省「社会福祉施設等調査」などのデータセットを用いて、生涯未婚率、平均結婚年齢、女性就業率、女性賃金率、男女所得比、潜在的保育所定員率が完結出生力に及ぼす影響について回帰分析(最小二乗法、加重最小二乗法)を行った。

分析結果によれば、「潜在的保育所定員率の係数の推定値は、推定方法や推定式の定式化によって有意な正の値となる場合と有意な負の値となる場合があり、推定結果が安定しない。一般に、保育園の整備など子育て支援策の充実は、就業と出産・子育てが両立しやすい環境の整備を通じて、女性の就業が出産を抑制する効果を減殺するものと考えられるが、本稿の推定結果からはこの点を確認することができない」(p.85)としている。

【No.9】市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析

(※育児休業・雇用政策における論文の複数カウント)

加藤（2017）は、地域別にみた出生率の違いの要因を探ることを目的として分析を行った。

厚生労働省「人口動態統計特殊報告 人口動態保健所・市区町村別統計」（2008年～2012年）、総務省「地方財政状況調査（市町村別決算状況調）」（2010年）、厚生労働省「社会福祉施設等調査」（2010年）、厚生労働省「保育所入所待機児童数調査」（2010年）を用いて、児童福祉費比率、保育所整備率、待機児童数が合計特殊出生率へ与える影響について、回帰分析（最小二乗法）を行った。

分析結果によれば、保育所整備率、児童福祉費比率は合計特殊出生率に対して正で統計的に有意な係数が得られているが、待機児童数については有意な結果は得られていないとしている。

【No.14】子育て支援に関わる社会インフラの整備とサービスに関する研究—出生率・子どもの移動に与える影響と先進事例の検討—

中澤・矢尾板ほか（2015）は、基礎的自治体の子育て支援政策のあり方を検証し、子育て支援という社会インフラの構築に関して、今後の方向性を検討することを目的に、特に子育て支援の需給ギャップが大きい東京圏を主たる対象として検証を行った。

「住民基本台帳人口要覧」、「平成15年～19年人口動態保健所・市区町村別統計」、「社会福祉施設等調査報告」を用いて、2004年の保育所在籍児童比率及び待機児童ダミーが、2005年の出生率（15歳から45歳女性人口千人あたり出生数）、2005年から2007年の出生率平均値及び2003年から2007年の合計特殊出生率に及ぼした影響について、OLSにより推定した。

分析結果によれば、「自治体の子育て支援政策、特に保育所の整備状況は、当該自治体の子どもの出生に与える影響はないが、他自治体から子供を持つ親の移動を招く誘因となる。この傾向は東京圏で明確であり、大都市における保育所整備が需要に追いついていないことを意味している」（p.19）としている。

【No.15】東京都心からの距離と出生率との関係

増田（2018）は、首都圏における4都県（東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県）を対象地域とし、それぞれの都県ごとに、東京都心として定義した東京都千代田区から各市区町村までの距離と合計特殊出生率の関係について検証を行った。

都心からの距離、合計未婚率、失業率、女性の家事従事者割合が合計特殊出生率に及ぼす影響について、重回帰分析を行った。

分析結果によれば、「東京都、神奈川県、千葉県では、東京都心からの距離は合計特殊出生率に対して正の影響を与える一方、埼玉県では、東京都心からの距離と合計特殊出生率と

の間には有意な U 字の関係が見られ、U 字の谷は東京都心から 30~60km 辺りの自治体であった。神奈川県、千葉県、埼玉県における合計特殊出生率の分布の距離帯はほぼ同じであるため、埼玉県のみ U 字型が形成された点は特徴的であり、この根拠を明らかにした。東京都、神奈川県、千葉県で正の関係が見られた根拠としては、東京都心から離れるほど機会費用が弱まるからと解釈できるが、埼玉県ではこれに加えて、東京都心から 10~30km 辺りに位置する都心から近い地域では子育て環境が整備されている一方、30~60km 辺りに位置する地域では通勤時間と保育所の立地状況との関係から子育て環境が良好でないことが顕著に表れた可能性がある。これに関しては、埼玉県の東京都心に近い地域に焦点を当てた実証分析を行い、他都県で働く女性の割合が高いことが保育環境の整備を促進させ、結果としてこの地域の合計特殊出生率を高め、このことが東京都心からの距離と合計特殊出生率との間の正の線形関係を歪めて U 字型にしている一因となる可能性を明らかにした。また、保育環境としては、通常あまり取り上げられない、居住地と保育所との距離という地理学的な要因の重要性をある程度まで示すことができた。これらの結果は、様々な側面から保育環境を整備することにより、通常機会費用が高く出生率が低い東京都心から近い地域において出生率を高めることができる可能性を示しており、待機児童問題等が深刻な東京 23 区を始めとして、都市的な地域が効果的な少子化対策を行っていく際の重要な検討材料になると考えられる」(p.57) としている。

3 経済的支援（教育費負担/児童手当等）

- （支援の種類）所得補助と非所得補助にはどちらも出生率を上昇させる効果があることが確認される。ただし、所得補助は追加出生にプラスの影響を及ぼす可能性や非所得補助は低所得世帯に対して特に有効である可能性など、その影響は異なる（文献 No.16, No.17, No.18）。
- （家計の所得）児童手当の増額等を含む家計の所得上昇は出生率にプラスの影響を与える可能性があるものの、女性賃金の上昇や女性就業による世帯所得の増加は出生率にマイナスの影響を及ぼしていた（文献 No.14, No.18）。
- （教育費負担）教育費などの家計負担は出生率にマイナスの影響を与えていた（文献 No.18, No.19）。

（参考）2011ESRI サーベイのサマリ

- 子育て費用が女性の出産に及ぼす影響に関する研究成果をみると、子育て費用の高まりは、子ども数を減少させるという結果になっている。
- また、児童手当等経済的支援と出生率との関係に関する研究成果では、多くの研究で、児童手当等の経済的支援は、出生率に対してプラスの影響を与えるが、その効果は大きくないという結論になっている。

【No.16】所得補助と非所得補助が出生率に与える効果の比較—市別データを用いた分析

宮本・荒渡(2013)は、市別のデータを用いて子育て支援政策を児童手当や乳幼児医療補助金などといった所得補助と、保育所・児童福祉施設を設置するなどといった非所得補助の2つに分類した上で、出生率に与える効果の大きさを比較し、出生率をより効率的に上昇させるためにはどちらの費用をより増加させればよいのかを検討した。

分析に使用するデータは市別のデータであり、総務省「住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数」、総務省「国勢調査」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、総務省「住民基本台帳人口・世帯」、国土交通省「地価公示」などを組み合わせたデータセットを作成した。被説明変数は2005年度の出生数を15歳から44歳の女性の人口で割った値(%)であり、説明変数は「05年度の男性の平均年収」、「05年度の女性の賃金」、「05年度の住宅地平均価格」、「04年度の民生費の中の児童福祉費の中の扶助費を子供の数で割った額」、「04年度の民生費の中の児童福祉費のうち、扶助費以外のものを子供の数で割った額」、「05年度の両親と子供がいる世帯数に占める、他の親族と同居している世帯数の割合(%)」、「05年度の都市化を表すダミー変数」、「04年度の保育所の充実度を表すダミー変数」を用いた。また、子育て支援政策の変数としては、子育て支援政策の大部分を占めている民生費の中の児童福祉費のうち、児童手当、乳幼児医療補助、母子厚生保証年金などの扶助費を所得補助とし、保育園や児童福祉施設の運営にかかる全ての費用が含まれる扶助費以外を非所得補助として用いた。

分析結果によれば、所得補助と非所得補助にはどちらも出生率を上昇させる効果があること、また、所得補助と非所得補助の出生率に対する効果の大きさは、各市における子供1人当たり非所得補助のサイズ及び女性の賃金の水準に依存することが示された。よって、子育て支援政策は全国一律に政策を行うよりは、予算をそれぞれの地方自治体に配分し、地方自治体が地域にあった政策を行う方が出生率に対する効果が大きいことが示唆されている。

【No.17】子育て支援政策が居住地選択と出生行動に与える影響について

田中・中嶋(2015)は、基礎自治体における子育て支援政策の有効性について、子育て支援政策の出生への影響・効果と、居住地選択による自治体間の子どもの奪い合い効果に分解した結果から、子育て支援政策が個別の家計における出生行動に与える効果を定量的に評価している。特に、自治体間の子育て支援政策の違いが、家計の居住地選択行動に与える影響を考慮して、出生への影響を子育て支援政策の「正味の」効果と、居住地選択による「奪い合い」効果に分解した結果から、子育て支援政策が個別の家計における出生行動に与える効果を定量的に評価している。

分析に使用したデータは、総務省「平成16年全国消費実態調査」、内閣府「平成16年度地方自治体の独自子育て支援施策の実施状況調査報告書」、総務省「労働力調査年報」、総務省「住宅・土地統計調査」、総務省「事業所・企業統計調査」、総務省「地方財政統計年報」であり、全国から無作為抽出された約9,000の2人以上世帯のうち、16歳から49歳までの妻のいる世帯で、かつ関東、中京、京阪神、北九州・福岡の4大都市圏（総務省統計局による）に調査時点で3年以上居住している家計のみを分析対象とした。被説明変数を出生確率、説明変数を家計属性（妻年齢、夫年齢、夫年収等）、自治体属性（犯罪率、失業率、借家率、財政力指数、1人当たりマーケット数、1人当たり医師数、1人当たり大卒者数）、子育て支援政策レベル（児童手当、乳幼児・子ども医療費助成、母子保健、保育サービス、地域子ども・子育て支援）とした回帰分析を行った。

分析結果によれば、「3歳以上の子どもがいて、かつ夫の年収が400万円未満の家計においては、地域子ども・子育て支援事業が出生確率を統計的にも有意に引き上げていることがわかり、その効果は夫の年収が低いほど強くなっている。また、3歳以上の子どもがおらず、かつ夫の収入が400万円以上の家計においては、母子保健事業を充実させることは出生確率を統計的にも有意に引き上げていることがわかる。これらの結果から、出生率の引き上げに対して有効な子育て支援政策は、既存の子どもの有無や所得といった家計の属性に応じて異なることが確認できる。」(p.26)としている。

【No.14】子育て支援に関わる社会インフラの整備とサービスに関する研究 ー出生率・子どもの移動に与える影響と先進事例の検討ー

(※保育サービスにおける論文の複数カウント)

中澤・矢尾板ほか(2015)は、子育て支援の需給ギャップが特に大きい東京圏を主たる対象とし、基礎的自治体の子育て支援政策のあり方を検証し、子育て支援という社会インフラの構築に関して、今後の方向性を検討することを目的とした研究を実施した。

分析に使用したデータは「2005年の総出生率」(住民基本台帳人口要覧)、「2003年～2007年の合計特殊出生率」(人口動態保健所・市区町村別統計)、「2004年の保育所在籍児童比率」(社会福祉施設等調査報告)、「2004年の待機児童数」(社会福祉施設等調査報告)、「子供の移動数」(2005年、2010年の住民基本台帳人口要覧及び2005～2009年の人口動態統計の市区町村別・年齢階層別死亡者数)であった。被説明変数を15歳から45歳女性人口千人あたり出生数(GFR)、及び2003年から2007年の合計特殊出生率(TFR)、説明変数を所得と地価の比率、住宅平均地価、女性の賃金、共働き世帯比率、持ち家世帯比率、子どもを持つ世帯比率、子どもを持つ世帯のうち親以外の親族が同居している比率、保育所在籍児童比率、待機児童ダミー、児童あたり所得補助、大学等進学率とした回帰分析を行った。

分析結果によれば、所得・地価比はGFRの2005～2007年平均値で10%水準、TFRでは1%水準で有意にプラスであり、所得の上昇が出生率回復に対して正の影響を与えていた。女性の賃金はGFR、TFRともにマイナスの影響があり、女性就業の機会費用の増加は、出生の意思決定に対してマイナスの影響を与えていた。共働き世帯比率はGFR、TFRに対してプラス、持ち家比率と親以外の親族が同居している比率はマイナスの効果を与えており、専業主婦・持ち家・親族同居が多い自治体における、出生の低下が示された。子どもを持つ世帯の比率が高い自治体ほど出生率も高くなっていることから、子どもの比率が多い自治体は、さらに子どもが増加するという二極化が拡大していく傾向が示された。

【No.18】ヴィネット調査を用いた子育て支援策が出生行動に与える効果の研究

松田(2019)は国内外で実施されてきたヴィネット調査¹²の手法をふまえて、国内の先行研究で用いられてきた方法を修正し、子育て支援策が出生行動に与える効果を調べるヴィネット調査を実施した。この方法を用いて出生行動にポジティブな効果をもたらす子育て支援策を分析するとともに、修正した調査方法の有効性、必要な改善点、課題について検討している。

2017年2月に子供がいる男女を対象に実施した2つのweb調査「子育てに関する調査」(調査1)と「人口減少に関わる意識調査」(調査2)のデータを用いて、第一水準を子育て支援策、第二水準を個人としたマルチレベル分析を行った。調査1のサンプルは0～3歳

¹² ヴィネット調査におけるヴィネットとは、調査対象者に対して提示されるある架空の個人や世帯、状況のことを指す。この調査方法は、設定した任意の人物や状況に対する回答者の態度、意見、規範的な判断等を調べるものであり、国内外において所得配分に対する公正判断、ライフステージによる女性の就業行動、移民政策等さまざまな研究に使用されてきた。

の1人または2人の子どもを持つ有配偶女性（本人年齢20歳～44歳）609人であった。調査2のサンプルは0～3歳の子どもを持つ有配偶男性117名であった。分析に使用した被説明変数は、各ヴィネットカードに対して回答された追加予定子ども数を2値（0人=0、1人以上=1）にした変数であり、説明変数はヴィネットカードに書かれた以下の5つの子育て支援の変数であった。（ア）児童手当の増額（現行水準=0、1.5倍=1、2倍=2）、（イ）育児休業の期間の延長（1年=0、2年=1、3年=2）、（ウ）幼児教育費の無償化（全額自己負担=0、半額自己負担=1、全額無償化=2）、（エ）同一労働・同一賃金（現状=0、同一労働・同一賃金=1）、（オ）残業規制（現状=0、月平均60時間未満=1、月平均30時間未満=2）。統制変数は本人の年齢、教育年数、職業、本人年収であった。

分析結果によれば、調査1では追加出生意欲を増加させる効果として、子どもが1人の女性の場合、児童手当の増額がオッズ比5.3倍で最も高かった。続いて、幼児教育費の無償化がオッズ比3.6倍、同一労働・同一賃金がオッズ比3.4倍であった。育休期間の延長の効果はオッズ比1.8倍であった。子どもが2人の女性の場合も同様に、児童手当の増額、幼児教育費の無償化、同一労働・同一賃金、育休期間の延長において、有意に追加出生意欲を増加させる効果がみられた。調査2では、子ども数が1人の場合、追加出生意欲を増加させるものは、児童手当の増額（オッズ比5.2倍）と幼児教育費の無償化（同3.0倍）であった。子ども数が2人の場合には、いずれの子育て支援策も追加出生意欲を増加させる有意な効果はみられなかった。

【No.19】 地方自治体における教育支援・負担と出生率

増田(2016)は教育負担を緩和する施策に焦点を当て、自治体レベルで住民に対する金銭的支援のような教育支援が拡充した場合に、出生率に対してどのような影響を及ぼすのかについて検証を行った。

総務省「全国物価地域差指数」と総務省「国勢調査」から、2005年と2010年の47都道府県別のプールデータを作成した上で、当年における都道府県別の合計特殊出生率（TFR）を被説明変数とし、3年前における都道府県別の教育の物価指数（教育全体、授業料等、補習教育）、当年における都道府県別の失業率、1年前における都道府県別の婚姻率、2年前における都道府県別の専用住宅についての1畳当たりの家賃・間代、当年における都道府県別のDID（人口集中地区）人口規模、1年前における県庁所在地別の家計所得を説明変数とした回帰分析（最小二乗法）を行った。

分析結果によれば、教育の物価指数のうち、教育全体はTFRに対して有意な負の影響を及ぼしており、教育負担の上昇は出生率を押し下げる効果を持っていることが示された。また、補習教育も同様に、TFRに対して有意な負の影響を及ぼしていたことから、奢侈財の性格が強い教育支出項目が出生行動に対して強い制約になっていることが示された。他方、授業料等については有意な影響はみられなかった。

4 夫の家事・育児

- (夫の家事・育児) 夫の家事・育児は追加出生意欲にプラスの影響を与えることが確認できる。また、その傾向は特に共働きの夫婦において強いことも示されている (文献 No.20, No.21, No.22, No.23, No.24, No.25)。
- (夫の第1子出産後の休暇取得) 休暇を取得すること自体が追加出生にプラスの影響を与えることに加え、休暇取得日数が長いほど追加出生にプラスの効果があること示されている (文献 No.20)。
- (夫の情緒的サポート) 夫が家事・育児を担うことは実利的な側面だけでなく、妻に対して情緒的にサポートすることにもつながるため、追加出生に影響を与える可能性が示されている (文献 No.24)。

(参考) 2011ESRI サーベイのサマリ

- 夫の労働時間・通勤時間と出生率との関係に関する研究成果をみると、労働時間との関係では有意な関係がみられないが、通勤時間が長いと出生率を引き下げるという結果が多くなっている。
- また、夫の家事・育児参加と出生率との関係に関する研究成果をみると、おおむね夫が家事・育児に積極的に参加すると出生率を引き上げるという結論が多くなっている。
- なお、夫の労働時間・通勤時間と家事・育児参加との関係については、一部に関係がないという結果もあるが、ほとんどの研究が、夫の労働時間を短縮することが夫の家事・参加を促進するとしている。

【No.20】 夫の出産・育児に関する休暇取得が出生に与える影響

水落 (2011) は、第1子が1歳になるまでに夫が出産・育児に関する休暇を取得した場合、その後の出生にどのような影響があるのかについて分析した。

公益財団法人家計経済研究所「現代核家族調査 2008」の個票データを用いて、夫の第1子出産後の休暇取得、休暇日数、休暇形態がその後の出生に与えた影響について、順序プロビットモデルにより推定した。

分析結果によれば、「夫の休暇取得が出生に対して正の影響をもたらすことが明らかになった。具体的には、妻が第1子出産後も就業した世帯では、休暇の日数が重要であり、休暇日数が多いほうが、出生に正に影響することが確認された。それに対して、休暇の形態間で差はなかった。したがって政策的には、より多くの休暇日数取得の促進が有効と考えられる」(p.411) としている。

【No.21】 男性の育児参加が次子の出生に与える影響－三世代同居との交互作用の検討－

加藤・福田（2018）は、男性の育児参加と出生行動との関連を検証した。

厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」の2001年コホートをを用いて、生まれた子どもが6カ月時点での男性の育児参加度（高・中・低の三群）が第一子もしくは第二子出生から6年間に次子の出生に与えた影響について、多変量ロジスティック回帰分析を行った。

分析結果によれば、「第一子の世帯においては、男性の育児参加度を低群と比較した場合、中群と高群では次子出生のオッズ比が有意に高かった〔中群の調整オッズ比=1.4〕。第二子の世帯でも同様の傾向がみられた」（p.8）としている。なお、本研究では、初回調査から第三回目調査までの三世代同居の有無が第一子もしくは第二子出生から6年間に次子の出生に与えた影響についても分析しているが、「世帯の子どもの数などの状況によって影響が異なる可能性が示された」（p.8）としている。

【No.22】 The gender division of labor and second births: Labor market institutions and fertility in Japan

Nagase and Brinton (2017)は労働市場の構造、職場の規範、労働関係法制を考慮して、男性の家事への貢献と第2子出生に対する影響を分析した。

「21世紀成年者縦断調査」（2002年コホート）のデータを用いて、被説明変数を夫の家事貢献度、第2子の追加出生とし、説明変数を学歴、企業規模、所得、性役割意識、労働時間とした固定効果モデルにより分析を行った。

分析結果によれば、大企業に勤める大卒の男性は、他の学歴の男性に比べて家事を行う割合が少なかった。また、夫の年間所得、週当たり労働時間、子供の数、末子の年齢、性役割意識、前年の妻の労働時間をコントロールすると、同じ学歴・企業規模の男性が家事労働をあまりしないことが規範となっている場合、夫の家事労働シェアは低くなることがわかった。さらに、第2子出生について分析をしたところ、夫の家事分担が第2子出生の重要な予測因子であり、特に共働き夫婦の場合はその傾向が強いことがわかった。このため、日本の労働関係法制や職場の規範に変化がない限り、特に共働き夫婦は第2子出生が困難であることが示唆された。

【No.23】 出生意欲の規定要因

村上（2014）は、有配偶男女の出生意欲は加齢につれて変化するのか、変化するとすればどのように変化する、それはどのような要因によるのかを、（東京大学社会科学研究所が実施した）JLPS(Japanese Life Course Panel Surveys)のデータを用いて検証した。

JLPSのうち若年（20～34歳）調査および壮年（35～40歳）調査における有配偶者のデータを用いて、ワークライフバランスの充実度が出生意欲に与える影響について、多変量解析を行った。

分析結果によれば、「共働きの男性では、職場でのワークライフバランスの充実（ここで

は調整しやすさ)が出生意欲を高めることがうかがえ、働き方がより柔軟なものにする工夫をすることで少子化が改善されることが期待される。ただし、その効果がどれだけ大きいかは疑問であるし、世界的にみても長い労働時間はこのままでいいというわけではないだろう」(p.24)としている。

【No.24-1】夫婦の出生力の低下要因に関する分析～「少子化と夫婦の生活環境に関する意識調査」の個票を用いて～ 第2部 個票データによる分析 第1章 夫の育児参加と夫婦の第2子、第3子の出生意欲－理想と現実的出生意欲の比較－

山田・松田ほか(2013)は、理想的な子ども数に基づく出生意欲(理想に基づく出生意欲)と、現実的にもつつもりの子ども数に基づく出生意欲(現実的出生意欲)を比較し、理想と現実の違いをもたらすことに夫の育児参加が関係しているかを検証した。

既婚男女を対象に内閣府経済社会総合研究所が行った「少子化と夫婦の生活環境に関する意識調査」の個票を用いて、夫の育児参加に着目して、夫婦の第2子、第3子の理想に基づく出生意欲と現実的出生意欲の違いについて、プロビット分析を行った。

分析結果によれば、女性については、夫が育児参加していないと、第3子の現実的出生意欲は低くなる傾向があり、理想に基づく出生意欲と乖離する結果となっている。男性については、育児参加している夫としていない夫では、第2子の理想に基づく出生意欲、現実的出生意欲では有意な違いはみられず、第3子の理想に基づく出生意欲、現実的出生意欲は育児参加している夫の方が高い傾向がみられる結果となった。第2子の出生意欲に関しては、夫の育児参加では顕著な傾向はみられず、むしろ、男女ともに、配偶者からの情緒的サポートが理想に基づく出生意欲、現実的出生意欲に関係しており、特に現実的出生意欲との関係が大きいことが明らかになった。夫の労働時間については、第2子、第3子の出生に関して、長時間労働と感じている妻の理想に基づく出生意欲が高い傾向にあったのに対して、現実的出生意欲では違いがみられず、両者にギャップがあることが明らかになった、としている。

また、政策的含意として、以下の2点を挙げている。「①男女ともに、第2子の出生意欲では配偶者からの情緒的サポートが、第3子の出生意欲では夫の育児参加が関係しており、また、長時間労働が妻の理想に基づく出生意欲と現実的出生意欲に乖離をもたらしていることが示唆される結果となった。夫婦でお互いに悩みを聞きあったり相談し、育児の経験を共有することができるような生活環境として、職場の環境整備によって長時間労働の改善とワーク・ライフ・バランスの一層の推進が求められる。特に、男性の働き方の見直しは、夫の状況の改善だけでなく、女性にとっても出産・育児をしながら働き続けることが容易になる就業環境の整備につながる。育児のための仕事と家庭の両立だけでなく、持続可能な働き方として、男女労働者にとってワーク・ライフ・バランスの確立が求められるところである。経済的事情により第3子の現実的出生意欲が委縮している可能性があるなかでは、共働きにより収入をあげることが考えられるが、そのためにもワーク・ライフ・バランスの確立

が不可欠な条件となろう。そのため、まず、職場の労使による労働慣行の見直しが真摯に進められる必要がある。また、少子高齢化のなかでの労働力人口が減少していくことが見込まれ、女性労働力が期待されているが、男性の働き方の見直しによるワーク・ライフ・バランスが確立されなければ、一層の少子化が懸念されることとなる。②第1子出生後の非経済的なサポートは、男女ともに重要であり、特に、親からの非経済的支援が少ない場合に第2子の現実的出生意欲が委縮していることから、親からの非経済的支援を受けられない人たちに対する精神的なサポートや経験者等による子育て支援の充実が求められよう。」(p.56)

【No.25】 Below-Replacement Fertility in Japan: Patterns, Factors, and Policy Implications

Tsuya (2015) は、日本の出生率が女性1人当たり約2.1人の代替水準を下回り、2000年代後半には人口減少が始まるほどの低水準にまで落ち込んだパターンと要因を探るための分析を行った。

まず、日本の少子化を説明するためには、婚姻率低下の社会的・経済的な相関関係を検討する必要があるとして、日本の若い男女の結婚行動を変化させた原因と考えられる教育達成度と雇用の変化について見ていき、次に、1994年、2000年、2009年に実施された日本家族社会学会「全国家族調査」のデータを用いて、現在結婚している20歳から49歳までの男女を対象とした世帯内分業の最近の変化から、日本の夫婦間の仕事と家庭生活の関係の変化を観察した。

分析結果によれば、1970年以降、女性の教育機会が飛躍的に拡大し、30代の女性の労働力率も急激に上昇しており、生殖年齢の高い女性が結婚していないか、あるいは結婚していても雇用されている人が多いことが分かった。女性の雇用と家族形成の間には明らかな相互依存関係があるため、女性の雇用が家族形成に与える影響を推定することは困難だが、男性の雇用見通しが悪化する中で、若い女性の教育や労働市場での機会が改善されたことが、結婚の延期や回避の増加の背景にあるのではないかと推測される。また、日本の女性は、欧米の女性と比べて家事の負担が非常に大きく、男性で家事を全くしない人の割合は減少してはいるものの、大多数の男性(約70~80%)は、家事をしておらず、男性の負担は著しく低いままであることが分かった。家庭内での不平等な性別役割分担が続いていることに加えて、職場での性別役割分担が急速に変化している状況では、妻がより多くの子供を産むことを妨げていることが推測される、としている。

5 結婚支援

- (婚姻率が出生率に与える影響) 生涯未婚率の上昇は出生率にマイナスの影響を及ぼすことが確認される (文献 No.26, No.6)。
- (未婚率・婚姻率) 未婚率・婚姻率には年齢や学歴、雇用形態、経済状況など、様々な変数が影響を与えるが、その影響の大きさは性別によって異なることが一貫して確認された。男性では賃金・年収・雇用形態などの経済的な要素が大きく、女性では雇用形態や労働時間など、機会費用に関する要素が婚姻率に大きく影響することが確認される。他方、親との同居については、男女ともに婚姻率にマイナスの影響を及ぼすことが示されている (文献 No.26, No.27, No.28, No.29, No.30, No.31-1, No.31-2, No.31-3, No.32-1, No.32-2, No.32-3, No.33)。
- (結婚のタイミング・結婚意欲) 結婚のタイミングや結婚意欲に関する研究もあり、教育年数や社会関係資本、年収などが影響することが示されている (文献 No.27, No.34)。

【No.26】少子化要因としての未婚化・晩婚化 —都道府県コーホートによる分析—

堤 (2011) は日本の出生率の主たる要因である「未婚化」および結婚、出産のタイミングの先送りをしている「晩婚化」、結婚した人の出生力である「有配偶出生率」の3つが、それぞれの程度出生率に影響を及ぼしているのか、また、これら各基本要因に影響を与えている経済社会の諸要因についてコーホートデータを作成し、分析を行った。

総務省「国勢調査」(1970年～2005年)、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、総務省「小売物価統計調査年報」のデータを用い、20～39歳の女性を分析対象に被説明変数を完結出生率、説明変数を生涯未婚率、平均結婚年齢、有配偶出生率、女性賃金、男性賃金、女性失業率、20～24歳女性失業率、女性雇用就業者比率、20～24歳女性雇用就業者比率、女性の学歴、民営家賃とした回帰分析(最小二乗法)により分析を行った。

分析結果によれば、完結出生率には、生涯未婚率と平均結婚年齢が有意に負の、有配偶出生率が有意に正の影響を与えており、中でも有配偶出生率の影響力が最も大きく、晩婚化による生産年齢の上昇が、複数子、末子の出産を断念する効果を持っていると考えられることが示されている。また、男性賃金が結婚を促進するのに対して、女性全体の失業率の高さは結婚を抑制するという結果が得られた、としている。

【No.6】出生率の決定要因—都道府県別データによる分析

(※育児休業・雇用政策、保育サービスにおける論文の複数カウント)

足立・中里 (2017) は出生率を規定する経済的・社会的要因のうち、子育てのコスト(子育ての機会費用としての女性賃金率)の上昇と女性の社会進出(女性就業率の上昇)が出生率に与える影響に注目し、1985年から2010年までの期間(2000年、2005年、2010年の各年の時点で35-39歳となる3つのコーホート)を対象に、47都道府県のデータを利用し

て、出生率の決定要因について実証分析を行った。

厚生労働省「人口動態統計」、総務省「国勢調査」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、厚生労働省「社会福祉施設等調査」のデータを用い、女性賃金率、女性就業率、生涯未婚率、平均結婚年齢を説明変数とし、完結出生力数を被説明変数とする加重最小二乗法による分析を行った。分析対象は1961～1975年に生まれた女性とした。

分析結果によれば、生涯未婚率の上昇と女性賃金の上昇が出生率（完結出生力）に有意な負の影響をもたらしており、結婚や出産・育児に伴うコスト（機会費用）が出生率の低下に大きな影響を与えていることが確認された。また、出生率の動向を理解する上で未婚率や賃金率に着目することが重要な意味を持つことは明らかになったが、就業率のデータを正規・非正規に区分するなど、女性の就業状態についてより詳細な情報をもとに、女性就業率と出生率の関係についてさらに踏み込んだ分析を行うことが必要であるとしている。なお、保育所の整備が出生率に与える影響について明確な結論は導かれなかった、としている。

【No.27】不確実な時代の結婚—JGSS ライフコース調査による潜在的稼働力の影響の検証

佐々木（2012）は学歴と就業、居住形態の詳細なライフヒストリー・データを用いて、いつ、どのような状況で成人男女が結婚する傾向があるのかを数量的に明らかにする。さらに、晩婚化・未婚化の要因を踏まえ、少子高齢化の進行を抑えるには、どのような施策が必要かという点について考察を行っている。

2009年1月～3月に実施された「日本版 General Social Survey ライフコース調査（JGSS-2009LCS）」を用い、被説明変数は結婚の生起、説明変数は出生コーホート、15歳時の生活水準、前年の最終学歴、初婚前の妊娠、前年の就業状態、前年の居住形態とした離散時間ロジットモデルにより分析した。

分析結果によれば、学歴の効果をみると、男女ともに高校卒に比べて大学卒で結婚のハザード確率が低下し、25歳時点のオッズ比でそれぞれ0.58倍と0.73倍である。ただし、経年とともに学歴の効果は変化する。職歴の効果をみると、女性の場合、26歳頃までは正規雇用と非正規雇用の差はほとんどないが、それ以降は正規雇用のほうが結婚しやすい傾向がある。男性の場合は20歳頃を境に結婚ハザード確率に大きな隔たりが生じており、非正規雇用の結婚が最も生起しやすい27歳においても、25歳の正規雇用の0.50倍となっている。同居歴の効果をみると、親と同居している場合結婚ハザード確率が有意に低く、女性の25歳時点でのオッズ比は0.74倍、男性は0.53倍であった。女性では22歳以降に親と同居していると、非同居者に比べて結婚しない傾向がある。男性では、非正規雇用と同様に20歳頃が分岐点となっており、非同居者の結婚ハザード確率が圧倒的に高くなる、としている。

【No.28】職業経歴と結婚への移行—雇用形態・職種・企業規模と地位変化の効果における男女差

麦山（2017）は社会経済的地位として従来着目されてきた雇用形態だけでなく職種と企業規模を取り上げ、さらにそれらの変化の経歴が結婚への移行に与える効果を明らかにすることを目的とした分析を行った。

2008年12月31日時点で満28–42歳（1966–80年出生）の男女を対象とし、面接調査と留置調査により収集された「日本版 General Social Survey ライフコース調査（JGSS-2009LCS）」を用いた。被説明変数は初婚への移行、説明変数は雇用形態、職種、企業規模、とした離散時間イベントヒストリー分析を行った。

男性の分析結果によれば、初職で非正規雇用であることは結婚を生じにくくすることが示された。職種については、専門職種が最も高い正の値を示すものの、統計的に有意ではなかった。企業規模については、大企業勤務であることが結婚を生じやすくすることが示された。女性の分析結果によれば、専門職種の係数のみが統計的に有意な正の値を示し、結婚を促す効果がみられた。また、男性で高い値を示した非正規雇用の係数は統計的に有意でなく、雇用形態が結婚に与える効果は男女で大きく異なっていた。そして、経歴に着目すると、継続して非正規雇用である場合には結婚しにくい一方で、新たに非正規雇用に移動した場合にはむしろ結婚しやすいことが示された。

【No.29】日本における若年層の雇用環境の悪化と結婚行動に関する実証分析

佐々木（2016）は呼称上の非正規雇用率の増加による影響に着目し、若年男女双方の雇用環境の悪化が互いの異性の未婚確率に与える影響について検証した。

1992年、1997年、2002年の総務省「就業構造基本調査」を用い、25歳から44歳の男女を対象に分析を行った。被説明変数を女性または男性の未婚率、説明変数を年齢階級ダミー、学歴ダミー、結婚市場における時給換算所得の対数平均値、結婚市場における非正規雇用率、未婚ダミー、大都市圏居住ダミー、結婚市場内男女比、年次ダミーとするプロビットモデルによる分析を行った。

分析結果によれば、男性の非正規雇用率は低学歴の女性に対して1%水準で有意に正に未婚確率に影響を与えていたが、その一方で、短大・高専卒、大卒以上という比較的高学歴の女性の場合には有意ではなかった。男性の平均所得は中卒、短大・高専卒の女性の未婚確率に対して有意に負の影響を与えていた。女性の非正規雇用率の増加は全ての学歴の男性の未婚確率を上昇させる効果を持っているものの、男性の非正規雇用率が女性の未婚率に与える影響の大きさと比べるとやや小さかった。

【No.30】結婚市場における格差問題に関する実証分析－男性の非正規就業が交際行動や独身継続に与える影響

佐々木（2012）は男性の非正規就業が交際行動や独身継続に対してどのような影響を与えているかを定量的に検証した。

経済産業省の「少子化時代の結婚産業の在り方に関する研究会」が2005年に実施した『結婚相談・結婚情報サービスに関する調査』のうち、当時全国の20歳から44歳の独身の男女を対象に、インターネットモニターを活用して行ったアンケート調査の個票データを用いて、被説明変数を結婚意欲及び現在の交際状況、説明変数を本人年齢、所得水準、雇用形態、職種、企業規模、プライベートの活動、居住地規模とし、2つの被説明変数（離散変数）が1をとる確率を同時推定する、リカーシブ2変量プロビットモデルを用いた分析を行った。

分析結果によれば、非正規という働き方は、第一義的には低所得であることが交際確率に負の効果を及ぼしていることが示された。しかし、結婚意欲が有り、現在交際相手がいるという結婚に近い段階にあっては、その雇用の不安定性によって結婚後の経済不安を理由とした独身継続を余儀なくされており、非正規就業の持つ特性が複数の段階において結婚の阻害要因になっていることが示された。

【No.31-1】少子化と未婚女性の生活環境に関する分析～出生動向基本調査と「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」の個票を用いて～：「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」について

松田・佐々木ほか（2015）は非正規雇用者、特に非正規雇用者の未婚女性の結婚意欲が低い理由を、結婚市場のミスマッチ仮説を背景とする「出会い仮説」から説明できるか否かを検証を行った。

2010年の国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査（独身者調査）」、及び内閣府経済社会総合研究所「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」を用い、被説明変数は結婚意欲に関する質問を合成して作成した「ある程度の年齢までには結婚するつもり」「理想的な相手が見つかるまでは結婚しなくてもかまわない」「一生結婚するつもりはない」の3つのカテゴリ変数、説明変数は本人就労形態、交際相手の有無及び就労形態、基本属性（年齢、学歴、親との同居、百万円単位の本人年収、地域、人口集中地区）として、多項ロジット分析を行った。

分析結果によれば、男女とも非正規雇用者は正規雇用者よりも結婚意欲が低い、その要因の一部は、非正規雇用者には交際相手がいることが少ないことにある。すなわち、非正規雇用者は正規雇用者よりも交際相手がいることが少なく、交際相手がいることによって結婚意欲が高まるということが少ない。ただし、交際相手が正規雇用者よりも非正規雇用者であると本人の結婚意欲が低くなるという関係は、インターネット調査を用いた未婚女性の分析のみにおいてみられたが、それ以外では明瞭ではない、としている。

【No.31-2】少子化と未婚女性の生活環境に関する分析～出生動向基本調査と「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」の個票を用いて～：職場における出会いと結婚意欲の関係

松田・佐々木ほか（2015）は地域の特性を考慮しつつ、未婚男女が潜在的な結婚相手に出会えない要因について検証した。

2010年の国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査（独身者調査）」、及び内閣府経済社会総合研究所「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」を使用して分析を行った。被説明変数は潜在的な配偶者との出会いの有無、説明変数は最終学歴、就業状況、年収、いずれかの親との同居の有無、性別役割分業意識、結婚相手の条件とした、ロジスティック回帰分析を行った。

分析結果によれば、年齢は未婚男女にとって強固な出会いの阻害要因であった。また、親と同居をつづける未婚者は、出会いの機会が限られている可能性がある。ただし、男性の場合は、親の暮らし向きをコントロールすると、親との同居の影響は有意でなくなった。親の暮らし向きは自身の結婚生活に求める生活水準の基準となると考えられることから、親の暮らし向きがよいほど、要求水準を満たす相手に出会いにくいと予想されたが、分析結果はこれを支持しなかった。本人の経済力は、未婚男性の出会いの有無を大きく左右する。30歳前後の男性にとって平均的な年収である300万円から400万円台にくらべて、500万円以上の男性の方が結婚を前提とした異性との交際に発展しやすいことを示しており、依然として男性の稼得役割が期待されつづけていることがうかがえる。女性に特徴的な出会いの阻害要因としては長時間労働と子ども肯定感があげられる。1日あたり10時間以上働いている労働者は、男女ともに時間的な制限があるにもかかわらず、女性のみ出会いの妨げになっていた。また、子ども肯定感が高い女性ほど出会いがないと感じていた。

【No.31-3】少子化と未婚女性の生活環境に関する分析～出生動向基本調査と「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」の個票を用いて～：未婚者の結婚・出生意欲を規定する諸要因について

松田・佐々木ほか（2015）はまず結婚意欲と出生意欲の同時性について、意思決定の構造が異なるとされる男女別・雇用形態別に検討を行い、さらに、これまで先行研究が見出してきた結婚・出生の意思決定に影響を及ぼすと考えられる要因を中心に、何が未婚者の結婚・出生意欲に影響を与えているかについての分析を行っている。

2010年の国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査（独身者調査）」、及び内閣府経済社会総合研究所「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」のデータを用い、Bivariate Probit 推計により、以下の2つの分析を行った。

分析1：結婚意欲・出生意欲を被説明変数、年齢、学歴、交際状況、地域、所得変数（年収300万円以上ダミー、及び今後5年間の収入の見通し）、親の状況（母親との別居ダミー）、人口集中地区ダミーを説明変数とした分析。

分析2：結婚意欲・出生意欲を被説明変数、個人属性として年齢ダミー、教育ダミー、

前年度収入ダミー、労働時間ダミー、職種ダミー、家族要因として両親との関係が良好ダミー、両親の経済状況が良好ダミー、母と同居ダミー、兄弟姉妹の数、仕事・職場要因として仕事での挑戦、仕事への不満、両立可能性として女性の両立のしやすさ(結婚後)、女性の両立のしやすさ(出産後)、保育サービスの利用可能性、その他の変数として地域ダミー、都市区分を説明変数とした分析。

分析結果によれば、家族や職場・社会における社会関係資本・社会資本の充実が結婚および出生の意思決定を後押ししている可能性が見られた。そのため、結婚を推進するには個々人の社会関係資本の充実を進めるということに加え、さらに出生の面まで見越した社会環境整備も重要である、としている。

【No.32-1】結婚の意思決定に関する分析～「結婚の意思決定に関する意識調査」の個票を用いて～20代未婚者における交際相手との結婚意欲一男女による高まり方の違いと問題一

佐藤・三輪ほか(2016)は20代未婚者における交際相手との結婚意欲が何によって喚起・左右されるか、その男女差に焦点を当てて検討するとともに、カップルの結婚決定にあたっての男女の結婚意欲について考察を行っている。

内閣府経済社会総合研究所が2016年に実施した「結婚の意思決定に関する意識調査」の個票データを用い、被説明変数を20代の未婚男女における結婚意欲とし、次の2つの分析を多項ロジスティック回帰分析によって実施した。

分析1：20代男性を対象とした分析の説明変数は、年齢、本人学歴、本人の就業形態、相手の就業形態、本人の収入、相手の収入、5年後も就業継続可能、定年までの勤続希望、交際期間、親同居・同棲の有無、交際相手と会う頻度、交際相手との連絡頻度、親戚・親類付き合い有無、規範意識に関わる「ある年齢になれば結婚するのが自然」変数であった。

分析2：20代女性を対象とした分析の説明変数は、年齢、本人学歴、本人の就業形態、相手の就業形態、本人の収入、相手の収入、交際期間、親同居・同棲の有無、交際相手と会う頻度、交際相手との連絡頻度、結婚して子どものいる友人数、「ある年齢になれば結婚するのが自然」、「親になった自分をイメージできる」であった。

20代男性を対象とした分析結果によれば、定年まで勤続希望であるほど、交際期間が「5年超」であるほど、交際相手との連絡が毎日であるほど、親戚・親類付き合いがあるほど、「近いうちに結婚したい」と考える確率が高くなる。逆に、本人が非正規雇用であるほど、親と同居しているほど、「近いうちに結婚したい」と考える確率が低くなる。「将来的には結婚を考えている」については、「5年後も就業継続可能」であるほど、交際期間が「1年超～3年以下」、「3年超～5年以下」、「5年超」であるほど、その確率は高い。逆に、親と同居しているほど、交際相手と毎週会うほど、その確率は低かった。

20代女性を対象とした分析結果によれば、学歴が「短大・高専・専門学校」、「大学・大学院」であるほど、交際期間「1年超～3年以下」、「5年超」であるほど、結婚して子どものいる友人が大勢であるほど、「近いうちに結婚したい」と考える確率は高い。逆に、交際

相手の年収が「わからない」ほど、交際相手との連絡頻度が「週1日以下」であるほど「近いうちに結婚したい」と考える確率が低い。「将来的には結婚を考えている」については、学歴が「短大・高専・専門学校」であるほどその確率が高く、年齢が「27歳」であるほど確率が低い、としている。

【No.32-2】結婚の意思決定に関する分析～「結婚の意思決定に関する意識調査」の個票を用いて～結婚の意思決定と結婚意欲

佐藤・三輪ほか（2016）は結婚の意思決定のプロセスと、それを規定するメカニズムはいかなるものなのかという問いに対し、日本の若年者の意識調査データを用いて、計量的にアプローチを行った。

内閣府経済社会総合研究所が実施した「結婚の意思決定に関する意識調査」より得られた個票データを用い、被説明変数を結婚意向、説明変数を年齢、本人教育年数、相手教育年数、本人就労地位、相手就労地位、本人年収、相手年収、本人労働時間、相手労働時間、本人親との同居、居住年数、相手居住地との距離、周囲の異性環境、周囲の結婚している知人、交際期間、本人結婚意欲、相手結婚意欲、結婚意思決定理由、3年前結婚意欲ありの理由、3年前結婚意欲なしの理由、としたロジットモデル、トランジションモデル、非線形主成分分析を行った。

男性サンプルの分析結果によれば、男性本人の教育年数の係数は結婚意欲に対してプラスであるほか、非正規雇用ダミーの係数はマイナス、そして年収はやや曖昧ではあるものの中程度の者を基準としてみると、低い層でマイナス、より高い層ではプラスとなっていた。ただし、年収の分布の両端ではそうした傾向から外れていた。他方、3年前交際相手の女性属性については、結婚へと影響する要因はみあたらなかった。

女性サンプルの分析結果によれば、交際相手の属性について結婚意欲に対する効果がみられ、本人の属性についての効果はあまりみられなかった。この結果は、男性側の社会経済的地位が結婚へと影響し、女性側の地位は影響しないことを示唆している、としている。

【No.32-3】結婚の意思決定に関する分析～「結婚の意思決定に関する意識調査」の個票を用いて～個人の社会関係性が交際から結婚への移行に及ぼす影響

佐藤・三輪ほか（2016）は若い世代の交際から結婚への移行に焦点を当て、個人が有する社会関係性が結婚の意思決定にどのような影響を与えるのかについて検討を行った。

内閣府経済社会総合研究所が実施した「結婚の意思決定に関する意識調査」を用い、被説明変数は3年前の交際相手と現在結婚している（もしくは結婚を決めている）かどうかのダミー変数、説明変数は年齢ダミー、都市部ダミー、定着意向ダミー、交際期間、親同居ダミー（結婚時）、親の経済的ゆとり有ダミー、学歴ダミー、長男・長女ダミー、正規雇用ダミー（結婚時、男女それぞれ）、収入250万円未満ダミー（結婚時、男女それぞれ）とするロジスティック回帰分析を行った。

分析結果によれば、3年前の交際相手と結婚した確率に対し、男女ともに統計的に有意に影響しているのは、年齢が20代後半であること（マイナス）、定着意向ダミー（マイナス）、親同居ダミー（プラス）、長男ダミー（女性サンプルの場合にマイナス）、長女ダミー（男性サンプルの場合にマイナス）、女性が短期大学・高等専門学校を卒業していること（プラス）、男性が正規雇用であること（プラス）、男性の収入が250万円未満であること（マイナス）となっていた。今回着目した個人の社会関係性に該当する変数を見ると、bridging型の活動を示す変数は有意にマイナスであるが、bonding型の付き合いを示す変数は男女ともに有意にプラスであった。また、職場の同僚に対する信頼や生活スキルの高さも結婚確率にプラスに寄与していることが示された。

【No.33】少子化の都道府県格差要因としての若年男性雇用

中井(2016)は一定時期の社会経済要因のうち若年男性の雇用環境を中心に着目しつつ、合計特殊出生率の都道府県格差を生じさせる要因を特定するためのモデル構築を目的として分析を行った。

分析に使用したデータは総務省「国勢調査」、厚生労働省「人口動態調査」、国立社会保障・人口問題研究所「第14回出生動向基本調査」であった。そして、20-39歳女性未婚率を被説明変数とし、1畳当たり家賃、20-39歳男女比、20-39歳男性アルバイト率、20-39歳女性大卒割合、持家割合、沖縄ダミーを説明変数とした、都道府県別データのクロスセクション分析を行った。

20-39歳女性未婚率に対する分析結果によれば、1畳当たり家賃は正の影響を及ぼしており、都市化や人口集中による家賃の高騰が未婚率を引き上げる関係が示された。20-39歳男女比は負の影響を及ぼしており、東日本を中心とした男性超過の都道府県では女性の未婚率が引き下げられる関係が示された。20-39歳男性アルバイト率は正の影響を及ぼしており、男性アルバイト率が1%上昇すると女性の未婚率が約0.7%上昇することが示された。そして、20-39歳女性大卒割合と持家割合については、有意な結果は見られなかった。

【No.34】日本における労働市場と結婚選択

三好(2013)は潜在的所得可能性として学卒時失業率、推定市場賃金を用い、それらが結婚に与える影響について、女性を対象とした分析を行っている。

家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』のパネル1(1993年)からパネル17(2009年)までのデータを用い、日本の女性を対象に結婚を被説明変数、推定市場年収、本人の学歴を表すダミー変数、学卒時点の年齢階層別失業率、両親の学歴ダミー、学卒後1年以内に正規雇用についたことを示すダミー変数を説明変数に、cox比例ハザードモデルにより分析を行った。

分析結果によれば、推定市場年収が高くなるほど結婚が遅くなる傾向が見られ、また、世帯所得も同様に結婚のタイミングに対して有意な負の影響を与えていることが明らかとな

った。さらに、学卒時失業率と推定市場年収を同時に用いないと、学卒時失業率の影響はコーホート A(1993 年に 24-34 歳の女性を対象)、コーホート B(1997 年に 24-27 歳であった女性)では有意に正となり、これらは、日本の女性にとって、self-reliance effect (高所得者が結婚をせず独身として生活する確率を高めるという効果)が支配的であることを示唆する結果である、としている。

6 地域

- (政策効果) 地域の子育て支援策は当該地域に居住する女性の出生率を上昇させることが示された (文献 No.17, No.35)。
- (出生率の地域差に影響を与える要因) 出生率の地域差に影響を与える要因として、人口密度、純転入率、男性・女性比率など、様々なものが確認できた (文献 No.36, No.37, No.9, No.33, No.15, No.38, No.39)。

【No.17】子育て支援政策が居住地選択と出生行動に与える影響について

(※経済的支援における論文の複数カウント)

田中・中嶋 (2015) は、基礎自治体における子育て支援政策の有効性、特に、自治体間の子育て支援政策の違いが、家計の居住地選択行動に与える影響を考慮して、出生への影響を子育て支援政策の「正味の」効果と、居住地選択による「奪い合い」効果に分解した結果から、子育て支援政策が個別の家計における出生行動に与える効果はどの程度なのかを定量的に評価した。

内閣府「平成 16 年度地方自治体の独自子育て支援施策の実施状況調査報告書」、総務省「平成 16 年全国消費実態調査」、「労働力調査年報」、「住宅・土地統計調査」、「事業所・企業統計調査」、「地方財政統計年報」を用いて、家計属性 (妻年齢、夫年齢、夫年収、等)、自治体属性 (犯罪率、失業率、借家率、財政力指数、1 人当たりマーケット数、1 人当たり医師数、1 人当たり大卒者数)、子育て支援政策レベル (児童手当、乳幼児・子ども医療費助成、母子保健、保育サービス、地域子ども・子育て支援) が出生確率に及ぼす影響について、回帰分析を行った。

分析結果によれば、「3 歳以上の子どもがいて、かつ夫の年収が 400 万円未満の家計においては、地域子ども・子育て支援事業が出生確率を統計的にも有意に引き上げていることがわかり、その効果は夫の年収が低いほど強くなっている。また、3 歳以上の子どもがおらず、かつ夫の収入が 400 万円以上の家計においては、母子保健事業を充実させることは出生確率を統計的にも有意に引き上げていることがわかる。これらの結果から、出生率の引き上げに対して有効な子育て支援政策は、既存の子どもの有無や所得といった家計の属性に応じて異なることが確認できる。」(p.26) としている。

【No.35】「21 世紀成年者縦断調査」を用いた育児支援政策の効果測定－「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の検証－

伊藤・山本 (2017) は、2004 年度に実施された「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性の就業や出産に与えた効果を明らかにするための検証を行った。「子育て支援総合推進モデル市町村事業」は、政府が特定の市区町村をモデル地域として指定し、育児支援の推進や普及にかかる経費補助などの支援を施した政策であった。

2002 年 10 月時点で 20～34 歳である男女およびその配偶者を対象に行われた「21 世紀

成年者縦断調査」(厚生労働省)の、2002年から2012年にわたる11年分の個票データのうち、既婚かつ40歳未満の女性を対象に、説明変数を年ダミー(2007-09年ダミー、2010-12年ダミー)、年齢・学歴(大卒・大学院卒ダミー、短大・高専卒ダミー、中学・高校卒ダミー)、配偶者年収、親同居ダミー、6歳未満子ども数として、同事業の対象となった市区町村を含む都道府県に居住しているサンプルをトリートメントグループ、それ以外をコントロールグループとみなしたDifference-in-Difference分析を行った。

分析結果によれば、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」対象地域の女性の出産確率は有意に高まった可能性が示され、特に30代、あるいは中学・高校卒の女性で顕著であった。「中学・高校卒の女性については就業と出産の同時性を考慮した分析でも政策効果が確認されていることから、同事業の効果はこれら女性の育児環境を整える役割を果たした可能性が示唆される」(p.1)としている。

【No.36】出生率の都道府県格差の分析

田辺・鈴木(2016)は日本の最重要課題の1つである少子化の原因を探るため、生活環境や社会経済的要因との定量的な関係を数理統計モデルに基づいて検討する実証研究を試みた。

2012年の厚生労働省「人口動態調査」を用いて、47都道府県別の合計特殊出生率のデータを被説明変数とし、説明変数は総務省統計局等の複数のデータ源より人口、住居、経済、医療、福祉、教育、生活分野の68種の指標を用いた。分析手法は、非線形回帰分析手法の1つであるサポートベクターマシン(SVM)を用いた。さらに、それらの候補説明変数の中から感度分析法により決定要因を探索した。

分析結果によれば、都道府県別の出生率について13種の指標のみを用いて、平均二乗誤差(RMSE)0.042、回帰決定係数(自由度調整済)0.875という高い精度で再現するモデルを構築できた。13種の決定要因の中では、婚姻率、男性失業率、女性管理職等の要因が出生率に大きな影響を与えることを確認した。この他に、女性の喫煙率、デキ婚率、病床数等の決定要因も出生率に大きな影響を与えることを見いだした。

【No.37】日本の夫婦出生力の地域差

山内(2017)は、夫婦出生力の地域ブロック間の差について分析・検討を行った。

2000~2010年のJGSS(日本版総合社会調査)、SSM(社会階層と社会移動に関する調査)、NFRJ(全国家族調査)、NSH(世帯動態調査)、NSF(全国家庭動向調査)の個票データを用いて、地域ブロック別の45~64歳の有配偶女性の平均子ども数およびパリティ拡大率を算出し、どの地域ブロック間に差があるのかを多重比較法の一つであるGames-Howell法により検討した。

分析結果によれば、「地域ブロック間で夫婦出生力に差があるといえる。とくに明瞭な差がみられたのは、①南関東で平均子ども数が少なく、北海道や近畿もそれに準ずる水準であ

ること、②九州沖縄で平均子ども数が多いこと、③東北や北陸甲信越、中四国は九州沖縄ほどではないが平均子ども数が多い方であること、④南関東の平均子ども数が少ないのは2人目や3人目を持つ可能性が相対的に低いこと、⑤九州沖縄で平均子ども数が多いのは3人目以上を持つ可能性が相対的に高いこと、の5点であった。」(p.35)「以上を踏まえ、夫婦出生力の地域差は合計出生率の地域差にも影響していること、各地域で合計出生率が人口の置換水準を下回っているのは夫婦出生力よりも結婚力の影響によるものである」(p.21)としている。

【No.9】市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析

(※育児休業・雇用政策、保育サービスにおける論文の複数カウント)

加藤(2017)は、地域別にみた出生率の違いの要因を探ること、とりわけ出生率と人口密度との関係を検証することを目的とした分析を行った。

厚生労働省「人口動態統計特殊報告」(2008年～2012年)を用いて、人口密度、純転入率が合計特殊出生率に与える影響について、回帰分析(最小二乗法)を行った。

分析結果によれば、人口密度が高い市区町村ほど合計特殊出生率が低いことや、純転入率が高い市区町村ほど出生率が高い傾向があるという結果が得られた。また、2005年と2010年時点の合計特殊出生率の変化についても、両年の間に合併がなかった市区町村を対象に検討したところ、合計特殊出生率が上昇した市区町村は多かったものの、人口密度は出生率を引き下げる方向で働いていることを示すことができた、としている。

【No.33】少子化の都道府県格差要因としての若年男性雇用

(※結婚支援における論文の複数カウント)

中井(2016)は、社会経済要因のうち若年男性の雇用環境を中心に着目しつつ、合計特殊出生率(以下、TFR)の都道府県格差を生じさせる要因を特定するためのモデル構築を目的とした分析を行った。

平成22年国勢調査(総務省)、2010年人口動態統計(厚生労働省)、第14回出生動向基本調査(人口問題研究所)、国勢調査の行われた2010年前後の都道府県別マクロデータを用いて、社会経済的要因が出生率に及ぼす影響について、クロスセクション分析を行うことでTFRの都道府県格差が生じる要因を明らかにし、2010年時点でのTFRを男女別の未婚率と平均子供数(夫婦の出生力)に分解した。男女別の未婚率のうち女性未婚化の説明変数として、1畳あたり家賃(2008年)、20-39歳男女比(2010年)、20-39歳男性アルバイト率(2010年推計値)、20-39歳女性大卒割合(2010年)、持家割合(2010年)、沖縄ダミー、平均子供数(夫婦の出生力)の説明変数として、理想子供数(2015年)、1人あたり食費(2009年)、女性第1子出産年齢(2010年)、平均気温(2010年)を使用して、男女別の未婚率と平均子供数(夫婦の出生力)のそれぞれについて重回帰分析を行った。

分析結果によれば、「若者の雇用環境のうち、20-39歳男性のパート・アルバイト率が同

年齢の女性の未婚率を押し上げ、出生率に負の影響を与えていることが分かった。」(p.27)
また、20-39歳女性の未婚率と平均子供数モデルについての推定結果によると、1畳あたり家賃では予測通り有意に正の結果が得られたことから、都市化や人口集中による家賃の高騰が未婚率を引き上げる関係を示していること、20-39歳男女比では予測通りに有意に負の結果が得られたことから、東日本を中心とした男性超過の都道府県では女性の未婚率が引き下げられる関係を示していること、20-39歳男性アルバイト率では予測通りに有意に正の結果が得られたことから、男性アルバイト率が1%上昇すると女性の未婚率が約0.7%上昇する関係を示していること、女性第一子出産年齢では予想通りに有意に負の符号が推定され、出産年齢の上昇が子供数の減少につながる関係を示していること、平均気温では予想通りに有意に正の結果が得られ、域内の平均気温が高いほど子供数が増加する関係を示すこと、が明らかになったとしている。

【No.15】 東京都心からの距離と出生率との関係

(※保育サービスにおける論文の複数カウント)

増田(2018)は、首都圏における4都県を対象地域として、それぞれの都県ごとに、東京都心として定義した東京都千代田区から各市区町村までの距離と出生率の関係を明らかにし、自治体ごとに距離帯に応じた出生率分布の特徴を明らかにするとともに、その背景要因について分析を行った。

東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県における市区町村データと、厚生労働省「人口動態保健所・市区町村別統計」の2008～2012年におけるベイズ推定値を用いて、散布図、分布図による検証を行い、東京都心からの距離、女性の家事従事者割合、失業率、合計未婚率¹³と出生率との関係を重回帰分析によって明らかにした。

分析結果によれば、出生率の重要な決定要因である結婚行動を表す合計未婚率の影響を除去してもなお、神奈川県、千葉県、東京都では東京都心からの距離と出生率との間に有意な正の関係が見られる一方、埼玉県では有意なU字型の関係が導出された、としている。

【No.38】 東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数はなぜ少ないのか—第4回・第5回全国家庭動向調査を用いた人口学的検討—

山内(2016)は東京大都市圏と非東京大都市圏における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムについて検討した。

2008年と2013年に実施した、第4回および第5回「全国家庭動向調査」(国立社会保障・人口問題研究所)の個票データを用い、1948～1977年出生コーホートの有配偶女性(本人初婚)を分析対象にした。分析方法は以下の3つであった。

¹³ 総務省2010年「国勢調査」の15～49歳における5歳階級別の未婚者数を総数で除すことにより5歳階級別未婚率を計算し、これを5倍して合算することにより求めた。すべての年齢を含む未婚数を人口で除したものを用いず、年齢階級別に計算して合計した指標を用いた理由は、自治体ごとの年齢構造の影響を除去するためである。

- ①子ども数を被説明変数とする疑似尤度を用いたポワソン回帰による分析
- ② (a) 第1子を持つかどうか、(b) 第1子を持つ人を対象として第2子を持つかどうか、(c) 第2子を持つ人を対象として第3子を持つかどうか、(d) 第3子を持つ人を対象として第4子を持つかどうか、のそれぞれについて二項ロジスティック回帰による分析
- ③カプラン・マイヤー法を利用して、(e) 結婚から一定期間経過後に第1子を持っているかどうか、(f) 第1子出生から一定期間経過後に第2子を持っているかどうか、(g) 第2子出生から一定期間経過後に第3子を持っているかどうか、(h) 第3子出生から一定期間経過後に第4子を持っているかどうか

分析結果によれば、第1に、出生コーホートや学歴、結婚年齢で表される構成効果による影響を統制（コントロール）しても、東京大都市圏に特有の要因である文脈効果の影響が確認された。具体的には、出生コーホート等の条件が同じ場合、東京大都市圏の平均子ども数は非東京大都市圏より約0.2人少なく、特に第3子の出生が起りにくくなっていた。第2に、平均子ども数や子ども数の分布については、東京大都市圏と非東京大都市圏のいずれにおいても結婚年齢による影響が強くみられ、結婚年齢が上がると平均子ども数は少なくなり、子ども数0や1の割合が高くなっていた。第3に、1963-1977年出生コーホートの第1子や第2子の出生が起りにくくなっていること、またこの傾向は東京大都市圏と非東京大都市圏に共通してみられることが分かった。このことは、調査時点で再生産年齢にある若い出生コーホートにおいて、夫婦の最終的な子ども数の地域差が保たれたまま、晩婚化と相まって両地域ともに夫婦の最終的な子ども数が減少していることを示すものである、としている。

【No.39】 東京大都市圏と非東京大都市圏および全国の結婚出生力に対する人口移動の影響

山内・小池ほか(2020)は、東京圏と非東京圏、全国の結婚出生力に対する人口移動の影響を明らかにするために、最初に東京圏と非東京圏の結婚出生力の差異を、続いて人口移動と結婚出生力との関係を検討し、それらを踏まえて最後に東京圏、非東京圏、全国の結婚出生力に対する人口移動の影響を考察した。

分析に用いたデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2016年に実施した第8回人口移動調査の個票であり、被説明変数を子供数とし、文脈効果に関する分析（分析1）では現住地、出生コーホート、学歴、結婚年齢、移動経験に関する分析（分析2）では移動類型、出生コーホート、学歴、結婚年齢をそれぞれ説明変数に用いた。分析方法は疑似尤度を用いたポワソン回帰であった。

分析1の結果によれば、移動経験を統制（コントロール）しても東京圏の有配偶女性の平均子ども数は非東京圏に比べて少なく、文脈効果が存在することが明らかになった。分析2の結果によれば、東京圏の非移動者と非東京圏の非移動者とでは平均子ども数は異なり前者の方が少ないこと、非東京圏の転入者と非東京圏の非移動者とでは平均子ども数は同水準であり、前者が非東京圏に適応したという adaptation 仮説が成り立つこと、東京圏の転

入者と非東京圏の非移動者とでは平均子ども数は同水準であり、前者は非東京圏で社会化されたという socialization 仮説が成り立つこと、1960-1969 年出生コーホートでは移動経験がないケースよりもあるケースの方が平均子ども数は少なく、人口移動が出生行動を阻害するという disruption 仮説が成り立つことが明らかとなった。

7 その他

【No.40】 期間合計結婚出生率の趨勢とその背景

余田・岩澤（2018）は、日本の出生力変動の説明要因として、社会経済発展と高学歴化、個人主義、自己実現重視といった価値観の変化、ジェンダーに関する意識、行動、制度変化、経済成長が鈍化することによる経済基盤の脆弱化、生殖補助技術の進歩や普及がどの程度有用かについて、属性別の合計結婚出生率¹⁴の趨勢から間接的に評価することを目的とした分析を行った。

厚生労働省（国立社会保障・人口問題研究所）「出生動向基本調査」（1977年～2015年）を用いて、合計結婚出生率を算出し、居住地の人口集中地区分類、夫の学歴、妻の学歴、妻の性別役割分業意識、夫妻の母親との同居遠居、妻の初婚年齢、不妊治療経験といった出生力変動要因との関係を分析した。

分析結果によれば、合計結婚出生率（TMFR）は合計出生率（TFR）と同様、2005年前後を境に反転上昇を示していること、都市部居住者や高学歴男女、リベラルな性別役割意識を持つ女性など、かつては夫婦出生力が抑制されていた集団において、2000年代以降TMFRの上昇が顕著に見られること、不妊治療経験のある妻のTMFR上昇が近年著しいことが示された、としている。

【No.41】 出生率の決定要因に関する実証分析

川瀬（2012）は、女性の学歴や、兄弟姉妹の数といった家庭環境、若年期に居住していた地域環境などが女性の出生率に与える影響を検討することで、日本の出生率の決定要因を明らかにすることを目的にした分析を行った。

日本版 General Social Surveys（JGSS）（2000–2003, 2005, 2006年のデータセット）、都道府県別の合計特殊出生率、粗出生率を用いて、少なくとも一度は結婚経験のある女性にサンプルを限ってデータセットを作成し、回帰分析、分位回帰、カイ二乗検定によって、個人の特性を表わす説明変数（女性の年齢および年齢の2乗、教育年数、父および母の教育年数）、地域環境を表わす変数（15歳時の出生率）、家庭環境を表わす変数（きょうだい数）が、合計特殊出生率、粗出生率に与える影響について検証した。

分析結果によれば、回帰分析ではきょうだい数や15歳時の出生率は女性の子ども数に対して正の影響を与えている様子が伺えたが、個人の属性をコントロールすると結果は不安定なものとなってしまったこと、分位回帰では相対的に子ども数が多い女性についてはきょうだい数や15歳時の出生率が有意に正の影響を与えていることが明らかになった、としている。

¹⁴ 合計結婚出生率（TMFR）は結婚持続期間別出生率（marriage-duration-specific fertility rate, MDSFR）を全結婚持続期間について合計することで得られる。

【No.42】不況と少子化：失業率と出生率・既婚率の都道府県パネル分析

近藤（2014）は、1985年から2010年の国勢調査及び人口動態統計から作成した都道府県のパネルデータを用いて、失業率と合計特殊出生率・既婚率の関係を、Double Fixed Effectモデル、年ダミー入りのFirst differenceモデルを用いて分析した。

分析結果によれば、「失業率が合計特殊出生率へ与える影響は、どちらの定式化でも統計的に有意に負である。ただし、その係数の大きさは、時系列でみた失業率と合計特殊出生率の変動に比べると小さい。」(p.120)「既婚率の変数を見ると、年齢階層や性によって結果がまちまちである。」(p.121)「この結果からも、かならずしも不況が晩婚化・少子化の主たる原因となっているとは言えないのではないだろうか」(p.121)としている。

【No.24-2】夫婦の出生力の低下要因に関する分析～「少子化と夫婦の生活環境に関する意識調査」の個票を用いて～第2章 夫婦の伴侶性と家族規範意識が追加出生意向に及ぼす影響

山田・松田ほか（2013）は夫婦の伴侶性と家族規範意識が追加出産意向に影響を与えるという因果関係を仮定し、前2者が後者に与える効果の有無を検証している。

既婚男女を対象に行った内閣府経済社会総合研究所「少子化と夫婦の生活環境に関する意識調査」の個票データのうち、39歳以下の男女を分析対象とした。被説明変数として追加出生予定、説明変数として追加出産意向、夫婦の伴侶性、夫婦共通趣味、家族規範意識、統制変数（本人年齢、配偶者年齢、5歳以下の子どもの有無、本人学歴、本人職業、配偶者年収）を用い、プロビット分析を行った。

分析結果によれば、現在子ども数0人または1人の場合、女性では、夫婦行動尺度の得点が高いほど及び家族規範意識が強いほど、追加出産意向を持つことが多くなっていた。男性では、現在子ども数0人の場合、夫婦行動尺度の有意な効果はみられなかった。現在子ども数が2人の場合、家族規範意識の有意な効果はみられないが、夫婦行動尺度はその得点が高いほど追加出産意向（＝第3子）を持つ意向が高まる傾向があった。この傾向は男女ともにみられるが、男性においてより明瞭であった。次に夫婦共通趣味の変数を用いた分析結果をみると、男性で現在子ども数が0人の場合を除き、共通趣味があり、それをすることが多い者ほど、追加出産意向が有意に高くなっていた。限界効果の大きさをみると、現在子ども数が0人または1人の場合には、追加出産意向に与える影響は、家族規範意識よりも夫婦共通趣味の方が大きかった。

【No.23】出生意欲の規定要因

（※夫の家事・育児における論文の複数カウント）

村上（2014）は、有配偶男女の出生意欲は加齢につれて変化するのか、変化するとすればどのように変化し、それはどのような要因によるのかを、（東京大学社会科学研究所が実施した）JLPS (Japanese Life Course Panel Surveys) データを用いて検証した。

JLPS のうち若年（20～34 歳）調査および壮年（35～40 歳）調査における有配偶者のデータを用いて、人口学的特性、世帯の社会経済的状況、サポートを説明変数とする出生意欲に関する記述的な分析と、年齢、子ども数、夫の労働時間、妻の労働時間、都市度、官公庁ダミー、職場の特性、教育年数等を説明変数とする出生意欲に関する多変量解析を行った。

分析結果によれば、「出生意欲が高ければ 2 年以内に子どもを持つ傾向が高いことから、出生意欲は出生行動を予測する有力な指標であることが確認された。比較的短期間での分析であるため、より長期的にみる必要はあるが、出生意欲は次第に低下する傾向がある。どのような要因が出生意欲に影響するかを分析したところ、年齢や子ども数といった人口学的要因のほか、収入・雇用の安定性という広い意味での経済的要因が影響することが明らかになった。年齢を重ねると出生意欲が低下すると解釈できるため、少子化対策をするのならば出産の先送りを食い止める必要がある。「緩少子化国」のように、第 2 子を産むまでのタイミングを短くするためには、子ども一人あたりの育休を長くしようとする政策はかえって逆効果になるのではないか」(p.24) としている。

【No.43】 ライフコースを通じた希望子ども数の変化と達成の要因に関する分析

福田・守泉(2015)は女性の希望子ども数を対象として、①ライフコースを通じて個人の希望子ども数がどのように変化するのか、②希望子ども数の達成状況とその要因は何かについて明らかにすることを目的とした分析を行った。

使用データは「21 世紀成年者縦断調査」の第 1 回から第 10 回までの女性票のデータであり、希望子ども数の変化（分析 1）では、第 1 回調査時点でまだ希望子ども数を達成していない、もしくは希望子ども数が 0 人の女性票回答者を対象に、希望子ども数の達成（分析 2）では、希望子ども数が 4 人以下かつ第 1 回調査時点ではまだ希望子ども数を達成していない有配偶女性を対象に分析を行った。分析 1 の被説明変数は希望子ども数であり、説明変数は年齢、末子年齢が 4 歳以上か否か、配偶関係、既往出生児数、就業形態であった。分析 2 の被説明変数は最終観察時点における希望子ども数の達成状況（未達成、一致、過大達成）であり、説明変数は結婚時の希望子ども数、達成までに必要な子ども数、子ども数、妻の結婚年齢、結婚期間、夫が妻よりも 7 歳以上年上、親との同居、夫婦の希望子ども数の差、妻の就業形態、夫の職業、妻の学歴、夫婦の役割分担に対する妻の考え方、居住地域であった。

分析結果によれば、女性の結婚時の希望子ども数について、その達成要因をみると、妻の就業は希望子ども数の達成確率（一致および過大達成の両方）を低下させる効果を持っていた。また、夫の希望子ども数が妻の希望子ども数よりも少ない場合には、妻の希望子ども数の達成確率も低いなど、希望子ども数の達成には夫の意向も比較的強く反映されていた。さらに、希望子ども数 1 人の場合にこれを実現する要因には、親との同居や妻が大学（または大学院）卒であること、育児について夫妻がともに責任をもつべきであると考えていることなど、社会的な要因が検出された。また、第 3 子を希望していてこれを実現する確率は西日

本で高いなど、地域的な要因も検出された。

【No.44】 出産意欲のパネルデータ分析

松浦(2016)は希望子ども数を制約条件付の最適子ども数の枠組みを用いて説明することを目的とした分析を行った。

使用データは(公益財団法人)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」(1994年、1997年、2000年、2004年の有配偶者サンプル)であり、被説明変数を追加希望子ども数、説明変数を年齢、本人・配偶者の収入の対数値、都市居住ダミー、本人・配偶者の労働時間、本人・配偶者の家事時間、同居ダミーとした固定効果モデルによる推計を行った。

分析結果によれば、無条件であと何人子どもが欲しいかということに関しては、収入、労働時間、家事時間といった個人属性の影響を受けることが示された。しかしながら、条件付であと何人子どもが欲しいかということについては、年齢、本人収入、本人と配偶者の家事時間以外の個人属性の影響を受けないということが示された。追加希望子ども数(無条件)に関しては、配偶者の収入の高いことや夫や妻の家事時間の長さが、追加的な出産の計画に対して抑制的となり、妻の収入の高さが計画と実際の乖離につながっていた。条件付に関しては、年齢、本人収入、本人家事時間、配偶者家事時間以外は追加希望子ども数に影響する変数がなかった。

【No.45】 日本における無子に関する研究

守泉(2019)は日本における無子割合の長期的動向や、無子の特徴的な属性について明らかにすることを目的とした分析を行った。

使用データは国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」(第10回、第13~15回)であり、未婚かつ同棲経験のない25~39歳無子女性、30~49歳の有配偶女性を対象に分析を行った。分析1の被説明変数は無子志向型か、結婚困難-未婚型かの2値を取る変数であり、説明変数には「高学歴」、「専門職」、「革新的な結婚・家族観」、「都市居住」、「子どもへの低い親和性」を用いた。分析2の被説明変数は、(ア)理想・予定子ども数ともゼロの無子志向型の無子女性、(イ)理想子ども数より予定子ども数が少ない理由に不妊や健康を挙げた、あるいは理想と予定子ども数は同数でも不妊治療経験がある不妊・健康理由型の無子女性、(ウ)前者2タイプ以外の出産延期型無子女性、(エ)子どもを持っている女性(レファレンス)の4値を取るタイプ種別変数を用い、説明変数は未婚者の分析で用いた変数に加えて、夫の情報として夫の学歴と昨年の年収、人口学的情報として妻の初婚年齢と再婚経験の有無を投入した。

分析1の結果によれば、日本の場合、無子志向型の未婚女性は「チャイルドフリー」と言えるような積極的なライフスタイル選択によるというよりも、低収入や交際している異性がないという現状から結婚や子どもを持つことをあきらめているケースが多いことが示された。分析2の結果によれば、有配偶女性について、子どもを持つ女性をレファレンスと

して無子志向型、不妊・身健康理由型、出産延期型の無子女性の特徴を探ると、全体として初婚年齢が無子となるかに強く関わっているという結果となった。さらに、無子志向型の女性では、再婚経験があることや、乳幼児とのふれあい経験が少ないことも、このタイプに関連していた。

【No.46】 Age and time to pregnancy for the first child among couples in Japan

KONISHI, SAKATA ほか (2018) は、日本人夫婦の出産可能性の年齢パターンを理解するために、妊娠力の指標となる妊娠までの期間 (TPP) を、年齢別に推定することを目的にした分析を行った。

リサーチ会社に登録されている、日本国内に住む 20~44 歳の女性を対象にオンラインアンケートを実施し、そのうち、調査前 60 ヶ月以内に避妊を中止して第一子を妊娠した女性 1,324 名をサンプルとして、コックス比例ハザード回帰モデルによって第一子を妊娠するまでの期間を検証した。

分析結果によれば、第 1 子の妊娠を希望して避妊をやめた経験をもつ本研究の対象集団において、受胎確率は 24-26 歳で最も高く、より年齢の高い女性で受胎確率が低かった。男性の年齢が高いことも低い受胎確率と関連していた。受胎確率に対する年齢の影響は、未産婦と比較して経産婦で弱く、また未産婦は経産婦と比較して年齢がより高く、不妊治療の経験者が多い傾向があった。よって年齢の影響以外にも、まだ明らかになっていない要因が日本の低出生力に寄与していると推測される、としている。

【No.47】 Deteriorating Employment and Marriage Decline in Japan

Matsuda & Sasaki は(2020)は、日本の雇用状況が男女の初めての結婚に及ぼす影響を調べ、西洋の既存の理論が、社会的・文化的背景が異なる日本に適用できるかどうかを探るための分析を行った。

東京大学社会科学研究所が実施した働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS) の 2007 年時点で 20 歳から 40 歳だった男女のサンプルのうち、20 歳から 34 歳の未婚男女を対象として、回答者が調査年に初めて結婚をしたかどうかを被説明変数に、雇用形態 (正規雇用、非正規雇用、自営業、無職)、パートナーの有無、仕事と結婚に対する意識、年齢、学歴を説明変数とする離散時間イベントヒストリー分析を行った。

分析結果によれば、男性では低所得の正規社員や非正規社員、無職の人が、経済的地位が低いために結婚率 (初婚率) が低いのにに対し、女性では非正規社員や無職の人の結婚率 (初婚率) が低いのは、雇用形態の問題ではなく、結婚相手と出会う機会が少ないことや、仕事や結婚に対する価値観の違いによるものであった。このような明確な男女差は、雇用や収入が結婚に与える影響についての男女差がなくなりつつある現代ヨーロッパや北米の結果とは対照的であり、日本の職場や家庭における若年層のジェンダー平等意識について、検討を続けていく必要がある、としている。

参考文献¹⁵

- 柴田悠(2016)「子育て支援が日本を救う」勁草書房
柴田悠(2017)「子育て支援と経済成長」朝日新聞出版
松田茂樹(2021)「[続]少子化論:出生率回復と<自由な社会>」学文社
山口慎太郎(2021)「子育て支援の経済学」日本評論社

¹⁵ サーベイ対象とした論文のリストは後述。

§ 4 2011年から2020年の研究から得られた示唆

1 育児休業・雇用政策

計9本の研究論文をサーベイした結果、以下の傾向が確認できる。

- 出生率への影響について、育児休業制度や短時間勤務制度などといった企業による両立支援策は出生率及び出生意欲にプラスの影響を及ぼすという結果が確認できる。ただし、一部の論文では育児休業が出生率等に与える影響は非常に小さいという結果も得られている（文献 No.1, No.4）。
- 結婚や出産のタイミングへの影響について、育児休業制度や短時間勤務制度などといった企業による両立支援策は出生率及び出生意欲のみならず、結婚や出産のタイミングにも影響を及ぼすことが示されている（文献 No.3）。
- 育児休業制度は正規雇用の女性の出生率にはプラスの影響を与えるが、非正規雇用の女性に対しては影響を及ぼさないなど、雇用形態の違いを考慮してその影響力を検討する必要性が示されている（文献 No.2）。
- 女性の就業率については、出生率にプラスの影響を及ぼすという結果とマイナスの影響を及ぼすという結果が混在しているが、無職の女性は出生率が低いという傾向が確認できる（文献 No.5, No.6, No.7, No.8, No.9）。

以上より、2011ESRI サーベイと比較すると、育休制度自体にフォーカスした研究の数はやや少なくなっているものの、両立支援策や雇用政策が出生率に影響を与えるという基本的な結果は継続して示されており、特に女性の雇用形態や就業状況を踏まえた上で分析を行うことの重要性について研究の進展があったと考えられる。

2 保育サービス

計8本の研究論文をサーベイした結果、以下の傾向が確認できる。

- 保育所定員率などといった保育環境の整備・利用可能性の向上は、出生率及び第2子以降の追加出生にプラスの影響を及ぼすことが確認できる。一方で、「安定した結果が得られない」とする文献や「出生率に直接的な影響を及ぼすのではなく、子育て世帯の地域への流入にプラスの影響を与える」とする文献もある。なお、保育サービスと出生率の関係を分析する上では、潜在的保育所定員率や待機児童数など、様々な指標が用いられており、多角的な分析が実施されている（文献 No.10, No.11, No.12, No.13, No.6, No.9, No.14, No.15）。
- 児童福祉費比率など、地域の子育て支援策の充実は出生率にプラスの影響を及ぼすという結果が確認できる。とりわけ、低所得世帯の出生率に対する影響が強いことが示されている（文献 No.9）。

以上より、2011ESRI サーベイと比較すると、保育サービスの充実・保育環境の整備は出生率にプラスの影響を及ぼすという結果は、一部確認できない文献はありながらも、継続して示されている。これに加えて、保育サービスが与える影響を検証する上では、潜在

的保育所定員数・待機児童数などの中から、適切な変数を選択することが重要である点や、世帯の所得状況の違いにより施策の効果が異なる点などについて、研究の進展がみられたと考えられる。

3 経済的支援（教育費負担/児童手当等）

計5本の研究論文をサーベイした結果、以下の傾向が確認できる。

○支援の種類について、所得補助と非所得補助にはどちらも出生率を上昇させる効果があることが確認できる。ただし、所得補助は追加出生にプラスの影響を及ぼす可能性や非所得補助は低所得世帯に対して特に有効である可能性など、その影響は異なるようである（文献 No.16, No.17, No.18）。

○家計の所得について、児童手当の増額等を含む家計の所得上昇は出生率にプラスの影響を与える可能性があるものの、女性賃金の上昇や女性就業による世帯所得の増加は出生率にマイナスの影響を及ぼしている（文献 No.14, No.18）。

○教育費などの家計負担は出生率にマイナスの影響を与えている（文献 No.18, No.19）。

以上より、2011ESRI サーベイと比較すると、所得補助/非所得補助という支援の種類についての検討や、世帯所得を加味した上での経済的支援の効果についての検討がなされており、研究の進展があったと考えられる。

4 夫の家事・育児

計6本の研究論文をサーベイした結果、以下の傾向が確認できる。

○夫の家事・育児は追加出生意欲にプラスの影響を与えることが確認できる。また、その傾向は特に共働きの夫婦において強いことも示されている（文献 No.20, No.21, No.22, No.23, No.24, No.25）。

○夫の第1子出産後の休暇取得について、休暇を取得すること自体が追加出生にプラスの影響を与えることに加え、休暇取得日数が長いほど追加出生にプラスの効果があること示されている（文献 No.20）。

○夫が家事・育児を担うことは実利的な側面だけでなく、妻に対して情緒的にサポートすることにもつながるため、追加出生に影響を与える可能性が示されている（文献 No.24）。

以上より、2011ESRI サーベイと比較すると、夫の家事・育児が出生率に影響を及ぼすという知見が継続的に確認できることに加え、妻の就業状況や休暇取得の日数など、より詳細な検討がなされている点に研究の進展がみられたと考えられる。また、夫の家事・育児が追加出生にプラスの影響を及ぼす経路として、実利的な側面だけでなく、情緒的なサポートの重要性が示されるなど、検討の深まりが確認できる。

5 結婚支援

計 14 本の研究論文をサーベイした結果、以下の傾向が確認できる。

- 婚姻率が出生率に与える影響について、生涯未婚率の上昇は出生率にマイナスの影響を及ぼすことが確認できる（文献 No.26, No.6）。
- 未婚率・婚姻率には年齢や学歴、雇用形態、経済状況など、様々な変数が影響を与えるが、その影響の大きさは性別によって異なることが一貫して確認できる。男性では賃金・年収・雇用形態などの経済的な要素が大きく、女性では雇用形態や労働時間など、機会費用に関する要素が婚姻率に大きく影響することが確認できる。他方、親との同居については、男女ともに婚姻率にマイナスの影響を及ぼすことが示されている（文献 No.26, No.27, No.28, No.29, No.30, No.31-1, No.31-2, No.31-3, No.32-1, No.32-2, No.32-3, No.33）。
- 結婚のタイミングや結婚意欲に関する研究もあり、教育年数や社会関係資本、年収などが影響することが示されている（文献 No.27, No.34）。

以上の結果について、結婚は出生率と関連が深いにも関わらず、2011ESRI サーベイでは取り上げられていなかったテーマであり、近年の結婚支援施策の充実とともに、研究が進展してきたものと考えられる。

6 地域

計 9 本の研究論文をサーベイした結果、以下の傾向が確認できる。

- 地域の子育て支援策は当該地域に居住する女性の出生率を上昇させることが示されている（文献 No.17, No.35）。
- 出生率の地域差に影響を与える要因として、人口密度、純転入率、男性・女性比率など、様々なものが確認できる（文献 No.36, No.37, No.9, No.33, No.15, No.38, No.39）。

以上の結果について、出生率の地域差については 2011ESRI サーベイでは取り上げられていなかったテーマであるものの、以前より少子化社会対策白書等で取り上げられており、2011 年以降においても多数の研究論文が公表されていることから今後ますます注目が集まっていくテーマであると考えられる。

§ 5 2011 年から 2020 年の研究動向のまとめと政策的含意

出生数、出生率に対しては、2011ESRI サーベイと同様に育児休業・雇用政策、保育サービス、経済的支援、夫の家事・育児が複合的に影響を与えていることが確認できる。これに加え、新たに結婚支援、地域等も出生数、出生率、婚姻率に影響を与えることが示された。このことから、少子化に至る要因は単一ではないと考えられるため、その対策にも複合的なアプローチが必要であると推察される。現在でも、内閣府をはじめとする行政機関が様々な施策を展開しているが、今後もそれらの施策をさらに拡充していくことが必要であると考えられる。

また、2011年から2020年においては、全てのトピックで研究の進展がみられるが、例えば結婚支援については、2011ESRIサーベイでは取り上げられていなかったテーマであり、このような新たなテーマに関する研究の蓄積が近年の結婚支援施策の充実につながった可能性がある¹⁶。このことから、社会的な動向に沿った研究を実施していくことが、新たな施策の充実につながると考えられる。さらに、近年では「働き方」を中心とした分析だけでなく、「居住環境」や「ライフスタイル」を中心とした分析を行っている文献も比較的多く、個人の生活の変化や社会的な潮流の変化などが研究テーマにも反映されていると考えられる。

最後に、施策と研究との連動をより促進するためには、各施策の有効性の検証を可能にすべく、行政機関や各自治体等が保有しているデータ等、利用可能なデータを増やし、多様な検討ができる環境づくりを実施していくことが必要であろう。これにより、より効果的な施策の実現に向けた示唆を得るための施策と研究の好循環の確立が期待される。また、利用可能なデータが増えることで、統計的因果推論等、より高度な手法を用いた分析を行うための基盤が整うことから、理想子供数と現実の子供数の間のギャップを解消するための新たな施策の実現等につながることが期待される¹⁷。

¹⁶ 結婚支援が政策課題として位置付けられたのは、2013年の少子化危機突破タスクフォース（内閣府）からであるとされており、これ以降政策の柱とされてきた。ただし、結婚支援と出生率に関する研究は1990年代、2000年代から徐々に蓄積されてきており、政策立案・実行に向けた基盤を整えるに至ったと考えることができる。

¹⁷ 本稿で示してきたとおり、政府による子育て支援施策の効果は出生率に対してプラスの影響を及ぼすという研究が多いものの、出生率を押し上げるまでには至っていないのが現状である。この理由として、結婚や出産は個人的な行動であることから、政策の入り込む余地が大きいという指摘がある。また、少子化の解消は人口減少の緩和や、社会保障制度の負担軽減、経済活動の維持等のために重要ではあるものの、個人に対する規範の押しつけにならないよう、「結婚・出産の希望をかなえる」ための施策を展開していることも、その効果の大きさと関連している可能性がある。

Appendix:サーベイ対象文献一覧

本論文でサーベイ対象とした文献は以下の通りである。なお、文献によっては、複数のカテゴリ(例:育児休業と保育サービス)に関連する社会課題を取り扱っている場合もあるが、主要であると考えられるカテゴリを選択し、整理を行った。その上で、主要であると考えられるものが2つ以上ある場合に、両方のカテゴリにカウントするようにした。

No.	タイトル	著者	掲載誌	出版年	育児休業・ 雇用政策	保育 サービス	夫の家事・ 育児参加	経済的 支援	結婚 支援	地域	その他
1	育児短時間の義務化が第1子出産と就業継続、 出産意欲に与える影響：法改正を自然実験とし た実証分析	永瀬 伸子	人口学研究	2014	○						
2	育児休業制度が結婚に及ぼす影響	佐藤 一磨	社会保障研究	2014	○						
3	両立支援策の普及実態と両立支援策が出生行動 に与える影響	戸田 淳仁	国立社会保 障・人口問題 研究所 ディ スカッション ペーパーシ リーズ No.2011-Jo6.	2012	○						
4	Effects of parental leave policies on female career and fertility choices	Shintaro Yamaguchi	Quantitative Economics	2019	○						
5	有配偶女性の就業異動と出生力	別府 志海	人口問題研究	2012	○						
6	出生率の決定要因—都道府県別データによる分 析	足立 泰美・ 中里 透	日本経済研究	2017	○	○			○		
7	出生率と女性有業率の関係について: 都道府県 パネルデータによる検証	橋本 圭司・ 村田 美希	追手門経済論 集	2012	○						
8	有配偶女性の人的資本、及び初期キャリアが出生 力に及ぼす影響	是川 夕	人口問題研究	2019	○						
9	市区町村別にみた出生率格差とその要因に関す る分析	加藤 久和	フィナンシャル ・レビュー	2017	○	○				○	
10	保育所の整備と女性の労働力・出生率—保育所 の整備は女性の就業と出産・育児の両立を実現 させるか—	宇南山 卓・ 山本 学	PRI Discussion Paper Series (No.15A-2)	2015		○					
11	Childcare availability and fertility: Evidence from municipalities in Japan	Fukai Taiyo	The Japanese and International Economics	2017		○					

No.	タイトル	著者	掲載誌	出版年	育児休業・ 雇用政策	保育 サービス	夫の家事・ 育児参加	経済的 支援	結婚 支援	地域	その他
12	CHILDCARE AVAILABILITY, FERTILITY AND FEMALE LABOR FORCE PARTICIPATION IN JAPAN	Grace H.Y. Lee and Sing Ping Lee	DEPARTMENT OF ECONOMIC STUDIES DISCUSSION PAPER 36/13	2014		○					
13	地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究—マルチレベルモデルによる検証—	鎌田 健司	『人口問題研究』第69巻第1号 pp.42-66	2013		○					
14	子育て支援に関わる社会インフラの整備とサービスに関する研究—出生率・子どもの移動に与える影響と先進事例の検討—	中澤 克佳・矢尾板 俊平・横山 彰	財務省財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」	2015		○		○			
15	東京都心からの距離と出生率との関係	増田 幹人	駒沢大学経済学論集	2018		○				○	
16	所得補助と非所得補助が出生率に与える効果の比較—市別データを用いた分析	宮本由紀・荒渡良	日本経済研究	2013				○			
17	子育て支援政策が居住地選択と出生行動に与える影響について	田中 隆一・中嶋 亮	住宅土地経済	2015				○		○	
18	ヴィネット調査を用いた子育て支援策が出生行動に与える効果の研究	松田 茂樹	人口学研究	2019				○			
19	地方自治体における教育支援・負担と出生率	増田 幹人	NIER Discussion Paper Series	2016				○			
20	夫の出産・育児に関する休暇取得が出生に与える影響	水落 正明	社会保障研究	2011			○				
21	男性の育児参加が次子の出生に与える影響：三世同居との交互作用の検討	加藤 承彦・福田 節也	厚生指標	2018			○				
22	The gender division of labor and second births: Labor market institutions and fertility in Japan	Nobuko Nagase Mary C, Brinton	Demographic Research Vol. 36 (JANUARY - JUNE 2017), pp. 339-370	2017			○				
23	出生意欲の規定要因	村上 あかね	東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ No.80	2014			○				○

No.	タイトル	著者	掲載誌	出版年	育児休業・ 雇用政策	保育 サービス	夫の家事・ 育児参加	経済的 支援	結婚 支援	地域	その他
24	夫婦の出生力の低下要因に関する分析～「少子化と夫婦の生活環境に関する意識調査」の個票を用いて～	山田 昌弘・ 松田 茂樹・ 施 利平・ 永田 夏来・ 内野 淳子・ 飯島 亜希	ESRI Discussion Paper Series No.301	2013			○				○
25	Below-Replacement Fertility in Japan: Patterns, Factors, and Policy implications	Noriko O.Tsuya	Low and Lower Fertility	2015			○				
26	少子化要因としての未婚化・晩婚化—都道府県 コホートによる分析—	堤 静子	社会保障研究	2011					○		
27	不確実な時代の結婚—JGSSライフコース調査 による潜在的稼働力の影響の検証	佐々木 尚之	家族社会学研 究	2012					○		
28	職業経歴と結婚への移行—雇用形態・職種・企 業規模と地位変化の効果における男女差	麦山 亮太	家族社会学研 究	2017					○		
29	日本における若年層の雇用環境の悪化と結婚行 動に関する実証分析	佐々木 昇一	生活経済学研 究	2016					○		
30	結婚市場における格差問題に関する実証分析— 男性の非正規就業が交際行動や独身継続に与え る影響	佐々木 昇一	日本労働研 究雑誌 No.620 pp93-106	2012					○		
31	少子化と未婚女性の生活環境に関する分析～出 生動向基本調査と「未婚男女の結婚と仕事に関 する意識調査」の個票を用いて～	松田 茂樹・ 佐々木 尚之・ 高村 静・ 大澤 朗子・ 小野田 壮・ 藤澤 美穂・ 上村 秀紀・ 石田 絢子	ESRI Discussion Paper Series No.323	2015					○		
32	結婚の意思決定に関する分析～「結婚の意思決 定に関する意識調査」の個票を用いて～	佐藤 博樹・ 三輪 哲・ 高見 具広・ 高村 静・ 石田 絢子	ESRI Discussion Paper No.332	2016					○		
33	少子化の都道府県格差要因としての若年男性雇 用	中井 章太	産開研論集	2016					○	○	
34	日本における労働市場と結婚選択	三好 向洋	『日本労働研 究雑誌』 No.638, pp.33-42.	2013					○		

No.	タイトル	著者	掲載誌	出版年	育児休業・ 雇用政策	保育 サービス	夫の家事・ 育児参加	経済的 支援	結婚 支援	地域	その他
35	「21世紀成年者縦断調査」を用いた育児支援政策の効果測定－「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の検証－	伊藤 大貴・ 山本 勲	Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES	2017						○	
36	出生率の都道府県格差の分析	田辺 和俊・ 鈴木 孝弘	厚生 の 指標	2016						○	
37	日本の夫婦出生力の地域差	山内 昌和	人口問題研究	2017						○	
38	東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数はなぜ少ないのか－第4回・第5回全国家庭動向調査を用いた人口学的検討－	山内 昌和	『人口問題研究』 第72巻第2号 pp.73-98	2016						○	
39	東京大都市圏と非東京大都市圏および全国の結婚出生力に対する人口移動の影響	山内 昌和・ 小池 司朗・ 鎌田 健司・ 中川 雅貴	人口問題研究	2020						○	
40	期間合計結婚出生率の趨勢とその背景	余田 翔平・ 岩澤 美帆	人口問題研究	2018							○
41	出生率の決定要因に関する実証分析	川瀬 晃弘		2012							○
42	不況と少子化：失業率と出生率・既婚率の都道府県パネル分析	近藤 絢子	経済志林	2014							○
43	ライフコースを通じた希望子ども数の変化と達成の要因に関する分析	福田 節也・ 守泉 理恵	人口問題研究	2015							○
44	出産意欲のパネルデータ分析	松浦 司	中央大学経済 研究所年報	2016							○
45	日本における無子に関する研究	守泉 理恵	人口問題研究	2019							○
46	Age and time to pregnancy for the first child among couples in Japan	Konishi, S., Sakata, S., Oba, M. S., O'Connor, K. A.	The Journal of Population Studies	2018							○
47	Deteriorating Employment and Marriage Decline in Japan	Matsuda, S., and Sasaki, T.	Comparative Population Studies	2020							○

第3章 諸外国における少子化施策の効果に関する論文のサーベイ

§1 実施方法

①レビュー文献の収集

まず、「政策 (policy) が出生率に与える影響を実証的に分析している文献」ということで、policy, fertility, review 等のキーワードを用いて論文検索サイト“Google scholar”を検索し、レビュー文献を確認した。さらに、レビュー文献の中で「レビュー文献」とされている文献についても内容確認を行った (次頁参照)。その結果、政策効果を中心に具体的な論文を幅広く紹介する以下の5文献を本サーベイの指針とした。

・ Gauthier(2007) “The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature”

・ Thévenon and Gauthier(2011) “Family policies in developed countries: A fertility booster with side-effects”

・ Luci-Greulich and Thévenon(2013) “The impact of family policies on fertility trends in developed countries”

2000年代を通じて家族政策のReviewといえばGauthier¹。ThévenonはOECDの家族政策関連レポートを多数執筆している。これら3文献では不妊治療は対象となっていない。

・ Sobotka, Matysiak, and Brzozowska(2019) “Policy responses to low fertility”

国連人口基金 (UNFEP) 発行。不妊治療を含む家族政策に関連する論文を幅広く紹介している。

・ Bergsvik, Fauske, and Hart(2020) “Effects of policy on fertility: A systematic review of (quasi)experiments”

ノルウェー統計局発行。システムティック・レビューを実施。差分の差分分析(DID)や回帰不連続デザイン(RDD)など統計的因果推論に基づいた論文を対象とする。不妊治療を対象としている。

②レビュー文献や少子化施策に関連する主な日本語文献 (次頁参照) で引用されている論文を抽出

経済的支援、育児休業、保育政策、不妊治療・生殖補助医療 (ART) の4カテゴリに分類し、“Google scholar”などから概要や本文を入手するとともに、引用数や引用元論文等を確認した (主要論文が抜けていないか、更新されていないか、など)。

③論文の概要やイントロダクションから、各カテゴリの論文を以下の観点で絞り込み

- ・ 政策効果をデータにより実証的に評価している (出生率変動の要因分析、政策効果の理論分析は対象外)。
- ・ 「出生率に与える影響」を直接の分析対象に含む (女性就業率のみを被説明変数とするものは対象外)。
- ・ 一定程度政策的にコントロール可能な変数に注目している (ジェンダー、規範意識等は対象外)。
- ・ 少子化施策を考えるうえで有用である (失業対策、中絶禁止、極端な出生促進策は対象外)。

④論文の読み込み (方法、結果)、翻訳作業と内容の整理

対象論文の中で先行研究として言及されている論文や、有識者から示唆された論文について、上記②、③の観点を踏まえ、適宜リストに追加した。

¹ 近年の論文で先行研究を参照するレビュー文献としてあげられるのはまず、Gauthier(2007)である。それ以前はSleebos(2003)。いずれも先行研究を別表にまとめている。

サーベイ対象論文抽出にあたって参照した文献一覧

- Balbo, N., Billari, F. C., & Mills, M. (2013). Fertility in Advanced Societies: A Review of Research. *European Journal of Population*, 29, 1-38.
- Basten, Stuart, Tomáš Sobotka & Kryštof Zeman. (2014). *Future fertility in low fertility countries*. Vienna Institute of Demography Working Papers, No. 5.
- Bergsvik, J., Fauske, A., & Hart, R.K. (2020). *Effects of policy on fertility: A systematic review of (quasi)experiments*. Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers No. 922.
- Gauthier, A. H. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26(3), 323-346. doi:10.1007/s11113-007-9033-x
- Gauthier, A. H. (2013). Family Policy and Fertility: Do Policies Make a Difference? In *Fertility Rates and Population Decline* (pp. 269-287). London: Palgrave Macmillan.
- Luci-Greulich, A., & Thévenon, O. (2013). The impact of family policies on fertility trends in developed countries. *European Journal of Population*, 29(4), 387-416.
- Mills, Melinda, Ronald R. Rindfuss, Peter McDonald, & Egbert te Velde, on behalf of the ESHRE Reproduction and Society Task Force. (2011). Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives. *Human Reproduction Update*, Vol.17, No.6, 848-860.
- Neyer, G., & Andersson, G. (2008). Consequences of family policies on childbearing Behavior: Effects or artifacts? *Population and Development Review*, 34(4), 699-724.
- Olivetti, Claudia, & Barbara Petrongolo. (2017). The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-Income Countries. *Journal of Economic Perspectives*, 31 (1), 205-230.
- Sleebos, J. (2003). *Low Fertility Rates in OECD Countries: Facts and Policy Responses*. OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers No. 15.
- Sobotka, T., Matysiak, A., & Brzozowska, Z. (2019). *Policy responses to low fertility: How effective are they? Working Paper No. 1*. New York: UNFPA, Population & Development Branch. Technical Division Working Paper Series.
- Thévenon, O. (2011). Family Policies in OECD Countries: A Comparative Analysis. *Population and Development Review*, 37(1), 57-87.
- Thévenon, O., & Gauthier, A. H. (2011). Family policies in developed countries: A fertility booster with side-effects. *Community Work and Family*, 14(2), 197-216.
- Wilkins, E. (2019). *Low fertility: A review of the determinants*. Working Paper UNFPA No. 2.
- 安藏伸治・鎌田健司 (2015) 「第 2 次安倍内閣の少子化対策」 高橋重郷・大淵寛編著『人口減少と少子化対策』(人口学ライブラリー16) (pp.233-264) 原書房
- 岩澤美帆 (2019) 「低出生力と政策：政策効果に関する論点」 国立社会保障・人口問題研究所 Working Paper Series (J) No.21
- 柴田悠 (2016) 『子育て支援が日本を救う：政策効果の統計分析』 勁草書房
- 柴田悠 (2017) 『子育て支援と経済成長』(朝日新書) 朝日新聞出版
- 高橋重郷 (2015) 「日本と欧州の低出生率と家族・労働政策」 高橋重郷・大淵寛編著『人口減少と少子化対策』

(人口学ライブラリー16) (pp.1-26) 原書房

- 寺澤さやか (2019) 「不妊治療および生殖補助医療とリプロダクティブ・ヘルス/ライツ：アメリカの研究動向からの示唆」 『東京大学大学院教育学研究科紀要』 第 58 巻, 351-359
- 中室牧子・津川友介 (2017) 『「原因と結果」の経済学：データから真実を見抜く思考法』 ダイアモンド社
- 林玲子 (2019) 「生殖補助医療と出生率」 『保健の科学』 第 61 巻, 613-617
- 増田幹人 (2015) 「マクロ計量モデルによる家族・労働政策の出生率への影響」 高橋重郷・大淵寛 編著 『人口減少と少子化対策』 (人口学ライブラリー16) (pp.127-151) 原書房
- 松田茂樹 (2021) 『[続] 少子化論』 学文社
- 守泉理恵 (2015) 「日本における少子化対策の展開」 高橋重郷・大淵寛 編著 『人口減少と少子化対策』 (人口学ライブラリー16) (pp.27-48) 原書房
- 守泉理恵 (2020) 「出生分野の研究動向と展望」 『人口学研究』 第 56 号, 60-70
- 山口一男 (2009) 『ワークライフバランス：実証と政策提言』 日本経済新聞出版
- 山口一男 (2017) 『働き方の男女不平等：理論と実証分析』 日本経済新聞出版
- 山口慎太郎 (2019) 『「家族の幸せ」の経済学：データ分析でわかった結婚、出産、子育ての真実』 (光文社新書) 光文社
- 山口慎太郎 (2021) 『子育て支援の経済学』 日本評論社

§2 経済的支援 (financial transfer, financial incentive)

- 1 クロスナショナル分析
 - 2 国別分析 (regular : 定期的給付に関するもの)
 - マクロデータ分析
 - マイクロデータ分析
 - フランス
 - ドイツ
 - ノルウェー (トロムス県北部自治体)
 - スペイン
 - 英国
 - イスラエル
 - 3 国別分析 (bonus : 一時的給付に関するもの)
 - カナダ (ケベック州)
 - オーストラリア
 - イタリア (フリウリ・ヴェネツィア・ジュリア州)
 - スペイン
 - 4 まとめ
- 参考文献

§ 2 経済的支援 (financial transfer, financial incentive)

経済的支援は、子供を扶養する世帯の貧困リスクを減らし、育児費用の一部を相殺し、家計を改善することによって、子供により良い生活環境を整えるために行われる。子供を持つことの直接費用を軽減することから、親の希望する出産を実現するための家族政策としても認識されている。

経済的支援には、児童手当や家族手当 (family allowance) などの直接給付だけでなく、所得控除 (tax exemption)、税額控除 (tax credit) などの間接給付がある。児童手当や税の控除は定期的に支給され (regular)、ベビーボーナスは一時的に支給される (bonus)。支給資格が普遍的 (universal) なものと、子供数や年齢、世帯収入や家族形態など条件付き (conditional) のものがある。税額控除や家族手当は、通常、低所得世帯を対象としており、所得制限 (means-tested) がある。課税ベースを下げる所得控除は、元の課税率が高いほど給付が大きくなり、平均以上の所得がある被雇用者の親にとってより有利である。

1 クロスナショナル分析

経済的支援が出生力 (fertility) に与える影響の分析では、被説明変数として、期間合計特殊出生率 (total period fertility rate, TFR) や、女性人口当たりの出生率 (birth rate) など、さまざまな出生力指標が使われているが、完結出生率 (completed fertility rate, CFR) への影響を実証したものは少ない。クロスナショナル分析では、経済的支援は出生力におおむね正の効果を示すと結論づけている。しかし、その効果は小さい傾向にある (表 1 ほか)。

Table 1 Overview of studies on the impact of policies on fertility—Macro-level (aggregate) data—Cash benefits and general indices of family policy

Country	Authors (year)	Data	Methods of analysis	Dependent variable	Policy variables	Findings
International	Gauthier and Hatzis (1997)	Official statistics, 22 OECD countries, 1970–1996	Pooled cross-national and time-series regression	Total period fertility rate	Family cash benefits	Small positive effect of cash benefits on fertility
International	Castles (2003)	Official statistics, 21 OECD countries, 1998	Correlation and ordinary least squares regression	Total period fertility rate	Various measures of family policies	The average level of formal childcare has a positive impact on fertility
International	Blanchet and Ekert-Jaffé (1994)	Official statistics, 11 Western European countries, 1969–1983	Ordinary least squares regression and two-stage least squares regression	Total period fertility rate	Index of family policy	Positive and significant effect of family policy on fertility
International	Ekert (1986)	Official statistics, 8 Western European countries, 1971–1983	Ordinary least squares regression	Total period fertility rate	Index of family policy	Positive effect of family policy on fertility

表 1 出典：Gauthier (2007) p.10-11 Table 1 から抜粋

1970年代のフランスでは、現金給付²の手厚さが出生率に影響していた。Ekert (1986)は、1971–1983年の欧州8か国³のクロスセクションデータを用いて、経済的支援が出生力に与える影響を分析した。その結果、政府が負担する子供の直接費用の割合が、フランスと同程度の場合、女性1人当たりの平均子供数は、約0.2人増加する⁴、つまり、出生率(TFR)が10%上昇すると推定した。また、子供の直接費用を全額政府が負担すると、女性1人当たりの平均子供数は、約0.5人増加すると結論づけている。

Blanchet and Ekert-Jaffe (1994)は、1970–1983年の欧州11か国のクロスセクションデータを用いて、家族手当が出生力に与える影響を静的モデルにより分析した。その結果、フランスと同水準の家族手当を受けた場合、(英国との比較で)女性1人当たりの出生率(TFR)は0.2–0.3人程度上昇すると推定した。

¹ “fertility”は、出生力のほか、出生率や出生数、出産する力(妊孕性)など幅広い意味で使用されている。

² 家族手当、低所得の大家族に対する追加給付、住宅手当。

³ デンマーク、フランス、ルクセンブルク、ベルギー、オランダ、英国、イタリア、旧西ドイツ。

⁴ 1940–99年の間、フランスの出生率(TFR)はベルギーの出生率(TFR)を女性1人当たり平均0.2人上回っていた(Gauthier 2007)。

Gauthier and Hatzius (1997)は、1970–1990年のOECD22か国のクロスセクションデータを用いて、一子世帯、二子世帯、三子世帯向け家族手当の水準が、それぞれ出生率に与える影響を動的な固定効果モデルにより分析した。その結果、家族手当は出生率に正で有意な効果を示し、効果(係数)は、二子世帯、三子世帯よりも一子世帯向けの手当で大きかった。また、二子世帯向けの手当を25%増加させると、短期的には女性1人当たり0.01人(約0.6%)、長期的には0.07人(約4%)の出生率(TFR)上昇をもたらすと推定された⁵。

さらに、国によって効果が異なり、スカンジナビア諸国⁶では短期長期ともに一貫して大きな効果が示されたが、アングロサクソン系諸国⁷ではともに非有意であった。南欧諸国⁸では一子世帯向けの短期的効果のみが有意に正で、大陸諸国⁹では、三子世帯向けで短期長期ともに有意な効果が確認された。これは、家族手当の水準が現物給付など他の家族政策の水準と相関している可能性を示唆する、と説明している。

D'Addio and Mira d'Ercole (2005)は、1980–99年のOECD16か国のパネルデータと、Gauthier and Hatzius (1997)の動的モデルを拡張したモデルにより、出生順位別に出生率に対する政策の影響を分析した。子供の直接費用を軽減する政策として税、社会保障、手当を考慮している。PMG(pooled mean group)推定の結果によれば、子供のいる世帯への支援(transfer)が10%変化すると、出生率(TFR)は1.12%変化することが示された。また、Gauthier and Hatzius (1997)との比較のため1990年について推定したところ、支援が25%増加すると、長期的には出生率は3%上昇する、つまり、女性1人当たり0.05人の子供が増加することが示された(§3や§4の記述も参照)。

Luci-Greulich and Thévenon(2013)は、1982–2007年のOECD18か国のパネルデータと、国・時間の二元固定効果モデル(two-way fixed effect model)により、家族政策が出生力に与える影響を分析した。その結果、子供1人当たり現金給付に対する政府支出割合(spending on cash benefits per child, 1人当たりGDPに占める%)が1%上昇すると、出生率(TFR)だけでなく、テンポ調整出生率(tempo-adjusted TFR)¹⁰にも、有意な正の効果を示された(§3や§4の記述も参照)。

Baizan, Arpino, and Delclòs (2016)は、2004–09年のEU16か国について、個人レベルデータと国レベルデータを併用したマルチレベル・ポアソンモデルによる分析の結果、高学歴女性に限って、家族手当は完結出生率と正の相関があることを示した。

Kalwij (2010)は、政府の家族関係支出(family policy expenditure)の変化が、出生率に与える影響を分析している。1980–2003年の欧州16か国における、個人レベル出生データ(fertility history)とOECD社会支出データベース(SOCH)の家族支出データを用いて、離散時間比例ハザードモデルにより、家族手当(family allowance)が第一子の出産確率(probability of giving birth)などに与える影響を推定した。また、このモデルを利用したモンテカルロ・シミュレーションも行っている。その結果、家族手当を10%増額しても、出産時期や完結出生率に有意な影響を与えないことが示された¹¹。この結果について、家族手当は、子供の機会費用でなく、子供の直接費用を支援するためではないか、と説明している(§3や§4の記述も参照)。

⁵ この数字はさまざまな文献で引用されている。

⁶ デンマーク、フィンランド、ノルウェー、スウェーデン。手厚い家族政策を特徴とする。

⁷ オーストラリア、英国、カナダ、アイルランド、ニュージーランド、米国。最低限の家族政策を特徴とする。

⁸ ギリシャ、イタリア、ポルトガル、スペイン。

⁹ オーストリア、ベルギー、フランス、ドイツ、ルクセンブルク、オランダ、スイス。

¹⁰ 米国の人口学者ボンガーツとフィーニーが考案した指標で、調整合計特殊出生率(adjusted total fertility rate, ATFR)と同義。出生率(TFR)の値を各出生順位の平均出生年齢の変化に応じて調整するもの。出産の先送り、前倒しがないときに本来あるべき出生率(TFR)の水準を意味する(イミダス <<https://imidas.jp/genre/detail/F-109-0045.html>>, Bongaarts and Feeney 1998)。

¹¹ この分析では、扶養控除など税制を通じて世帯が受け取る経済的支援については考慮されていない。

2 国別分析(regular：定期的給付に関するもの)

国別分析でも、経済的支援が弱いながらも出生率に正の影響を与えるという結論が一般的であるが、結果は複雑で、出生順位などによって政策の影響が異なることを示している。政策が出生率に与える影響は、子供の数よりも出産タイミングにある可能性が高いと結論づけるものもある¹²(表3、表8)。

マクロデータ分析

Ermisch(1988)は、年齢別・パリティ¹³別出生率データを用いて、英国で児童手当を手厚くすると、追加出産の確率が高まると同時に、若い年齢での出産が促進されることを示した。また、必ずしも子供の数が増えるとは限らないことを示唆している。

Whittington, Alm, and Peters (1990)は、1913-84年の米国について所得控除が出生率に与える影響を推定した。その結果、所得控除による実質減税額(real tax value of the personal exemption)に対する総出生率⁴の弾性値(elasticity)は0.127-0.248と小さいものの、一貫して正の有意な効果が示された。また、推定モデルのうち最も保守的な係数を用いて1986年の税制改革法¹⁵の影響を推計したところ、出産年齢女性1,000人当たり7.53人の出生数の増加(総出生率の11%上昇)が見込まれるとした。

Zhang, Quan, and Van Meerbergen(1994)は、1920年代から1990年代にかけてカナダで導入された3つの政策(所得控除、家族手当、税額控除)が出生率に与える影響について分析した結果、個々の政策は、いずれも有意に正の効果を持つが、効果の大きさには差がなく、支援の種類(type)よりも手厚さ(generosity)に反応することが示唆された。また、政策に対する出生率(TFR)の弾性値は0.05-0.11とかなり小さく、出生率を置換水準まで引き上げるには、家族手当なら389ドル(1988年実績)から1,982ドルに引き上げる必要がある、と推定した。

Gábos, Gál, and Kézdi (2009)は、1961-2006年のハンガリーの時系列データを用いて、子供関連の給付金(child-related benefits)¹⁶と年金が、出生率と出生順位に及ぼす効果を測定した。子供関連の給付金が1%増加すると、出生率(TFR)が0.2%上昇し、年金が1%増加すると、0.2%減少すると推定している。給付金の効果は出生順位に応じて強くなる(表2、第四子まで増加した後は低下する)。

Table 3. Aggregate time-series estimates of the effect of child-related benefits (B) and pensions (P) on birth order total fertility next year, Hungary 1961-2006

	<i>Estimates by birth order</i>				
	Estimates on overall F	1st	2nd	3rd	4th or higher
DlnB_1	0.21 [0.05]***	0.15 [0.04]***	0.26 [0.08]***	0.32 [0.10]***	0.14 [0.07]*
DlnP_1	-0.20 [0.08]**	0.09 [0.10]	0.17 [0.18]	-0.15 [0.22]	-0.58 [0.16]***
Constant	-0.02 [0.01]**	-0.02 [0.01]***	-0.03 [0.01]**	-0.02 [0.01]	0.00 [0.01]
Observations	44	44	44	44	44
R-squared	0.58	0.34	0.33	0.22	0.24

Source and notes: see Table 1.
 Standard errors in brackets. * significant at 10 per cent; ** significant at 5 per cent; *** significant at 1 per cent

表2 出典：Gábos et al. (2009)

¹² Lutz and Skirbekk(2005)は、出産年齢の上昇による出生率低下効果(テンボ効果)に対処する必要性を指摘している。出産時期を早め、出生率(TFR)を上昇させる可能性のある政策は、完結出生率にも正の効果を与える可能性があるとしている。

¹³ 既往出生児数。1人の女性が一定時点までに出産した子供の数。パリティ0は無子。パリティ1は子供1人。

¹⁴ 総出生率(general fertility rate, GFR)とは、再生産年齢(この研究では15-44歳)女性人口1,000人当たりの年間出生数。

¹⁵ 所得控除額を1986年の1,080ドルから1989年の2,000ドルに段階的に引き上げるとともに、限界税率引き下げも行われ、改革後には所得控除による実質減税額は平均15%増額された。

¹⁶ 家族手当(全期間)と税額軽減(1989-95年までと1999年以降)が含まれ、16歳未満とそれ以上で中等教育を受けているすべての子供に支給される資格がある。また、数種類の出産手当金も含まれている。

この結果を踏まえ、ハンガリーの出生率(TFR)を1.35(2006年)から目標である1.6(2025年)に引き上げるには、給付金を93%増加させる必要がある、と結論づけている。

Table 1 Overview of studies on the impact of policies on fertility—Macro-level (aggregate) data—Cash benefits and general indices of family policy

Country	Authors (year)	Data	Methods of analysis	Dependent variable	Policy variables	Findings
Canada	Brouillette et al. (1993)	Survey of consumer finances, 1985–1988	Maximum likelihood method	Conditional fertility probabilities	Direct and indirect cash transfers to families	Direct and indirect cash transfers to families have a positive but small effect on fertility
Canada	Zhang et al. (1994)	Official statistics, 1971–1983	Generalized least squares	Total period fertility rate	Tax exemption, child tax credit, family allowances, maternity leave	Tax exemption, child tax credit and family allowances have significant positive effects on fertility
Canada	Duclos et al. (2001)	Vital statistics and Survey of Consumer Finances, 1981–1997	Ordinary least squares	Proportion of women giving birth to a first, second, or third child	Cash benefits measured indirectly through a dummy variable for the province of Quebec	Cash benefits have an effect on fertility transition rates. However, it is unclear whether the effect is on the tempo of fertility or on the total family size
Sweden	Bjorklund (2006)	Official statistics, cohort born 1917–1958	Difference-in-differences approach	Completed cohort fertility rate	Overall measure of family policy measured indirectly by comparing Sweden's fertility rates with those of other countries	Positive effect of family policy on fertility, although stable fertility for women born 1930–60 could be explained by other factors
UK	Ermisch (1988)	Official statistics, 1971–1986	Time series regression	Parity- and age-specific birth rates	Child allowances	More generous child allowances increase the chance of third and fourth births, and also encourage early motherhood
USA	Georgellis and Wall (1992)	Official statistics, 1913–1984	Generalized least-squares method	Birth rate	Real tax value of dependent exemption	Tax exemption has a positive impact, but small, on fertility
USA	Whittington et al. (1990)	Official statistics, 1913–1984	General least-squares regression	General fertility rate	Real tax value of the personal exemption	Personal exemption has a positive and significant effect on the birthrate

表3 出典：Garuthier(2007) p.15-16 Table 1 から抜粋

マイクロデータ分析

フランス/手当、税制優遇

フランスでは、1995年以降、出生数が増加した。これはこの時期に実施されたさまざまな家族政策と関連している。1994年7月には、育児親手当 (Allocation Parentale d'Education, APE) の対象が第二子まで拡大された。APEは、新生児の両親のどちらかが、過去5年間のうち2年間は仕事をしてきたが、仕事をやめた場合、生後3年間は毎月約500ユーロが支給される、というものである。改革以前は3子以上の世帯が対象だった (§4 育児休業)。

Laroque and Salanié (2004)は、労働力調査の個票データを基にフランス人女性の労働参加と出産の共同構造モデル(joint structural model)を推定・シミュレーションすることで、出生率と経済的インセンティブの関連性を分析した。育児親手当(APE)の対象拡大の効果も推計している。

その結果、経済的インセンティブは出生率を説明するうえで無視できない役割を果たしており、APEの対象拡大の影響は、この時期の出生率上昇の2分の1から4分の3を説明する可能性があることが示された。また、インセンティブに対する出生率の感度(sensitivity of fertility)は、第一子出産で最も高く、第三子以降ではゼロであった。この結果について、多くのカップルにとって、3人目を産むかどうかが決定的な決断であるとする通説や直感と矛盾しており不可解、と説明している。

一方、Laroque and Salanié (2014)は、経済的インセンティブの影響は第三子で最も強くなると結論づける。この論文は、構造推定アプローチ¹⁷により、税制が出産に与える影響を分析している。1997年、1998年、1999年の労働力調査の個票データと、税制優遇の詳細情報(detailed representation of tax-benefit system)¹⁸を用いて、女性の労働参加と出産の離散選択モデルを推定した。その結果、フランスでは税制優遇による経済的インセンティブが、出産の意思決定(fertility decisions)に大きな影響を与えていることが示唆された。

また、このモデルを用いて、既存の税制優遇に、月150ユーロの無条件の税額控除(child credit)を追加した場合の出生率をシミュレートしている。その結果、出生率(birth rate)は、全体で15.5%から18.8%へと3.3ポイント上昇した¹⁹。出生順位別にみると、第三子で最も顕著であり(4.7ポイント)、第一子、第二子の約2倍となっている。労働参加率は、49.1%から48.6%へと0.5ポイント低下すると試算された(表4左側)。さらに、働かないことを税額控除の条件とすると、出生率は全体で2.2ポイントの上昇と試算された(表4右側)。

Table III. Changes in fertility and participation associated with a child credit policy

Parity	Unconditional			Employment tested		
	Fertility	Work	Work/newborn	Fertility	Work	Work/newborn
1	2.6	-0.4	0.6	1.2	-1.5	-6.3
2	2.4	-0.7	0.7	1.3	-1.2	-3.2
3	4.7	-0.5	-0.1	4.0	-0.5	-1.5
All	3.3	-0.5	0.4	2.2	-1.0	-3.6

表4 出典：Laroque and Salanié (2014), p.329

¹⁷ 識別戦略として、賃金を除いて似た特徴を持つ女性の出生結果を比較している。パートナーと同居している非移民女性を対象としており、比較可能(comparable)な世帯間の賃金のばらつきが、給付や税額控除の総額にばらつきをもたらすことを利用する。

¹⁸ 具体的には、フランスの税給付制度を表すマイクロシミュレーション・プログラムを作成し、任意の賃金と世帯の特徴に対応する家計の可処分所得を計算している。フランスは、国内総生産(GDP)の約1.9%を分配する、かなり手厚く多様な家族給付制度があり、無条件のもの、所得制限のあるもの、就労条件のあるものがある。

¹⁹ Laroque and Salanié (2005)は、1999年のデータを用いて、月500ユーロの給付が出生率を24%上昇させると推定している。Laroque and Salanié (2008)は、1998年に月150ユーロの無条件の児童手当で出生率が約14%上昇したと推定した。

フランス／家族係数制度“Quotient familial”

20世紀初頭のフランスでは、所得分布の上位5%のみを対象に税金を徴収していた。また、1920年以降、未婚の納税者や子供のいない夫婦への追加課税によって結婚や出産を奨励していた。

第2次世界大戦後の1945年には、課税所得を算出する際に、世帯収入を家族の規模を表す「家族係数(QF)」で割る家族係数制度(Quotient familial, QF)が導入された(改革①)。世帯収入をQFで割ると所得階層が低くなるため、裕福な家庭でも子供がたくさんいれば、上位5~8%のみに課税される税制の対象からはずれることになる。出産や結婚に対する経済的インセンティブが大きいことと、高所得世帯ほど有利となる逆進性が特徴である²⁰。

また、1950年には子供のいない夫婦に対する税のペナルティが撤廃され(改革②)、1959年には独身者に対する税のペナルティが撤廃された(改革③)。

Chen(2011)は、この3つの大きな税制改革(上記改革①~③)による変動(自然実験)を利用して、経済的インセンティブが出産や結婚に与える影響について、差分の差分分析(DID)などにより分析した。その結果、税制上の出産インセンティブによって世帯収入が1%上昇すると、平均0.09人の子供が増加し、少なくとも1人の子供のいる世帯割合が4%ポイント上昇すること、また、税制上の結婚インセンティブが世帯収入の10%増加すると、結婚している世帯の割合を3%ポイント増加させることが示された。

結果について、推定値には正のバイアスがかかっている可能性はあるものの、他の先進国と異なり、フランスで高所得世帯の出生率(fertility)が貧困世帯の出生率よりも高いのは、税制優遇措置が結婚と出産に影響を与えている可能性がある、としている。

フランスの所得税制度には、常に出生率を向上させるための家族対策が組み込まれており、膨大な予算²¹がつけ込まれている。1981年には家族係数制度(Quotient familial, QF)に所得キャップ(減税に上限)を設ける改革が行われた。当時は上限額が非常に高かったため、低所得層には全く影響がなかった。1980年にはQFにおける第三子に対する優遇措置が拡大され、課税所得に算出における第三子以降の加重が0.5から1.0に引き上げられた²²。

Landais(2003)は、この2つの改革による変動(自然実験)を利用して、経済的インセンティブが出生率に与える影響を差分の差分分析(DID)により分析した。データは、フランスの所得税制度で作成された1915年から1998年までの年間所得集計を用いた。その結果、三子世帯への税還付を1%増やしても、第三子出産確率は0.05%しか上昇しないことがわかった。また、第三子優遇措置に対する反応は、所得水準に応じて増加し、「超高所得」世帯の方が、「高所得」世帯よりも優遇措置に対する出生率の弾力性がわずかに高かった。

結論として、「経済的インセンティブ政策に対する出生率の弾力性は正であるようにみえるが、影響はきわめて小さい。しかし、5年から10年程度の時間をかけてゆっくり広がっていくもの」(p.29)と説明している。また、「2つの改革は『超高所得』世帯の出生率に影響を与えていない。第三子優遇政策のおかげで、3人目を産むことでキャップポリシーから身を守ることができたのかもしれない。このポリシーミックスで、フランス政府は、富裕層の出生率を悪化させることなく、45億フランも節約できた(1982年、所得上位1%の独自試算)」(p.29)と報告している。

²⁰ 大戦後に導入された家族係数制度の枠組にも従前の結婚・出産へのインセンティブが残っていたようである。改革前(1945-50年)は、結婚から3年が経過した子供のいない夫婦の場合、世帯の家族係数は2.0でなく1.5とされていた。また、子供のいない単身世帯の場合、改革(1959年)以前は、最高限界税率に上乘せして課税されていた。

²¹ 1996年には所得税のQFによる減税額は、(配偶者への完全分配の効果を考慮しない場合)600億フランとなる。

²² 改革後の家族係数は、成人が1.0、子供は2人目まで0.5、3人目以降1.0とされており、子供が多いほど課税所得が小さくなる。子供がいない世帯は2.0、子供が1人いる世帯は2.5、2人の子供がいる世帯は3.0、3人の子供がいる世帯は4.0となる。また、QFによる減税は15,900フランが上限とされている。

ドイツ／児童手当と所得控除

ドイツでは、現金給付と所得控除(deduction)を組み合わせている。1996年に児童手当制度の改革が行われ、手当と控除が大幅に引き上げられた。改革による増額幅は、世帯収入や子供数によって異なっており、手当か控除か、家計にとって有利な制度が適用される「オプション・モデル」となった(改革の経緯については齋藤(2010))。改革の効果は複雑で、一般的に、第一子では低所得(低学歴)世帯への給付額が増加し(図 1)、第二子出産では、高所得(高学歴)世帯への給付額が増えた(図 2)²³。

Riphahn and Wiyneck (2017)は、差分の差分分析(DID)により、改革が出生率に与える効果を分析した。1995年から1999年のドイツMikrozensusの大規模サンプルと、1992年から1998年のドイツ社会経済パネル(SOEP)のデータを利用して、第一子出産と第二子出産に対する改革効果を区別した。第一子出産では低所得(低学歴)世帯を治療群、第二子出産では高所得(高学歴)世帯を治療群としている²⁴。

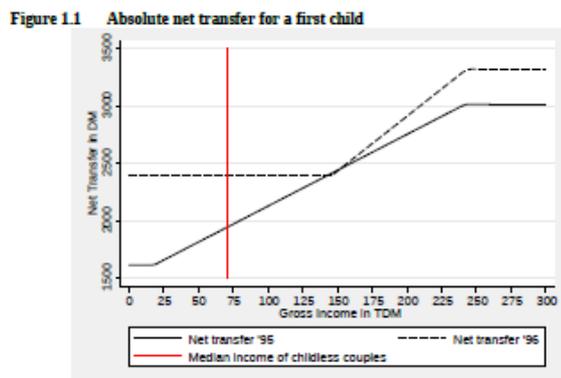


図 1 出典：Riphahn and Wiyneck (2017), p38

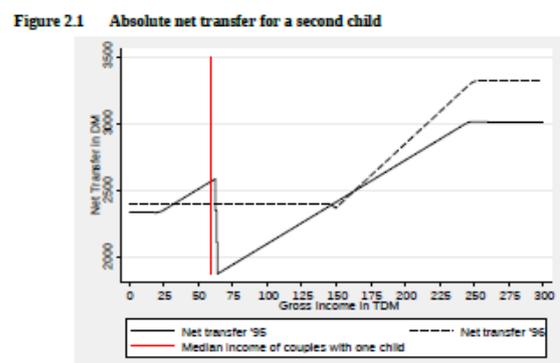


図 2 出典：Riphahn and Wiyneck (2017), p39

その結果、Mikrozensusデータで、低所得世帯の第一子出産(propensity to have a first child)に対する改革の効果はみられなかったが、高所得世帯の第二子出産(propensity to have a second child)には、出生率(birthrates)を9.6%~22.6%上昇させる効果があることが示された。

高所得層のみに正の効果が示されたことはMilligan (2005)と一致するが、一部の先行研究とは対照的に、児童手当の一般的な出生効果は確認されなかった、と説明している。ドイツの家族政策は、現金給付にかたよりがちで、多くの予算を投入しているため、児童手当の増額が、低所得層の第一子出産に効果がなかったという知見は重要である、と結論づけている。

この論文の先行研究とされたHaan and Wrohlich(2011)は、2000年から2007年のSOEPデータを用いて、既婚女性の雇用と出産の選択に関する動的な離散選択モデルを推定している(税、保育料、児童手当を考慮)。このモデルによるシミュレーションの結果、3歳未満の子供に対する児童手当が20%増加すると、出生率(TFR)が4.6%上昇することが確認された。また、その効果は、低学歴、東ドイツ在住、初産の女性で大きいことも示された(§4も参照)。

²³ 図 1、図 2 について、横軸(gross income)は、世帯の年間総所得を、縦軸(net transfer)は、出産後に世帯が受け取る税控除、児童手当、児童手当割増の合計額を示している。赤い縦線は、世帯の年間総所得の中央値を示している。図 1 で、所得 23,232 マルク以下の世帯では、児童手当は年間 1,650 マルクから 2,400 マルク、つまり、45%以上増額されている。

²⁴ この論文の先行研究とされる Rainer et al. (2014)は、同じ改革について、差分の差分分析(DID)を用いて分析している。1992年から1998年のSOEPデータのみを利用し、改革の影響を強く受ける低所得世帯(低学歴世帯)を治療群としている。その結果、児童手当の増額は母親の労働時間を減らしたため世帯所得は大きく変わらず、出生率への確定的効果は確認できなかったとしている。一方、児童手当の増額は、税や社会保障費からの政府収入の減少という間接的コストを発生させる、と指摘している。

ノルウェー（トロムス県北部自治体）／ひとり親家庭の優遇

ノルウェーのトロムス県北部の自治体では、1989年から1990年にかけて、児童手当と所得控除(tax deduction)を増額する改革が実施された。1990年に普遍的な児童手当が年間約3600クローネ、約575米ドル(1990年レート)増額された。追加的な手当はすでに生まれている子供にも支給されたため、所得効果を誘発するとともに、出生順位にかかわらず子供の直接費用が削減される(表5)。地方税減税は、改革地域の家計所得の外生的な増加となるため、出生率に対する所得効果を検証する機会となった。

Galloway and Hart (2015)は、トロムス県北部自治体(治療群)で実施された地域的な改革²⁵(児童手当と所得控除の増額)が出生率に与える効果について分析した。改革によって引き起こされた世帯所得と子供の直接費用(direct cost)の変動を利用して、隣接するトロムス県南部自治体を「対照群」とする差分の差分分析(DID)などを行っている。改革効果の同定(identification)は、地域と年の固定効果を含む線形確率モデルに基づいている。

所得控除の増額は1人当たり10,000クローネ(その後15,000クローネに引き上げ)で、ひとり親はその2倍に拡大された。これは子供の数とは無関係に与えられるため、2つのメカニズムを通じてひとり親の出生率に影響を与える可能性がある。まず、子供のいない未婚女性にとって、控除の追加は第一子にかかる直接費用の削減を意味する(価格効果)。また、シングルマザーの場合、控除は世帯所得を増加させる(所得効果)。

分析の結果、一部の女性で第一子出産のタイミングが早まっていることが確認された。とくに、直接費用が下がることで、20代前半の未婚女性の第一子出産(妊娠)確率²⁶が上昇することが示された。また、改革が30代前半の女性の第三子出産確率を上昇させ、労働供給をわずかに減少させることも確認された²⁷。一方、所得効果はほとんど見られなかった。

この結果について、出産行動が子供の直接費用に敏感であることが示されており、ノルウェーでは直接費用を下げることで平均出産年齢を低下させ、完結出生率を増やすことができるかもしれない、と説明している。また、子供の直接費用を下げることで、未婚や不安定なカップル(less stable unions)の出産が増えるかもしれない、と指摘している²⁸。

Table 1: The cash allowance and the monetary cost of a first child.

	Cost of child ^a		Size of child benefit ^b				
			Treatment region	Control region	Difference		
	NOK	NOK	%	NOK	%	NOK	%
1989	19 320	10 236	53%	7 836	41%	2 400	12%
1990	21 112	12 348	58%	8 848	41%	3 600	17%

^a Estimates of cost of living from March 1989 made by the National Institute of Consumer Research (<http://www.sifo.no/files/standardbudsjettt1989mar.pdf>). The sum includes expenses to food, clothes, health, toys, and various equipment. Increases in various household expenses, amounting to approximately 100 NOK per month (depending on household size), are not included. The budget does not account for increases in housing cost driven by an additional child. SIFO budgets for 1990 are not available, the 1989 estimate is adjusted upwards for a 4.1% price increase to give the 1990 estimates (<https://www.ssb.no/en/kp>).

^b Source: NOU 1996:p. 134 and 436.

表 5 出典: Galloway and Hart (2015), p.12

²⁵ この改革は、地域の少子化に対応するものではなく、地域の高技能労働者の確保と定着、低技能労働者の労働市場の改善を目的としていた。ノルウェーには、国内遠隔地の人口水準を維持することを目的とした「地方政策」の伝統があると説明している。

²⁶ 原文は、probability of having (conceived) children at least 1。

²⁷ カナダ (Milligan 2005) とイスラエル (Cohen et al. 2013) に関する先行研究で第三子出産に同様の効果が確認されていることから、結論の外部妥当性は強化されていると説明している。

²⁸ ノルウェーでは、公的にカバーされた質の高い学校教育(大学まで)とほぼ無料で高品質の医療が提供されており、住宅価格も比較的低いことから、1990年頃のトロムスの子供の直接費用は他の西欧諸国に比べて比較的低かったとしている。

スペイン／就労を条件とする税額控除

スペインでは、2003年に所得税改革が行われた。児童扶養控除(child deduction)が大幅に増額されるとともに、3歳未満の子を持つ母親に対する就労条件付き税額控除(tax credit)が導入された(表6)。この改革によって、子供のいる全世帯の可処分所得が増加したが、母親が就労している世帯ではより顕著であった(表7)。改革は、母親の就労を維持しながら出生率を高めることを目的としていたが、理論的には改革の効果は曖昧である。税額控除は、雇用促進を直接のターゲットにしているが、出生率を低下させる可能性があり、児童扶養控除は、出生を促進する可能性があると同時に、雇用を阻害する可能性がある。

Table A1

Child deductions and tax credits (in euros), Spain 1991-2008.

	1st child	2nd	3rd	4th+	Deduction or tax credit?	Supplements age 0-2	Supplements age 3-16	Tax credit (conditional on mothers' employment)
1991	120	120	120	120	Tax credit			
1992	120	120	120	120	Tax credit			
1993	120	120	120	120	Tax credit			
1994	120	120	120	120	Tax credit			
1995	124	124	150	180	Tax credit			
1996	129	129	156	186	Tax credit			
1997	133	133	160	191	Tax credit			
1998	150	210	300.5	300.5	Tax credit			
1999	1202	1202	1803	1803	Deduction	300.5	150	
2000	1202	1202	1803	1803	Deduction	300.5	150	
2001	1202	1202	1803	1803	Deduction	300.5	150	
2002	1202	1202	1803	1803	Deduction	300.5	150	
2003	1400	1500	2200	2300	Deduction	1200		1200
2004	1400	1500	2200	2300	Deduction	1200		1200
2005	1400	1500	2200	2300	Deduction	1200		1200
2006	1400	1500	2200	2300	Deduction	1200		1200
2007	1800	2000	3600	4100	Deduction	1200		1200
2008	1800	2000	3600	4100	Deduction	1200		1200

Source: Spanish Income Tax Legislation.

Note: A tax credit is an amount that you subtract from a household's tax liability (after applying the tax rate to taxable income). A deduction is an amount that you subtract from your taxable income, before you apply the tax rate. From 2003 on, the 1200-euro tax credit was for families with children under the age of three, conditional on the mother's employment. 1999 and 2003 (highlighted in bold) are the reforms considered in this paper.

表6 出典: Azmat and Gonzalez(2010) p.500

【2003年の改革】

- * 児童扶養控除(deduction)が引き上げられ、第一子 1,400 ユーロ、第二子 1,500 ユーロ、第三子 2,200 ユーロ、第四子以降 2,300 ユーロとなった。
- * 3歳未満の子供の追加控除(supplements)は 1,200 ユーロに増額され、3歳-16歳の子供の追加控除は廃止された。
- * 3歳未満の子供がいることと、母親の就労を条件とした新しい税額控除(tax credit)が導入された (1,200 ユーロ)。

ii) Total household subsidy by employment status of the mother												
No. of children	Low bracket				Middle bracket				High bracket			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
<i>Not working</i>												
1998	150	360	660	960	150	360	660	960	150	360	660	960
Post 1998	270	514	865	1217	425	808	1360	1913	721	1370	2307	3245
Post 2002	390	615	945	1290	728	1148	1764	2408	1170	1845	2835	3870
Difference 1999-98	120	154	205	257	275	448	700	953	571	1010	1647	2285
Difference 2003-02	120	101	80	73	303	340	404	495	449	475	528	625
<i>Working</i>												
1998	150	360	660	960	150	360	660	960	150	360	660	960
Post 1998	270	514	865	1217	425	808	1360	1913	721	1370	2307	3245
Post 2002	1590	1815	2145	2490	1928	2348	2964	3608	2370	3045	4035	5070
difference 1999-98	120	154	205	257	275	448	700	953	571	1010	1647	2285
difference 2003-02	1320	1301	1280	1273	1503	1540	1604	1695	1649	1675	1728	1825

表7 出典: Azmat and Gonzalez(2010) p.490 Table 1 から抜粋

Azmat and Gonzalez(2010)は、2003年の改革が出生率と小さな子を持つ母親の雇用に与えた影響を、出生率については回帰不連続デザイン(RDD)、労働供給については差分の差分分析(DID)を用いて分析した。

その結果、出生率(proportion of women giving birth)は、5% (女性 1,000 人当たり 3 人) 上昇し、3歳未満の子を持つ母親の就労率も、2%上昇したことがわかった。この傾向は、低学歴・若年の女性でより強かった。出生率に対する効果は、子供のいない女性で大きく(7%)、出産歴のある女性では有意な効果が見られなかった。

さらに、2つの改革要素の影響を分離するため、児童扶養控除が導入された1999年の改革²⁹を用いた分析も行っている。その結果、扶養控除は母親の雇用にマイナスの効果があることが示され、この改革がなければ、2003年の税額控除導入によって、雇用は最大5%、追加的に増加していた、と説明している。

扶養控除の増額は、出産を促進する一方で就労率を低下させ、税額控除の導入は、扶養控除の出産促進効果を強めると同時に就労率を上昇させる、という分析結果から、就労を条件とする税額控除は、就労と出産という2つの政策目標を達成する効果的な方法であり、児童手当(universal child subsidies)などの政策につきものの「就労とのトレードオフ」という課題を、部分的に克服する可能性がある、と結論づけている。

Table 5: Studies on universal child transfers

AUTHORS	INTERVENTION	COUNTRY (YEAR); AFFECTED	MAIN (SECONDARY) OUTCOME	STRATIFICATION	METHOD & RESULTS
AZMAT, GONZALEZ (2010)	Tax credit and child deductions; partly conditional on maternal employment	Spain (2003)	Fertility (Female LS)	Education; Age; Parity	RD or first diff for fertility outcomes. (DiD for female LS). Plus 5% fertility.
RIPHAHN, WIYNCK (2017)	Reform reduced cost of 1 st child for low-earning couples, and increased cost for high-earning couples	Germany (1996); West	Fertility	Education	DiD. High/low ed take turns being treated/ control. Positive effect on 2 nd births for high ed., unexpected neg. effect on 1 st births for low ed.
GALLOWAY, HART (2015) *	Regional cash transfer	Norway (1989-1990); Troms	Fertility (Female LS, Education)	Marital status	DiD. Trend modelling + placebo tests. Positive effect on 1 st births among unmarried women.

*Working papers

表8 出典：Bergsvik et al.(2019) Table5 から定期的給付(regular)を対象とした分析を抜粋。

²⁹ 1999年の改革では、税額控除(tax credit)は児童扶養控除(child deduction)に代わり、対応する税率を適用する前に、指定の金額を課税所得から差し引く(控除することになった。また、控除額も増額された。第一子と第二子はそれぞれ1,200ユーロ、第三子以降は1,800ユーロの所得控除。さらに、3歳未満の子供1人につき300ユーロ、3歳以上16歳未満の子供1人につき150ユーロが追加で課税所得から控除される。

英国／勤労家族税額控除

英国では、1999年に、勤労家族税額控除(WFTC)が導入されるとともに、失業世帯など低所得世帯向けの経済的支援が強化された。1999年から2003年にかけて、子供1人当たりの政府支出は実質的に50%増加したが、これは過去30年間で前例のない変化であった³⁰。追加支出のほとんどは、低所得世帯を対象としたものであった(図3, 図4)。子供のいる世帯の最貧困層(下位5分の1)が対象で、対象世帯の純所得が、子供1人の場合は約10%、2人以上の場合は12%以上も増加した。

Brewer, Ratcliffe, and Smith (2012)は、この改革が主に低所得世帯を対象としていることを利用した差分の差分分析(DID)を用いて、経済的インセンティブが出生率に与える影響について分析した。

その結果、未婚女性については有意な影響は示されなかったが、既婚女性(in couple)の出生数(birth in the last 12month)を、約15%上昇させることが示された。有意であるのは改革の翌年のみであり、改革は主に出生時期に影響を与えたことが示唆された。また、経済的インセンティブに対する反応は、第一子出産(第三子出産も)の方が、第二子出産よりも大きいことが示された。第二子の出産で反応が鈍い理由として、2人の子供を持つことへの強い選好³¹があるためかもしれない、と説明している。

結果について、(WFTCのような就労意欲向上を目的とする福祉改革の全体的な出生効果は、「福祉から就労へ」という機会費用効果に相殺される可能性があり先験的にあいまいである、としつつ)改革の影響を最も受けたグループにおいて、改革と同時に出生数が増加するなど、出生率は金銭的インセンティブに反応するとする先行研究の結果と一致しており、影響の大きさもこれまでの推定値と変わらない³²、と結論づけている。

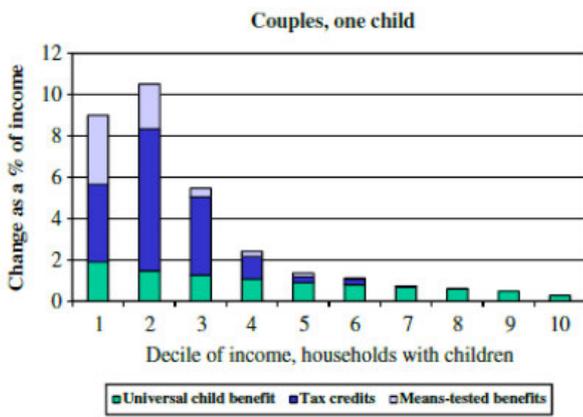


図3 出典：Brewer et al. (2012)

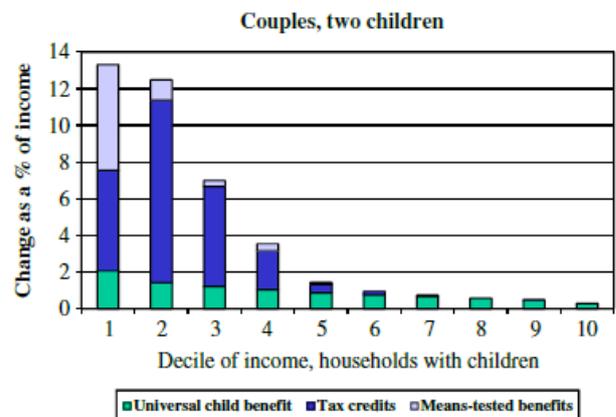


図4 出典：Brewer et al. (2012)

³⁰ WFTCは、ファミリークレジット(FC)と呼ばれる既存の小規模な就労支援プログラムに代わるもので、はるかに手厚い。どちらも週16時間以上働く者に支給され、世帯収入が一定額を超えると先細りになる。FCやWFTCの年間支出は、1998-99年から2000-01年の間に26億8,000万ポンドから48億1,000万ポンドとほぼ倍増し、2002年にはさらに64億6,000万ポンドに増加している。

³¹ 英国家計パネル調査(BHPS)のデータを用いて、出生意向と出産の関係を分析したBerrington(2004)によれば、第一子を持つ女性のほぼ全員が第二子を希望している。このため、第一子や第三子出産の意思決定と比較して、第二子出産の意思決定は金銭的インセンティブの影響を受けにくい可能性がある、と説明されている(Brewer et al. 2012)。

³² Whittington et al.(1990)は、米国における扶養控除額の変動が出生数と相関することを示し、その弾力性は0.127-0.248と推定された。Whittington(1992)は、所得動態パネル調査のデータを用いて同様の関係を見出し、その弾力性は0.23-1.31と推定している。英国については、Ermisch(1988)が、(普遍的な)児童手当の支給額の大きさが、母親になるタイミングと、3人目、4人目の出産による家族規模に影響を与えるとしている。また、子供手当の実質支給額を2倍にした場合の家族規模(family size)への影響は、住宅価格を2倍にした場合の影響と同程度とシミュレーションしている。

イスラエル／多子世帯への支援

イスラエルの児童手当(child subsidy)は、18歳未満の子供を持つすべての母親に非課税で支給される。支給額は18歳未満の子供の数に応じて決まるが、とくに四子以降で手厚かった。2001年に多子世帯に対する手当が大幅に引き上げられたが、翌年には改革前の水準に戻った。さらに、2003年6月以降に生まれた子供の手当は、出生順位にかかわらず同額となった。

三子世帯の場合、2002年には子供が1人増えると、月640シェケル（約160米ドル、当時のイスラエルの平均世帯収入の約9%）が追加支給されたが、2003年6月以降に生まれた場合は、追加支給額は月150シェケル（約34米ドル）と大幅に減額されることになった。二子世帯でも、2002年の316シェケルから150シェケルへと半減した(表 9)。

TABLE 1.—MONTHLY CHILD SUBSIDY BY BIRTH ORDER AND YEAR OF BIRTH (2007 NIS)

Year	1999	2000	2001	2002	2003		2004		2005	
					Children Born in 2003	Children Born before 2003	Children Born in 2003 or later	Children Born before 2003	Children Born in 2003 or later	Children Born before 2003
Birth Order among Children under Age 18										
1	190	191	188	159	150	150	127	127	123	123
2	190	191	188	159	150	150	127	127	123	123
3	381	381	378	316	150	259	127	176	123	160
4	770	772	765	640	150	550	127	436	123	369
5	647	648	943	790	150	663	127	500	123	412
6 or more	713	715	943	790	150	663	127	500	123	412

表 9 出典：Cohen et al.(2013)

Cohen, Dehejia, and Romanov (2013)は、1999年から2005年までの30万人以上のイスラエル人女性のパネルデータを用いて、2003年の改革（多子世帯が受け取る児童手当の減額）が、出生率に与える影響を分析した。改革の影響が大きいのは三子以降であるため、2人以上の子を持つ女性を分析対象とし、「次に生まれる子供が18歳になるまでに受け取る児童手当の割引現在価値」を説明変数としている。

その結果、児童手当が150シェケル減額されると、妊娠確率(probability of pregnancy)が、10.3%から0.99%ポイント(9.6%)減少することが示された(表 10)。多子世帯に対する手当の削減は、すべてのサブグループ(宗教、民族、所得、年齢)で出生率につながっていた。ただし、比較的所得の高い層と、出産に強い規範意識を持つ超正統派の層で弱い。出産を先送りできない35歳以上の女性にも効果が見られたことから、この効果は、出産時期だけでなく、少なくとも部分的には、出生率(TFR)に対する効果であることを示唆する、と説明している。

TABLE 4.—EFFECT OF THE PRESENT VALUE OF CHILD ALLOWANCE BY INCOME CATEGORY AND RELIGIOUS GROUP, NONPARAMETRIC FERTILITY CONTROLS

	Full Sample (1)	Below Poverty Income (2)	Above Poverty Income and Below 90% (3)	Top 10% (4)	Secular Jewish (5)	Orthodox Jewish (6)	Ultra-Orthodox Jewish (7)	Muslim Arabs (8)
Effect on probability of pregnancy of NIS 150 increase in subsidy × 100	0.99*** (0.14)	1.05*** (0.12)	0.85*** (0.18)	0.74** (0.31)	0.87*** (0.25)	0.99*** (0.25)	0.34 (0.22)	1.73*** (0.23)
Log net household income × 100	-0.06 (0.10)	-1.04*** (0.12)	0.15 (0.33)	0.55*** (0.19)	0.11* (0.06)	-0.03 (0.12)	-1.23*** (0.16)	-0.96*** (0.12)
Mean probability of pregnancy × 100	10.3	13.92	8.66	6.41	5.4	11.1	24.2	14.3
Observations	1,233,342	451,341	643,036	138,965	666,083	170,120	147,653	243,475
Adjusted R ²	0.102	0.121	0.077	0.051	0.028	0.053	0.095	0.077

Linear probability models are presented. We control for the number and age distribution of children with number-of-children fixed effects; a full set of indicators for the number of children in the age ranges (0,4), (5,13), (14,17), and 18 and older; and full interactions of these two. We control for year effects using year dummies. Additional controls include reference fertility; education controls; and, where relevant, religious and ethnic group indicators. Standard errors are in parentheses. Standard errors are clustered in year × number of children × age distribution of children cells. Statistically significant at *0.01, **0.05, and ***0.10.

表 10 出典：Cohen et al.(2013)

さらに、出生率の、子供の費用(price of children)³³、手当(benefit)、所得(income)に対する弾性値をそれぞれ算出している。その結果、出生率に対する所得効果は価格効果よりも小さく、低所得層では負の、高所得層では正の所得効果が示された(表11)。

出生率が子供の費用(price)の変化に対して非弾力的であるという結果は、ベッカーの出生率理論と一致しており、所得効果が小さいという結果は、先行研究と一致する、と説明している³⁴。

出生率に影響を与えようとする政府にとって、追加的な子供にかかる費用を減らすような政策は、効果的手段となりうるが、世帯所得を増やすような政策は、有意な影響を与えない、と結論づけている。

TABLE 16.—PRICES, BENEFIT, AND INCOME ELASTICITIES

Specification	Full Sample	Below Poverty Income	Above Poverty Income and Below 90%	Above 90th Percentile	Secular Jewish	Orthodox Jewish	Ultra-Orthodox Jewish	Arabs
Price elasticity	0.540 (0.077)	0.333 (0.005)	0.546 (0.010)	0.884 (0.026)	0.645 (0.014)	0.490 (0.024)	0.100 (0.031)	0.745 (0.023)
Comparisons to the literature Laroque and Salanié (2005)	0.2							
Benefit elasticity	0.192 (0.028)	0.151 (0.018)	0.196 (0.043)	0.229 (0.098)	0.325 (0.092)	0.178 (0.045)	0.029 (0.018)	0.243 (0.032)
Comparisons to the literature Gauthier and Hatzius	0.16							
Zhang et al.	0.05–0.11							
Whittington et al.	0.127–0.248							
Milligan (2005)	0.107							
Income elasticity	-0.005973 (0.0993)	-0.07449 (0.00883)	0.0176 (0.03843)	0.0862 (0.02951)	0.0213 (0.011)	-0.00233 (0.01)	-0.0509 (0.0066)	-0.0675 (0.00864)
Comparisons to the literature Hotz and Miller (1988)	0.02							
Black et al. (2008)	0.5							

Elasticities are computed for a marginal third child, with the child allowance increasing from NIS 150 per month to NIS 300 per month. Standard errors are in parentheses. Standard errors are computed using the delta method.

表 11 出典：Cohen et al.(2013)

³³ 子供の養育費用+逸失利益。養育費用は、イスラエル国立保険研究所 National Insurance Institute の子供の限界費用に関する集計を使って計算。第一子で月 980 シェケル、第二子 900、第三子 850、第四子 800、第五子以降で月 770 シェケルと推定される。食料、衣料、履物、住居に至るまで、子供にかかるすべてのモノとサービスの費用が含まれる。

³⁴ 表 11 の左から一列目には、価格、手当、所得の弾性値について、先行研究の結果も示されている。

3 国別分析(bonus：一時的給付に関するもの)

定期的な給付とは別に、出産時にベビーボーナスなど一時的な給付を行う国もある。手厚いボーナスを導入したオーストラリア、カナダのケベック州、スペイン、イタリアでは、出産時期や出生率にプラスの影響を与えている（表 16 ほか）。しかし、高いコストがかかることもあり、いずれも中止されている。

カナダ（ケベック州）

ケベック州では、1988 年に新生児手当(Allowance for Newborn Children, ANC)が導入された。第一子、第二子の出産時には 500 カナダドル（400 米ドル以上）、三子以降には 375 カナダドルが四半期ごとに 8 回支払われた。その後増額され、プログラム終了年の 1997 年には、第二子に 1,000 カナダドル（2 回に分割）、三子以降には 8,000 カナダドル（四半期ごとに 20 回に分割）が支給された（表 12）。ケベック州に居住していることのみが条件で、就労状況や所得、婚姻に関係なく受給できた。

TABLE 1.—BENEFIT PAYMENTS UNDER THE ALLOWANCE FOR NEWBORN CHILDREN

Period	First Child	Second Child	Third or Higher Child
May 1988 to April 1989	C\$500 at birth	C\$500 at birth	8 quarterly payments of C\$375 = C\$3,000
May 1989 to April 1990	C\$500 at birth	C\$500 at birth, C\$500 on 1st birthday	12 quarterly payments of C\$375 = C\$4,500
May 1990 to April 1991	C\$500 at birth	C\$500 at birth, C\$500 on 1st birthday	16 quarterly payments of C\$375 = C\$6,000
May 1991 to April 1992	C\$500 at birth	C\$500 at birth, C\$500 on 1st birthday	20 quarterly payments of C\$375 = C\$7,500
May 1992 to September 1997	C\$500 at birth	C\$500 at birth, C\$500 on 1st birthday	20 quarterly payments of C\$400 = C\$8,000

Notes: Each cell reports the payments made for a child born within the specified time period.

表 12 出典：Milligan(2005), p.54

Milligan(2005)は、新生児手当(ANC)が出生率に与える影響について、国勢調査の公開版から得られた人口動態統計とマイクロデータを用いて分析を行った。時間と管轄区域に加えてパリティによって治療群と対照群を形成できるため、識別に三重差分推定(DDD)を用いた。ANCの利点として、インセンティブの規模(magnitude)が大きく、他の公的給付とも関連がないため行動変化との因果関係が明確になること、給付対象が幅広いこと、反応の異質性を詳細に分析することができること、などをあげている。

分析の結果、ANC 対象世帯の出生率(probability of having child)は、全体で 12%、最大給付が受けられる三子以降で 25%上昇することが示された。また、初年度給付額が 1,000 カナダドル追加されると出生率が 16.9% 上昇し、出生率の給付弾性値は 0.107 となることも推計された。さらに、ANC への反応は高所得世帯でより強くなることも確認された。結論として、ANC の影響が一過性のものである可能性に言及しつつ、ケベック州とそれ以外の地域の平均子供数の差が縮小したこと³⁶などから、完結出生率への影響を示唆する、と説明している。

Kim(2014)は、ANC は 10 年間継続したため、出生率に与える影響は年齢層（コホート）によって出生率への影響は異なると考えた。Milligan(2005)の分析をベースに、世帯レベルの国勢調査データを用いて ANC の年齢層別インパクトを分析するとともに、1934 年から 1962 年に生まれたコホートの完結出生率データを用いて ANC が完結出生率に与えた影響を評価した。識別は差分の差分分析 (DID) による。

³⁵ ANC がインセンティブとして大きかったのかを検討するため、Milligan(2005)は、Phipps(1998)が推定した等価尺度を参照している。子供のコストを「家計が出産前の効用水準に戻るために必要な追加収入」で測定している（ふたり親家庭の等価尺度は、第一子 1.155、第二子 1.279、第三子 1.383）。労働供給減少によって生じる機会費用は除外されている。これを平均世帯収入 51,191 カナダドル(1996 国勢調査)に適用すると、第一子に 7,935 カナダドル、第二子に 6,348 カナダドル、第三子に 5,324 カナダドルがかかる計算となる。

³⁶ 25 歳から 34 歳までの女性の平均子供数(1991 年)は、ケベック州で 1.097 人、ケベック州以外で 1.220 人（差は 0.124 人）。1996 年には、ケベック州では 1.132 人に増加し、ケベック州以外では 1.187 人に減少した（差は 0.054 人）。

その結果、出生率に対する ANC のインパクトは年齢が上がるにつれて減少すること、ANC は完結出生率に有意な影響を与えないことが示された。この結果について、ANC は完結出生率を上昇させるほどの額ではなく、出産時期を早めただけかもしれない、と結論づけている³⁷。

Ang (2015) は、1980 年代後半にケベック州のみで導入された ANC をはじめとする現金給付型の出産促進策 (fertility incentives)³⁸ について、出生率や労働供給に与える効果を差分の差分分析 (DID) によって分析した。1986 年、1991 年、1996 年の国勢調査のマスターファイルを用いており、Milligan(2005) よりデータは充実している。あわせて手厚い育児休業給付(ケベック州親保険制度、QPIP)による効果も分析している。

その結果、現金給付型では、出生率(probability of having child)の 1.72% 上昇が確認され、影響は第一子出産に集中していた。25 歳から 40 歳までの女性労働力率の 0.8% ポイントの低下も示された。QPIP では、出生率は 23.5% 上昇し、影響は第二子以降で強かった。労働力率は 1.5% ポイント上昇した。費用対効果分析も行っており、追加出生 1 人当たり のコストは 2008 年レートで 223,625 カナダドル (QPIP では 15,828 カナダドル) と推計された。

Malak, Rahman, and Yip(2019) は、Milligan(2005) の分析をベースに、1986 年、1991 年、1996 年の国勢調査非識別化ファイルを用いて³⁹、ANC に対する反応の異質性や、兄弟姉妹の構成などに与える影響を検証した。また、先行研究ではデータ不足で不可能であった「ANC の影響を受けたコホートの完結出生率」について、機密版の出生動態統計(1974-2011)⁴⁰ と国勢調査(1991,2001)を用いて初めて計算、分析した。

その結果、三子以降の出生率(probability of having child)が大きく上昇していた(表 13, Panel A)。これは、ANC の出生順位による異質性、三子以降のインセンティブの大きさを反映している。とくに、娘 2 人よりも、息子 2 人あるいは「息子 1 人と娘 1 人」世帯で ANC の効果が大きかった。これは、親の性別選好を緩和した可能性を示唆している。

また、表 13 の Panel D は、所得階級別の推定結果を示している。中間所得層 (40,000-59,999 カナダドル) の反応が最も大きく、出生率が 13.6% 上昇している。

Panel A: subsamples by birth order				Panel D: subsamples by income group					
	No older children	One older child	Two or more older children	Under CS19,999	CS20,000- CS39,999	CS40,000- CS59,999	CS60,000- CS79,999	CS80,000 higher	
Average marginal effect (Quebec × Census1996)	0.0179 (0.0045)	0.0127 (0.0068)	0.0288 (0.0050)	0.0057 (0.0052)	0.0193 (0.0042)	0.0312 (0.0060)	0.0233 (0.0129)	-0.0006 (0.0190)	Average marginal effect (Quebec × Census1996)
Implied percentage increase in probability of having a child	10.4%	3.2%	23.3%	1.6%	9.5%	13.6%	9.1%	-0.2%	Implied percentage increase in probability of having a child
Probability of having a child ^a	36.4%	42.2%	12.5%	20.4%	30.2%	34.2%	34.1%	17.8%	Probability of having a child ^a
Pseudo-R-squared	0.0536	0.0215	0.0310	0.0722	0.0654	0.0710	0.0823	0.0878	Pseudo-R-squared
Pre-policy rate	17.2%	39.1%	12.3%	17.7%	20.3%	23.0%	25.5%	27.8%	Pre-policy rate
During policy rate	26.0%	41.2%	15.0%	24.7%	26.9%	29.0%	29.5%	30.7%	During policy rate
Number of observations	213,010	83,940	93,080	97,410	168,170	92,300	21,300	10,850	Number of observations

表 13 出典：Malak et al.(2019), p.1222

³⁷ Parent and Wang(2007) は、1970 年代半ばのケベック州の家族手当について、短期的に強い影響を示す一方、コホートを追跡すると完結出生率には影響がないとした。インセンティブが十分な大きさであることの重要性も強調している(Malak et al. 2019)。

³⁸ 5 歳以下の子を持つ世帯に毎年支給される“availability allowance”や扶養控除の導入などを考慮している。

³⁹ 正確な出生年が把握できる。また、機密ファイルはサンプルが大きいため異質な効果を十分に検証することが可能になる。

⁴⁰ 出生州や母親の年齢、バリティといった重要指標が利用でき、各年齢の TFR も利用できる。

表 14 は、女性の教育水準別の推定結果を示している。高学歴になるほど ANC に対する反応が大きく、修士号以上の学位を持つ女性で出生率が 15.2%上昇している。

さらに、ANC の影響を受けたコホートについて、15—39 歳の完結出生率(completed fertility)が上昇していることが確認された。

表 15 のパネル A は、世帯の総子供数を被説明変数とする線形モデルの推定結果である。ANC によって総子供数が有意に 2.4%増加することが示された。

表 15 のパネル B は、ANC が最終子供数にどのような影響を与えるかを示すプロビットモデルの推定結果である。ANC の効果は、一子世帯となる確率には統計的に有意でなく、二子世帯となる確率には負の影響を示す。これは、二子世帯は三子世帯に移行するインセンティブが大きいためである、と説明している。

一方、三子以上の世帯となる確率は、10.2%上昇することが示されており、ANC が最終子供数に与える影響の大きさが確認された。

結論として、戦略的に正しく構成された出生促進政策(pro-natalist policies)は、費用を抑えながら出生率を向上させると同時に、子供の性別選好や教育水準による出生率格差を緩和することもできる、としている。

	High school dropout	High school diploma	Some post-secondary	Bachelor degree or higher
Average marginal effect (Quebec × Census1996)	0.0117	0.0121	0.0231	0.0263
	(0.0065)	(0.0065)	(0.0039)	(0.0068)
Implied percentage increase in probability of having a child	5.3%	5.2%	11.7%	15.2%
Probability of having a child ^a	25.4%	28.6%	30.9%	33.8%
Pseudo-R-squared	0.0629	0.0693	0.0740	0.1211
Pre-policy rate	22.1%	23.4%	19.7%	17.3%
During policy rate	25.7%	25.0%	27.4%	27.5%
Number of observations	72,545	72,775	185,170	59,540

表 14 出典：Malak et al. (2019), p.1223

Panel A: linear model	
Dependent variable: total number of children	
Average marginal effect (Quebec × Census2001)	0.0417
	(0.0099)
Implied percentage increase	2.4%
Number of observations	208,560
Panel B: probit model	
Dependent variable: family had 1 child	
Average marginal effect (Quebec × Census2001)	0.0008
	(0.0034)
Implied percentage increase in probability	0.4%
Dependent variable: family had 2 children	
Average marginal effect (Quebec × Census2001)	-0.0176
	(0.0044)
Implied percentage increase in probability	-4.0%
Dependent variable: family had 3 or more children	
Average marginal effect (Quebec × Census2001)	0.0208
	(0.0038)
Implied percentage increase in probability	10.2%
Number of observations	208,560

表 15 出典：Malak et al. (2019), p.1227

Table 5: Studies on universal child transfers

AUTHORS	INTERVENTION	COUNTRY (YEAR); AFFECTED	MAIN (SECONDARY) OUTCOME	STRATIFICATION	METHOD & RESULTS
ANG (2015)	Cash transfers; incl ANC (Allowance for Newborn Children)	Canada (1980 →); Quebec	Fertility (Female LS)	Partnered	Parallel DiD. Pos. effect on fertility, stronger for first births.
MILLIGAN (2005)	Unconditional cash transfer increasing in number of children (ANC)	Canada (1988); Quebec	Fertility rates; Probability of having child; (Cohort fertility)	Parity; Family income	DiDiD with lower parities as control. Trend inspections. Strong positive effect on third births where incentive is strongest.
PARENT, WANG (2007)	Quebec-specific expansions of family allowance programs	Canada (Mid 1970); Quebec	Completed (cohort) fertility; (Children < 6 in household)	Age; parity	DiDiD with lower parities as control. Short term pos. effect; no lasting effect.
KIM (2014)	Allowance for Newborn Children (ANC); Age-adjusted exposure to policy	Canada (1988); Quebec	Completed (cohort) fertility	Age	DiD. Main "age-adjusted" measure is endogenous; Robustness w/exogenous measure: No effect on completed fertility.
GONZALEZ (2013)	Universal baby bonus (cash)	Spain (2007); 2y-residence	Fertility (Abortion; LS; Consumption)	-	RD. Positive effect on fertility. Temp. lower LS and less purchased childcare. No eff on consumption

表 16 出典：Bergsvik et al.(2019), Table5 から一時的給付(bonus)を対象とした分析を抜粋。

オーストラリア

オーストラリアでは、ケベック州と同様の普遍的なベビーボーナス制度⁴¹が、同国出生率が記録的な低水準に達した直後の2004年5月に創設され、10年後の2014年に廃止された。この制度では、一度だけ3,000豪ドル（当時約2,200米ドル）が支給され、2006年には4,000豪ドル、2008年には5,000豪ドルに増額された。

Drago, Sawyer, Shreffler, Warren, and Wooden (2011) は、「オーストラリア家計・所得・労働動態調査」の家計パネルデータと連立方程式の手法⁴²を用いて、ベビーボーナスが出産意向（intention）と出生率に与える影響を分析した。

その結果、オーストラリアのベビーボーナスは、出産意向と出生率の両方に、小さいながらも正の有意な効果をもたらすことが示された（出生率が3.17%上昇）。この効果は、第二子の出産意向に最も大きな影響を与えることが示されており、おそらく三子以降ではより強い影響がある、と説明している。また、費用対効果分析も行っており、追加出生にともなう政府の限界費用は、1人当たり少なくとも126,000豪ドル（90,000米ドル以上）と推定された⁴³。

一方、Parr and Guest (2011)によれば、大規模縦断調査（HILDA）のデータとマルチレベルロジスティック回帰を用いて出生率上昇への効果を分析したところ、ベビーボーナスには有意な効果が確認されなかったという。さらに、Gans and Leigh (2009)は、予想外の負の効果をもたらす可能性を示している。ボーナス導入前後の28日間を比較したところ、2004年6月が予定日であった出産の約46%（1,170件）が、7月上旬にずれ込んだとしている。また、出産の大半が帝王切開や誘発法を延期することで変更されていたため、新生児の健康に影響を与えた可能性がある、としている。

イタリア（フリウリ・ヴェネツィア・ジュリア州）

ベビーボーナスは、理論的には、出産や妊娠中絶の意思決定に影響を与え、とくに、貧困層や低学歴層など一部のサブグループに強く影響を与える可能性がある。この仮説を検証するため、Boccuzzo, Caltabiano, Dall Zuana, and Loghi (2008)は、2000年1月1日にイタリア北東部のフリウリ・ヴェネツィア・ジュリア州（FVG）で導入されたベビーボーナスの影響を分析した。州政府は、第二子出産には3,000ユーロ、三子以降には4,600ユーロを支給した⁴⁴。イタリア国籍・既婚・収入が一定基準以下の女性のみが対象とされた。収入基準はかなり高かった。2004年1月1日に支給額と所得上限が大幅に引き下げられた。

Boccuzzo et al. (2008)は、差分の差分分析(DID)に基づくグラフ解析(graphical analysis)や、対数線形モデルやロジスティックモデルによる多変量解析(multivariate analysis)を用いて、ボーナスが出産や中絶の選択に与える影響の大きさや、影響が出生順位や教育水準によってどう変化するかを検証した⁴⁵。イタリアでは所得と教育の相関が非常に強く、ボーナスは所得に中立なので影響は低所得世帯でより強くなると予想した。

その結果、ボーナスは、とくに2人以上の子を持つ低学歴女性の出産増に寄与する可能性が示された。このような女性は比較的少ないので、全体に与える影響は小さい。出生数に対する効果は、全体で2-3%程度となっている（三子以降では約20%以上）。この効果は出産時期を早めた可能性もあるが、分析対象となったコホートの完結出生率が確定するまで結論は出ない、と説明している。

⁴¹ オーストラリアのベビーボーナスは、2歳までの子供を出産または養子縁組した家庭に、3,000豪ドルを一括支給する。世帯の収入、母親の雇用形態、既存の子供数に関わらず支給される。また、課税対象にはならなかった。

⁴² 出産意向を内生変数とし、ボーナスを出産意向の識別手段として出生数を予測するプロビットモデルの最尤推定を行う。言い換えるとボーナスが線形回帰で出産意向を予測し、出産意向が二項プロビット回帰で出生数を予測する2方程式モデルであると説明している。

⁴³ Sinclair, Boymal and De Silva (2012)は、同様の研究で、追加出生の費用を1人当たり43,000豪ドルと推定している。

⁴⁴ 2000年から2003年までの4年間。2004年1月1日からFVG新政府は、ボーナス額と所得上限を大幅に引き下げた。

⁴⁵ 具体的には、ボーナスの有無により治療群と対照群に分けて、出生率と中絶率の推移を比較し、差分を評価する。対数線形モデルにより、時間、パリティ、婚姻状況、教育の間の相互作用が統計的に有意であるかを推定する、と説明している。

一方、2人以上の子を持つ低学歴女性の中絶率(ratio of abortions to births)を大幅に低下させたことも確認された。この女性たちは出産を延期するためでなく、総出産数を制限するために中絶を利用していたと考えられるため、ボーナスは、出産時期ではなく、出産数（完結出生率）に影響を与えたと考えられる（図5）。

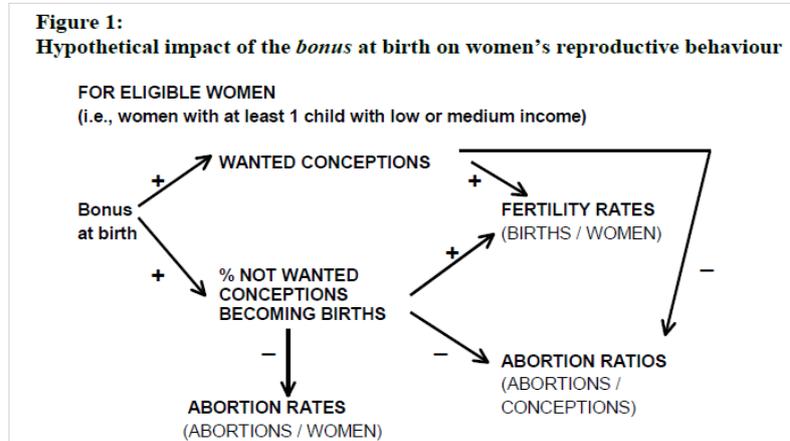


図5 出典：Bocuzzo et al. (2008)

この結果について、FVG では過去 30 年間、希望出生率と出生率(TFR)の間に隔たりがあり、とくに貧しいカップルで顕著であるとして、出産の意思決定は複雑かつ多様であり、経済的理由は既に1人か2人の子を持つ貧しいカップルにとって重要であると説明している。また、一般的に、育児の直接費用の削減はイタリアの低所得層の女性を経済的制約から解放し、出生率を高めるのに有効であると結論づけている。

スペイン

スペインでもイタリアと同様の結果が得られている。2007年7月3日、スペイン大統領は演説の中で、新たに普遍的で手厚いベビーボーナスの導入を発表した。出産直後の母親に支払われるもので、7月1日以降に出産したすべての母親が受給資格を得た。給付金は2,500ユーロ（約3,800米ドル）で、フルタイム労働者の月額最低賃金のほぼ4.5倍が一括で支払われた⁴⁶。2007年11月下旬には、最初の“Baby-Checks”（メディアでの呼称）が支払われた。2010年5月には予算削減の一環として廃止された（2011年1月の出生児から適用）。

González(2013)は、このボーナスが、出生行動や就労、消費行動、保育利用など家庭生活に与える影響について、回帰不連続デザイン(RDD)や補足的に差分の差分分析(DID)を用いて分析している。この改革は発表後すぐに実施され、受給資格は急激にカットオフされたため RDD に適しているとする。

その結果、ボーナス発表直後から妊娠数は（正の）ジャンプを示し、中絶発生率(incidence of abortions)も離散的な低下が確認されており、年間出生数を少なくとも5%増加させたことが示唆されるとした⁴⁷。

また、受給資格のある母親は、産後1年間に仕事から離れる時間が長くなり、子供の保育所入所期間が短縮されたことが示されたが、出産翌年の世帯の全体支出や子供関連支出に有意な変化は見られなかった。

結果について、RDDにより家族手当や児童手当の効果に関する既存研究と比べて信頼性の高い因果関係の同定が可能となった、と評価している。

⁴⁶ スペインのフルタイム最低賃金は570.6ユーロで、働く女性の約20%が最低賃金以下で働いている(2007年)。低賃金フルタイム労働者の場合、このボーナスは4.4か月分の給与に相当する。女性の月収中央値(約1,190ユーロ)の2倍以上になる(González 2013)。

⁴⁷ 妊娠数は有意に増加し、中絶発生率は小さいながらも有意に減少している（季節性を除去した仕様でそれぞれ5%程度）。

4 まとめ

子供のいる世帯への経済的支援は、理論的には、世帯収入を高め（所得効果）、現在および将来の子供にかかる費用を削減する（価格効果）ことによって、出生率に正の効果をもたらすと考えられる。

文献では、おおむね正の効果が示されているが、結果は複雑である（別表参照）。主な知見は以下のとおり。

➤ 出生順位による異質性

- ・政策効果は出生順位によって異なるが、結果は収束していない。Gauthier and Hatzius(1997)では第一子出産に与える影響が二子以降より大きいことが示唆されたが、国によっては逆の結果となった。Brewer et al.(2012)や Azmat and Gonzalez(2010)でも第一子出産がより大きく反応した。一方、Gábos et al.(2009)や Laroque and Salanie(2014)では出生順位が上がるほど反応が強くなった。
- ・支援の大きさが出生順位によって異なる場合、設定されたインセンティブに沿った出生行動が示された。Boccuzzo et al. (2008)では、第二子(ボーナス 3,000 ユーロ)よりも三子以降(同 4,600 ユーロ)で強く反応し、第一子(ボーナスなし)では反応しなかった。支援の重点化が、出生促進や前倒しにつながる可能性がある。

➤ 多子世帯支援、出産タイミングの重要性

- ・フランスの家族政策は第三子出産に重点が置かれており、多子世帯ほど支援が手厚くなっている。西欧では三子以上の出生数と完結出生率に密接な相関が確認されており、多子世帯を支援する政策は十分合理的といえる⁴⁸。
- ・第三子出産確率に最も影響を与える変数は「第二子出産時の年齢」と「第一子と第二子の間隔」であり、女性の雇用増加は逆効果である。出産時期を早める政策や、出産間隔を狭める政策には一定の合理性がある⁴⁹。

➤ 所得階層や年齢による異質性

- ・経済的支援の効果は、通常、支援の相対的な価値が高い低学歴者、低所得者、若年齢、ひとり親、失業者の出生率に大きな影響を与える（低所得層など要支援世帯への support 効果）。
- ・例外はフランス。また、カナダのケベック州で多子出産のインセンティブに最も反応したのは中間所得層であった。出産時期の前倒し反応も確認されている（中高所得層への incentive 効果）。

文献では、推定される効果がかなり限定的であることや、その要因について指摘されている。

➤ 政策の影響は長期的にしか表れない

- ・Gauthier and Hatzius (1997)は、政策の影響が短期より長期で強かったことから、遅延の存在を指摘している。まず、生物学的制約として妊娠・出産に最低9か月必要であり、これは年齢が上がるほど長期化する。また、妊娠前にも出産の意思決定やパートナーの同意に一定の時間が必要である。不妊の可能性もある。

➤ 質と量のトレードオフ

- ・推定された効果が小さい理由のひとつとして、親は、追加の経済的支援を、子供を増やすことではなく、すでに生まれている子供の物質的・教育的福祉の向上に投資する可能性がある⁵⁰。
- ・この効果は「低所得者の第一子出産」には影響しないと考えられるため、経済的支援の有効性が期待できる。

⁴⁸ Breton and Prioux(2005)は、欧州11か国の1960年生まれコホートについて分析し、フランスの高い出生率(2.12人)は三子以上出生数の寄与(0.5人)が大きいとする。1970年代以降のフランスについて第三子へのバリティ拡大率の変化を調べ、第三子出産の要因分析を行っている。1980年のQF拡大や1985年の育児親手当(APE)創設などの優遇策は、出産時期等に影響して第三子出産確率の維持、向上に役立った可能性があるという。

⁴⁹ Breton and Prioux(2005)は、出生率維持には第三子出産への人びとの希望(desire)が重要であり、多子世帯支援策はそうした希望を育むのに役立つとして、支援策は女性の労働参加率上昇を考慮する必要がある、と結論づけている。

⁵⁰ このような効果は現金給付が子供の健康を改善することを示す研究によって示されている (Bergsvik et al. 2020)。

➤量の不足

- ・経済的支援が出産に強い影響を与えないのは、子供にかかる費用のごく一部しかカバーしていないためである。支援が影響を与えるのは、一定の閾値以上の場合である可能性がある。カナダのケベック州やフランスのように支援が手厚い地域では、出生率への影響が明確で強い⁵¹。ただし、多大なコストがかかる。
- ・経済的支援は子供の直接的費用を部分的に相殺するが、就労しないことで発生する間接的費用（逸失賃金、機会費用）に比べればはるかに低いものである。
⇒経済的支援が多額である場合には、出生率を増加させる。

➤女性の労働参加とのトレードオフ

- ・経済的支援が手厚い場合、とくに、子供が多く、教育水準や就労経験、スキルレベルが低い女性に、有償労働の阻害要因として作用する可能性がある。
- ・税制上の措置であれば、有償労働の阻害要因となる可能性は低くなる一方、所得控除や税額控除の場合、負の代替効果（労働意欲を喚起）をもたらす、潜在出生率を低下させる可能性がある（Azmat and Gonzalez 2010）。

国立社会保障・人口問題研究所の調査結果⁵²によれば、「夫婦が理想の子ども数を持たない理由（複数回答）」として「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」をあげた割合は、理想が2人以上（予定が1人）の人で43.8%、理想が3人以上（予定が2人以上）の人で69.8%となっている。格差社会の問題も深刻になっており、経済的支援には一定のニーズが見込まれる。次に多い理由は「高年齢で生むのはいやだから」で、それぞれ39.0%、42.4%となっている。経済的支援は、出産先送りをふせぐ観点から有用であると思われる。

限られた財源で、効果的な支援を実施するため、立案にあたって次の3点について、戦略的に検討する必要がある。①インセンティブの対象（年齢、所得階層、子供数、就労状況、家族形態など）、②インセンティブの閾値（金額、期間、子育て費用や機会費用に与えるインパクトなど）、③手法の効率性と利便性⁵³（給付か控除か、定期か一時金か、申請方法等）である。

検討にあたって、一部文献で参照された「子育て費用」や「出産・育児の機会費用」の算出による基礎データの作成と継続的な検証・更新が有用と考えられる。また、短期的効果だけでなく長期的効果も検証できるよう、行政が保有する非識別個人データの長期保存や利用促進が必要と考えられる。さらに、経済的支援が出生行動に影響を与えるには、施策ごとのインパクトだけでなく、手当、税、現物給付などのトータルで家計にどの程度インパクトを与えるのか、「支援の見える化」も必要と考えられる⁵⁴。

⁵¹ Thévenon and Gauthier (2011)によれば、フランスでは、子供にかかる直接的な費用をカバーする給付金は、税還付による割合が圧倒的に大きい。所得水準に応じて給付額が大きくなるため、裕福な世帯に有意な影響を与える傾向がある。つまり、給付額が子供を持つことを決定する要因となる閾値を超えている。

⁵² 国立社会保障・人口問題研究所「2015年社会保障・人口問題基本調査」（第15回出生動向基本調査）。

⁵³ 効率性は行政コストや事務負担軽減、利便性は受け手の負担軽減。

⁵⁴ 少子化対策推進会議における議論を参照した<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/meeting/promote/senmon1_6.html>。

【別表】

	国 地域	経済的支援の概要			受給条件			分析の結果			文献
		金額等	出生順位 ①：第一子 ②：第二子 ③：第三子 ④：第四子	その他	所得	就労	婚姻	出生率への効果	効果の異質性 サブグループ	その他	
regular	フランス (手当)	月500ユーロ	給付対象を 第二子に拡大	育児親手当 非就労の親	-	○	-	出生率上昇示唆	第一子で強い 三子以降でゼロ	・初産のincentiveにもなっている ・三子以降に追加的incentiveがない	Laroque and Salanie(2004)
	フランス (手当)	月150ユーロ	-	児童手当の 追加	-	-	-	出生率上昇 15.5%⇒18.8% 3.3%ポイント+	第三子で強い (4.7%ポイント+)	非就労を受給条件にすると 出生率上昇幅は2.2%ポイントに減少	Laroque and Salanie(2014)
	フランス (課税ベース引き下げ)	家族係数制度(QF) の導入	子供数が多い ほど減税	富裕層対象	○	-	-	子のいる世帯割合 4%ポイント+	高所得層のみ	・超高所得層でincentiveに反応	Chen (2011)
		所得上限の設定	第三子のみ優遇	富裕層対象	○	-	-	給付弾力性 0.05%+	富裕層の中でも所得水準 が高いほど強い	・高所得層ほどincentiveに反応	Landais (2003)
	ドイツ (手当と所得控除)	低所得層は児童手当 それ以外は所得控除	①低所得層で増額 ②高所得層で増額	従前は所得 に連動した 児童手当	-	-	○	非有意	高所得層の第二子で+ (9.6%～22.7%) 低所得層の第一子で 非有意	・高所得層でincentiveに反応 ・低所得層の第一子の場合、支援の大き さが「閾値」に届いていない可能性	Riphahn and Wiyneck(2017)
	ノルウェー トロンムス県自治体 (手当と所得控除)	3,600クローネ (約575米ドル) +所得控除	-	ひとり親世 帯は2倍	-	-	-	出生率上昇示唆	20代前半・未婚女性の 第一子で+ 30代前半女性の 第三子で+	30代前半女性の労働供給わずかに減少 ・若年層、未婚女性は比較的低所得 ・低所得層のsupportとして機能	Galloway and Hart (2015)
	スペイン (所得控除と税額控除)	所得控除の大幅増額 +税額控除1,200ユーロ	所得控除額(m-p) ①2,600 ②2,700 ③3,400 ④3,500 (3歳未満児)	税額控除は 3歳未満児 就労のみ	-	○	-	出生率5%+ 第一子では7%+ 二子以降で非有意	低学歴・若年女性 で強い	3歳未満児の母親の就労率2%上昇 ・若年層・低学歴は比較的低所得 ・低所得層のsupportとして機能	Azmat and Gonzalez (2010)
	英国 (勤労家族税額控除等)	純所得が約10%～ 12%以上増加	-	低所得層向 け支援	○	○	-	既婚女性では出生率 約15%+ 未婚女性は非有意 第一子>第二子	最貧困層のみ 下位5分の1	・低所得層のsupportとして機能	Brewer et al. (2012)
イスラエル (手当)	①ほぼ変化なし ②月150シェケル (34米ドル)減額 ③月490シェケル (126米ドル) 減額	-	児童手当の 大幅減額	-	-	-	二子以上の世帯では 出生率9.6%低下	効果は 貧困層>中間層>富裕層	給付弾力性0.176 (第三子で0.192) ・低所得層のsupportとして機能	Cohen et al. (2013)	
bonus	カナダ ケベック州	三子以降を優遇 ①500カナダドル ②500カナダドル ⇒1,000カナダドル ③3,000カナダドル ⇒8,000カナダドル (約2,400米ドル)		10年間	-	-	-	出生率12%+ 三子以降で25%+	高所得層でより強い	第三子の給付弾力性0.107	Milligan(2005), Kim (2014)
								出生率わずかに上昇	第一子に集中	女性の労働供給減少	Ang (2015)
									三子以降で大きく上 昇⇒完結出生率上昇 を示唆	中間所得層、高学歴女性 で強い	・中間所得層でもincentiveに反応 ・低所得層でもsupportとして機能 ・出生率の教育格差等の可能性あり
	オーストラリア	3,000豪ドル(2004) (約2,200米ドル) 4,000豪ドル(2006) 5,000豪ドル(2008)	-	10年間	-	-	-	3.17%+	二子以降で強い	-	Drago et al. (2011)
								非有意	-	-	Parr and Guest (2011)
イタリア FVG州	①なし ②3,000ユーロ ③4,600ユーロ	-	4年間	○	-	○	出生率2-3%+ 三子以降では 20%以上+	二子世帯の低学歴(低所 得)の女性で強い	二子以上の低学歴(低所得)女性の 中絶率が大幅に低下 ・多子incentiveとして機能 ・低所得層のsupportとしても機能	Bocuzzo et al. (2008)	
スペイン	2,500ユーロ	-	約3年間	-	-	-	出生率約6%+	-	中絶率が小幅ながら有意に低下 ・低所得層のsupportとして機能 ・出産後母親が仕事から離れる時間+	Gonzalez (2013)	

*表にまとめるため内容を簡略化していることに留意。

参考文献

- Ang, X. L. (2015). The Effects of Cash Transfer Fertility Incentives and Parental Leave Benefits on Fertility and Labor Supply: Evidence from Two Natural Experiments. *Journal of Family and Economic Issues*, 36(2), 263-288. doi:10.1007/s10834-014-9394-3
- Azmat, G., & González, L. (2010). Targeting fertility and female participation through the income tax. *Labour Economics*, 17(3), 487-502.
- Baizan, P., Arpino, B., & Delclòs, C.E. (2016). The Effect of Gender Policies on Fertility: The Moderating Role of Education and Normative Context. *Eur J Population* 32, 1-30. doi:org/10.1007/s10680-015-9356-y
- Baughman, R., & Dickert-Conlin, S. (2009). The earned income tax credit and fertility. *J Popul Econ*, 22(3), 537-563.
- Bergsvik, J., Fauske, A., & Hart, R.K. (2020). *Effects of policy on fertility: A systematic review of (quasi)experiments*. Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers No. 922.
- Berrington, A. (2004). Perpetual postponers? Women's, men's and couple's fertility intentions and subsequent fertility behaviour. *Population trends*, 117, 9-19.
- Blanchet, D., & Ekert-Jaffé, O. (1994). The demographic impact of family benefits: evidence from a micro-model and from macro-data. In *The family, the market and the state in ageing societies*. Oxford, England: Clarendon Press.
- Boccuzzo, G., Caltabiano, M., Dall Zuana, G., & Loghi, M. (2008). The impact of the bonus at birth on reproductive behaviour in a lowest-low fertility context: Friuli-Venezia Giulia (Italy) 1989-2005. *Vienna Yearbook of Population Research*(Vol. 6), 125-147.
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (1998). On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*, 24(2), 271-291. doi:org/10.2307/2807974
- Breton, D., & Prioux, F., Translated by Dutreuilh, C. (2005). Two Children or Three? Influence of Family Policy and Sociodemographic Factors. *Population English Edition*, 60(4), 415-445.
- Brewer, M., Ratcliffe, A., & Smith, S. (2012). Does welfare reform affect fertility? Evidence from the UK. *Journal of Population Economics*, 25(1), 245-266. doi:10.1007/s00148-010-0332-x
- Chen, D.L. (2011). Can countries reverse fertility decline? Evidence from France's marriage and baby bonuses, 1929-1981. *International Tax and Public Finance*, 18(3), 253-272.
- Cigno, A. (1986). Fertility and the tax-benefit system: a reconsideration of the theory of family taxation. *Econ J* 96, 1035-1051.
- Cohen, A., Dehejia, R., & Romanov, D. (2013). Financial incentives and fertility. *Review of Economics and Statistics*, 95(1), 1-20.
- D'Addio, A. C., & d'Ercole, M. M. (2005). *Trends and determinants of fertility rates in OECD countries: The role of policies*. OECD Social, Employment, and Migration, Working Paper No.27.
- Drago, R., Sawyer, K., Shreffler, K. M., Warren, D., & Wooden, M. (2011). Did Australia's baby bonus increase fertility intentions and births? *Population Research and Policy Review*, 30(3), 381-397.
- Duclos, E., Lefebvre, P., & Merrigan, P. (2001). *A natural experiment on the economics of storks: Evidence on the impact of differential family policy on fertility rates in Canada*. Center for Research on Economic Fluctuations and Employment, CREFE working paper 136.

- Ekert-Jaffé, O. (1986). Effets et limites des aides financières aux familles: une expérience et un modèle. *Population (French Edition)*, 41(2), 327-348. doi:org/10.2307/1533063
- Ermisch, J. (1988). Econometric analysis of birth rate dynamics in Britain. *The Journal of Human Resources*, 23(4), 563-576.
- Francesconi, M., & van der Klaauw. (2007). The socioeconomic consequences of in-work benefit reform for British lone mothers. *J Hum Resour* 42(1), 1-31.
- Gábos, A., Gál, R. I., & Kézdi, G. (2009). The effects of childrelated by birth order: A test on Hungarian data. *Population Studies*, 63(3), 215-231.
- Galloway, Taryn Ann, & Rannveig Kaldager Hart. (2015). *Effects of income and the cost of children on fertility Quasi-experimental evidence from Norway*. Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers No. 828.
- Gans, J. S., & Leigh, A. (2009). Born on the first of July: an (un)natural experiment in birth timing. *Journal of Public Economics*, 93, 246-264.
- Gauthier, A. H. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26(3), 323-346. doi:10.1007/s11113-007-9033-x
- Gauthier, A. H., & Hatzius, J. (1997). Family benefits and fertility: An econometric analysis. *Population studies*, 51(3), 295-306. doi:10.1080/00324720310001500 66
- Georgellis, Y., & Wall, H. J. (1992). The fertility effect of dependent tax exemptions: Estimates for the United States. *Applied Economics*, 24(10), 139-145.
- Gonzalez, L. (2013). The effect of a universal child benefit on conceptions, abortions, and early maternal labor supply. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(3), 160-188.
- Haan, P., & Wrohlich, K. (2011). Can child care policy encourage employment and fertility? Evidence from a structural model. *Labour Economics*, 18(4), 498-512.
- Kalwij, A. (2010). The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe. *Demography*, 47(2), 503-519. doi:10.1353/dem.0.0104
- Kim, Y. I. A. (2014). Lifetime impact of cash transfer on fertility. *Canadian Studies in Population*, 41(1-2), 97-110. doi:10.25336/p64s52
- Kraval, Ø. (1996). How the local supply of day-care centers influences fertility in Norway: A parity-specific approach. *Population Research and Policy Review*, 15(3), 201-218.
- Landais, C. (2003). Le quotient familial a-t-il stimulé la natalité française? *Economie Publique*, 13, 3-31. doi:org/10.4000/economiepublique.279
- Laroque, G., & Salanié, B. (2004). Fertility and financial incentives in France. *CESifo Econ Stud*, 50(3), 423-450.
- Laroque, G., & Salanié, B. (2014). Identifying the response of fertility to financial incentives. *J Appl Econ*, 29(2), 314-332.
- Luci-Greulich, A., & Thévenon, O. (2013). The impact of family policies on fertility trends in developed countries. *European Journal of Population*, 29(4), 387-416.
- Lutz, W., & Skirbekk, V. (2005). Policies addressing the tempo effect in low-fertility countries. *Population and Development Review*, 31(4), 699-720.
- Malak, N., Rahman, M. M., & Yip, T. A. (2019). Baby bonus, anyone? Examining heterogeneous responses to a pro-natalist policy. *Journal of Population Economics*, 32(4), 1205-1246. doi:org/10.1007/s00148-019-

00731-y

- Milligan, K. (2005). Subsidizing the stork: New evidence on tax incentives and fertility. *Review of Economics and Statistics*, 87(3), 539-555.
- Parent, D., & Wang, L. (2007). Tax incentives and fertility in Canada: quantum vs tempo effects. *Can J Econ* 40(2), 371-400.
- Parr, N., & Guest, R. (2011). The contribution of increases in family benefits to Australia's early 21st-century fertility increase: An empirical analysis. *Demographic Research*, 25(6), 215-244.
- Phipps, Shelley A. (1998). What Is the Income "Cost of a Child"? Exact Equivalence Scales for Canadian Two-Parent Families. *The Review of Economics and Statistics*, 80(1), 157-164.
- Rainer, H., Bauernschuster, S., Danzer, N., Fichtl, A., Hener, T., Holzner, C., & Reinkowski, J. (2014). Child Benefit and Child Allowances in Germany: Their Impact on Family Policy Goals. *CESifo DICE Report*, 12(1), 37-45.
- Riphahn, R. T., & Wijnck, F. J. (2017). Fertility effects of child benefits. *J Popul Econ* 30, 1135-1184.
- Sinclair, S., Boymal, J., & De Silva, A. (2012). A Re-Appraisal of the Fertility Response to the Australian Baby Bonus. *Economic Record*, 88(S1), 78-87.
- Sobotka, T., Matysiak, A., & Brzozowska, Z. (2019). *Policy responses to low fertility: How effective are they? Working Paper No. 1*. New York: UNFPA, Population & Development Branch. Technical Division Working Paper Series.
- Št'astná, A., & Sobotka, T. (2009). *Changing parental leave and shifts in second and third-birth rates in Austria*. Vienna Institute of Demography, Working Papers. No. 7.
- Thévenon, O., & Gauthier, A. (2011). Family policies in developed countries: A fertility booster with side-effects. *Community Work and Family*, 14(2), 197-216.
- Whittington, L. A. (1992). Taxes and the Family: The impact of the tax exemption for dependents on marital fertility. *Demography*, 29(2), 215-226. doi:org/10.2307/2061728
- Whittington, L. A., Alm, J., & Peters, H. E. (1990). Fertility and the personal exemption: implicit pronatalist policy in the United States. *The American Economic Review*, 80(3), 545-556.
- Zhang, J., Quan, J., & Van Meerbergen P. (1994). The effect of tax-transfer policies on fertility in Canada, 1921-1988. *J Hum Resour* 29, 181-201.
- アジア経済研究所 (1992) 「資料 1 出生力関連用語解説」 河野稠果編『発展途上国の出生率低下: 展望と課題』(pp.289-297) doi:org/10.20561/00044223
- 泉眞樹子・近藤倫子・濱野恵 (2017) 「フランスの家族政策: 人口減少と家族の尊重・両立支援・選択の自由」 国立国会図書館『調査と情報: ISSUE BRIEF』No.941
- 鎌倉治子 (2010) 「諸外国の給付付き税額控除の概要」 国立国会図書館『調査と情報: ISSUE BLIEF』No.678
- 神尾真知子 (2007) 「フランスの子育て支援: 家族政策と選択の自由」 『海外社会保障研究』No.160, 33-72
- 齋藤純子 (2010) 「ドイツの児童手当と新しい家族政策」 『レファレンス』No.716, 47-72

§3 育児休業 (parental leave, maternity leave, paternity leave)

- 1 クロスナショナル分析
 - 2 国別分析
 - スウェーデン
 - オーストリア
 - ドイツ
 - 3 父親の休暇取得
 - 4 家庭育児に対する給付
 - 5 その他
 - 6 まとめ
- 参考文献

§3 育児休業 (parental leave, maternity leave, paternity leave)

育児休業や出産休暇は、親となる人に、出産や育児のために休暇を取得すること、休暇後には元の仕事に復帰することを認めるものである。米国を除くほぼすべての先進国で導入されている。取得条件や所得補償の範囲は出産前の雇用状況や収入に依ることが一般的で、国や地域によって大きく異なる。一部の国には父親休暇もある。理論的には、育児休業や出産休暇は、出生率にプラスの影響を与えるはずである。休暇(leave)は将来の雇用に対する親の不安を軽減し、給付(payment)は雇用中断の間に失われる親の収入を補う。また、出産前に雇用されていない親(学生、求職者など)に対しても給付があれば、求職活動や貧困の心配をせずに出産・育児ができる。一方、休暇の長期化は人的資本の減価につながり、将来の収入や昇進機会を減少させるかもしれない。キャリアへの悪影響を恐れて、親が出産を先延ばしにする可能性がある。

1 クロスナショナル分析

育児休業や出産休暇が出生率に与える影響について、クロスナショナル分析の結果はさまざまである。期間(duration)については、負の効果を示すか、統計的に非有意と推定されることが多い¹。対照的に、給付(benefit)については、正の効果が示されており、主に出産タイミングへの影響を反映していると考えられる(表1, Kalwij 2010)。

Adserà(2004)は、OECD23か国のパネルデータを用いて、出生率と、労働市場の制度的構造や、産休・育児給付(maternity leave benefits)などの相互作用について分析した。1990年代のOECD諸国では、出生率が低下する一方で、出生率と女性就労率の間に正の相関が指摘されるようになり、そのメカニズムを明らかにしようとした。その結果、欧州では、給付期間が長いほど出生率が上昇することが示された。米国や豪州のように出産休暇が1週間もない国は、90年代のノルウェーやデンマークのように休暇が28週間ある国よりも、出生率(TFR)が0.1ポイント低くなる、としている。また、南欧の高失業率と不安定雇用が、とくに若い女性の出生率を低下させたとして、彼らは早期にスキルを身につけて生涯所得を増やし、失業リスクを最小化するために出産を先送りする、としている。さらに、北欧では、雇用の安定と手厚い給付が出産の機会費用を部分的に削減しているため、25-29歳と30-34歳女性の出生率を高めている、と説明している。

D'Addio and Mira d'Ercole(2005)は、OECD16か国のパネルデータを用いて、育休期間の長さ、育休給付の寛大さが出生率に与える影響を、時間効果を考慮したPMG(pooled mean group)推定や一般化モーメント法(generalized method of moments, GMM)により推計した。その結果、期間が10%長くなると、出生率(TFR)が2.4%減少することが確認されたが、保育不足の国では休暇がより重要であるため、結果の解釈は容易ではないと説明している²。一方、給付(代替賃金)が10%高くなると、出生率が2.3%上昇することが確認された。結果について、期間の長さや給付の寛大さの複合的な効果を見ることの重要性を示している、と説明している。

Kalwij(2010)は、欧州16か国の個人レベル出生データなどを用いて、政府の家族関係支出の変化が、出生率に与える影響を推計している。離散時間比例ハザードモデルにより、産休・育児給付(maternity- and parental-leave benefits)にかかる政府支出が、出産に与える影響を推定した。その結果、第一子出産確率(≡出産時期)には有意な正の効果が示されたが、第二子以降には示されなかった。

¹ この傾向について「育児休業は出産前後の家計や就労をサポートし、出生率にプラスの効果をもたらす一方で、雇用を条件とすることが多いため、男女ともに労働市場に定着するまで出産の先延ばしをうながす可能性があり、出生率にマイナスの影響がある。」(p.408)との説明がある(Luci-Greulich and Thévenon 2013)。

² この結果について、Luci-Greulich and Thévenon(2013)は、「このモデルでは3歳未満児の保育の拡大が考慮されていない。しかし、親の育児を代替できる保育の提供が遅れている国では、育休期間が長くなる傾向がある。このような状況下では、育休期間の負の影響は、幼い子供のための保育不足の影響を部分的に反映している可能性が高い。」(p.408-409)と説明する。

また、このモデルを利用したモンテカルロ・シミュレーションにより、産休・育児給付を10%増額すると、女性が40歳までに出産する子供数 (average number of children)、つまり、完結出生率には影響を与えないが、子供を持つ確率(probability of having children)に影響を与え、36-40歳時点での無子率(childlessness)を約3.2%減少させることを示した³。

Luci-Greulich and Thévenon(2013)は、OECD18か国のパネルデータを用いて、育児休業などの家族政策が出生率に与える影響について、国・時間の二元固定効果モデル(two-way fixed effect model)により推計した。その結果、休業期間や休業給付等の増加に出生率(TFR)への正の効果が確認されたが、テンポ調整出生率(tempo-adjusted TFR)⁴への影響は確認できなかった。子供数よりも出産タイミングに影響があると説明している⁵。

Baizán, Arpino, and Delclòs (2016)は、EU16か国の個人レベル・国レベルデータを用いて、マルチレベル・ポアソンモデルにより、育児休業が完結出生率に与える影響を分析した。その結果、有給期間の長さ(weighted leave weeks)⁶は、出生率と正の相関があったが、統計的に有意ではなかった。

Table 1. The impact of family policies on fertility – selected empirical results.

	Explained variable	Financial transfer	Leave entitlements			Childcare provisions			Country and period covered – methodology
			Duration	Payment rate of maternity leave	Spending per child (all leave included)	Spending per child	Enrolment rates		
Gauthier and Hatzius, 1997	Total fertility rates (for women with 1, 2, or 3 and more children separately)	Positive	Positive but statistically	Negative but statistically	–	–	–	–	22 OECD countries 1970–1990; Panel data methods
Adsera, 2004	Total fertility rates	–	Positive	–	–	–	–	–	28 OECD countries 1960–1997; Panel data methods
D’Addio and Mira d’Ercole, 2005	Total fertility rates	Positive	Negative	Positive	–	–	–	–	16 OECD countries 1980–1999; Panel data methods
Hilgeman and Butts, 2009	Achieved Fertility at age 18–45	–	Negative	Not significant	–	–	Positive	–	20 OECD countries, 1995–2000 waves of European or World Value Surveys – cross-sectional multilevel approach
Kalwij, 2010	Timing of birth Completed family size	No effect No effect	Not included	–	Positive No significant effect	No effect Positive	Not included	–	16 European countries; Event history analysis information on individual fertility history from the European Social Survey 2004
Luci and Thévenon, 2011	TFR Tempo-adjusted fertility rates	Positive	Positive	–	Positive	Negative	Positive	–	OECD countries 1982–2007; Panel data methods

Source: OECD (2011).

表1 出典：Thévenon and Gauthier(2011)

【Luci-Greulich and Thévenon(2013)による補足】

休業期間：D’Addio and d’Ercole (2005)、Gauthier and Hatzius (1997) は、出産休暇の週数を考慮。

Luci and Thévenon(2013)は、出産休暇と育児休業の週数を考慮。

休業給付：Gauthier and Hatzius(1997)、D’Addio and d’Ercole(2005)は、産休中の(所得)代替率を考慮。

政府支出：Kalwij (2010)は、1歳未満の子供1人当たりの平均休暇関連支出(産休・育児給付)を考慮。

Luci and Thévenon(2013)は、出産休暇と育児休業、出産手当に関する子供1人当たりの年間支出合計を考慮。

³ この結果について、給付増額が第二子以降の出産に影響を与えないのは、第一子を出産した女性のキャリア見通しが向上し、第二子の機会費用が増加したためと考えられる、と説明している(Kalwij 2010)。

⁴ 米国の人口学者ボンガーツとフィーニーが考案した指標で、調整合計特殊出生率(adjusted total fertility rate, ATFR)と同義。出生率(TFR)の値を各出生順位の平均出生年齢の変化に応じて調整するもの。出産の先送り、前倒しがないときに本来あるべき出生率(TFR)の水準を意味する(イミダス <<https://imidas.jp/genre/detail/F-109-0045.html>>, Bongaarts and Feeney 1998)。

⁵ 表1では子供1人当たり保育関連支出の項が“Negative”となっているが、Luci and Thévenon(2013)では“Positive”に変更されている(p.407)。

⁶ 産休、父親産休、育児の週数の合計を、それぞれの休暇中に支払われた現金給付の水準で加重平均(製造業における女性賃金の割合で測定)。結果として得られる指標は、所得代替率100%で支払われる休暇週数の合計相当数(加重休暇週数)と解釈できる(1992–98)。

2 国別分析

表2は、育児休業や出産休暇に関する2005年までの研究を概観している(Gauthier 2007⁷)。

マクロデータに基づく分析は、育児休業や出産休暇が出生率にプラスの影響を与えると結論づけている。Hyatt and Milne(1991)は、カナダの出産手当(maternity benefit)等の効果を、出産手当のない米国との比較により分析し、出生率(TFR)に与える小さな正の効果を確認している。スウェーデンについて分析したHoem(1993)でも、「スピード・プレミアム⁸」による育休給付増額が出産のテンポを速め、出生率(TFR)が上昇したとしている。

マイクロデータによる分析は、結論が分かれている。フィンランドとノルウェーについて分析したRonsen(1999, 2004)は、育児休業が出生率にプラスの影響を与えると結論づけている一方、オーストリアについて分析したHoem, Prskawetz, and Neyer(2001)では、第三子出産の時期(tempo)が早まることを除くと、出生率に及ぼす全体的な影響は見られなかった。

Table 3 Overview of studies on the impact of policies on fertility—work-related policies (maternity and parental leave)

Country	Authors (year)	Data	Methods of analysis	Dependent variable	Policy variables	Findings
<i>Macro-level data</i>						
Sweden	Hoem (1993)	Official statistics 1961–1990	Indirect standardization	Parity-specific birth rate	Parental leave policy	Positive impact of policies on the total fertility rate
Canada	Hyatt and Milne (1991)	Official statistics, 1948–1986	Ordinary least-squares regression	Total period fertility rate (log)	Maternity benefits	Maternity benefits have a significant but small effect on fertility. A 1% increase in maternity benefits would result in a 0.26% increase in fertility
<i>Micro-level data</i>						
Austria	Hoem, Prskawetz, and Neyer (2001)	Austrian Family and Fertility survey, 1995–1996	Hazard regression	Probability of third birth	Parental leave	No overall effect of changes in parental leave on fertility apart from an increase in the tempo of third births following the changes in parental leave in the mid-90s
Austria	Lalive and Zweimuller (2005)	Austrian social security dataset, 1990	Regression discontinuity analysis	Probability of having a child within the 3 years following the change in policies	Parental leave	The extension of the parental leave in 1990 increased the probability of having an additional child (both the tempo of birth and completed fertility)
Finland and Norway	Ronsen (1999)	1988 Norwegian Family and Occupation Survey and the 1989 Finnish Population Survey (cohorts 1943–1965)	Hazard-rate analysis	Probability of birth	Parental leave	Parental leave has had a small positive effect on fertility in these two countries. The impact is stronger in Finland
Finland and Norway	Ronsen (2004)	Norwegian Family and Occupation Survey and the 1989 Finnish Population Survey	Hazard model	Probability of first, second, and third birth	Parental leave, public day-care coverage, and child benefits	Parental leave has a positive effect on fertility. The provision of day care has no effect on fertility. Child benefits have no effect on fertility

表2 出典：Gauthier (2007) Table3 から抜粋

1980年代後半から1990年代前半にかけて、北欧諸国の出生率は上昇した。Ronsen(2004)は、育児休業など北欧の手厚い家族政策の出生促進効果についてモデル化を試みている⁹。ノルウェーとフィンランドで実施された家族・出生率調査のデータと、Cox 比例ハザードモデルの枠組を用いて、出生順位別の出産時期を推定した。その結果、育休期間の延長が出生率を押し上げる効果が示された。とくにフィンランドについては、有意に正の効果（1か月の延長で第三子の出産確率が約7%上昇）が確認された¹⁰。

⁷ 育児休業制度の多様性と複雑性にとまなない、対応する出生率への効果を検出するのがむずかしい、と結論づけている。

⁸ 第一子出産後30か月以内に第二子を出産した場合、第二子の育休給付が第一子の際と同額となる。1980年に法定化された。スピード・プレミアムの詳細については、Hoem(1990)のp.744-745や次頁を参照。

⁹ 出産時期と間隔をモデル化するため、構造パラメータ推定をとまなわなない、動的な縮小形式出生率モデルを採用している。

¹⁰ 女性の賃金が上昇すると、第一子出産のタイミングが遅くなり、第二子、第三子の出産確率も低くなることも示された。

スウェーデン/スピード・プレミアム、所得連動型給付

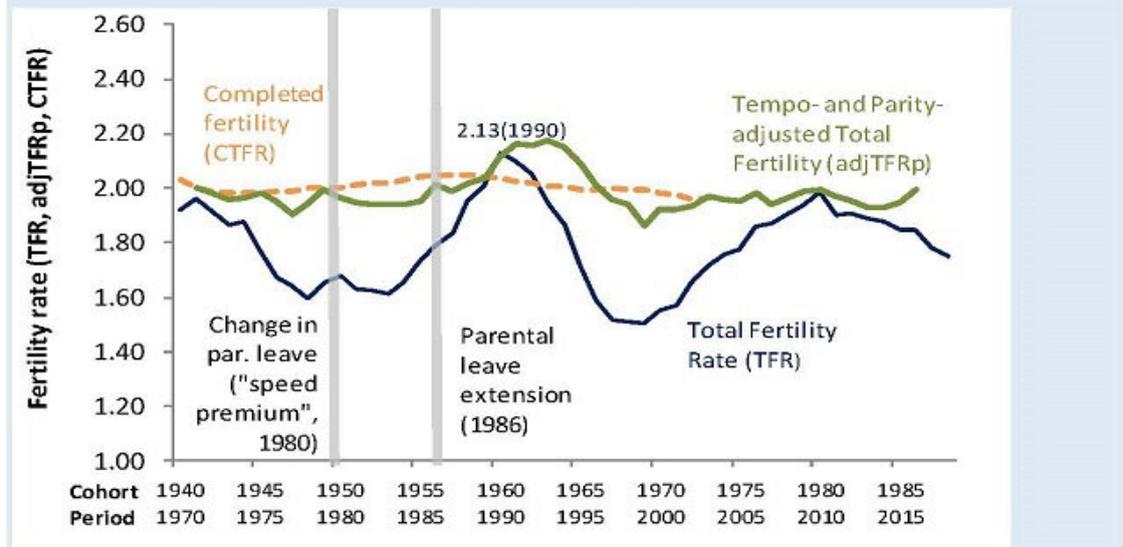
育児休業の期間や取得資格 (entitlements) の変更は出産時期に影響を与える可能性がある。よく知られた例は、1980年にスウェーデンで導入された「スピード・プレミアム¹¹⁾」である。

スウェーデンでは、育児給付の額は、休暇前の収入によって決定される。プレミアム導入前は、第二子出産後に受け取る育児給付の額は、第一子出産後の収入に連動していた。1980年以降、育児中の親は、次の子供が24か月以内に生まれた場合、前の子供の時と同額の育児給付を受け取ることができるようになった。1986年には、最大出産間隔が24か月から30か月に延長され、間隔を開けずに次の出産をすることがより容易になった¹²⁾。導入前は、多くの母親が第一子出産後にパートタイム雇用を選択し、低い給与を得ていたため、「スピード・プレミアム」は育児給付の大幅増に貢献した (Sobotka et al. 2019 ほか)。

図1は、スウェーデンにおける出生率 (TFR)、テンポとパリティを調整した調整出生率 (adjTFRp¹³⁾)、完結出生率 (CTFR) の推移を示している。出生率は、「スピード・プレミアム」導入後に上昇しはじめ、1983年の1.61から、1990年には2.13にまで達したが、その後急落し、1990年代後半に再び上昇に転じている。

「スピード・プレミアム」についてイベントヒストリー分析、ハザード分析を行った Andersson, Hoem, and Duvander(2006)によれば、1980年代の出生率上昇は、テンポ変化によるところが大きく、とくに出生間隔の短縮化によって、第一子出産後30か月以内の第二子出産確率が急上昇した、と説明されている。

Figure 10 Total Fertility Rate (TFR), Tempo- and Parity-adjusted Total Fertility (adjTFRp) and completed cohort fertility rate (CTFR) in Sweden in 1970-2018 (and among women born in 1940-74)



Notes: Cohort fertility data are shifted by 30 years, reflecting the mean age at childbearing. A small share of completed fertility at higher childbearing ages (42+) is estimated.

Sources: Human Fertility Database (2019), Statistics Sweden (2019) and own computations. Tempo- and Parity-adjusted Total Fertility (adjTFRp) was computed by Kryštof Zeman.

図1 出典：Sobotka et al. (2019) p.44

¹¹⁾ スピード・プレミアム(speed premium)：スウェーデンの育児休業に導入されたルールで、出産から一定期間内に次の子供が生まれると、休業中の親 (通常は女性) の所得補償が、以前の水準で (多くの場合、より高い水準で) 維持できるというものである。1980年にこの期間は24か月とされ、1986年には30か月に延長された (Andersson 2004)。

¹²⁾ 育児給付の給付期間も、従前の9か月から、1980年に12か月、1989年に15か月へと延長された。

¹³⁾ the tempo- and parity-adjusted total fertility rate：テンポ効果 (出産時期の変化に起因)、パリティ構成効果 (出産年齢女性の既往子供数構成の変化に起因) の影響を除いた出生率を測定するもの。期間合計出生率(PTFR)よりも、ある年の女性1人当たりの平均子供数をよりよく示すことができる (Bongaarts and Sobotka 2012)。

このように強い影響があった理由のひとつとして、女性が出産後も、労働時間を短縮して働き続けるという、一般的な慣行があることを指摘している。スウェーデンでは、7歳未満児のいる、雇用されている母親の40%以上がパートタイムで働いている、と説明している。

一方、調整出生率の上昇はそれほど大きくなく（女性1人当たり約0.2人）、「スピード・プレミアム」が導入された時点で、出産適齢期であった女性の完結出生率には、わずかな変化しか見られなかった（図1）。

1990年代の出生率の急激な低下は、逆方向のテンポ効果（景気悪化をきっかけとした初産延期）により加速されている。スウェーデンの育休給付は、収入に応じて支給されるため、雇用率や収入が急減する景気後退期には、出生率が急速に低下する傾向がある（Andersson 2004, Hoem 1996 ほか）。

スウェーデンでは、1989年に、育休期間が12か月から15か月に延長された（図2, 表3）。

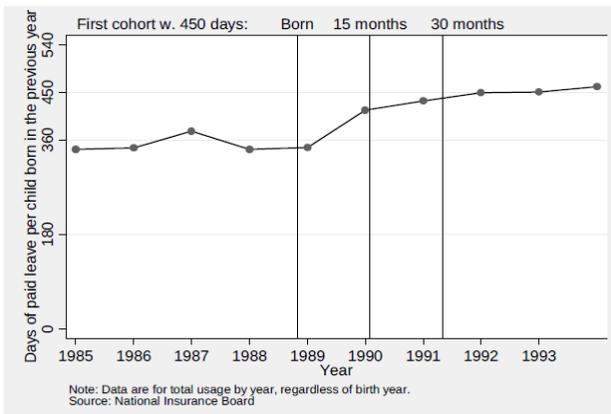


図2 出典：Liu and Skans (2010)

Table 1 Reforms in the parental leave benefit system

Reform year	Total number of remunerated days	Days only compensated at the lower flat rate
1974	180	0
1975	210	0
1978	270	30
1980	360	90
1989	450	90
2002	480	90

表3 出典：Liu and Skans (2010)

Liu and Skans (2010)は、1988年8月以降に生まれたスウェーデン人の子供を対象に、差分の差分法(DID)を用いて、育休期間の延長が、子のアウトカム（16歳時のテストの点数や成績）に与える影響とともに、兄弟姉妹の誕生時期や数に与える影響について分析した。研究の主な関心は、育休期間が子供の認知能力にどう影響するか、ということであるが、出生率と出産間隔にも着目している。

その結果、末子が生まれてから18か月以内に出産する確率が、わずかに上昇した（育休期間の1か月延長で0.24%ポイント）。これは、高学歴の母親がけん引していると考えられる、としている。また、子供の総数に対する有意な影響は確認されなかった。

この結果について、有給の育休期間が十分に長くなり、職場復帰をはさまずに連続して出産できれば、親は出産の間隔を狭める可能性を示唆している、と結論づけている。また、この分析は、前の出産にかかる育休期間の延長が出生率に与える影響のみを推定しており、より手厚い給付がもたらす潜在的に大きな効果については推定していないため、部分的な分析であることに注意が必要である、と説明している。

オーストリア／育休期間の延長・短縮、定額給付

オーストリアでは、育休期間中に、従前の収入にかかわらず、定額の手当が支給される¹⁴。1990年の改革で、同年7月1日以降に生まれた子供から、育休期間が12か月から24か月に延長された。これは、スウェーデンで導入された「スピード・プレミアム」と同様の効果がある。当時、育休取得には最低雇用期間が条件とされており、次の子供のための育休取得には、育休期間中に出産するか¹⁵、育休終了後に復職し、20週以上働く必要があった。1990年以降、育休期間中に次の出産をすることが容易になった¹⁶ため、多くの女性が第二子、第三子を出産してから仕事に復帰している（Sobotka et al. 2019 ほか）。1996年には、育休期間が18か月に短縮され、「スピード・プレミアム」の期間も短縮された¹⁷。

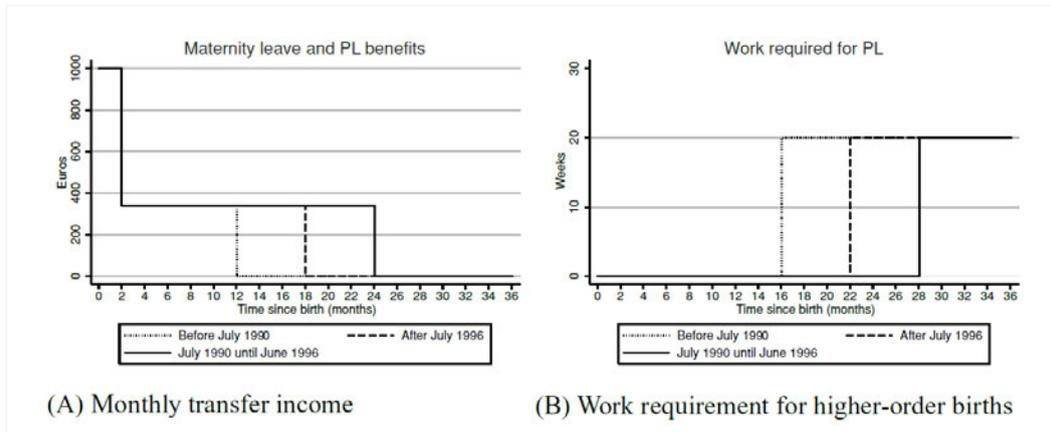


図3 出典：Lalive and Zweimuller (2009) p.1369 figure I

* 図4は、実質月収1,000ユーロの女性が、第一子出産後に受け取る毎月の産休・育休給付(A)と、第二子出産で育休(PL)を取得するのに必要な最低雇用期間(B, work required for PL)を示している。点線は1990年7月以前、実線は1990年7月から1996年6月までの状況、間の破線は1996年7月以降のルールを示している。

Lalive and Zweimuller (2009)は、育休期間の延長が、第二子出産と母親のキャリアに及ぼす影響について、回帰不連続デザイン(RDD)の枠組により分析した。線形確率モデルを用いて短期および長期的な出生効果を計量的に評価している。その結果、育休期間の延長により、出産間隔が短縮され、短期的(3年以内)には、女性100人当たり約12人の子供が追加で生まれていること、長期的(10年以内)にみても、女性100人当たり3人の子供が追加で生まれていることが示された。

図3は、改革直後の1990年7月に第一子を出産した母親(育休期間24か月)と、改革前の1990年6月に第

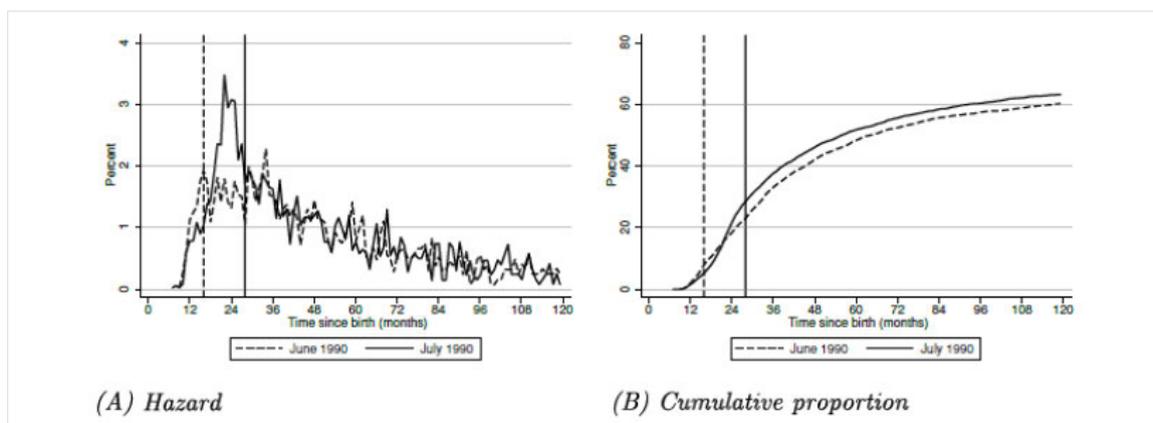


図4 出典：Lalive and Zweimuller (2009) p.1383 figure IV

¹⁴ オーストリアでは、休暇前の収入によらず、出産後2か月の産休(maternity leave)中は、月額1,000ユーロ、出産後3か月以降の育休期間中は、月額340ユーロを受け取ることができる。

¹⁵ (育休期間終了後6週間の猶予期間と、次の出産の産前8週間の産休期間も含めて) 次の出産までの間隔が15.5か月以内であれば、次の出産後も、無条件で(最低雇用期間なしで)育児休業が取得できる。

¹⁶ 出産間隔が27.5か月以内であれば、次の出産後も無条件で育児休業が取得できる。

¹⁷ 出産間隔が21.5か月以内であれば、次の出産後も無条件で育児休業が取得できる。

一子を出産した母親（育休期間 12 か月）とで、出産から 10 年以内の第二子出産について比較している。

* 図 3 の破線は 1990 年 6 月に出産した母親、実線は 7 月に出産した母親を示す。縦棒は、次の出産後の育児休業が無条件で取得できる (automatic renewal) 期間の終了時期（出産間隔）を示している。

* 図 3 の (A) は、第二子出産ハザード率（ある月までに第二子出産をしなかった女性のうち、翌月に第二子出産した女性の割合）を示す。両者の差は 22-25 か月目に最も大きくなる。図 3 の (B) は、第二子を出産した女性の累積比率を示す。1990 年 7 月に出産した母親の第二子出産確率は、22 か月目までは低く、それ以降は高くなっている。出産から 10 年後でも、1990 年 6 月に出産した母親より 3% 高い。これは、育休期間延長が、出産時期だけでなく、子供の総数にも影響を与えることを示唆している。

Lalive and Zweimuller (2009) は、この結果について、政策変更が、出産のタイミングだけでなく、出産回数にも影響を与えた可能性が高い、と結論づけている¹⁸。

また、高学歴・高賃金の女性よりも、低学歴・低賃金の女性の方が、スピード・プレミアムに強く反応することが示され、オーストリアでは、育休給付が定額制であり、低所得の親ほど所得代替率が高くなるためではないか、と説明している¹⁹。一方、1996 年の育休期間短縮の影響については、第一子と第二子の出産間隔が短縮されたが、3 年以内の追加出産数には影響がないとした。

さらに、育休期間の延長は、職場復帰を著しく低下させ、短期的には雇用と所得の大幅な減少をもたらすものの、長期的にはわずかな影響にとどまることも確認された(図 5)²⁰。

結果について、「手厚すぎる育児休業は、出産後のキャリアにマイナスの影響を与えるのではないか」というきわめて重要な問題について、長期的には雇用と所得への有害な影響は確認されず、手厚い育児休業政策は、必ずしも女性の長期的なキャリアや収入をそこなわない、と結論づけた。

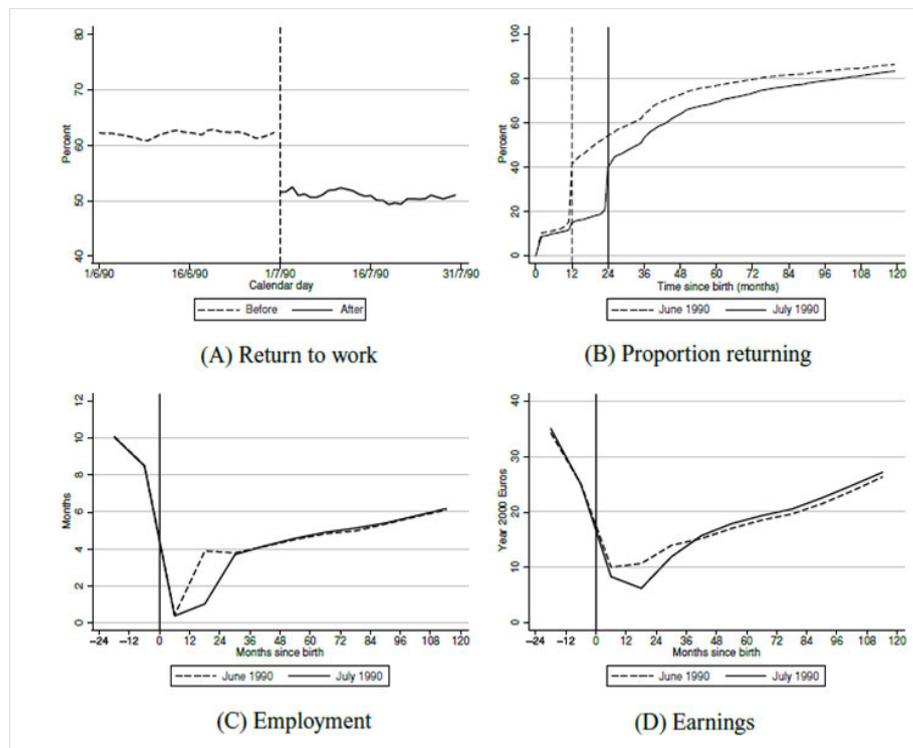


図 5 出典：Lalive and Zweimuller (2009) p.1387 figure V

¹⁸ 一方、Štaštná and Sobotka (2009) は、1990 年、1996 年の改革の主な効果は、出産のテンポ (tempo of fertility)、つまり、第二子、第三子の出産間隔に対するものであり、第二子、第三子のパリティ拡大率や期間出生率には影響を与えなかった、と分析している。

¹⁹ 給付が所得に連動しているスウェーデンでは、スピード・プレミアム導入後の第二子出産に、親の学歴による違いはみられなかった (Andersson et al. 2006)。

²⁰ 図 5 の破線は 1990 年 6 月に出産した母親、実線は 7 月に出産した母親を示す。

ドイツ/所得制限のある定額給付から所得連動型給付への変化

ドイツでは、2007年の改革で、育休期間中に支払われる給付が、それまでの所得制限のある（低所得者向けの）定額給付から、所得連動型給付（from a means-tested to an earnings-related）に変更された。2007年1月以降に産まれた子から、従前の手取り所得の67%（月額300～1,800ユーロまで）を支給する「両親手当」が導入された。

改革前は、高所得世帯を除き、子供が生まれた世帯に月額300ユーロが最大24か月支給されていた。改革後は、育休前所得の3分の2の額を最大12か月受け取れるようになったが、育休前に所得がない、あるいは所得が低い場合でも、月額300ユーロが支給される。また、3歳未満の子供が1人、または6歳未満の子供が2人以上いる場合は、通常給付額（最低75ユーロ）の10%の兄弟姉妹プレミアム("sibling premium")が支給される。さらに、手当受給期間は、次の出産後の給付金計算の12カ月間から除外される（図6、ある種のスピード・プレミアムが発生する可能性がある²¹）。

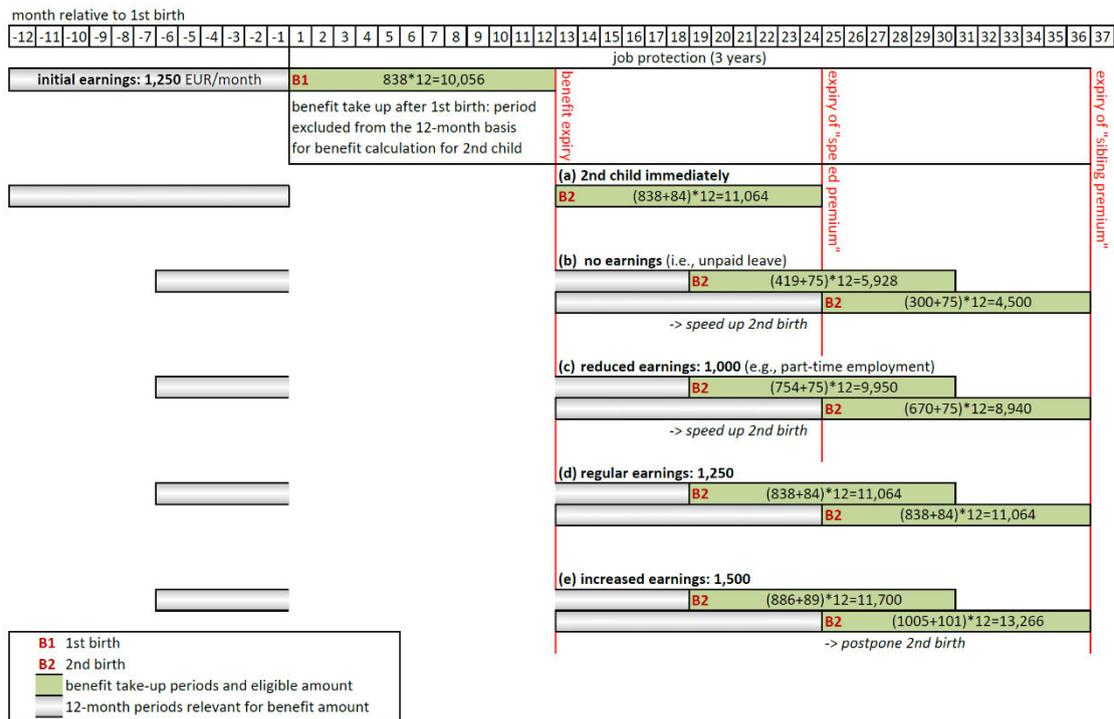


図6 出典：Cygan-Rehm (2016) p.42 Figure A.1

Cygan-Rehm(2016)と Kluge and Schmitz(2018)は、この予期せぬ改革が、改革後5年まで²²の追加出産と出産間隔に及ぼす効果について分析している。Cygan-Rehm(2016)は、回帰不連続デザイン(RDD)と、差分の差分分析(DID)を組み合わせた手法を用いて、改革前後に、新たな給付（両親手当）を「ちょうど」受給できる母親と「ちょうど」受給できない母親とを比較した。その結果、受給資格のある母親は、出産後3年以内に次の子を出産する確率が有意に低いことがわかった。これは、改革による「次の出産前に、少なくとも1年間は仕事に復帰する」という新たなインセンティブと一致する、と説明している²³。ただし、この「出産先送り」による負の効果は、低所得の母親を除いて、5年経つと有意でなくなる²⁴。

²¹ 2か月の「パートナー月(一方の親のみだと手当受給期間は12か月だが、両親とも休業して育児をすると2か月延長され、通算14か月になる)」も導入された。これは、両親が共に働き、共に育児する家族政策が成果をあげていた北欧の制度をモデルにしている。両親手当は、①休業中の所得減少を手厚く補填(67%)することで労働者の休業を促し、②パートナー月を導入することで特に父親の休業を促し、③手当受給期間を12か月とすることで母親の早期復職を奨励している（労働政策研究・研修機構資料シリーズNo.197『諸外国における育児休業制度等、仕事と育児の両立支援にかかる諸政策』を参照）。

²² この改革が旧西ドイツの母親の12, 21, 24, 33, 36, 45, 48, 57か月以内の追加出産に及ぼす効果を検証した。

²³ 出産後1年間は母親の職場復帰が大幅に遅れたが、中期的には雇用が促進されたと考えられている。母親の就業確率(mothers' employment probability)に対する効果は、正で有意、かつ最大10%と大きかった。これは、主にパートタイム雇用と労働時間の増加によるものだが、高所得の母親の場合にはフルタイム雇用ももたらされた(Kluge and Schmitz 2018)。

²⁴ 一方、Kluge and Schmitz (2018)は、主に若い女性について、出産後3か月から5年の間、追加出産に小さな負の効果を確認している。改革がプラスの影響をもたらすのは、所得分布の中上位の母親が中心で、低所得の母親には恩恵がない、としている。

低所得の母親には、継続的な負の効果が現れ、キャッチアップ効果は見られなかったが、高所得の母親には、第二子以降の出産タイミングに比較的弱い一時的な正の効果が見られた。これは、改革によって生み出された不均質な経済的インセンティブの構造²⁵と一致している。

結果について、(低所得層における)約3,000ユーロの経済的損失は、所得分布の下限において追加出産確率を有意に低下させる一方で、(高所得層における)4,700ユーロの利益は、比較的弱い、一時的な効果しかもたらさないことがわかった、と説明している。

この改革では、高学歴(≒高所得)女性に対する給付額が最大21,000ユーロに引き上げられた(図7, Part B)。

Raute (2019)は、ドイツにおける所得連動型給付(earnings-dependent benefits)の導入が、追加出産にプラスの影響を与えたか、とくに出産の機会費用が高い女性の出生率を向上させたか、を分析している。給付額が所得によって大きく異なることを利用して、改革で経済的インセンティブが大きく増えた高所得の女性と、影響のない低所得の女性の出産行動を、年金登録簿(German Pension Registry)やマイクロセンサスのデータと、差分の差分分析(DID)を用いて比較し、改革が出生率に与える影響を、最長5年間にわたって推計した。

その結果、高学歴(≒高所得)女性の出産確率(probability of having a child in a given year within the five-year post-reform period)が、低学歴(≒低所得)女性に比べて、最大で23%(1.15%ポイント)上昇すること、改革は、主に所得分布の中位以上の女性の出生率に正の効果を与えていることが示された。また、給付の1000ユーロ増額は、平均出産確率を2.1%(0.78%ポイント)上昇させる、と推計された。さらに、出産先送りのできない40-44歳の女性の出産確率が5%近く上昇すると推計されており、完結出生率に対する効果も示唆された。

この結果について、所得連動型給付は、出産の機会費用(労働市場から離れる間に失われる所得)に応じて補償をするものであり、母親の学歴や収入による出生率格差(fertility rate disparity)²⁶を縮小させる可能性がある、と説明している²⁷。

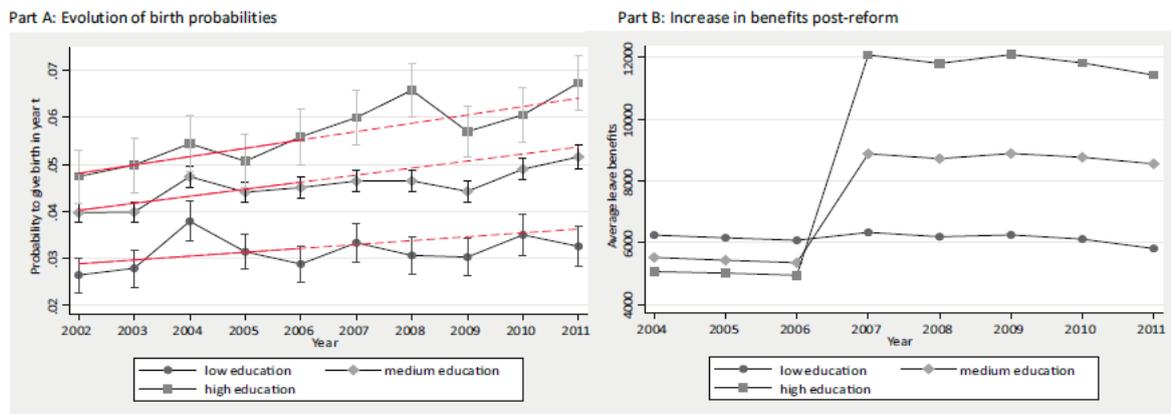


Fig. 3. Evolution birth probabilities and benefits across education groups.
 Notes: Graph in Part A shows the evolution of mean birth rates between 2002 to 2011 for high-skilled, medium-skilled and low-skilled women. The underlying data is restricted to women who are economically active or have stopped working in the potential year before birth and excludes self-employed and civil servants and women living with their parents to match the pension registry sample in Panel B. I fitted a linear trend through the pre-reform periods (solid red line) and extrapolated the trend to the post-reform period (dashed line). The graph in Part B shows the evolution of average leave benefits across groups, where pre-reform benefits are defined by a women's age and education. Data Source: SUF Microcensus 2003-2012, Microcensus 2006 for pre-reform benefit simulation.

図7 出典: Raute (2019) p.209

²⁵ 最も所得が低い世帯では、支給期間の短縮により、支給総額が3,600ユーロ減少した。高所得世帯では、支給総額が大幅に上昇し、最大で21,600ユーロの増加となった。

²⁶ 出生率の要因分析をする研究において、女性の学歴や収入が高くなると(結婚や出産についての機会費用が高まり)出生率が低下することが指摘されている(Bongaarts 2003, Jones, Schoonbroodt, and Tertilt 2008)。

²⁷ この研究は初産に対する効果も検証しており、改革後、高学歴の女性では、第一子、第二子ともに出産確率の上昇が示された。

3 父親の休暇取得

配偶者間における家庭内の仕事のより平等な分担を促進する政策は、出産の追加的インセンティブとなる可能性がある(McDonald, 2000)。一部の国では、父親育児を奨励するため、父親のための休暇の権利が設定されているが、父親の休暇取得が出生率に及ぼす影響に関する実証的証拠はまだ少なく、取得日数そのものが短過ぎて、差が出にくいと考えられている。北欧の研究によれば、休暇を取得した父親は、復職後に育児に深く関わる事が多く(Duvander and Jans 2009)、休暇を共有した夫婦は第二子を(早く)持つ可能性が高い(Duvander and Andersson 2006, Duvander, Lappegård, and Andersson 2010)²⁸。北欧諸国では、男女共同参画が明確な政策目標となっている。

(北欧)

ノルウェーとスウェーデンは、出産後、約1年間の育児休業があり、所得連動型給付金が支給され、父親のみが取得できる期間(父親枠, パパクオータ)もある。

Duvander et al. (2010)は、ノルウェーとスウェーデンのカップルを対象に、北欧の登録データを用いたイベントヒストリー分析により、父親の育休取得と追加出生(continued childbearing)の関係を調べた。その結果、いずれの国でも、一子世帯、二子世帯を問わず、父親の育休取得は追加出生と正の相関を示しており、この効果はノルウェーでより強かった。また、第三子出産を選んだカップルでは、母親への仕事の志向が弱くなる傾向が確認された。ノルウェーとスウェーデンの家族政策は似ているが、政策の背景は異なると説明している²⁹。

ノルウェーは、1993年に、世界ではじめて4週間の「父親枠」を導入した。同時に育休給付の支給期間が延長された。父親枠利用には、両親ともに育休給付の受給資格(過去10か月のうち6か月間の雇用と一定の収入)が必要となる。Cools, Fiva, and Kirkeboen(2015)は、差分の差分分析(DID)により、この改革の効果を1992年の育休期間の延長³⁰と比較している。その結果、父親枠導入は、14年後の出産の間隔や子供の総数には影響がないことが示された。一方、父親枠は、男性の育休取得率を大幅に向上させ、とくに父親が母親よりも高い教育を受けている家庭では、子供の学業成績が向上したという証拠が得られた。また、Hart, Andersen, and Drange(2019)は、2009年にノルウェーで実施された、父親枠の6週間から10週間への延長について、回帰不連続デザイン(RDD)により分析し、出生率への影響はないとしている。

Duvander, Lappegård, and Johansson(2016)は、ノルウェーとスウェーデンにおける父親枠の導入³¹が、出生行動に影響を与えているのかを比較検証した。その結果、Cools et al.(2015)と同様、1993年のノルウェーにおける父親枠導入は、出生率に影響がなかったが、スウェーデンでは、1995年の父親枠の導入後、父親が低所得であるカップルの第三子出産確率が、わずかに高くなることを発見した。

(スペイン)

スペインは、2007年に2週間の父親休暇を導入した。Farre and Gonzalez(2018)は、この政策が導入された直後に子供を持ったカップルに焦点を当て、休暇資格(eligibility)の有無が、追加出生にどのような影響を与えたか、父親休暇の出生効果を回帰不連続デザイン(RDD)と差分の差分分析(DID)を用いて検証した。その結果、改革

²⁸二子世帯は、仕事と家庭の両立に非常に適しているが、三子世帯は、母親の仕事への志向が弱くなる可能性がある、とされている。

²⁹スウェーデンは男女平等に一貫した政策をとっているが、ノルウェーは男女平等と家庭育児の両方にインセンティブを与えている。

³⁰Dahl, Loken, Mogstad, and Salvanes(2016)は、1987年から1992年にノルウェーで実施された、6つの育児休業拡大制度の実施日前後に出生した母親のサンプルを用いて、回帰不連続デザイン(RDD)による分析を行っている。1992年の改革が、14年後の母親が出生する子供数にわずかな効果しか見せず、全体として有給休暇期間の延長には、出産をうながす効果はほとんどなかったと結論づけている。

³¹スウェーデンでは、1995年に、両親手当の一部(90日分)を父親に割り当てる「パパ月」が導入された。パートナーへの譲渡ができないため、受給しない場合は受給権が消滅する(濱野2017)。

によりちょうど父親休暇の対象となった両親は、ちょうど対象にならなかった両親に比べて追加出生に時間がかかる。また、改革後6年以内の追加出生の確率は、高年齢カップルで低く、出産間隔も長くなる。こうした結果は、主に30歳以上の女性によるものである。

追加出生の遅れ(fertility delay)を説明する証拠として、
 ①父親の育児時間の持続的増加(1時間)、②母親の出産後1年間の就業率上昇、③男性の希望出生率(desired fertility)の低下(図8)、の3点をあげている。

父親の育児参加によって、母親の就労意欲ひいては追加出生の機会費用を増加させた可能性や、父親の育児コストへの意識の高まりを誘発した可能性、父親の「量から質へ」の選好変化の可能性を指摘している。

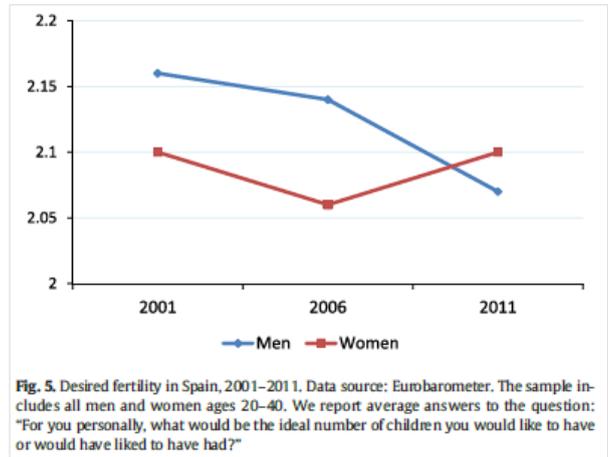


図8 出典：Farre and Gonzalez (2018)

(参考)

濱野(2017)によれば、父親の休暇取得をうながすため、各国でさまざまな施策が実施されている(表4)。ドイツ、スウェーデン、ノルウェーでは、促進施策により男性の休暇取得が増えており、とくに効果があったのは、以下の4点であるとされている。

- ① 給付額を休業前賃金に比例させ、かつ、
- ② その比例の率を高めたこと、
- ③ 父親が給付を受給すれば、世帯としての支給期間が延長される仕組みを導入したこと、
- ④ 父親が給付を受給しなければ、世帯として本来受給できた支給期間の一部が消滅する仕組みを導入したこと(クォータ制)。

国名	名称	根拠法	施策の導入先	内容
日本	パパ・ママ育児プラス	育児・介護休業法、 雇用保険法	休業制度 給付制度	両親がいずれも育児休業を取得した場合は、育児休業の対象となる子の年齢を1歳2か月まで延長する。あわせて、育児休業給付金の給付期間も1歳2か月まで延長する。
ドイツ	パートナー月	連邦親手当・親時間法	給付制度	両親がいずれも育児のために2か月以上休業又は勤務時間を短縮した場合、支給期間を2か月延長し、両親合わせて14か月とする。
	パートナーシップボーナス		給付制度	両親がいずれも短時間勤務を行いながら親手当プラスを受給する場合、支給期間を両親それぞれ4か月延長する。
フランス	育児分担当の支給期間	社会保障法典	給付制度	子が1人の場合、支給可能期間は1年だが1人の親が受給できるのは6か月までであり、また、子が2人以上の場合、支給可能期間は3年だが1人の親が受給できるのは24か月となっている。このため、支給可能期間を最長まで受給するには、両親が交代で受給する必要がある。
スウェーデン	ママ月、パパ月	社会保険法典	給付制度	休業前賃金の約80%が支払われる390日分のうち、両親それぞれ90日分は、互いへの譲渡ができない。それぞれが自分の割当て分を受給しない場合、その部分の受給権が消滅する。
ノルウェー	母親クォータ、 父親クォータ	国民保険法	給付制度	両親合わせての給付対象期間のうち、両親それぞれ10週分は、互いへの譲渡ができない。それぞれが自分の割当て分を受給しない場合、その部分の受給権が消滅する。

表4 出典：濱野(2017) p.127 別表3から抜粋

4 家庭育児に対する給付

フィンランド・ノルウェーは、より長期の休暇に焦点を当てた、家庭で子供を育てる親を対象とする現金給付を実施している。フィンランドの「ホームケア手当(home care allowance, HCA)³²」は1985年に導入された。当時はフィンランド独自のものであった。この手当は、共働き家庭のモデルから逸脱していることなどから、政治的に議論され、1990年代には給付額が減額されたが、2000年代には、出産した世帯のほぼ90%が利用していた。

Vikat(2004)は、1988年から2000年の縦断データを用いて、手当(HCA)の利用と追加出生との関係についてハザード分析を行った³³。その結果、前年に手当を利用した女性は、利用しない女性と比べて、第三子出産確率が18%高いことが示された。この傾向は第二子(末子)が2歳半になって以降に表れた。一方、第二子出産確率には影響がなかった。これは、一子世帯の母親にとって、第二子出産は、きわめて一般的な行動(dominant behavior)であり、手当の影響を受ける余地が少ないためではないか、と論じている。

また、失業リスクが高い女性は、雇用保護と手当のともなった長期の育児休業によって、より生活を安定させることができるため、とくに低スキルの女性は、一時的に仕事を離れ、出産するかもしれない、とする。低学歴の女性が失業期間中に出産する傾向が高いことは、この考えを補完する、と説明している。

一方、Erlandsson(2017)は、1992年から2007年のパネルデータを用いて、手当(HCA)と追加出生の関係について離散時間イベントヒストリー分析を行った。その結果、手当を利用した女性は、利用しない女性に比べて第二子、第三子の子産確率が高く、第二子出産確率は、第三子の子産確率よりも高かった。この傾向に大きな学歴差はみられなかった。

ノルウェーは、1998年に「家庭保育手当」を導入した。収入連動型育児給付の受給期間が終了した後、定額の手当により子供と家にいる期間を2年間(3歳の誕生日まで)延長できる。母親の学歴や所得の高くない伝統的世帯でより多く利用されていた³⁴。

Aassve and Lappegård(2009)は、この手当の利用と追加出生の関係について、傾向スコアマッチングを用いた分析を行った。その結果、「手当を最大限受け取る家庭シナリオカップル」では、より早く第二子出産に移行し、「手当を全く受け取らない就労シナリオカップル」では、第二子出産がかなり遅いことが示された。また、受給期間が短い混合シナリオカップルの場合、短期的には第二子出産確率が低いものの、長期的にみると高かった。混合シナリオの場合、第二子出産前に、育児給付の受給資格を得るために仕事に復帰したのかもしれない。結果について、この政策によって出産時期が早まったように見えるが、この政策が全体出生率を高めたかどうかは明らかではない、と結論づけている。

³² 1990年以降、3歳未満児の親には、育児休業終了後、公立デイケアに預けるか、子の3歳の誕生日まで定額の「ホームケア手当」(home care allowance, HCA)の支給を受けるか、選択肢が保証された。受給期間中は親が職を失わないように、法律で保証している。後者の場合、3歳まで親がケアをすることが提言されている。手当の目的は、家庭でのケアを経済的に実行可能にすることであり、また、幼い子供を持つ親が、家庭でのケアと家庭外のデイケアのいずれかを選択できるようにすること、である。手当は、親が家庭にとどまって子供の面倒を見る場合でも、私的なチャイルドマインダーを雇用する場合でも、支払われ得る(山田2005)。

³³ フィンランドの第二子以降の出生動向は、HCAを利用する家族の割合や手当の規模の増減と並行している。1987年に出生率の上昇が始まり、1991年の手当増額後、第二子以降の出生数は増加し続けている。Vikat(2002)は、女性の就労、収入、HCAが、景気が大きく変動した1990年代を通じて、比較的安定した出生率を維持するうえでどのような役割を果たしたのか検証した。その結果、フィンランドでは、女性の収入が第一子、第二子の子産に正の影響を与えており、失業と出産の関係は弱いことを明らかにした。

³⁴ キャッシュ・フォー・ケア手当とも呼ばれる。手当の目的は、家庭育児を好む親に現金を支給すること、あるいは外部の保育施設を利用できない親に補償する(compensate)ことであった。この政策は、女性の労働市場への参加意欲を減退させ、より伝統的な夫と妻の役割分担を促進するものと考えられた。

5 その他

(給付水準)

ハンガリーの育児休業制度は全世帯共通で、育児給付(payment)や出産前所得に連動する育休給付(benefit)の普遍的な受給資格が認められている。一方、ポーランドでは、経済的に困窮する親のみを対象に、所得制限付きの、定額の給付金を支給している。育児休業の期間と給付水準の両方がより手厚いものであれば、子供を持つことが容易になる。

Matysiak and Szalma (2014)は、期間は同程度だが、支給条件が大きく異なるハンガリーとポーランドの女性の出産行動を、ハザード分析を用いて比較した³⁵。その結果、ハンガリーでは、育児休業中の女性は、働いている女性よりも第二子を妊娠する確率が高いことがわかった。この傾向はポーランドにはない。

一方、ポーランド女性は、ハンガリー女性よりも出産後すぐに就職(復職)する傾向が強く³⁶、ハンガリー女性は、育児休業をフル活用する傾向がある。また、休暇取得が及ぼす影響について、第二子出産確率では、両国ともに学歴差はなかったが、就(復)職のタイミングでは、両国ともに明らかな学歴差が見られた。高学歴の女性は、低学歴の女性よりもはるかに早く就職(復職)していた。結論として、手厚く普遍的な育児休業は第二子出産をうながすが、女性就労の大幅な遅れにつながる、とした。

カナダのケベック州は、2006年1月に、カナダ連邦政府の育児休業制度(PBP)とは別に、州独自の育児休業制度「親保険計画(Quebec Parental Insurance Plan, QPIP)」の運用を開始した。これにより、給付額の上限が週447ドルから894ドルに、休業期間(30週/55週、うち5週は父親休業)の所得代替率を55%から70%に引き上げられた³⁷。

Ang(2015)は、差分の差分分析(DID)を用いて、QPIPの導入が、ケベック州の出生率(TFR)を他州と比べて23.5%増加させたことを明らかにした。効果は、第一子と第二子の出生で大きかった。また、給付額を引き上げるためにかかる政府支出は、追加出産1人当たり15,828カナダドル(2008年)と推定した³⁸。

(対象拡大)

フランスでは、1985年から3人以上の子供を持つ母親が育児親休暇(un congé parental d'éducation)を取得して就労を中断する場合、育児親休暇手当(allocation Parental Education, APE)により所得補償を行うこととなった。その後も、3歳までの給付を認めるなど、要件緩和を継続した。1994年には、改善しない出生率の向上を目的として、第三子から支給されていた育児親休暇手当(APE)を、第二子からの支給として、支給対象を拡大した³⁹。

Piketty(2003)は、この改革を自然実験として、育児親休暇手当(APE)に対する女性の労働参加と出生率の弾力性を、差分の差分分析(DID)により推計した。その結果、この政策が、女性の労働参加率の大幅な低下(少なくとも15万人~20万人)と、出生率のゆるやかな上昇を引き起こしたことがわかった。とくに教育水準が低く、雇用条件が相対的に悪く、職場復帰の機会が少ない女性ほど、この傾向が強かった。また、出生率への効果は、1994年~2001年の出生増(第三子の最大10%、第二子の10%~20%)の20%~30%を説明するにすぎないとした。

この結果について、「APEが家事と仕事の分担におけるジェンダー不平等をほとんど減らしていないことは明らかであり(受給者の98%は女性)、この問題はそのように研究されるべき」としている。フランスでは、2000年代以降、父親の休暇取得や女性の就労をうながすため、たびたび制度改正が行われている。

³⁵ 両国は、社会文化的、経済的、家族政策的には多くの類似点がある。育休制度の違いが雇用と出産のタイミングに与える影響を比較するため、1人の子供を持つ母親の就職(雇用再開)と第二子出産について分析している。

³⁶ 両国とも3歳未満の子に対する公的保育施設は非常に少ない。

³⁷ ケベック州政府のQPIPのページ<<https://www.rqap.gouv.qc.ca/en/what-is-the-quebec-parental-insurance-plan>>を参照。基本プランの場合、30週の内訳は、出産休暇が18週、親休暇が7週、父親休暇(Congé de paternité)が5週。

³⁸ 現金給付による出生率向上策の場合、追加出産1人につき政府支出は223,625カナダドル(2008年)であることとの比較により、有給の休暇は低コストで出生率を向上させることができる、としている。

³⁹ 労働政策研究・研修機構資料シリーズNo.197『諸外国における育児休業制度等、仕事と育児の両立支援にかかる諸政策』を参照。

(新規導入)

米国では、1993年に家族・医療休暇法(Family and Medical Leave Act, FMLA)⁴⁰の成立により、出産休暇が導入された。FMLAは、資格基準を満たした従業員⁴¹に対し、無給の雇用保障された休暇 (job-protected leave) 取得の権利を与えるものである。女性が新生児の世話をするために、最長12週間の休暇を認めている。

Cannonier (2014)は、資格のある女性(eligible women)とそうでない女性の出生傾向を、離散時間ハザードモデルを用いた差分の差分分析(DID)により比較した。

その結果、FMLA導入後、受給資格のある女性は、そうでない女性に比べて、第一子、第二子を出産する確率が上昇し(それぞれ年率1.5%、0.6%)、第一子を1年、第二子を8.5か月早く出産していることを明らかにした。2016年の大統領選キャンペーンでも、休暇中の所得保障(有給家族休暇)が大きな争点の一つとなった。

Table 2: Studies of parental leave

AUTHORS (PUBL. YEAR)	INTERVENTION	COUNTRY (AFFECTED) IMPL.	MAIN (SECONDARY) OUT-COME	STRATIFICATION	METHOD AND RESULTS
CANNONIER (2014)	Introduction of 12 weeks unpaid job-protected leave (Family and Medical Leave Act)	USA 1993	Birth probability eligible vs. ineligible women until 2010	Sector; Race and Ethnicity; Education	DiD; Increased 1 st and 2 nd birth prob.; Earlier births
ANG (2015)	Increased max. insurable earnings and income compens. from 55 to 70% (30 out of 55 weeks)	Canada (Quebec) 2006	Birth prob., age at birth (labor supply) compared to rest of Canada	Parity; Marital status; Age	DiD; Increased birth rates by 23.5%; Particularly 1 st and 2 nd births
LALIVE, ZWEIMULLER (2009)	Two Parental Leave reforms (flat rate benefit). 1990: 12->24 months + longer speed premium. 1996: 24->18 months + shorter speed premium	Austria 1990 & 1996	Higher order (2 nd) births in short run (3 years) and long run (10 years)	Income; Occupation	RD; Positive short run and long run effects; Timing in line with incentives
CYGAN-REHM (2016)	Maternity Leave benefits from means tested to earnings related (+ grace period changes)	Germany (West) 2007	Higher order births within 12/21/24/33/36/45/48/57 months	Employment; Old benefit eligibility; Earnings	DiD; Timing in line with incentives; Neg. persisting effects if low-income; Weak temporary eff. if reform winner
RAUTE (2019)	Maternity Leave benefits from means tested to earnings related (+ grace period changes)	Germany 2007	First and higher order births within 5 years high earning vs low earning women	Age; Parity	DiD; Highly educated more likely to have 1 st and 2 nd child
DAHL, LØKEN, MOGSTAD, SALVANES (2016)	Six Parental Leave extensions (total increase 17 weeks, from 18 to 35)	Norway 1987-1992	Several; Number of children born to a mother 14 years after reform	-	RD; Small effect only in 1992; No general effect
LIU, SKANS (2010)	Parental Leave extension (12 to 15 months)	Sweden 1988/89	Children's school performance at age 16 (Timing and number of future siblings + several)	Education	DiD; No general effect; Small increase in prob. of another child within 18 months among highly educ. mothers
COOLS, FIVA, KIRKEBØEN (2015)	Introduction of 4-week father's quota (compared to 4-week expansion without reserving share for father)	Norway 1993	Several; Parent's number of children 14 years after reform and spacing	Education	DiD; No effect on fertility
DUVANDER, JOHANSSON, LAPPEGÅRD (2016) *	Introduction of 4-week father's quota	Norway 1993 Sweden 1995	Having another child within 4 and 10 years after reform	Parity; Income; Education	DiD; No general effect; Small effect on 3 rd births in Sweden if father low income
FARRE, GONZALEZ (2018) *	Introduction of 2 weeks paid paternity leave	Spain 2007	Birth spacing and probability of another child within 6 years	Age	RD, DiD; Longer spacing; Neg. effects, driven by mothers > 30
HART, ANDERSEN, DRANGE (2019) *	Extension of father's quota from 6 to 10 weeks	Norway 2009	Subsequent fertility (within 1-5 years) and union stability	Child sex; Parity; Union type; Education; Age;	RD; No effect on fertility

*Working papers

表5 出典: Bergsvik et al. (2020) Table 2

⁴⁰ FMLAは、被用者に対し、12か月間に合計12労働週の枠内で育児休暇、介護休暇、病気休暇、出産休暇(いずれも無給)を各々取得する権利を与えている。

⁴¹ 対象となる雇用主(75マイル圏内に50人以上の従業員)のもとで過去12か月継続雇用されている従業員。

6 まとめ

育児休業は、働く親が仕事を辞めずに育児できるようにするもので、休業中に失われる所得を補償する給付金とセットであることが多い。理論的には、女性やカップルの出生決定にプラスに働くはずである。有給で長過ぎない休暇は、親に雇用保障を与え、失業から保護し、さらに収入を与えるので、家にいることのお金費用（逸失所得）と子供を持つことのお金費用の両方を下げると考えられる。しかし、多くの文献は、母親の労働供給と子供のアウトカムに対する政策効果に焦点を当てており⁴²、出生率に関する文献はまだ少なく、制度改革（期間、給付）が、追加出生に与える影響に焦点が当てられている⁴³。

クロスナショナル分析やマクロデータによる分析では、休業給付(payment, benefit)の増加に有意な正の効果を確認されている。ただし、出産タイミングへの影響であり、その効果は大きくない。マイクロデータによる分析は、結論が分かっている。近年増えている計量的分析は、制度改革直前に出産した母親と直後に出産した母親の追加出生について、回帰不連続デザイン(RDD)や差分の差分分析(DID)など、統計的因果推論に基づく分析デザインを用いて比較分析している。改革後に出産時期の前倒しや先送りを確認している文献もあるが、完結出生率への効果はあいまいである。

これは、育児休業が比較的新しい政策であり、導入時期や内容（期間、取得条件、給付の有無、所得代替率など）が国によって大きく異なること⁴⁴、出産の意思決定は、景気や雇用、保育施策など、多くの要因に依存するためと考えられる。

➤期間／女性の労働参加（就労率）とのトレードオフ

- ・理論的には、有給で短期の休暇は、復職を保証しながら、家にいることのお金費用を下げる。
- ・期間が長くなると、人的資本の減価につながり、昇進機会が減少するため、子供の間接コスト（逸失利益）が上昇する。とくに、収入や昇進の機会を失うものが多い高学歴の女性にとっては、その機会費用が高くなる可能性がある。
- ・最適な休業期間は、職業の種類、職場での地位、パートタイム勤務の可能性、祖父母によるケアを含む外部保育の機会、個人の選好など、多くの要因に左右される⁴⁵。例えば、収入連動型給付と比較的短い休暇の組合せは、長期休暇を取りたくない、または取ることができない働く親にとって最も便利である。一方、収入に比べて低額の給付（多くの場合、定額制）と長期休暇の組合せは、小さな子供と家に長くいることを好む親や、保育施設や他の育児支援（親戚など）を利用できない親に適している。

➤給付／所得による異質性

- ・定額給付の場合、所得代替率が高くなる低所得層で強く反応した（Lalive and Zweimuller 2009 ほか）。
- ・有給の育児休業は、失業や収入減リスクが高い低学歴女性において出生をより促進すると考えられる。一方で、休業給付が十分でなければ、低学歴女性は長期間の収入減に耐えられないため、休業中に追加出産する意欲をそぐことになる。
- ・高学歴女性は、所得連動型給付によく反応した（Cygan-Rehm 2016, Liu and Skans 2010, Raute 2019）。

⁴² 例えば、Baker and Milligan(2008, 2010), Dustmann and Schberg(2012), Carneiro et al.(2014)など。

⁴³ 例えば、Lalive and Zweimuller(2009), Dahl et al.(2016), Cygan-Rehm(2016), Kluge and Schmitz(2018)など。

⁴⁴ さらに、先行研究は、基本的に期間と給付を対象にしており、制度の利用資格(eligibility)、スケジュールの柔軟性、パートタイム労働（休暇）の可否、雇用保障、職場の受け入れ態勢など、「期間と給付」以外の側面が出生率に与える影響はまだ十分に検討されていない（Gautier 2013）。

⁴⁵ 複数の期間設定（給付水準も異なる）、ブロック単位での休暇取得、パートタイム労働と組み合わせることもできる柔軟な制度を導入する国が増えている（スウェーデン、フランス、エストニア等）。働き方やライフスタイルが多様化するなか、多様なニーズを持つ親が、それぞれ自分に最も適した休暇を選ぶことができる。

➤取得条件について

- ・ 普遍的な休業給付は、追加出生にプラスの影響を与える。
- ・ 休業給付は、出産前後の家計や就労をサポートし、出生率にプラスの効果をもたらす一方で、雇用を支給条件としていることが多いため、男女ともに労働市場に定着するまで出産を先送りする可能性があり、出生率にマイナスの影響もある。
- ・ 育休取得資格のあるグループと資格のないグループの間で出生効果を比較した研究では、(長期的には)資格のある女性の第一子出産と第二子出産に正の効果が見られた (Raute 2019, Cannonier 2014, Ang 2015)。

➤保育制度等との連携、制度の柔軟性

- ・ 保育提供が進んでいない国では休業期間が長くなる傾向があり、出生率にも就労にも負の影響がある。
- ・ 子供が成人するまでの長い育児期間を通じて、柔軟な休暇(就労)と保育制度、学校教育との連携、相互補完が必要である (Sobotka et al. 2019)⁴⁶。
- ・ 追加出生の観点からは、とくに、幼い子供を持つ親に対する公的支援の継続性を高めるために、出産休暇・育児休業を終えて仕事に復帰した親は、保育制度を利用できるようにすべきである⁴⁷。

➤父親の休暇取得、父親休暇(父親枠、パパクオータ)

- ・ 母親の労働参加とのトレードオフの問題は、父親の休暇取得によって軽減される可能性がある。
- ・ 父親の休暇取得がどの程度出生率に影響を与えるか、北欧については研究が積み重ねられてきており、プラスの影響を示唆する研究もあるものの、結論にはいたっていない(Duvander et al. 2019, 2020)。
- ・ 北欧諸国では、父親休暇の導入・延長による一般的な効果は見られず(Cools et al. 2015, Dahl et al. 2016, Duvander et al. 2016, Hart et al. 2019)、スペインでは、導入が負の効果をもたらした (Farre and Gonzalez 2018)。
- ・ 北欧以外の国では、そもそも父親の休暇取得率がきわめて低いことから、データ収集も含めて今後の研究が期待される分野と考えられる。

➤日本の育児休業制度への示唆

国連児童基金 (UNICEF) が令和3年6月に発表した報告書「先進国の子育て支援の現状⁴⁸」によれば、日本は育児休業制度で41か国中1位となっている。これは、父親に認められている有給の休業期間が最も長いこと、父親の取得率は低いものの、改善に向けた取組みが進められていることが評価された結果である。一方で、直近の男性取得率は、徐々に増えて過去最高を更新しても12.7%(2020年)にとどまり、取得期間についても、5日未満が36.3%、2週間未満が71.4%となっている。

北欧諸国の分析結果をふまえると、数日間の休暇取得が、父親の行動変容や、追加出生の意思決定に影響を与えるとは考えにくい。日本においては、出生行動への影響を評価する前に、男性の育休取得率、期間、取得環境を向上させる国、自治体、企業等の取組みの実効性について知見の積み重ねが必要であると思われる⁴⁹。

⁴⁶ スウェーデンでは2つの制度が連携している。スウェーデンの育児休業制度は、十分な給付があるだけでなく、両親がそれぞれ240日の育児休業を取得することができ、子供の12歳の誕生日まで、フルタイム、ハーフタイム、クォータータイム、8分の1の単位で分割取得が可能であるなど、きわめて柔軟なものとなっている。これにより、保育時間との相互補完が可能となる。

⁴⁷ イタリアでは、3歳未満児の保育提供は非常に限定的である。各親には6か月の休暇しか与えられない。0~2歳児の親の多くは、祖父母に頼るか、費用のかかる民間保育サービス(通常はチャイルドマインダーやナニー)を利用するか、仕事をやめざるをえない。仕事を続ける若者は、祖父母が退職するか、または民間保育園を利用する経済的余裕ができるまで、出産を延期する傾向がある (Sobotka et al. 2019)。

⁴⁸ 原タイトルは“Where do rich countries stand on childcare?”で、各国の子育て支援策を評価し、順位づけ(2018年時点)している。

⁴⁹ 令和2年5月に閣議決定された少子化社会対策大綱では、「労働者に対する育児休業制度等の個別の周知・広報や、育児のために休みやすい環境の整備、配偶者の出産直後の時期の休業を促進する枠組みの検討など、男性の育児休業取得や育児参画を促進するための取組を総合的に推進する」、「有期雇用労働者が育児休業を取得しやすくする方策を検討する」といった内容が盛り込まれた。令和3年6月に

また、前述の UNICEF 報告書では、育児休業制度にのぞまれる要素として、フルタイム雇用の正社員以外の雇用形態や訓練中の人（パートタイム、自営業、非正規雇用、学生など）も含めた包括的な制度であること、無保険者(the uninsured or underinsured)や失業者などの出産・育児費用を支援すること、をあげている。諸外国の先行研究では、失業者も対象となる育児手当について、一貫して低所得で、比較的若い年齢での追加出生への正の効果が確認されており、母子の健康アウトカムに与える影響も分析、確認されている。

一方、日本における女性の育児休業取得率は、直近で 81.6%(2020 年)となっているが、第一子出産を機に退職する女性も多く、分子を育児休業取得者数、分母を出産女性とすると、4 割程度になるという⁵⁰。育児休業（機会費用の低減）だけでなく、経済的支援（価格効果、所得効果）の観点からも、育児休業や出産休暇の対象とならない者について分析してみる必要があるかもしれない。

いずれにしても、育児休業の取得状況は、男性でも女性でも、業種や企業規模、雇用形態、勤務形態によって大きく異なっており⁵¹、まずは、こうした属性の違いを十分に考慮したデータの収集、分析が必要である。

は、男性の育休取得を促進するため、育児・介護休業法の改正が行われた。男性版産休とも言われる「出生時育休制度」創設など、令和 4 年 4 月以降、順次施行が予定されている。

⁵⁰ 大和総研コラム「女性の育児休業取得率も、まだ 4 割程度」（是枝 俊悟，2021 年 4 月 26 日）を参照。

⁵¹ 厚生労働省「雇用均等基本調査」、ニッセイ基礎研究所レポート「男性の育休取得の現状」（久我 尚子，2021 年 9 月 7 日）を参照。

参考文献

- Aassve, A., & Lappegård, T. (2009). Childcare cash benefits and fertility timing in Norway. *European Journal of Population*, 25 (1), 67-88.
- Adserà, A. (2004). Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions. *Journal of Population Economics*, 17(1), 17-43.
- Andersson, G. (2004). Childbearing developments in Denmark, Norway, and Sweden from the 1970s to the 1990s: A comparison. *Demographic Research*, 3, 155-176.
- Andersson, G., Hoem, J. M., & Duvander, A.-Z. (2006). Social differentials in speed-premium effects in childbearing in Sweden. *Demographic Research*, 14(4), 51-70.
- Ang, X. L. (2015). The Effects of Cash Transfer Fertility Incentives and Parental Leave Benefits on Fertility and Labor Supply: Evidence from Two Natural Experiments. *Journal of Family and Economic Issues*, 36(2), 263-288. doi:10.1007/s10834-014-9394-3
- Baizan, P., Arpino, B., & Delclòs, C.E. (2016). The effect of gender policies on fertility: The moderating role of education and normative context. *European Journal of Population*, 32(1), 1-30. doi:org/10.1007/s10680-015-9356-y
- Baker, M., & Milligan, K. (2008). How does job-protected maternity leave affect mothers' employment? *Journal of Labor Economics*, 26(4), 655-691.
- Baker, M., & Milligan, K. (2010). Evidence from maternity leave expansions of the impact of maternal care on early child development. *Journal of human Resources*, 45(1), 1-32.
- Bergsvik, J., Fauske, A., & Hart, R.K. (2020). *Effects of policy on fertility: A systematic review of (quasi)experiments*. Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers No. 922.
- Bongaarts, J. (2003). Completing the fertility transition in the developing world: The role of educational differences and fertility preferences. *Population Studies*, 57(3), 321-335. doi:10.1080/0032472032000137835
- Bongaarts, J., & Sobotka, T. (2012). A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility. *Population and Development Review*, 38, 83-120.
- Cannonier, C. (2014). Does the Family and Medical Leave Act (FMLA) Increase Fertility Behavior? *J Labor Res* 35, 105-132.
- Cools, S., Fiva, J. H., & Kirkeboen, L. J. (2015). Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents. *Scandinavian Journal of Economics*, 117(3), 801-828.
- Cygan-Rehm, K. (2016). Parental leave benefit and differential fertility responses: evidence from a German reform. *Journal of Population Economics*, 29(1), 73-103.
- D'Addio, A. C., & d'Ercole, M. M. (2005). *Trends and determinants of fertility rates in OECD countries: The role of policies*. OECD Social, Employment, and Migration, Working Paper No.27.
- Dahl, G.B., Loken, K.V., Mogstad, M., & Salvanes, K.V. (2016). What Is the Case for Paid Maternity Leave? *Review of Economics and Statistics*, 98(4), 655-670.
- Duvander, A. Z., Lappegård, T., & Johansson, M. (2020). Impact of a reform towards shared parental leave on continued fertility in Norway and Sweden. *Population Research and Policy Review*, 39(6), 1205-1229.
- Duvander, A.-Z., & Andersson, G. (2006). Gender Equality and Fertility in Sweden: A Study on the Impact of the Father's Uptake of Parental Leave on Continued Childbearing. *Marriage and Family Review*, 39(1-2), 121-42.
- Duvander, A.-Z., & Johansson, M. (2012). What are the effects of reforms promoting fathers' parental leave use? *Journal of European Social Policy*, 22(3), 319-330.

- Duvander, A.-Z., Lappegård, T., & Andersson, G. (2010). Family policy and fertility: fathers' and mothers' use of parental leave and continued childbearing in Norway and Sweden. *Journal of European Social Policy*, 20(1), 45-57.
- Duvander, A.-Z., Lappegård, T., & Johansson, M. (2016). *Family policy reform impact on continued fertility in the Nordic countries*. Stockholm University, SPaDE Working Paper, (2).
- Duvander, A.-Z., Lappegård, T., Andersen, S. N., Garðarsdóttir, Ó., Neyer, G., & Viklund, I. (2019). Parental leave policies and continued childbearing in Iceland, Norway, and Sweden. *Demographic Research*, Vol. 40, 1501-1528.
- Duvander, Ann-Zofie, & Jans, Ann-Christin. (2009). Consequences of Fathers' Parental Leave Use: Evidence from Sweden. *Finnish Yearbook of Population Research* 44, 49-62.
- Erlandsson, A. (2017). Child Home Care Allowance and the Transition to Second- and Third-Order Births in Finland. *Popul Res Policy Rev* 36, 607-630.
- Farre, L., & Gonzalez, L. (2018). *Does Paternity Leave Reduce Fertility?* Institute of Labor Economics (IZA) Discussion Papers, 12023.
- Gauthier, A. H. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26(3), 323-346. doi:10.1007/s11113-007-9033-x
- Gauthier, A. H. (2013). Family Policy and Fertility: Do Policies Make a Difference? In *Fertility Rates and Population Decline* (pp. 269-287). London: Palgrave Macmillan.
- Gauthier, A. H., & Hatzius, J. (1997). Family benefits and fertility: An econometric analysis. *Population Studies*, 51(3), 295-306. doi:10.1080/0032472031000150066
- Hart, R. K., Andersen, S. N., & Drange, N. (2019). *Effects of extended paternity leave on union stability and fertility*. Statistics Norway, Research Department Discussion Papers, 899.
- Hilgeman, Ch., & Butts, C. (2009). Women's employment and fertility: A welfare regime paradox. *Social Science Research*, 38, 103-117.
- Hoem, B. (1996). The social meaning of the age at second birth for third-birth fertility: A methodological note on the need to sometimes respecify an intermediate variable. *Yearbook of Population Research in Finland* 33, 333-339.
- Hoem, J. M. (1990). Social policy and recent fertility change in Sweden. *Population and Development Review*, 16(4), 735-748.
- Hoem, J. M. (1993). Public policy as the fuel of fertility: Effects of a policy reform on the pace of childbearing in Sweden in the 1980s. *Acta Sociologica*, 36(1), 19-31.
- Hoem, J. M. (2005). Why does Sweden have such high fertility? *Demographic Research*, 13(22), 559-572.
- Hoem, J. M., Prskawetz, A., & Neyer, G. (2001). Autonomy or conservative adjustment? The effect of public policies and educational attainment on third births in Austria, 1975-96. *Population Studies*, 55(3), 249-261.
- Hyatt, D. E., & Milne, W. J. (1991). Can public policy affect fertility? *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 27(1), 77-85.
- Jones, Larry E., Schoonbroodt, Alice, & Tertilt, Michèle. (2008). *Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-Income Relationship?* NBER Working Paper No. 14266.
- Kalwij, A. (2010). The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe. *Demography*, 47(2), 503-519. doi:10.1353/dem.0.0104
- Kluve, J., & Schmitz, S. (2018). Back to work: Parental benefits and mothers' labor market outcomes in the medium run. *ILR Review*, 71(1), 143-173.

- Lalive, R., & Zweimuller, J. (2005). *Does parental leave affect fertility and return-to-work? Evidence from a "true natural experiment"*. IZA (Institute for the Study of Labor). Discussion paper no.1613.
- Lalive, R., & Zweimuller, J. (2009). How does parental leave affect fertility and return to work? Evidence from two natural experiments. *Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1363-1402.
- Liu, Q., & Skans, O. N. (2010). The Duration of Paid Parental Leave and Children's Scholastic Performance. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1).
- Luci-Greulich, A., & Thévenon, O. (2013). The impact of family policies on fertility trends in developed countries. *European Journal of Population*, 29(4), 387-416.
- Matysiak, A., & Szalma, I. (2014). Effets des politiques de congé parental sur les deuxièmes naissances et l'emploi des femmes en Hongrie et en Pologne. *Population*, 69, 659-698.
- McDonald, P. (2000). Gender equity, social institutions and the future of fertility. *Journal of Population Research*, 17(1), 1-16.
- Olivetti, Claudia, & Barbara Petrongolo. (2017). The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-Income Countries. *Journal of Economic Perspectives*, 31 (1), 205-230.
- Piketty, T. (2003). *L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité (The Impact of Parental Education Benefits on Female Participation and Fertility)*. CEPREMAP Working Papers (Couverture Orange) 0309.
- Raute, A. (2019). Can financial incentives reduce the baby gap? Evidence from a reform in maternity leave benefits. *Journal of Public Economics*, 169, 203-222.
- Ronsen, M. (1999). *Impacts on fertility and female employment of parental leave programs: Evidence from three Nordic countries*. the Hague, Netherlands: Paper presented at the European Population Conference.
- Ronsen, M. (2004). Fertility and public policies: Evidence from Norway and Finland. *Demographic Research*, 10, 143-170.
- Sobotka, T., Matysiak, A., & Brzozowska, Z. (2019). *Policy responses to low fertility: How effective are they? Working Paper No. 1*. New York: UNFPA, Population & Development Branch. Technical Division Working Paper Series.
- Št'astná, A., & Sobotka, T. (2009). *Changing parental leave and shifts in second and third-birth rates in Austria*. Vienna Institute of Demography, Working Papers. No. 7.
- Statistics Sweden. (2001). Retrieved from <https://www.scb.se/en/>
- Statistics Sweden. (2019). *Summary of Population Statistics 1960-2018*. Retrieved from Statistics Sweden: <https://www.scb.se/en/findingstatistics/>
- Thévenon, O., & Gauthier, A. H. (2011). Family policies in developed countries: A fertility booster with side-effects. *Community Work and Family*, 14(2), 197-216.
- Vikat, A. (2002). Fertility in Finland in the 1980s and 1990s: Analysis of fertility trend by age and parity. *Yearbook of Population Research in Finland* 38, 159-178.
- Vikat, Andres. (2004). Women's Labor Force Attachment and Childbearing in Finland. *Demographic Research Special Collection* 3, 177-212. doi:10.4054/DemRes.2004.S3.8
- 倉田賀世 (2020) 「ドイツにおける親手当・親時間制度：政策目的と財源選択の整合性」(特集 育児休業給付と財源をめぐる課題：国際比較からの示唆) 『社会保障研究』, 5(1), 67-79
- 厚生労働省 (2020) 『海外情勢報告』
- 竹田昌次 (2017) 「ノルウェーにおける家庭保育手当に関する最近の2つの論文から：福祉国家と移民に関するジェンダー・階級・エスニシティーの交差をめぐる」 『総合政策フォーラム』 第12号, 27-42

- 中里英樹 (2018) 「第 1 章 国際比較から見る日本の育児休業制度の特徴と課題：ノルウェー・スウェーデン・ドイツ・ポルトガル」労働政策研究・研修機構『ヨーロッパの育児・介護休業制度』資料シリーズ No.186, 1-17
- 中里英樹 (2019) 「International Network on Leave Policies and Research を通してみる育児休業研究の動向と国際共同研究のありかた」『家族社会学研究』, 31(1), 78-85
- 濱野恵 (2017) 「男性の育児休業の取得促進に関する施策の国際比較：日・米・英・独・仏・スウェーデン・ノルウェー（資料）」『レファレンス』No.800, 99-127
- 山田 敏 (2005) 「フィンランドの就学前保育」『椛山女学園大学研究論集』第 36 号（社会科学篇）, 157-174
- 労働政策研究・研修機構 (2018) 『諸外国における育児休業制度等、仕事と育児の両立支援にかかる諸政策：スウェーデン、フランス、ドイツ、イギリス、アメリカ、韓国』資料シリーズ No.197

§4 保育政策 (childcare)

- 1 クロスナショナル分析
 - 2 国別分析 (availability, coverage に関するもの)
 北欧 (ノルウェー, スウェーデン)
 ベルギー
 ドイツ (旧西ドイツ)
 - 3 国別分析 (cost に関するもの)
 米国
 スウェーデン
 ドイツ
 ドイツ (テューリンゲン州)
 - 4 まとめ
- 参考文献

§4 保育政策 (childcare)

質が高く、利用しやすい保育、とくに3歳未満児の保育の提供は、仕事と家庭の両立や、子供の成長を支援するという観点から非常に重要である¹。また、共働きカップルの出生の意思決定を支える重要な政策でもある。保育提供(provision)の状況は、設置基準の有無や、財政支援など、国や地域によって大きく異なる。また、施設保育か家庭保育か、施設保育でも、託児所から公的保育施設、初等教育機関まで、さまざまである。広義には、祖父母による保育なども含まれる。

理論的には、親が出産後も就労継続可能となると、出産・育児の機会費用が減少し、出生率(TFR)に正の影響をもたらすと考えられる。実証的には、保育の利用可能性(availability)の拡大が出生率に正の効果をもたらすとする研究もあるが、矛盾する結果も出ており、結果の解釈は複雑である。

1 クロスナショナル分析

保育の利用可能性(availability)と価格(cost)は、出産の意思決定に影響を与える可能性がある。クロスナショナル分析では、因果関係は特定されないものの、出生率と3歳未満児の保育利用(attendance)に強い相関関係があることが示されている。

マクロデータ分析

Castles(2003)は、OECD20か国のクロスセクションデータを用いて、1998年の期間出生率(PTFR)と、さまざまな政策指標について分析した。その結果、出生率との間に統計的に有意で強い正の相関関係が示されたのは、「3歳未満児の保育利用率」と「保育利用率(平均)」であった(表1上段)。

一方、「3歳未満児の公的保育利用率」の係数は非有意で、「3歳以上の公的保育利用率」は、出生率低下と有意に相関していた(表1下段)。

また、出生率の国間変動要因のOLS推定では、「保育利用率(平均)」の係数が最も大きかった(表2)。

結果について、重要なのは、保育支援の出所ではなく、女性が必要な時に保育の場を利用できること、そして、仕事と出産を両立して生活できることである、と結論づけている。

Table 4 Patterns of association between 1998 period total fertility rates and various measures of family-friendly public policy in 20 OECD countries^a

	Correlation with PTFR
Proportion of children using formal child-care arrangements ^b	
• 0-3	.73**
• Aged 3 to mandatory school age	.37
• Average	.69**
Proportion of children using publicly funded child-care arrangements	
• 0-3 ⁺	.44
• Aged 3 to 6 ⁺	-.52*
• Average ⁺	-.30

表1 出典：Castles(2003) p.223 Table 4 から抜粋

Table 5 Best-fit model of the determinants of cross-national variation in 1998 period total fertility rates in 20 OECD countries

	Coefficient	Standard error	t-value
Constant	1.01	.160	6.36**
Female tertiary education	5.57E-03	.002	3.02**
Female unemployment	-1.77E-02	.006	-3.13**
Average level of formal child care	8.33E-03	.002	3.92**
Adj. R ² = 0.72			

Notes: ** = significant at .01 level. All cases as in previous tables other than Switzerland for which no child-care data are available.

表2 出典：Castles(2003) p.224

¹ 2002年3月のバルセロナ会議で、欧州理事会は加盟国に対して、女性の労働力参加の阻害要因を取り除くため、保育需要を考慮し、2010年までに3歳から義務教育年齢の子供の少なくとも90%、3歳未満の子供の少なくとも33%に保育を提供するべきと勧告している(European council 2002)。

² ここでの「保育(formal child-care)」には、公営および民間の保育所や住宅型有料老人ホームでの保育が含まれる。また、チャイルドマインダーによる自宅での保育や、家族ではないが同居している保育者によるケアも含まれる。

³ ここでの「公的保育」は、公的に財政支援されている保育サービス(publicly funded child-care)という意味で使用している。

Table 1. The impact of family policies on fertility – selected empirical results.

	Explained variable	Financial transfer	Leave entitlements			Childcare provisions		Country and period covered – methodology
			Duration	Payment rate of maternity leave	Spending per child (all leave included)	Spending per child	Enrolment rates	
Gauthier and Hatzius, 1997	Total fertility rates (for women with 1, 2, or 3 and more children separately)	Positive	Positive but statistically	Negative but statistically	–	–	–	22 OECD countries 1970–1990; Panel data methods
D'Addio and Mira d'Ercole, 2005	Total fertility rates	Positive	Negative	Positive	–	–	–	16 OECD countries 1980–1999; Panel data methods
Hilgeman and Butts, 2009	Achieved Fertility at age 18–45	–	Negative	Not significant	–	–	Positive	20 OECD countries, 1995–2000 waves of European or World Value Surveys – cross-sectional multilevel approach
Kalwij, 2010	Timing of birth Completed family size	No effect No effect	Not included	–	Positive No significant effect	No effect Positive	Not included	16 European countries; Event history analysis information on individual fertility history from the European Social Survey 2004
Luci and Thévenon, 2011	TFR Tempo-adjusted fertility rates	Positive	Positive	–	Positive	Negative	Positive	OECD countries 1982–2007; Panel data methods

Source: OECD (2011).

表3 出典：Thévenon and Gauthier(2011) Table 1 から抜粋

D'Addio and Mira d'Ercole (2005)は、1999年のOECD19か国のクロスセクションデータを用いて、保育所入所率(enrolment, 3歳未満⁴)のほか、さまざまな説明変数によって出生率(TFR)の国による格差を分析した⁵。その結果、保育所入所率やパートタイムで働く女性の割合が高く、子供の直接費用が低く、育休期間が長い国で、出生率が有意に高くなることが示された。また、推定係数は、保育所入所率が10%増加すると、出生率が2.12%上昇することを示したが、政策の相互作用や出生率の内生性などを考慮しないモデルに基づくため、解釈には注意が必要であると示した。

Hilgeman and Butts (2009)は、1995–2000年のOECD20か国のクロスセクションデータと個人レベルデータ⁶を用いて、階層型ベイズモデルにより女性の労働参加や保育利用率⁷が出生率(realized fertility)⁸に与える影響を分析した。その結果、女性のフルタイム雇用や国レベル雇用率が出生率を低下させる一方、保育利用率と出生率との間に正の相関が確認された。結果について、「保育サービスは出生率向上のための有効な手段であり、女性労働力率の拡大による影響の一部をやわらげるのに役立つ」(p.115)と結論づけている。

Kalwij(2010)は、政府の家族関係支出の変化が出生率に与える影響を推計している。離散時間比例ハザードモデルにより、保育補助(childcare subsidy)にかかる政府支出が出産に与える影響を推定した⁹。その結果、子供のいない女性(第一子出産)には有意な影響がなかったが、第二子以降の出産に有意な正の効果を示された。また、このモデルを利用したモンテカルロ・シミュレーションを行っており、保育補助を10%増額すると、雇用されている女性1人当たりの子供数は有意に増加し、完結出生率が0.4%上昇することが示された。

⁴ 説明変数は<share of children aged 0-3 enrolled in formal childcare>

⁵ 表3のD'Addio and Mira d'Ercole (2005)はパネルデータ分析(GMM推定)のみ示されている。保育はデータ不足で分析していない。

⁶ World Values Survey(WVS)の1995–1997年波、European Values Study(EVS)の1999–2000年波を用いている。

⁷ この研究では、3歳以下の子供のうち民間、公共を問わずならかの保育を受ける子供の割合を示す。デイケア、プレイグループやファミリーセンター、登録ベビーシッターやチャイルド minder も含まれる。近親者による保育は含まれない。

⁸ 被説明変数はWVSとEVSの調査時点での既往出生児数(データは18-45歳の女性7,080人)。

⁹ 実証モデルは、家族政策の複雑さを考慮して、補助金平均値の変動に対する出生タイミングの反応を分析している。

Luci-Greulich and Thévenon(2013)は、OECD18 各国のパネルデータを用いて、保育への公的支援が出生行動に与える影響について分析した。説明変数に3歳未満児1人当たりの保育関連政府支出（1人当たり GDP に占める%）や3歳未満児入所率など5政策、被説明変数に出生率(TFR)とテンポ調整出生率(tempo-adjusted TFR)¹⁰を用いた。また、国と時間の固定効果をモデルに組み込んでいる(two-way fixed effect model)¹¹。

その結果、すべての政策が正の影響を示したが、女性の労働時間と就業率を制御すると、3歳未満児入所率の係数や有意性が増し、女性が就労する環境では保育の影響が強まることが確認された。また、女性の就労時間と出生率に負の相関が示され、両立支援策がなければ女性就労と出生率は反比例する、と説明している。

*表3では、1人当たり保育関連政府支出(spending per child)の項が“Negative”となっているが、Luci and Thévenon(2013)では、“Positive”に変更されている(p.407)。

マイクロデータ分析

Baizan, Arpino, and Delclòs (2016)は、2004-09のEU16 各国の個人レベルデータ（所得・生活環境調査、EU-SILC）と国レベルデータを用いて、マルチレベル・ポアソンモデルにより保育所定員率(childcare coverage)¹²と完結出生率の関係を分析した。その結果、すべての学歴層で保育所定員率は、完結出生率と正の相関があることが示された。定員率が10%（1992-98年のイタリア観測値に相当）から50%（同スウェーデンに相当）に上昇すると、低学歴女性の平均子供数は1.8人から2.0人に増加し、高学歴女性では1.5人から1.9人に急増する。また、学歴と定員率の相互作用効果により、出生率の学歴ギャップ¹³は消失すること、学歴による有意な差が見られるのは、定員率の水準が中・低レベルの場合のみであることが示された。

Diprete, Morgan, Engelhardt, and Pacalova(2003)は、5 各国のパリティ¹⁴別追加出生率と子供の費用(costs of having children)¹⁵を推計、比較した。その結果、保育費用の引き下げが出生率にプラスの影響を与える可能性を示した。親が負担する保育料は国によって大きく異なり、保育政策の重要な側面である。

Del Boca, Aaberge, Colombino, Ermisch, Francesconi, Pasqua, and Strom(2003)は、4 各国の保育などの社会政策と労働市場が、仕事と出産に関する女性の意思決定に与える影響を分析した。その結果、保育の利用可能性向上が出生に正の影響を与えることを示した。また、パートタイム労働の機会、保育、育児休暇、児童手当は、教育水準の低い女性の労働参加の意思決定に大きな影響を与えるとした（表4）。

Table 3 Overview of studies on the impact of policies on fertility—work-related policies (childcare)

Country	Authors (year)	Data	Methods of analysis	Dependent variable	Policy variables	Findings
<i>Micro-level data</i>						
Denmark, (West) Germany, Italy, UK, USA	Diprete et al. (2003)	Panel surveys	Descriptive analysis	Parity progression ratio	Cost of childcare	Institutionally driven childcare costs affect the fertility pattern
Denmark, Italy, Netherlands, Spain	Del Boca et al. (2003)	European Community Household Panel	Fixed effect and random effect models	Whether or not the woman had a child in the last two years	Childcare availability	Childcare availability has a positive effect on fertility

表4 出典：Gauthier(2007) Table 3 から抜粋

¹⁰ 米国の人口学者ボンガーツとフィーニーが考案した指標で、調整合計特殊出生率(adjusted total fertility rate, ATFR)と同義。出生率(TFR)の値を各出生順位の平均出生年齢の変化に応じて調整するもの。出産の先送り、前倒しがないときに本来あるべき出生率(TFR)の水準を意味する（イミダス <<https://imidas.jp/genre/detail/F-109-0045.html>>, Bongaarts and Feeney 1998)(再掲)。

¹¹ この他、二段階最小二乗法(two stage least squares, 2SLS)、一般化モーメント法(GMM)などさまざまな仕様を用いて、分析の頑健性を確認している。

¹² 2004年における公立（または公的補助金を受けた）保育施設の定員数の0-2歳児人口に占める割合(childcare coverage)。この研究は、保育利用率(childcare usage)についても分析しており、同様の結果が得られたと報告している。

¹³ 女性が高学歴であるほど結婚、出産の機会費用が高くなり、出生率が低くなると指摘されている(Bongaarts 2003, Jones, Schoonbroodt, and Tertilt 2008 など)。

¹⁴ 既往出生児数。1人の女性が一定時点までに産んだ子供の数。パリティ0は無子。パリティ1は子供1人（再掲）。

¹⁵ 生活時間調査、国際意識調査、出産にともなう労働所得と生活水準の変化に関するパネルデータを用いて推計。

2 国別分析 (availability, coverage に関するもの)

国ごとの分析では多様な結果が出ている。表 5 にまとめられた研究は、出産確率を被説明変数、保育の特性 (availability, cost) を説明変数として、保育の利用可能性や費用が出生率に与える影響について分析している。

ノルウェーについて研究した Kravdal(1996)は、保育所普及率は完結出生率に正の影響を与えたとし、イタリアについて研究した Del Boca(2002)¹⁶は、保育の利用可能性が 10%上昇すると、子供を持つ確率(probability)が 0.2%上昇すると報告した。一方、ノルウェーとフィンランドについて研究した Ronsen(2004)、旧西ドイツについて研究した Hank and Kreyenfeld (2003)、スウェーデンについて研究した Andersson, Duvander, and Hank(2004)は、保育の利用可能性は出生率に統計的に有意な影響を与えないと報告している。

結果がバラバラである要因について、Gauthier(2007)は、一部の国で女性の労働力参加や保育供給が増加していること、親の保育ニーズの不均質性、開園時間など保育制度のばらつきなどをあげている。

Table 3 Overview of studies on the impact of policies on fertility—work-related policies (childcare)

Country	Authors (year)	Data	Methods of analysis	Dependent variable	Policy variables	Findings
Finland and Norway	Ronsen (1999)	1988 Norwegian Family and Occupation Survey and the 1989 Finnish Population Survey (cohorts 1943–1965)	Hazard-rate analysis	Probability of birth	Parental leave	Parental leave has had a small positive effect on fertility in these two countries. The impact is stronger in Finland
Finland and Norway	Ronsen (2004)	Norwegian Family and Occupation Survey and the 1989 Finnish Population Survey	Hazard model	Probability of first, second, and third birth	Parental leave, public day-care coverage, and child benefits	Parental leave has a positive effect on fertility. The provision of day care has no effect on fertility. Child benefits have no effect on fertility
Germany	Hank and Kreyenfeld (2003)	German Socio-Economic Panel Study (GSOEP), 1984–1995	Multilevel discrete-time logit models	Probability of a first birth	Availability of public day care	No statistically significant effect
Italy	Del Boca (2002)	Bank of Italy's Survey of Households' Income and Wealth, 1991–1995	Cross-sectional and pooled logit model	Whether or not the woman had a child in the last two years	Child care availability	The availability of childcare increases the probability of having a child
Norway	Kravdal (1996)	Family and Occupation Survey 1988	Logistic regression	Probability of first-, second-, and third-birth	Day care facilities	The provision of day care facilities has a weak positive effect on fertility. A 20-percentage point increase in childcare enrolment rate would result in an increase in cohort fertility of .05 children per woman
Sweden	Andersson, Duvander, and Hank (2004)	Register data, 1997–1998	Event-history analysis	Probability of second and third birth	Regional childcare characteristics	No effect
USA	Blau and Robins (1989)	Employment opportunity pilot projects, 1980	Hazard rate model	Birth probability	Childcare cost	Higher child-care costs result in a lower birth rate for non-employed women but not for employed women

表 5 出典：Gauthier(2007) Table 3 から抜粋

北欧 (ノルウェー, スウェーデン)

Kravdal(1996)は、ノルウェーにおける保育施設の拡大が出生率に与える影響を評価した。1988 年のノルウェー家族・職業調査に、個人登録に基づく移住履歴とノルウェーの全自治体における保育所定員率(coverage)の時系列データをリンクさせ、ロジスティック回帰による分析を行った。

その結果、都市化等の交絡因子を制御すると、地域の保育所定員率は二子以降の出産確率と正の相関が示された。また、保育利用率(enrolment rate)が 20%増加した場合、コホートの完結出生率が女性 1 人当たり 0.05 増加すると推定された。この効果は、保育所定員率の水準が低い場合に有意であり、1970 年代半ば以降の第三子出産確率の緩やかな上昇に寄与している。

ただし、女性の総雇用率を考慮すると有意でなくなり、保育所定員率が高くなると効果が薄れた。また、第一子、第二子の出産確率は保育所整備が進むにつれて低下することが示唆された。この結果について、官民を

¹⁶ Chamberlain(1980)が提示した条件付きロジット推定法 (条件付き最尤法) を用いて、出産と就労の意思決定を合同で分析している。

問わず、保育(day care)の供給量をさらに増やしても、補助金や保育の質が変わらなければ、出生率にほとんど刺激を与えないだろう、と結論づけている。

Andersson et al. (2004)は、スウェーデンにおける地域の保育特性が、夫婦の第二子、第三子の出生数に与える影響を推定した。保育特性とは、保育施設の①普及率、②子供と職員の比率(質)、③保育料、を指す。1997年と1998年におけるスウェーデンの人口動態に関する個人レベルデータを、各家庭の居住地自治体に関する集計統計(スウェーデンの288自治体の保育施設に関する情報)とリンクさせ、保育特性ごとに第二子、第三子の出産ハザードを推定した(イベント・ヒストリー分析)。

その結果、地域の保育特性が追加出生(continued childbearing)に有意な影響を与えないことが示された。普及率は第二子出産に影響を与えておらず、職員比率と価格の影響も非常に小さい(2-3%)。保育料が高く職員比率が低い自治体に住む女性は、基準カテゴリー(価格と質が「中位」)に住む女性に比べて、第二子出産を経験する可能性がわずかに高く、普及率が低い自治体で第三子出産ハザードが7%高くなるなど、直観に反する結果が得られた¹⁷。保育料と第三子出産との相関関係だけは予想通りで、比較的低い料金の託児所を提供する自治体に住んでいる場合、追加出産の確率が11%高くなっている。

結果について、Andersson et al. (2004)は、スウェーデンの手厚い家族政策が補完しているためであるとする。スウェーデンでは、一般的に安価で質の高い保育が十分保障されているため、親は保育の多少の地域差に左右されずに出産の意思決定ができ¹⁸、また、多くの経済的支援や手厚い育児休業などによって、保育不足を容易に補うことができる¹⁹、と説明している。

これに対してRindfuss, Guilkey, Morgan, Kravdal, and Guzzo (2007)は、社会学的にも経済学的にも、広く利用できる高品質で手頃な価格の保育には出生促進効果があると考えられているにも関わらず、Andersson et al. (2004)でこの仮説が支持されない原因として、データ不足と「保育の提供は外生的」という仮定を指摘した。出生率に影響を与える「観察されない地域的要因」は、保育の利用可能性の地域差にも影響を与える可能性が高い(≡内生的である)、としている。保育提供と出産意思決定に同時に影響を与える可能性のある地域要因をコントロールすることでこの問題に対処し、保育の利用可能性が高まると第一子出産年齢が低下することを示した。

Rindfuss et al.(2007)は、ノルウェーにおける1957年から1962年まれコホートについて、保育の利用可能性が第一子出産時期に与える影響を調べた。利用可能性の指標は保育所に入所している就学前児童の割合を、市区町村別、年別に示したものである。ノルウェー全体の保育所入所率は、1973年にはほぼ0%だったが、1990年代後半になると40%以上に拡大した。しかし、自治体によってばらつきが大きかった。彼らは、この変動を利用して二元配置固定効果推定²⁰を行っている。第一子出産時期について離散時間ハザードモデルにより推定し、結果をより直感的に伝えるため、期待初産オッズを示した。

その結果、15-19歳、20-24歳、25-29歳、30-35歳の各年齢で居住自治体の保育所入所率が出産の早期化と関連しており、その効果は若年層ほど大きいことが示された(図1, 表6)。

¹⁷ 直感に反する後者の結果について、例えば、居住自治体で保育施設が整っていない女性は、育休中断を最小限にするため出産を早めることがあるが(テンポ効果)、完結出生率(カンタム効果)は必ずしも高くない、と説明している。

¹⁸ このような状況下での出生決定は、保育の地域的特徴や変動にはほとんど影響されず、識別できないという。

¹⁹ Kravdal(1996)によれば、スウェーデンやハンガリーでは、保育の提供が改善されても出生率への影響は弱いという。

²⁰ 二元配置固定効果推定法(TWFE)は、一般化された差分の差分分析(GDD)の一形態である。サンプルサイズが非常に大きいことを利用し、固定効果法を用いて選択的移住によるバイアスと保育の利用可能性の内因性を補正している。

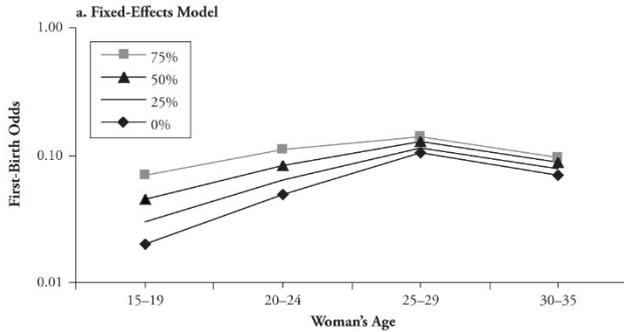


Figure 2. Expected First-Birth Odds With Various Day Care Levels, by Age

図1 出典：Rindfuss et al. (2007) p.24 Figure 2 から抜粋

Table 3
Expected Odds of a First Birth for Selected Factors and
Woman's Age: Naive and Fixed-Effects Models

Variable	Woman's Age			
	15-19	20-24	25-29	30-35
Percentage in Day Care				
Fixed-effects model				
0	0.020	0.049	0.104	0.070
25	0.031	0.064	0.115	0.078
50	0.045	0.084	0.127	0.087
75	0.069	0.110	0.140	0.097

表6 出典：Rindfuss et al. (2007) p.29 Table 3 から抜粋

同じデータ・手法を用いて、Rindfuss, Guilkey, Morgan, and Kravdal(2010)は、離散時間ハザードモデルにより、第一子出産からその後の出産まで継続する、出産時期²¹の決定要因について推定した。さらに、推定結果をシミュレーションモデルに利用して、保育の利用可能性が、女性が35歳までに出産する子供の総数に及ぼす影響を分析した²²。その結果、保育所入所率が上昇すると、完結出生率が高まることを示された。

表7は、保育所入所率をさまざまに変化させた場合の、35歳までに出産した平均子供数のシミュレーション結果である。保育所入所率が0%の場合は1.51人、60%の場合は2.18人と、最大0.67人の差がある。入所率が10%上昇するごとに、女性1人当たりの平均子供数が、0.10-0.12人増加することが示された。

シミュレーション結果によれば、1957-1962年に生まれた女性は、1970年代初頭のように、保育所入所率がゼロに近い場合、35歳までに1人当たり平均1.5人の子供を出産するはずである。実際の完結出生率をみると、この年代の女性は、1973年以降の急速な保育の拡大もあって、1人当たり平均2人以上の子供を出産している。また、保育の利用可能性の影響はシミュレーションしたすべてのパーティでみられる。

Percent child-care availability	Number of children ever born
0	1.51
10	1.62
20	1.74
30	1.85
40	1.97
50	2.08
60	2.18

表7 出典：Rindfuss et al. (2010) p.20

表8は、パーティ拡大率(パーティXでX+1番目の子供を産む割合)をシミュレーションした結果である。

左端の列は、1957-1962年コホートの女性が、実際に経験したパーティ拡大率を示している(例えば、第一子出産を経験した女性の割合は86%)。真ん中の列は、保育の利用可能性を、0%, 20%, 40%, 60%とした場合のパーティ拡大率のシミュレーションを示している。保育率が0%から60%に移行すると、平均的な女性は0.5-0.7人多く出産することになる。

右側の2列は、極端な値(0%と60%)の間の絶対的・相対的な差を示しており、絶対的な差が最も大きいのは第二子への移行期(0.22)で、相対的な差が最も大きいのは第三子への移行期(1.64)である(表8)。

結果について、保育と出生行動に関する直観的な議論と一致しているとして、ノルウェーの経験は、広く利用可能で、手頃な価格の、質の高い保育があれば出生率上昇に有効であることを示唆する、と結論づけている。

²¹ 1957年から1962年のノルウェー人コホートについて、15-35歳、第一子から第五子までの出生時期を共同で推定している。

²² 保育の利用可能性やその他の変数の効果が出生間隔によって異なることを考慮している。

Parity progression	Parity progression ratios					Differences between 60 and 0 percent simulated child-care availability	
	Actual	Simulated level of child care				Absolute (60 - 0)	Relative (60/0)
		0	20	40	60		
0 to 1	.86	.80	.84	.88	.91	0.11	1.14
1 to 2	.78	.65	.74	.82	.88	0.22	1.35
2 to 3	.38	.28	.35	.41	.46	0.18	1.64
3 to 4	.19	.18	.20	.22	.24	0.06	1.33
4 to 5	.16	.14	.16	.19	.22	0.08	1.57

表8 出典：Rindfuss et al. (2010) p.21

ベルギー

Wood and Neels (2019)は、先行研究の議論(Hank and Kreyenfeld 2002, Andersson et al. 2004)を踏まえ、保育の利用可能性(availability)と出生率に関する研究には地域保育に有意なばらつきのある国が適当であるとして、国際的に保育所定員率(childcare coverage)²³がトップクラスでありつつ、国内では定員率にかなりばらつきがあるベルギーを分析の対象とした²⁴。

Wood and Neels (2019)は、2000年代の詳細な国勢調査・登録データと588自治体の0-3歳児保育定員率の変化を用いて、定員率と共働きカップルのパリティ別出生率との関係を評価した。ロジットリンク関数を用いて、第一子、第二子、第三子出生に関する離散時間ハザードモデルを推定した。ランダム効果(マルチレベル)モデルと地域固定効果モデルにより、逆因果と選択的移住を考慮している。

その結果、定員率の変化は出産ハザードと正の相関があり、とくに初産で強いことが示された。保育所配置の内生性等を考慮した地域固定効果モデルでは、ある自治体の定員率が1%変化すると、第一子出産オッズは10.8%上昇するが、第二子、第三子はそれぞれ2.8%、2.1%にとどまった。これは、親になる時期は保育施設の空き状況などに左右されるのに対し、追加出産の時期はあまり柔軟ではないためではないかと説明している。

さらに、出生率(TFR)に与える影響を集計レベルで定量化²⁵した。ベルギーの共働きカップルのSPPRに基づく出生率(TFR)の観測値は1.679人であるが、ランダム効果モデルで定員率が10%上昇すると女性1人当たり1.750人(4.2%上昇)、固定効果モデルで1%上昇すると1.730人(3.0%上昇)となることが示された(表9)。

結果について、先進国の低出生率、超低出生率を考慮すると相当の数字であり、先進国の少子化対策において、保育サービスが有効な手段となり得る、と結論づけている。

	Observed fertility ^a	+ 10% childcare coverage in random-effects model			+ 1% childcare coverage in fixed-effects model		
		Level	Diff. ^b	Diff. ^b (%)	Level	Change ^b	Change ^b (%)
SPPR ₁	.895	.921	.026	2.91	.915	.02	2.23
SPPR ₂	.680	.692	.012	1.76	.689	.009	1.32
SPPR ₃	.288	.301	.013	4.51	.293	.005	1.74
SPPR ₁₋₃ -based TFR	1.679	1.750	.071	4.23	1.730	.051	3.04

^aObserved fertility based on the average fertility schedule for our sample
^bDifference (random-effects model) or change (fixed-effects model) compared to observed fertility levels

表9 出典：Wood and Neels (2019) p.930

²³ 保育所の定員率を0-3歳児人口で割ったもの。

²⁴ 旧西ドイツとスウェーデンについての先行研究では保育所定員率の出生率への影響は見られなかった。旧西ドイツの保育制度は全体的に柔軟性に欠け(Hank and Kreyenfeld 2003)、スウェーデンは一般的に十分であると解釈されている(Andersson et al. 2004)。

²⁵ 出生ハザード関数に基づく合成パリティ拡大率(synthetic parity progression ratios, SPPR)。

ドイツ (旧西ドイツ)

連邦制国家であるドイツでは、社会福祉について連邦法は大枠を定めるのみで、具体的な事項は各州の立法に委ねられている。このため、保育の提供状況は州によって大きく異なる。2002 年末現在の 3 歳未満児保育供給率は、旧東ドイツ地域で 37%、旧西ドイツ地域では 2.7%であった(齋藤 2011)。

Hank and Kreyenfeld(2003)は、広義の保育の利用可能性が第一子出産に与える影響を分析した。地域の公的保育(public day-care)に関する情報²⁶と社会経済パネル(SOEP,1984-99)のデータを用いて、マルチレベル離散時間ロジットモデルにより、旧西ドイツに住む女性の第一子出産確率(first birth risk)を推定した²⁷。観察されない異質性を含まない「伝統的」回帰モデルと、地域ランダム効果を含むマルチレベルモデルの 2 種類のモデルにより推定した。

その結果、祖父母によるインフォーマルケアの利用は、第一子出産確率を有意に増加させることが示されたが、公的保育の利用については有意な影響が確認されなかった。いずれのモデルでも、インフォーマルケアの利用の効果は強く(1.20, 1.21)、とくに、パネル回答者の両親が同じ町に住んでいる場合には、第一子出産確率が約 20%上昇することが示された。また、インフォーマルケアの正の効果は、地域の保育供給レベルとは無関係であることもわかった。一方、公的保育の利用については、伝統モデルでは効果が非常に小さく(0.0122)、有意でなかった。地域モデルでは、係数がさらに小さくなった(0.0112)。

公的保育の概念的な重要性と推定結果とのギャップについて、乳幼児や学齢期児童に対するケア不足²⁸を考慮すると、現在の旧西ドイツの保育制度は、制限的な開園時間など、女性雇用や出生を促進するのに不十分であることを示唆するのかもしれない、と説明している。さらに、実証研究について、保育の質の測定方法の問題や、保育ニーズは同質的でも静的でもないことを考慮する必要がある、保育所の空枠数のような単一の定量的指標では保育の役割を十分に把握できないかもしれない、としている。

ドイツでは、保育に対する法的請求権の導入によって保育施設の整備が進められた。1999 年以降、3 歳以上の児童に保育施設への入所請求権が認められた。2005 年 1 月には、昼間保育拡充法²⁹施行により、3 歳未満の児童に対する需要に応じた保育の提供義務が定められた(2010 年 10 月 1 日まで猶予期間が設けられた)。さらに、2013 年 8 月からは 1 歳以上 3 歳未満の児童にも保育請求権が認められる(後述)。この改革は連邦政府が主導したが、地方自治体が実施主体であったため、旧西ドイツの 325 の郡間でも、時間的にも、3 歳未満児保育の適用範囲(coverage)に大きなばらつきが生じた。

Bauernschuster, Hener, and Rainer(2016)は、このばらつきを利用して、西ドイツの郡における保育所定員率(public child care coverage)が、出生率に与える影響を分析した³⁰。まず、基本的な差分の差分分析(DID)モデルを用いて、郡のうち、定員拡大率(expansion)が中央値以上の郡を「治療群」、中央値以下の郡を「対照群」として、地域特性を制御することなく女性 1,000 人当たりの出生数を比較している。次に、一般化された DID (GDD)モデル³¹を用いて、郡と年の固定効果の他に、地域特性(人口密度や 1 人当たり GDP などの共変量のセット)を加えた回帰分析を行った。その結果、どちらの推計方法でも公的保育が出生率に有意な正の効果を持つことが一貫して示された。DID モデルでは、2010 年までに、治療群と対照群の定員率の差は最大約 7%が

²⁶ 西ドイツの 328 (実際は 300) の kreis(郡)レベルのデータで、公的保育の供給を決定する市町村レベルにかなり近いとされている。

²⁷ 離散時間イベント・ヒストリーモデルを適用し、第一子出産のハザード率をロジスティック回帰関数で推定する。

²⁸ 著者らは、西ドイツの保育レベルが、出産せずフルタイムで働けるようになるか、出産してパートタイムでしか働けなくなるか、女性労働力の二極化の要因になっていると考えている。

²⁹ 直訳すると「質を重視しつつ需要に応じて児童のための昼間保育を拡充するための法律」。

³⁰ 具体的には、1998 年から 2010 年までの 3 歳未満人口に対する公的保育枠のばらつきを用いて、公的保育の大幅な時差拡大(2005 年から 2008 年)の効果を研究している。

³¹ Difference-in-Differences(DID)モデルは、政策評価の一般的な手法であるが、識別のための仮定(平行移動の仮定)が満たされることはほとんどない。一般化 DID(GDD)モデルは、線形の時間トレンドを追加することで並行トレンドの仮定を緩和したモデル。

イントに達し、治療群の平均出生率は対照群に比べて0.86人増加した。GDDモデルでは、定員率が10%ポイント上昇すると女性1,000人当たりの出生数が1.2人増加し、出生率が約2.8%上昇することが示された。この結果は、地域のファンダメンタルズや人口動態の影響を受けず、また育児支援が充実している地域への選択的移住の影響も受けないことが確認されている。

また、年齢別出生率や出生順位別出生率を見ると、保育拡大の効果は、とくに29歳から33歳の女性で強く、第二子、第三子の出産を増加させることが示されている。定員率が10%ポイント上昇すると、第二子、第三子の出生率がそれぞれ3.9%、7.5%上昇した。これらが出産前倒しによるものか母親の出産年齢に対する効果も検証したところ、平均年齢は第二子、第四子で有意に上昇しており(第一子、第三子では非有意)、完結出生率に正の効果があることを示唆する、と説明している。

さらに、児童手当と保育提供の費用対効果について比較検証している。ドイツの児童手当を1%増加させると4億ユーロの追加支出が発生し、先行研究に倣えば出生率は0.16%上昇する³²。仮に4億ユーロを使って58,823人分の保育枠(slots)を確保すると、保育所定員率が約2.9%ポイント上昇し、出生率は0.82%上昇する計算になる。つまり、保育拡充の費用対効果は手当増額の約5倍であると推計するとともに、母親雇用を増やす効果も確認されたため所得税や社会保障費も増加すると指摘している。

この結果について、乳幼児保育の拡充が、出生率向上のための有効な手段であることを示しているとして、出生率回復には出産と雇用の両立を促進する政策が有効である、と結論づけている。

Table 3: Studies of childcare

AUTHORS (PUBL. YEAR)	INTERVENTION	COUNTRY (AFFECTED) IMPL.	MAIN (SECONDARY) OUTCOME	STRATIFICATION	METHOD AND RESULTS
RINDFUSS, GUILKEY, MORGAN, KRAVDAL, GUZZO (2007)	Increase in % pre-school-age children in childcare centers	Norway 1973-1998	First birth timing	Age	Two-way fixed effects; Earlier transition to motherhood, and higher probability of becoming mother at every age
RINDFUSS, GUILKEY, MORGAN, KRAVDAL (2010)	Increase in % pre-school-age children in childcare centers	Norway 1973-1998	Total number of children born until age 35	Parity	Two-way fixed effects; Positive effect for all parities, strongest for 2 nd and 3 rd births; Municipality fixed effects;
WOOD, NEELS (2019)	Increase in childcare places for 0-3-year olds	Belgium 2002-2005	Probability of having a child among dual-earner couples	Parity	Positive effect on birth hazard for all parities
BAUERNSCHUSTER, HENER, RAINER (2016)	Expansion of public childcare slots for children under age 3	Germany (West) 2005-2008	Births per 1000 women aged 15-44; Age-specific birth rates (health of newborn)	Age; Marital status; Parity (among married)	Generalized DiD; Positive effect on birth rates, driven by married, strongest for 2 nd and 3 rd births
GATHMANN, SASS (2018)	"Home care subsidy" reform increased price of choosing public childcare compared to home care	Germany (Thuringia) 2006	Childcare choices (having another child, fertility)	Parity; Family status; Education; Income; Citizenship	Discourages 1 st births; No general effect on subsequent births; Small pos. effects if 2+ children; Stronger if single, low-income, foreign;
MORK, SJOGREN, SVALERYD (2013)	Childcare reform standardized childcare fees and imposed price cap (1998 announcement, 2002 implementation)	Sweden 2002	Child births per 1000 women	Municipality; Household type (children + income); Voting patterns	DiD; Early positive effect on 1 st births, particularly if low-income; 2 nd births postponed; Higher order births positive price effect, neg. income effect

表 10 出典：Bergsvik et al. (2020) Table 3 から抜粋

³² Gauthier and Hatzius(1997)は、児童手当に対する長期的な国別出生率の弾力性を0.16と推定している(§2 経済的支援)。

3 国別分析 (cost に関するもの)

親が負担する保育料は国によって大きく異なり、公的保育政策の重要な側面のひとつである。保育料の引き下げ等を説明変数として、出生率に与える影響を分析する研究もある。

米国

米国では、社会保障制度や連邦所得税を通じて保育費用(childcare cost)が補助されていた。

Blau and Robins (1989)は、保育費用が出産や雇用の意思決定に与える影響を初めて実証的に分析した³³。労働市場と出生履歴のサンプルを用いて、22 カ月間のイベント・ヒストリー分析を行った³⁴。既婚女性について、雇用・非雇用にかかわらず「他の雇用状態へ移行する率」と「現在の雇用状態にとどまって出産する率」を推定するとともに、保育費用や賃金などの外生変数によってハザード率がどのように変化するか推定した。

その結果、雇用女性については、保育費用が1ドル増えるごとに離職率が2%増加(補助金が1ドル増えると離職率は0.4%減少)し、出生率にもわずかに正の効果があつたが統計的に有意でなかった。非雇用女性については、保育費用が1ドル増えるごとに入職率が約3%低下し、出生率も約2%低下すると推定された。

保育費用が女性の出産や雇用の意思決定に影響を与えることを示す証拠が得られたとして、(所得税等を通じた)保育補助金について保育政策として検討されるべきである、と結論づけた。

スウェーデン

Mörk, Sjögren, and Svaleryd(2013)は、1998年に発表され、2002年に利用料の上限(a user fee cap)を導入したスウェーデンの保育改革の出生効果に注目した。スウェーデンでは改革前に保育所入所がほぼ全面的に認められ、利用料は低く、母親の労働参加率が非常に高かった。自治体ごとに保育料が統一され、上限が設定されたため、ほとんどの世帯で保育料が減額された。保育料は、世帯収入や子の年齢・人数に応じて変化したため、子供数が多く、高所得世帯であるほど減額幅が大きかった。

Mörk et al. (2013)は、差分の差分分析(DID)により、改革前後の出生数(女性1,000人当たり)を、世帯のタイプと自治体レベルで比較している³⁵(表10)。その結果、カップルの第一子出産に正の効果が見られ、出生数は9.8%増加した。主に低所得世帯によるものであった。改革によって、保育費用は平均111,000 クローネ(17,000 米ドル)減額されており、これは、子供のいない世帯の平均年収の約4分の1に相当する。

一方、第二子出産は先送りされており、低い保育料の恩恵を最大限受けられるように出産時期を調整したためではないかと説明されている。また、三子以降の出生数は14.5%増加したが、全体的な効果は小さかった。さらに、多子世帯では追加出生への負の所得効果がわずかに有意であった。

結果について、改革は追加出生のコストを引き下げ一方、すでに子供を保育所に預けている世帯には負の所得効果が確認されており、改革の全体的なインパクトは明らかでない、と結論づけている。

³³ 保育料はさまざまな政府プログラムで補助されているが、この分析では、連邦所得税から得られる補助金のみを対象としている。

³⁴ この分析のデータは、カーター政権時代に労働省が実施した求職活動実証プログラム EOPP (Employment Opportunity Pilot Projects) 世帯調査から引用されている。同調査は1980年4月から10月にかけて全米20地域で実施された。1979年~1980年の16~22カ月にわたる大規模な女性サンプルの連続的な労働市場履歴と、期間中のすべての子供の生年月日が記録されている。保育費用は、EOPP 調査の地域別1人当たり週平均保育料支出(民間保育を利用した調査回答者が報告したもの)による。潜在的保育補助金は、サンプルでは年間平均約218ドル。当時の最大補助額で800ドル。

³⁵ この分析では、改革前のある長さの時間枠の中で、ある市町村のある種類の世帯の女性が子供を産む確率と、改革後の同じ長さの時間枠の中で、同じ市町村の同じ種類の世帯の女性が子供を産む確率を比較している。

ドイツ

Haan and Wrohlich (2011)は、母親の就業を条件に3歳未満児の保育料を補助する改革が、雇用と出生率に与える影響について分析した。女性の雇用と出産の決定に関する動的な離散選択モデルを開発し、政策シミュレーションを行った。このモデルは、経済的インセンティブが、働くかどうか、産むかどうかの決定にどのように影響するか説明できる。識別には、保育料を含む税と給付のバリエーションを利用している。データは、社会経済パネル (SOEP) から得られた2000-06年の不均衡パネルを用いた³⁶。

その結果、雇用を条件とする保育補助金を増やすことで、すべての女性の労働供給が増加することが示された(平均して労働参加率は1.6%、労働時間は2.4%増加した)。出生率については、平均して有意な効果は見られなかったが、子供のいない女性(約9%上昇)と高学歴の女性(約7%上昇)では、大きな正の効果が示された(表11)。この結果について、子供のいない女性は子供を持った場合にのみ改革の恩恵を受けるため、また、高学歴の女性は家庭にとどまることの機会費用が最も高く、改革はこのグループにとって最も魅力的であるため、と説明している。

Table 7
Average behavioral effects of an increase in child care subsidies in %.
Source: SOEP, wave 2000-2007, STSM.

	Change in employment			Change in working hours			Change in fertility		
	5th perc.	Median	95th perc.	5th perc.	Median	95th perc.	5th perc.	Median	95th perc.
East Germany	1.31	1.40	1.48	1.79	1.93	2.06	-5.08	-2.28	1.25
West Germany	1.58	1.69	1.78	2.40	2.58	2.73	-1.46	0.34	2.87
Low education	1.84	1.98	2.15	2.70	2.96	3.23	-4.32	-3.18	-2.07
Medium education	1.51	1.62	1.71	2.24	2.41	2.54	-2.84	-0.95	1.89
High education	1.17	1.26	1.34	1.78	1.91	2.06	4.00	6.73	10.59
Other children	1.63	1.74	1.84	2.49	2.67	2.82	-7.65	-6.31	-4.74
No children	1.20	1.29	1.42	1.66	1.79	1.98	5.89	8.80	13.04
All	1.51	1.62	1.71	2.24	2.41	2.55	-1.87	-0.18	2.46

Low education: less than 11 years of formal schooling, medium education: between 11 and 13 years of formal schooling, high education: more than 13 years of formal schooling. In parenthesis we present the group specific employment and birth rates. Confidence intervals are derived using parametric bootstrap with 100 replications.

表11 出典: Haan and Wrohlich (2011) p.509

同様に、無条件の児童手当増額(すべての3歳未満児に年間360ユーロ)について推計したところ、すべての女性グループの出生率に有意な正の効果が示されたが、代償として負の雇用効果も示された(表12)。

Table 6
Average behavioral effects of an increase in child care benefits in %.
Source: SOEP, wave 2000-2007, STSM.

	Change in employment			Change in working hours			Change in fertility		
	5th perc.	Median	95th perc.	5th perc.	Median	95th perc.	5th perc.	Median	95th perc.
East Germany	-0.14	-0.12	-0.10	-0.22	-0.19	-0.17	4.63	5.04	5.42
West Germany	-0.14	-0.13	-0.11	-0.23	-0.21	-0.19	4.24	4.50	4.79
Low education	-0.17	-0.15	-0.13	-0.27	-0.24	-0.21	4.95	5.27	5.59
Medium education	-0.14	-0.13	-0.11	-0.22	-0.20	-0.18	4.25	4.55	4.80
High education	-0.12	-0.11	-0.09	-0.24	-0.21	-0.19	3.89	4.22	4.53
Other children	-0.14	-0.13	-0.12	-0.21	-0.19	-0.18	4.99	5.29	5.60
No children	-0.14	-0.12	-0.11	-0.27	-0.24	-0.21	3.29	3.63	3.90
All	-0.14	-0.13	-0.11	-0.23	-0.21	-0.19	4.32	4.62	4.88

Low education: less than 11 years of formal schooling, medium education: between 11 and 13 years of formal schooling, high education: more than 13 years of formal schooling. Confidence intervals are derived using parametric bootstrap with 100 replications.

表12 出典: Haan and Wrohlich (2011) p.509

結論として、旧西ドイツのように低出生率と母親の低就業率に直面する国において、両者に同時に取り組む家族政策設計は非常に困難であるが、「雇用を条件とする保育補助金の支給」は、2つの重要なサブグループに雇用と出生率の二重の正の効果があること、とくに正の雇用効果は改革の財政コストを大幅に削減することから、政策としてより有望である、としている。

³⁶ ドイツ在住の11,000世帯以上を対象としたSOEPデータから、個人・世帯レベルでの社会経済的変数に関する情報を収集、2000-07年の間に少なくとも2年間の連続した観測データを持つ既婚、同棲世帯を対象とした不均衡パネルを作成。2000-06年までの遡及情報が得られている。

2008年12月、「保育所における3歳未満の児童の支援に関する法律（通称：児童助成法）」が制定され、2つの改革が提示された。改革1(2010年10月施行)では、全ての働く母親に1歳以上の保育請求権を保障し、改革2(2013年8月施行)ではこれを非就業の母親にも拡大するという内容である。「求職中」の場合にも保育の提供義務が課せられた。

Bick(2019)は、この2つの改革を利用して、女性の労働参加と出生の選択に保育が与える影響について政策シミュレーションを行った。家計パネル(1984-2006)を用いて、これらの選択を動的なライフサイクルモデルに内生化している。3歳未満児のいる母親の労働参加率は公的保育入所率を大幅に上回ることを踏まえ、モデルは公的保育(補助金付き)、民間保育(補助金なし)、祖父母による無償保育を識別する³⁷。2つの改革は、歳入中立となるようにモデル化しており、改革の費用は、所得税を財源とする³⁸。

その結果、公的保育を増やすと、子供が0歳から2歳の間、母親の労働参加率がわずかに上昇することが示された。これは、パートタイムで働く母親の多くは、公的保育をより多く利用できれば、フルタイムで働くようになることを示唆していると説明している。

また、公的保育を増やしても出生率は上昇しないことが示された。改革1は、子供のいない女性の割合を0.5%ポイント減少させるが、全体の出生率は変わらない。改革2では、増税の影響で二子から一子に減らす女性が増加し、出生率がわずかに低下した(表13)。

TABLE 4. Fertility.

	Fraction with <i>n</i> children				Fertility rate
	0	1	2	3	
<i>Baseline</i>	10.6	22.1	50.5	16.8	1.74
Reform 1 – <i>Baseline</i>	-0.5	+1.4	-1.5	+0.7	0.00
Reform 2 – <i>Baseline</i>	-0.5	+4.1	-3.1	-0.4	-0.04

表13 出典：Bick(2019) p.662

図2は、母親の労働参加率と保育所入所率を、潜在所得³⁹五分位ごとに比較している。どちらの改革も、低所得世帯が最も恩恵を受けていない。改革2では、高所得世帯ほど恩恵を受けている。一方、改革の費用は全世界帯が負担するため、平均的な厚生が減少すると説明している。

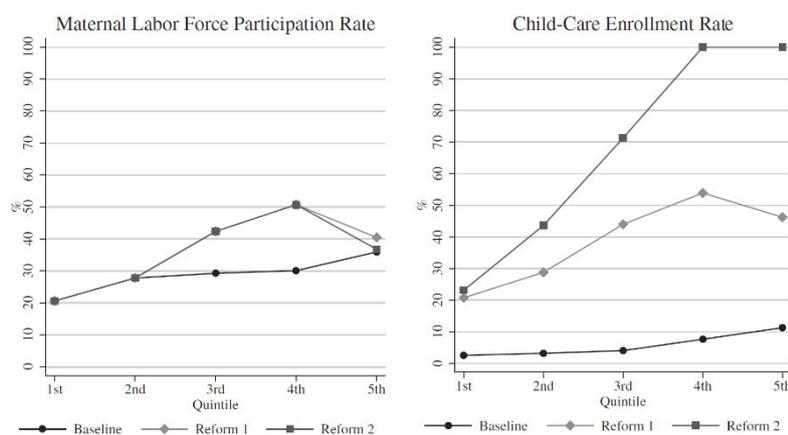


FIGURE 5. Policy effects by potential household income.

図2 出典：Bick(2019) p.664

³⁷ このモデルで Gauthier and Hatzius (1997)と同じ推計をすると、女性1人当たり0.1人の子供が増加し、出生率は5.7%上昇した。

³⁸ この研究の改革シナリオでは、政府予算の均衡を保つため、改革1、2それぞれに追加課税(0.3%, 0.7%)されている。

³⁹ ここで潜在所得(potential income)とは、女性がフルタイムで働いていると仮定した場合の世帯収入総額のこと。

結論として、旧西ドイツが、西欧、北欧の高い女性労働参加率、出生率に追いつくためには、公的保育を増やすだけでは不十分であることを示唆している、とした⁴⁰。

2008年の児童助成法には、保育手当 (Betreuungsgeld) が盛り込まれた。公的な支援が講じられている保育の場を全く又はほぼ利用せず、3歳未満の児童を私的な環境 (自宅等) で保育する両親が受給できる現金給付 (またはバウチャー、150ユーロ) であり、(1歳からの保育請求権が導入される) 2013年8月から導入された⁴¹。

ドイツ (テューリンゲン州)

テューリンゲン州では、2006年7月から、2歳児と3歳児を公的保育(formal child care)⁴²に預けていない親に養育手当 (月額: 第一子150ユーロ, 第二子200ユーロ, 第三子250ユーロ, 第四子以降300ユーロ) を支給する新たな政策 (Betreuungsgeld, homecare subsidy) を導入した⁴³。支給額は2006年の平均月額保育料の約2倍に相当し、公的保育を選択するコストを、家庭保育やインフォーマル保育のコストに比べて、相対的に引き上げる効果があった。世帯の可処分所得の増加にも貢献している (約10%)⁴⁴。

Gathmann and Sass (2018)は、この改革を利用して、公的保育のコスト引き上げが保育の選択や女性労働、追加出生に与える影響などを幅広く分析している。差分の差分分析(DID)を用いて、政策の導入前後で、テューリンゲン州 (治療群) と、他の旧東ドイツの州 (対照群) とで、適格児童のいる世帯を比較した⁴⁵。データは、2000-10年の社会経済パネル(SOEP)や2005-10年のマイクロセンサスを利用している。

その結果、公的保育費用の相対的値上げ (手当導入) に反応して、適格児童の公的保育への通所率が約8%ポイント(23%)減少し、託児(informal care)⁴⁶の利用も約18%ポイント(38%)と大幅に減少した。一方、家庭で (= 母親に) 保育される割合が18%ポイント(約45%)増えたものの、母親の労働参加には影響がなかった。

追加出生への影響については、2歳児のいる世帯全体でみると統計的に有意な効果は確認できなかった (係数は負)。ただし、二子以上の世帯に限るとわずかに正の効果がみられた (一子世帯は有意に負であった)。これは、子供数が多いほど支給額が大きくなるためではないかと説明している。

また、就学前児童のいる世帯全体でみると、第一子出産を抑制しているが、子のいる世帯にはわずかな影響しかなかった。さらに、ひとり親や低所得世帯 (下位20%)、非EU外国人世帯では、労働参加が大きく低下し、追加出生に正の強い効果が確認された。これらのグループでは、手当が世帯収入にかなりの割合を占めるため、当然の結果であるとしている。

結論として、公的保育の費用は保育方法の選択に大きな影響を与え、追加出生にも少なからず影響を与えるが、全体的な影響は明確でない、としている。

⁴⁰ 例えば Manuelli and Seshadri(2009)は、国際比較分析の結果、生産性と税制の国間格差が出生率格差の説明に有効であるとしている。

⁴¹ 2015年7月に連邦憲法裁判所において違憲判決 (保育手当はドイツ基本法に規定する「公共の福祉」の範疇を逸脱するものと解されることから、連邦に立法権限はないという判旨) が出され、同日廃止された(厚生労働省, 2020年 海外情勢報告)。

⁴² 公的な補助を受けた保育施設。東ドイツでは保育施設の多くが自治体や非営利団体によって運営されている。

⁴³ 支給額は、州政府が負担する1人当たりの公的保育の費用150ユーロに見合う額となっている。2008年に同州に限って保育児童数が減少したのはこのためではないかも推測されている(齋藤 2011)。

⁴⁴ 公的保育の利用予定がなかった (保育料上昇に直面しない) 家庭でも、改革後には少なくとも月150ユーロの追加給付を受ける。

⁴⁵ さらに、州固有の共通トレンドを排除するために年長の就学前児童を追加の対照群として用いた三重差法(DDD)や、治療群と対照群がより類似するように観測値を再度重みづけしたセミパラメトリックDIDによる代替的な分析も行っている。

⁴⁶ 親族、友人、近所の人、民間のチャイルドマインダーによる保育。

4 まとめ

本稿では、保育政策が出生率に与える効果について、ヨーロッパの文献を中心に紹介した。保育施設の利用可能性が出生率に強い正の効果を持つと結論づけた研究(Rindfuss et al. 2007)もあれば、そのような効果はないと結論づけた研究(Hank and Kreyenfeld 2003)もあり、出生率に対する保育の効果は一貫していない。これは、保育のあり方が国によって大きく異なること、保育の利用可能性は保育の一要素に過ぎないこと、などが要因であると説明されている(Gauthier 2013)。

また、保育政策に関する文献は、女性の労働参加や子供のアウトカム（発育、学習到達度等）に関するものもかなりあるが、出生率が対象に含まれていないものは今回取り上げていない。保育施策へのフィードバックの観点からは、両立支援や女性活躍推進といった政策目標への寄与度を念頭に、女性の労働参加率や女性の収入、子供のアウトカムを被説明変数とする文献についてのサーベイが有用かもしれない。

（主な知見）

- クロスナショナル分析においては、3歳未満児保育の提供レベルが、出生率と正の相関がある。
- 国ごとの分析においては、結果はさまざまである。正の効果が確認できない説明も同様である。
 - ・保育の量、質、価格が一定のレベルに達すると、出生率に影響を与えない（スウェーデン）。
 - ・保育の利用しやすさ（開所時間など）が一定レベルに達しないと、出生率に影響を与えない（西ドイツ）。
 - ・女性の労働参加と保育供給が同時に増加しているため効果が相殺される。
 - ・親の保育ニーズの異質性、祖父母等によるインフォーマル保育の存在。
- 保育の提供は、労働参加により積極的な（出産の機会費用の高い）高学歴女性の出生行動に影響を与える可能性が高い(Baizán et al. 2016, Haan and Wrohlich 2011, Kravdal 1996)。
- 「働く母親への保育補助」は、2つの重要なサブグループに雇用と出生率の二重の正の効果があること、とくに正の雇用効果は改革の財政コストを大幅に削減することから、政策としてより有望である
- 出産の意思決定に重要なのは、保育の有無だけではない。以下の要素もまた出生率を刺激する可能性がある。
 - 1.質が高く、親が子供のためになると信頼できるものである。
 - 2.すべての年齢の子供たち、とくに、3歳未満児の保育と学童保育が利用可能である。
 - 3.保護者の勤務時間に合わせて開所されている(Hank and Kreyenfeld 2003)。
(フルタイムでも、始業時間が早かったり、終業時間が遅かったりしても子供を預けることができる。)
 - 4.保護者の費用負担が大きくない。
- 保護者が保育施設を利用するのは、有益である（有害ではない）と確信できる場合に限られる。すべての保育機関に対する共通の規制と品質モニタリングは、保育の質の高さと学校への円滑な移行に役立つ。
- スウェーデンとノルウェーは、保育の発展に投資した重要な例である⁴⁷。

⁴⁷ ノルウェーでは保育への公的支出が1998年から2012年の間にほぼ倍増し、GDPの1.4%に達している。追加財源は新設だけでなく既存施設への補助金も増額された。2000年には政府が運営費の約55%を負担していたが、2012年には公的負担が85%にまで拡大したため、保護者負担は大幅に減少した（平均給与の約10%。OECD諸国平均は25%）。低所得層は自治体から追加支援を受ける。2009年には、1歳からすべての子供に入園資格を法的に与えている（Sobotka et al. 2019）。

参考文献

- Andersson, G., Duvander, A.-Z., & Hank, K. (2004). Do child care characteristics influence continued childbearing in Sweden? An investigation of the quantity, quality and price dimension. *Journal of European Social Policy*, 14, 407-418.
- Baizan, P. (2009). Regional child care availability and fertility decisions in Spain. *Demographic Research*, 21(27), 803-842.
- Baizan, P., Arpino, B., & Delclòs, C.E. (2016). The effect of gender policies on fertility: The moderating role of education and normative context. *European Journal of Population*, 32(1), 1-30. doi:org/10.1007/s10680-015-9356-y
- Bauernschuster, S., Hener, T., & Rainer, H. (2016). Children of a (policy) revolution: The introduction of universal child care and its effect on fertility. *Journal of the European Economic Association*, 14(4), 975-1005.
- Bergsvik, J., Fauske, A., & Hart, R.K. (2020). *Effects of policy on fertility: A systematic review of (quasi)experiments*. Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers No. 922.
- Bick, A. (2016). The quantitative role of child care for female labor force participation and fertility. *Journal of the European Economic Association*, 14(3), 639-668.
- Blau, D. M., & Robins, P. K. (1989). Fertility, employment, and childcare costs. *Demography*, 26(2), 287-299.
- Bongaarts, J. (2003). Completing the fertility transition in the developing world: The role of educational differences and fertility preferences. *Population Studies*, 57(3), 321-335. doi:10.1080/0032472032000137835
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (1998). On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*, 24(2), 271-291. doi:org/10.2307/2807974
- Castles, F. G. (2003). The world turned upside down: Below replacement fertility, changing preferences and family-friendly public policy in 21 OECD countries. *Journal of European Social Policy*, 13(3), 209-227.
- Chamberlain, Gary. (1980). Analysis of Covariance with Qualitative Data. *Review of Economic Studies* 47, 225-238.
- D'Addio, A. C., & d'Ercole, M. M. (2005). *Trends and determinants of fertility rates in OECD countries: The role of policies*. OECD Social, Employment, and Migration, Working Paper No.27.
- Del Boca, D. (2002). The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy. *Journal of Population Economics*, 15(3), 549-573.
- Del Boca, D., Aaberge, R., Colombino, U., Ermisch, J., Francesconi, M., Pasqua, S., & Strom, S. (2003). *Labour market participation of women and fertility: The effect of social policies*. Paper presented at the FRDB Child conference. Alghero.
- Diprete, T. A., Morgan, P. S., Engelhardt, H., & Pacalova, H. (2003). Do cross-national differences in the costs of children generate cross-national differences in fertility rates? *Population Research and Policy Review*, 22(5), 439-477.
- European Council. (2002). Barcelona European Council.Presidency Conclusions SN 100/1/02 REV 1., (p. 12).
- Gans, J. S., & Leigh, A. (2009). Born on the first of July: an (un)natural experiment in birth timing. *Journal of*

- Public Economics*, 93, 246-264.
- Gathmann, C., & Sass, B. (2018). Taxing Childcare: Effects on Childcare Choices, Family Labor Supply, and Children. *Journal of Labor Economics*, 36(3), 665-709.
- Gauthier, A. H. (1996). The measured and unmeasured effects of welfare benefits on families: Consequences for Europe's demographic trends. In I. D. Coleman (Ed.), *Europe's population in the 1990s* (pp. 297-331). Oxford, England: Oxford University Press.
- Gauthier, A. H. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26(3), 323-346. doi:10.1007/s11113-007-9033-x
- Gauthier, A. H. (2013). Family Policy and Fertility: Do Policies Make a Difference? In *Fertility Rates and Population Decline* (pp. 269-287). London: Palgrave Macmillan.
- Gauthier, A. H., & Hatzius, J. (1997). Family benefits and fertility: An econometric analysis. *Population Studies*, 51(3), 295-306. doi:10.1080/0032472031000150066
- Haan, P., & Wrohlich, K. (2011). Can child care policy encourage employment and fertility? Evidence from a structural model. *Labour Economics*, 18(4), 498-512.
- Hank, K., & Kreyenfeld, M. (2003). A multilevel analysis of childcare and women's fertility decisions in Western Germany. *Journal of Marriage and the Family*, 65(3), 584-596.
- Hilgeman, Ch., & Butts, C. (2009). Women's employment and fertility: A welfare regime paradox. *Social Science Research*, 38, 103-117.
- Jones, Larry E., Schoonbroodt, Alice, & Tertilt, Michèle. (2008). *Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-Income Relationship?* NBER Working Paper No. 14266.
- Kalwij, A. (2010). The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe. *Demography*, 47(2), 503-519. doi:10.1353/dem.0.0104
- Kravdal, O. (1996). How the local supply of day-care centers influences fertility in Norway: A parity-specific approach. *Population Research and Policy Review*, 15(3), 201-218.
- Luci-Greulich, A., & Thévenon, O. (2013). The impact of family policies on fertility trends in developed countries. *European Journal of Population*, 29(4), 387-416.
- Manuelli, Rodolfo E., & Seshadri, Ananth. (2009). Explaining International Fertility Differences. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2), 771-807. doi:org/10.1162/qjec.2009.124.2.771
- McDonald, P. (2000). Gender equity, social institutions and the future of fertility. *Journal of Population Research*, 17(1), 1-16.
- Mörk, E., Sjögren, A., & Svaleryd, H. (2013). Childcare costs and the demand for children—evidence from a nationwide reform. *Journal of Population Economics*, 26(1), 33-65.
- Neyer, G., & Andersson, G. (2008). Consequences of family policies on childbearing Behavior: Effects or artifacts? *Population and Development Review*, 34(4), 699-724.
- Plantenga, J., Scheele, A., Peeters, J., Rastrigina, O., Piscova, M., & Thévenon, O. (2013). Barcelona targets revisited. Compilation of briefing notes. *WORKSHOP organised by the Policy Department, European Parliament*. Brussels: European Parliament.
- Rindfuss, R. R., Guilkey, D. K., Morgan, S. P., & Kravdal, O. (2010). Child-care availability and fertility in Norway. *Population and Development Review*, 36(4), 725-748.

- Rindfuss, R. R., Guilkey, D. K., Morgan, S. P., Kravdal, O., & Guzzo, K. B. (2007). Child care availability and first-birth timing in Norway. *Demography*, 44, 345-372.
- Ronsen, M. (2004). Fertility and public policies: Evidence from Norway and Finland. *Demographic Research*, 10, 143-170.
- Sobotka, T., Matysiak, A., & Brzozowska, Z. (2019). *Policy responses to low fertility: How effective are they? Working Paper No. 1*. New York: UNFPA, Population & Development Branch. Technical Division Working Paper Series.
- Thévenon, O., & Gauthier, A. H. (2011). Family policies in developed countries: A fertility booster with side-effects. *Community Work and Family*, 14(2), 197-216.
- Wood, J., & Neels, K. (2019). Local Childcare Availability and Dual-Earner Fertility: Variation in Childcare Coverage and Birth Hazards Over Place and Time. *Eur J Population* 35, 913-937.
- 鎌田健司 (2013) 「地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究：マルチレベルモデルによる検証」『人口問題研究』, 69(1), 42-66
- 厚生労働省 (2020) 『海外情勢報告』
- 齋藤純子 (2011) 「ドイツの保育制度：拡充の歩みと展望」(小特集 諸外国の社会保障) 『レファレンス』, 61(2), 29-62

§5 不妊治療・生殖補助医療（ART）

1 生殖補助医療の現況

実施状況

規制と助成

2 出生率への寄与度

ART 児の割合と粗効果（crude effect）

純効果（net effect）

出産時期

3 出生率への潜在効果

治療周期数

フルアクセス（full access）

加齢

出産先送り

4 コスト

経済的側面（economics of ART）

価格弾力性

5 保険適用

出産と結婚

治療選択

医療費と患者厚生（welfare）

6 社会的・文化的受容

7 まとめ

参考文献

§5 不妊治療・生殖補助医療 (ART)¹

近年、日本における不妊治療、生殖補助医療 (ART) の利用は増加しており、2018 年には、全国で約 57,000 人の新生児が体外受精によって誕生している (以下「ART 児」)。これは、新生児全体の 6.2% に相当する²。また、不妊の検査や治療をしたことがある、あるいは現在受診している夫婦は、全体の 18.2%、子供のいない夫婦では 28.2% となっている³。

一方、経済的要因で治療を断念しているケースも確認されている。2021 年 12 月現在、不妊治療に保険が適用されるのは、排卵誘発剤などの薬物療法のみであり、人工授精・体外受精・顕微授精には保険が適用されない。2004 年度から国の特定不妊治療費助成事業により体外受精と顕微授精にかかる費用の一部が助成されており (所得制限なし、回数制限あり)、助成件数は 2004 年の 17,657 件から 148,659 件へと増加している⁴。

2020 年 5 月 29 日に閣議決定された「少子化社会対策大綱」において、不妊治療の経済的負担の軽減を図るため、適応症と効果が明らかな治療には、広く医療保険の適用を検討することとされ、2020 年 12 月 15 日に閣議決定された「全世代型社会保障改革の方針」において、令和 4 年度当初から保険適用を実施することとされた。2022 年 2 月 9 日の中央社会保険医療協議会において、診療報酬改定案が答申され、人工授精等の一般不妊治療、体外受精・顕微授精等の生殖補助医療について、2022 年 4 月から新たに保険適用されることとなった。生殖補助医療については、採卵から胚移植に至るまでの一連の基本的な診療はすべて保険適用される。

妊娠・出産の希望をかなえる少子化対策としても重要性が高まる生殖補助医療について、医学的な研究は多いが、政策評価など社会科学的考察はまだ少ない⁵。こうした状況を踏まえ、本稿では、生殖補助医療の実施状況や生殖補助医療が出生率等に与える影響、政府施策が生殖補助医療に与える影響などに関する諸外国の調査研究、文献を紹介する。

政府の政策は、不妊治療・生殖補助医療の利用に、「助成」と「規制」の 2 つの観点から影響を与える。

- ・第一に、利用に必要な費用を助成する。受給資格について、現在の子供数や女性の年齢、婚姻状況や家族構成、過去に助成を受けた治療回数、などの基準 (要件) を定める。
- ・第二に、「だれが利用できるのか」、「どの治療を利用できるのか」について規制する。例えば、卵子提供、(未受精卵子) 凍結保存、代理出産、および独身女性、50 歳以上の女性、同性カップルの ART 利用といった選択肢は、多くの国で禁止または制限されている (Präg and Mills 2017a)。

¹ 生殖補助医療に関する用語は WHO と ICMART (International Committee for Monitoring Assisted Reproductive Technology) によって国際的に定義されている。生殖補助医療 (Assisted Reproductive Technology) は「妊娠の成立を目的として、卵子や精子、もしくは胚を試験管内で扱うすべての治療や手順。体外受精 (IVF)、胚移植、配偶子および胚凍結保存、卵子及び胚の提供、代理出産などを含む」とされている (Zegers-Hochschild, Adamson, Dyer et al. 2017)。

² 日本産科婦人科学会「ART データブック」や、Ishihara, Jwa, Kuwahara et al. (2020) を参照。

³ 国立社会保障・人口問題研究所「2015 年社会保障・人口問題基本調査」(第 15 回出生動向基本調査)。

⁴ 『不妊治療の実態に関する調査研究 (最終報告書)』(厚生労働省 令和 2 年度 子ども・子育て支援推進調査研究事業)。

⁵ Hirakawa, Usui, Mitsuyama, and Oshio (2021), 寺澤 (2019)。

1 生殖補助医療の現況

実施状況

国際生殖補助医療監視委員会 (ICMART) は、独立した国際的な非営利団体で、生殖補助医療に関する世界的なデータの開発、収集、普及に主導的な役割を果たしている。関連用語の定義も行っている⁶。データ収集は1989年に始まった。各国の学会や国際的なネットワークによって、アジア、中南米、オセアニアも含めた、全世界の約66%について生殖補助医療の実施状況をまとめている。しかし、未公表の国、例えば中国や中東諸国の状況は把握できていない。

ICMART の 2014 年版世界報告書によれば、2010 年から 2014 年までの 5 年間の傾向として、凍結胚移植 (FET) サイクルの成功率と割合の増加、単一胚移植 (SET) の継続的な増加とそれによる多胎妊娠率の減少、着床前遺伝子検査の増加、顕微授精 (ICSI) の安定化などがあげられた。また、40 歳の女性が非提供型の生殖補助医療を受ける割合は、23.2%(2010)から 27.0% (2014) に増加した。

ヨーロッパでは、欧州ヒト生殖・胚学学会 (ESHRE⁸) の欧州 IVF モニタリング・コンソーシアム (EIM) が、各国の登録機関が作成したデータを収集・分析し、“Human Reproduction”誌への論文掲載のかたちで報告している (ART に関する ESHRE レポート 2017⁹)。1997 年以降、治療周期数が継続的に拡大し続けており (203,225→940,503)、生まれた ART 児は、登録されているだけで累計 200 万人を超えている (表 1)。

Table II Number of institutions offering ART services, treatment cycles and infants born after ART in Europe, 1997-2017.

Year	Countries	Clinics	Cycles	Cycle increase (%)	Infants born
1997	18	482	203 225		35 314
1998	18	521	232 225	+14.3	21 433
1999	21	537	249 624	+7.5	26 212
2000	22	569	275 187	+10.2	17 887
2001	23	579	289 690	+5.3	24 963
2002	25	631	324 238	+11.9	24 283
2003	28	725	365 103	+12.6	68 931
2004	29	785	367 056	+0.5	67 973
2005	30	923	419 037	+14.2	72 184
2006	32	998	458 759	+9.5	87 705
2007	33	1029	493 420	+7.7	96 690
2008	36	1051	532 260	+7.9	107 383
2009	34	1005	537 463	+1.0	109 239
2010	31	991	550 296	+2.4	120 676
2011	33	1314	609 973	+11.3	134 106
2012	34	1354	640 144	+4.9	143 844
2013	38	1169	686 271	+7.2	149 466
2014	39	1279	776 556	+13.1	170 163
2015	38	1343	849 811	+10.2	187 542
2016	40	1347	918 159	+8.0	195 766
2017	39	1382	940 503	+2.4	198 215
Total			10 713 407		2 059 975

表 1 出典：ART に関する ESHRE レポート 2017 p.4

⁶ この用語集は 2017 年に 100 名以上の専門家、専門組織、患者代表からなるグローバル・パネルによって作成され、283 項目を定義している。“Fertility and Sterility”誌、“Human Reproduction”誌に掲載されている (Zegers-Hochschild et al. 2017)。

⁷ 原タイトルは“International Committee for Monitoring Assisted Reproductive Technologies world report: assisted reproductive technology, 2014”(Chambers, Dyer, Zegers-Hochschild et al. 2021)。

⁸ European Society of Human Reproduction and Embryology の略。

⁹ 原タイトルは“ART in Europe 2017: results generated from European registries by ESHRE”。21 개국については国内すべての ART クリニックからデータが登録されており、総人口約 3 億 3 千万人に対して合計 473,733 回の治療が登録され、平均で人口 100 万人当たり 1,435 周期(range 範囲:723-3,286 回) の治療が行われたと推定されている(Wyns et al. 2021)。

米国では、1992年の Fertility Clinic Success Rate and Certification 法が、生殖補助医療を実施するすべての不妊治療クリニックに、実施したすべての治療周期について、成功率などの報告を義務づけている。疾病対策センター（CDC）は、1995年に関係学会と連携してデータ収集を開始し¹⁰、1997年から年次報告“ART fertility clinic success rates report”を公表している¹¹。以降、治療周期数と ART 児数は3倍以上に増加しており、2017年には合計196,454回の治療（アラスカ州162回～カリフォルニア州24,179回）が全米で実施され、7万8,052人のART児が誕生した。出産年齢（15～44歳）女性100万人当たりの治療周期数は、3,040回であった（CDC 2019）。

CDCは、州別の実施状況についても“ART surveillance”をまとめており、特定のアウトカム（多胎妊娠、低体重出生児、早産児など）におけるART児の割合を調べ、ART児のアウトカムとすべての乳児のアウトカムを比較している。これは、州保健局がART関連の周産期有害事象の状況を監視し、ARTによる多胎妊娠の悪影響を軽減するためのプログラムや政策を開始するための情報を提供しようとするものである。ART成功率等を紹介する州別ウェブサイト¹²も用意されている（Sunderam, Kissin, Zhang et al. 2020）。

Kissin, Boulet, and Jamieson(2016)やART surveillance 2015は、ARTへの包括的保険適用(comprehensive insurance coverage of ART)¹³は、不妊治療へのアクセス拡大につながり、保険適用でART利用が増えると多胎出産が増える可能性もあると指摘している。包括的保険が義務づけられた4州すべてで、ART利用率が全国平均より高く、うち3州（イリノイ、マサチューセッツ、ニュージャージー）では全国平均の1.5倍を超えており、2州（マサチューセッツ、ニュージャージー）では多胎妊娠の割合が全国平均よりも低くなっていた。両州では、35歳未満の患者の平均胚移植数が全国平均を下回り、eSET（選択的単一胚移植）の割合が全国平均を上回っていたことによると考えられる。

ART surveillance 2015は、州の保険適用義務化（state health insurance mandates）が、ART利用や胚移植、乳児のアウトカム、多胎出産の経済的コストや患者の自己負担額に与える影響を確かめるには、さらなる研究が必要である、と結論づけている（「4 コスト」を参照）。

日本では、日本産科婦人科学会（JSOG）が1986年に登録制度を開始し、2007年から生殖補助医療の治療周期ベースのデータを“Reproductive Medicine and Biology”誌に掲載している¹⁴。2018年には454,893回の治療周期と56,979人の新生児が報告されており、治療周期数、出生児数ともに継続的に増加している。平均母体年齢は38.0歳（標準偏差±4.7）であった。40代女性の割合は41.8%で、2015年（43.4%）に比べやや減少した。不妊に悩む若いカップルにARTを奨励しているためと考えられる¹⁵。

また、新鮮胚移植が行われたのは50,463サイクルで、2015年以降減少傾向にある。凍結融解胚移植については199,914回報告され、69,357人が妊娠し、49,360人の新生児が誕生した。新鮮胚移植の82.2%、凍結融解サイクルの83.4%で単胚移植（SET）が実施された。2007年以降増加傾向にあり、単胎率は97%に達している（Ishihara et al. 2020）¹⁶。

¹⁰ CDCが開発したウェブベースのデータ収集システム“National ART Surveillance System(NASS)”を通じて収集されている。

¹¹ 不妊治療クリニックで行われたARTサイクルの種類、数、結果について詳細情報をエクセルで提供する。2005年版以降は各クリニックのART成功率やその他の情報をまとめた表も掲載されている。

¹² CDCのサイトは<<https://www.cdc.gov/art/state-specific-surveillance/index.html>>。

¹³ 包括的な保険適用とは、少なくとも4治療周期の体外受精（IVF）に健康保険を適用すること。

¹⁴ タイトルは“Assisted reproductive technology in Japan: A summary report”。

¹⁵ 日本政府は、40代以下の女性が経済的負担を軽減するためにARTの補助金を6回受けることができるのに対し、40～42歳の女性は3回しか補助金を受けることができないというインセンティブを提供している（2018年現在）。

¹⁶ 日本におけるART実施状況について、『不妊治療の実態に関する調査研究（最終報告書）』（前掲）も参考になる。医療機関、当事者、一般に対するアンケート調査も行っている。

規制と助成

多くの国の家族政策は、婚姻カップルや異性愛カップルといった一般的な家族形態を支援する一方、特定のグループを支援の対象外とすることがある。こうした基準は、「だれが利用できるのか」「どの治療を利用できるのか」といった生殖補助医療の利用や助成に関する規則にも多く見られる (Präg and Mills 2017a)。

Calhaz-Jorge, De Geyter, Kupka et al.(2020)¹⁷は、2018年12月31日時点におけるヨーロッパ各国のARTに関する規制や助成に関する情報を詳細に調査・更新して、国別一覧表を作成している。概要は以下のとおり。

➤43か国中39か国が生殖補助医療に関する法律を有するが、内容は多様である。

[だれが利用できるのか]

- ・43か国中11か国では、生殖補助医療を利用できるのは不妊カップルに限られている。
- ・30か国では、独身女性が生殖補助医療を利用できる。
- ・18か国では、女性の同性カップルが生殖補助医療を利用できる。
- ・5か国では、不妊カップル、独身女性、男女同性カップルが生殖補助医療を利用できる。
- ・21か国では、トランスジェンダーが生殖補助医療を利用できる。
- ・19か国では、過去に凍結保存された配偶子や生殖腺組織を使用することができる。
- ・女性の年齢制限は、下限は18歳、上限は45～51歳である（数値による定義がない国もある）。
- ・男性の年齢制限は、ごく少数の国で上限が設定されている。

[どの治療を利用できるのか]

- ・精子提供は41か国、卵子提供は38か国、同時提供は32か国、胚提供は29か国で許可されている。
- ・第三者提供の制限基準として「ドナーの年齢」が一般的（男性35～55歳、女性34～38歳）。
- ・第三者提供の制限基準として「同じドナーから生まれた子供数」「卵子提供数」もある。
- ・匿名性については、厳格な匿名性、匿名と非匿名の混合システム、厳格な非匿名性など、各国の対応はさまざまである。
- ・生殖補助医療に関する全国登録は43か国中31か国で実施されており、18か国ではドナー登録が存在する。
- ・代理出産は16か国で受け入れられている。

➤公的助成の対象、条件はきわめて多様である。

- ・スイスほか4か国では、患者に対する助成が全くない。
- ・多くの国では、年齢（とくに女性の上限）、子供の有無、助成される治療数、助成対象外となる技術など、要件や制限が定められている。助成対象となる周期数はさまざまだが、3回が最も一般的である（16か国）。
- ・ベルギー、チェコ、スロベニア、スウェーデン、オランダでは、助成が臨床方針（女性の年齢と胚移植数）にリンクしている。35歳（オランダは38歳）までの女性の場合、最初の2回の治療周期で選択的単一胚移植（eSET）を行うことが原則となっている。
- ・助成対象となる費用の種類や上限、自己負担割合もさまざまである。ロシア、スロベニア、スペインなどの患者は費用を支払う必要がない。フランス、ギリシャ、ラトビアでは、薬剤や検査の費用はかからないが、医師・医療サービスに関する費用は患者が負担する場合がある。

ヨーロッパ以外では、イスラエルの広範な支援がきわだっている。Birenbaum-Carmeli (2016)によれば、イス

¹⁷ タイトルは“Survey on ART and IUI: legislation, regulation, funding and registries in European countries”。

ラエルでは、生殖補助医療は少子化対策の重要な柱の一つとして強力に補助され、18-45歳の女性は、家族構成や性的指向に関係なく「現在のパートナーとの間に2人の生きた子供が生まれるまで」無制限に資金援助を受けて治療を受けることができる。これは一般に広く支持されており、イスラエルの女性やカップルにとって、出産における選択肢のひとつとなっている。

さらに、オーストラリアでは、対象者の年齢制限も子供数の制限もなく、独身女性や同性カップルも助成対象とされている。他方、米国やカナダでは、国レベルの（連邦政府による）助成は存在しない（表2¹⁸）。米国では、不妊治療への保険適用を拡大する2009年Family Building法¹⁹の承認が試みられたが、実現していない。

人工授精・体外受精・顕微受精における各国制度の比較

	ドイツ	フランス	イギリス	スペイン	スウェーデン	アメリカ		カナダ (オンタリオ)	オーストラリア	韓国
						ニューヨーク	カリフォルニア			
医療保険制度	社会保険	社会保険	税方式	税方式	税方式	-	-	税方式	税方式	社会保険
経済的支援の形態	保険適用+助成	保険適用	保険適用	保険適用	保険適用+助成	助成	-	助成	保険適用	保険適用+助成
助成主体	疾病保険金庫	疾病保険金庫	CCG	各自治州	ランステイング (広域自治体)	NY州政府	-(民間保険)	州/準州	メディアア事務所	国民健康保険公団
助成額	IUI:50% IVF/ICSI:~75%	100% (上限なし)	100% (上限なし)	100% (上限なし)	100%※ (上限なし)	2.5~97.5% (年収による)	-	100% (上限なし) IVF/ICSI:約50%	IUI:約20% IVF/ICSI:約50%	保険:50~70%※ (上限あり)
回数制限	IVF:3~4回	IUI:6回 IVF/ICSI:4回	0~3回※	IUI:4~6回、 IVF/ICSI:3回※ ¹	IUI:6回 IVF:3回	3回	-	IUI:制限なし IVF:1回	制限なし	IVF新鮮胚:7回 IVF凍結胚:5回 IUI:5回
年齢制限	女性:25~40 男性:25~50	43歳未満 (女性のみ)	~42歳※	女性:18~40男 性:18~55	女性:~40 男性:~56	21~44歳	-	43歳未満	制限なし	制限なし
所得制限	制限なし	制限なし	制限なし	制限なし	制限なし	年収20万ドル以下	-	制限なし	制限なし	制限なし
独身女性 同性カップル	助成対象外	助成対象外	助成対象※	助成対象	助成対象	助成対象外※	-	助成対象	(医学的に不妊であれば)対象内	助成対象外
その他要件	-	事実婚程度の婚姻関係	多くの自治体では、子どもがいないこと※	子どもがいないこと※ ²	女性のBMI値	NY居住	-	オンタリオ州在住	医学的に不妊	事実婚程度の婚姻関係
新鮮胚での体外受精実施件数 ^{*1} (百万人あたり)	49,081人 (611人)	60,894人 (932人)	44,012人 (696人)	33,056人 (707人)	11,304人 (1,196人)	81,378人 (261人)		14,900人 (434人)	33,424人 (1,496人)	23,061人 (462人)
備考	※連邦によって異なる 未婚カップルの場合は、助成額が低い	海外での治療も保険の適用対象となる	※CCGにより異なる	※ ¹ 自治体により異なる ※ ² 養子も子どもに含む	※公的施設による治療の場合。民間施設は薬物療法のみ	※民間保険の場合は異なる	州が提供する保険はない 各要件は民間保険会社によって異なる	※オンタリオ州の場合 州ごとに助成額や条件は異なる	-	※助成事業分を加えると、最大97%まで経済的支援を受けることが可能

*1 ICMART Report (2011年時点)

表2 出典：『諸外国における不妊治療に対する経済的支援等に関する調査研究』p.113 別表78

¹⁸ 出典は『諸外国における不妊治療に対する経済的支援等に関する調査研究（最終報告書）』（厚生労働省 令和2年度 子ども・子育て支援推進調査研究事業）。

¹⁹ 法案の概要は以下のとおり。①Public Health Service 法および Employee Retirement Income Security 法 (ERISA) を改正し、産科サービスに保険を提供する団体医療保険(group health plan)に、加入者または受益者と担当医師が適切と判断した、実験的でない不妊治療に対する保険適用を義務づける。②生殖補助医療については、一定の条件を満たした場合にのみ、保険適用を義務づける。③団体医療保険に対して、本法の義務(不妊治療への保険適用)を回避するための行動を禁止する。④個人向け(in the individual market)健康保険および連邦職員健康保険 (FEHB) 制度を通じて提供される健康保険に、この要件を適用する。

2 出生率への寄与度

ART 児の割合と粗効果 (crude effect)

図1は、欧州ヒト生殖・胚学学会 (ESHRE) が収集した2014年のデータに基づいており (De Geyter, Calhaz-Jorge, Kupka et al. 2018 p.1591-92)、欧州におけるART児の割合と、生殖補助医療の出生率(TFR)への寄与度(以下「ART出生率」)を示している。

ART児の割合は、最も小さいセルビアで0.2%、ドイツ、イタリア、フランスで2%超、スロベニア、オーストリア、チェコ、ギリシャで5%を超え、最も大きいデンマーク、スペインでは6.4%となっている。欧州全体の平均値は2.1%で、米国の1.8%をわずかに上回っている(図1左側のグラフ)。

ART出生率は、最も小さいセルビア、リトアニアで0.00~0.01人、ドイツ、イタリア他で0.03人、フランス他で0.05人、スロベニア、チェコで0.09人、デンマークで0.11人、最も大きいイスラエルでは0.13人となっている。欧州全体の平均値は米国と同じ0.03人であった(図1右側のグラフ)。

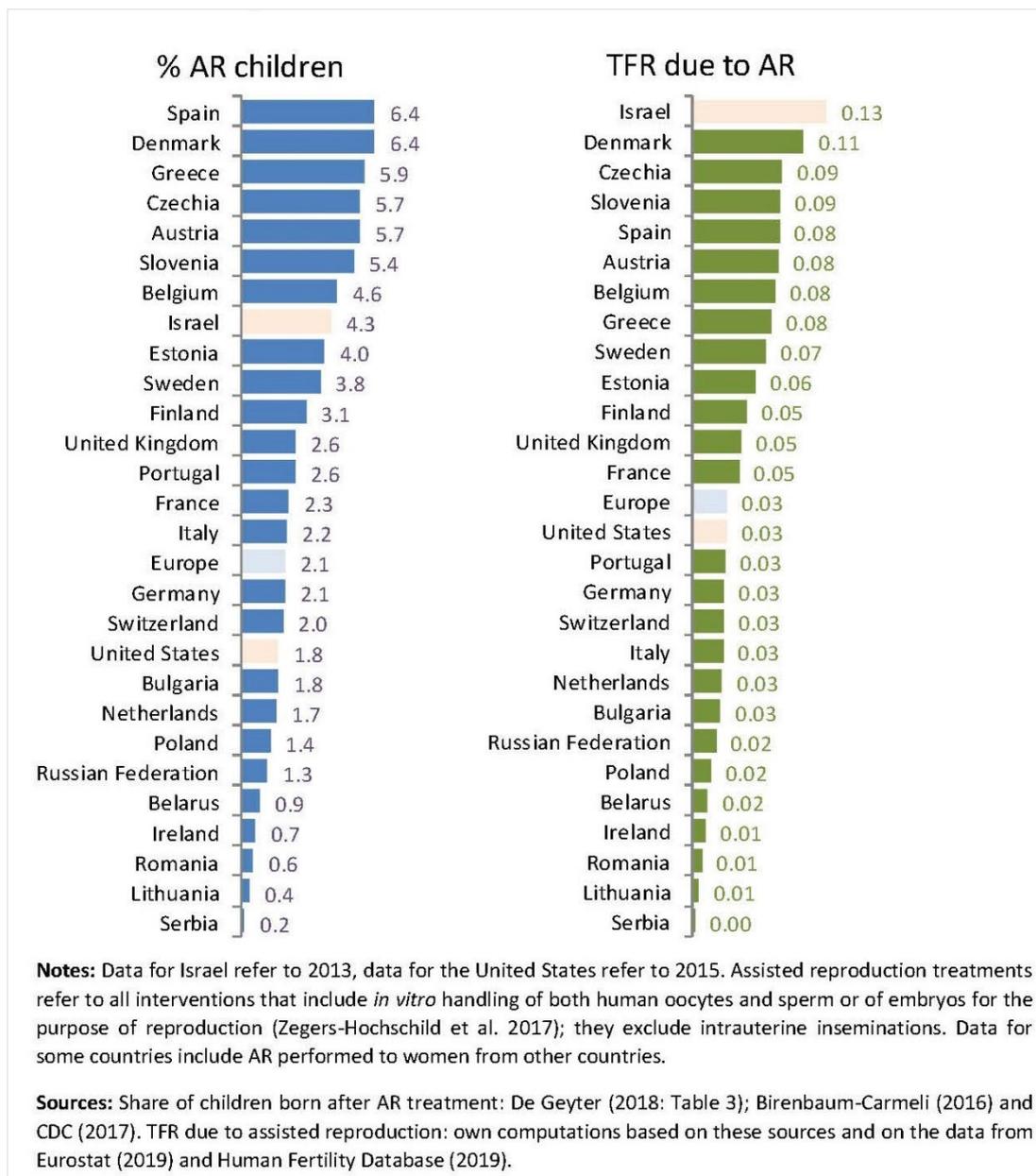


図1 出典: Sobotka et al. (2019) p.63

イスラエルの高い ART 出生率 (0.13 人) は、ART 児割合が高いこと (4.3%) と、先進国トップの出生率 (TFR) (2014 年、女性 1 人当たり 3.08 人) が要因と考えられる (Sobotka et al. 2019, OECD Family Database²⁰)。

また、ART 出生率によって、その国の ART 政策のおおまかな効果 (粗効果) がわかる。例えば、ART 出生率が 0.03 人の国 (ドイツ) と、0.08 人の国 (スペイン) を比較してみるとよくわかる (表 2 参照)。

しかし、ART 出生率は、ART 利用後の自然妊娠や多胎出産の影響を考慮しておらず、生殖補助医療が出生率に与える純効果 (net effect) を示すものではないとされる (Sobotka et al. 2019)。

純効果 (net effect)

自然妊娠などの影響を考慮した研究では、生殖補助医療が出生率に与える影響は小さくなるとされている。Sobotka et al. (2008) は、デンマークでは ART 利用が進んでいたため²¹、デンマークのコホート出生率を分析・予測し、ART 利用が出生率に及ぼす正味の影響を推定した。デンマークは、先進国の中でも安定した完結出生率を維持していたため、ART 利用が出生率低下を部分的に相殺した可能性があると考えた。

人口投影 (projection) の手法²²を用いて、デンマークにおける体外授精後のコホート出生率を分析・予測することにより、生殖補助医療の利用が出生率に与える純効果を推定した。分析対象は、デンマーク人の両親を持ち、1960 年から 1978 年の間にデンマークで生まれ、2004 年 1 月 1 日時点でデンマーク在住の女性 (移民の影響排除) の年齢別出生率、パリティ (既往出生児数) 別出生率、1995 年以降の体外受精の全登録数など (体外受精後の自然妊娠を含む) とした。

その結果、1970 (1975) 年生まれでは、完結出生率に対する ART 出生率 (粗効果) 0.068 (0.093) 人に対して、純効果を 0.036–0.057 (0.049–0.079) 人と推計し、出生率への純効果 (ART 利用がないと仮定した場合と比べて) は 3–4% 程度になると推定した²³。結果について、成功率が向上すれば、とくに出産年齢後半で ART 出生率がさらに増加する可能性があるとする一方、ART 利用による多胎妊娠の増加や出産先送り行動の増加に懸念を示している。

2008 年 2 月、欧州連合議会は、「不妊は人口減少の原因のひとつで、公衆衛生上の問題、また男女双方に影響を与える社会問題として認識されるべき」とし、「加盟国に対し、カップルが不妊治療を受ける普遍的な権利を確保することを要請する」とする決議を採択した (European Parliament 2008)²⁴。

Ziebe and Devroey (2008)²⁵ はこの決議を評価するとともに、ライフスタイルやキャリア選択による社会的な不妊 (social infertility) について考慮することの必要性を強調している。ART の課題として、法律上の制限、利用可能性の制限、社会認識などをあげ、「生殖補助医療の利用拡大は、欧州の人口政策 (policy mix) の一環と見なされるべきである。しかし、そのためには、専門家と政治家、一般市民との間のより良いコミュニケーションが必要である」 (p.590) と結論づけている。

²⁰ OECD Family Database 内の <OECD.Stat <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=FAMILY>>。

²¹ デンマークの ART 児割合は、2001 年に 3.9%、2014 年に 6.4% と、いずれも欧州で最も高くなっている (Nyboe Andersen et al. 2007, 図 1)。デンマークでは生殖補助医療が無料かつ容易に利用できる。体外受精は子供がいないカップルのみ、新鮮胚移植が 3 回まで利用できる。女性の年齢は 40 歳までという制限がある (Nyboe Andersen and Erb 2006, 図 1)。

²² 人口推計の手法。基準人口や将来出生率に関する仮定の設定には、各要因に関する統計指標の実績値に基づいて人口統計学的「投影」を実施している。将来出生や ART 利用の傾向は不確実であるため複数シナリオを設定して推計を行っている。

²³ この効果は初産率で強く、1975–78 年に生まれたデンマーク人女性の約 3% が生殖補助医療によってのみ母親になると推定された。

²⁴ 不妊症は増加傾向にあり、現在では約 15% のカップルが不妊症であると言われていたことも指摘している。

²⁵ この論文は、生殖補助技術 (ART) が出生率低下にどのような影響を与えるかをめぐる議論に焦点を当てて幅広いレビューを行っている。2007 年 6 月にフランスのリヨンで開催された “State of the ART 2007: ART and Society” 会議における発表を基にしている。

出産時期

Kocourkova, Burcin, and Kucera(2014)は、欧州ヒト生殖・胚学学会(ESHRE)の European IVF monitoring (EIM)コンソーシアムが、1997年から収集した各国データをもとに、生殖補助医療(ART)の利用が出生力や出産時期に与える影響を分析した。出生率が高く、出産時期が遅れている国で利用率が高くなる、と予想された。

その結果、出産年齢の女性100万人当たりのART治療周期は、166回から2,726回まで大きな幅があり、出生率(TFR)が高い国ほど治療周期が多い傾向が示された。また、ART出生(birth)の割合が最も高かったのは、出産延期指数 (fertility postponement index, FPI²⁶) の高い国ではなく、出産年齢が25歳から34歳に集中している国 (スロベニアとデンマーク) であった²⁷(図2, 図3)。

結果について、生殖補助医療の出生効果は出産延期が進んでいない集団で期待できることが明らかになったとし、加齢にともなう不妊やART成功率低下のリスクを減らし、出産可能性を高めるためには、より若い年齢で生殖補助医療が利用できるよう支援すべきである、と結論づけている。

図2は、各国のFPIとART出生の割合をプロットしている。

調査対象国では、両者の間に直接的な関係は見られなかった。

ART出生割合が最も高かったのは、FPIが1~1.2とそれほど高くない国 (スロベニアとデンマーク) である一方、延期指数が高いイタリアでは、ART出生割合が低く、逆の結果となっている。

図3は、デンマーク、スロベニア、イタリアについて、出生率(TFR)に対する年齢別出生率(ASFRs)の割合を示している。

デンマークとスロベニアでは、20代前半と20代後半で出生率が急激に上昇し、34歳以降は出生率が急激に低下している。

デンマークのART出生割合(4.5%)や出生率の高さ(1.84)は、25歳から34歳の広範なピークを特徴とする出生パターンと関連している。

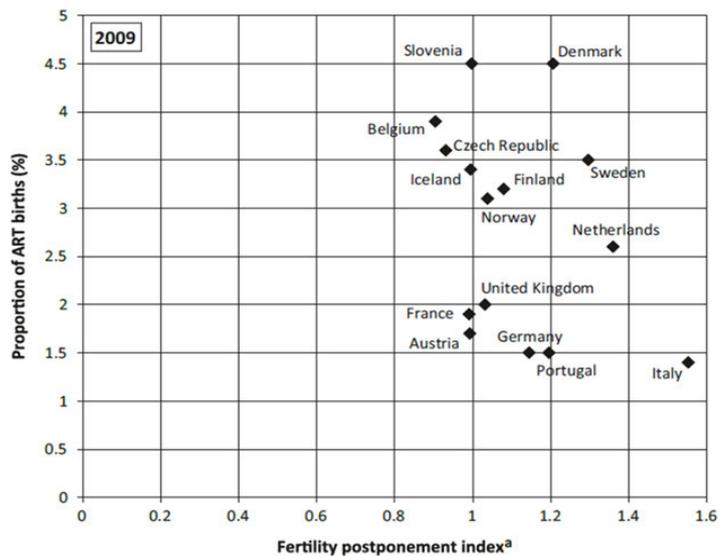


図2 出典：Kocourkova et al.(2014) P6

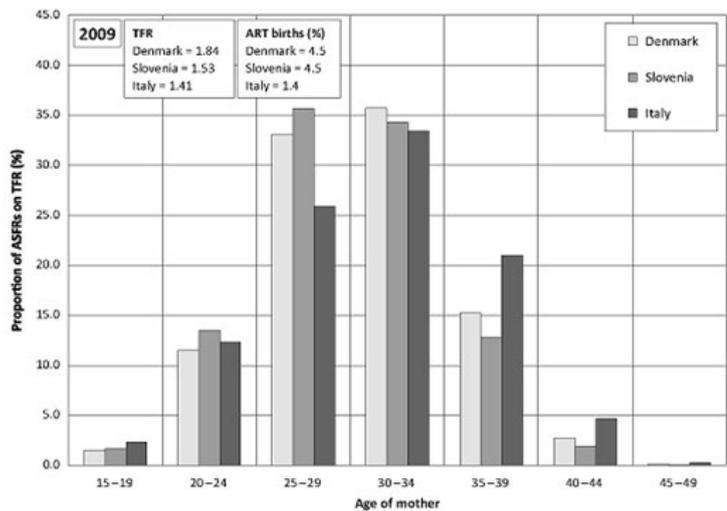


Figure 5 Proportion of ASFRs on TFR in%, Denmark, Slovenia, Italy, 2009. Data source: Eurostat

図3 出典：Kocourkova et al.(2014) P7

²⁶ Lesthaeghe and Niedert(2006)によれば、出産延期指数(FPI)は、29歳以上のASFRの合計と、20歳から29歳までのASFRの合計との比率である。FPIが約1.3以上であれば先送りの進んだ国、0.8以下であれば先送りが進んでいないの低い国とされる。

²⁷ 出産延期指数の高い国ほど、35歳以上の体外受精(IVF)利用割合が高かった。35歳以上では、治療の成功率が大幅に低下するため、治療周期の増加が産後延期(平均産後年齢の上昇)やART出生の増加に寄与しないことが示された。

3 出生率への潜在効果

治療周期数

生殖補助政策(AR policies)の潜在的な効果についても研究されている。

Hoorens, Gallo, Cave, and Grant (2007)は、ART政策が出生力に与える影響を定量化するための決定論的出生モデルを開発し、英国とデンマークのデータを用いて検証した。2050年の人口構造をモデル化し、出生率を時間に依存する人口動態に変換した。2002年の人口統計データを用いて両国の年齢別出生率(ASFR)を算出し、これと出生率(TFR)により、ART治療周期と出生数を関連づけた²⁸(表3)。

その結果、英国における生殖補助医療の治療周期を、デンマークと同レベルまで増加させると、出生率(TFR)が0.04 (2.4%) 上昇することが示された(1.64→1.68)。既存のTFR寄与率0.02と合わせて生殖補助医療のTFR寄与率は0.06となる(図4、表4)。

Table 1: Summary of key indicators

	United Kingdom (2002)	Denmark (2002)
Population	59.3 × 10 ⁶	5.4 × 10 ⁶
TFR	1.64	1.72
ART cycles	37 083	11 081
ART births as proportion of total births	0.014	0.042
Life expectancy	76.1 years (M) 81.1 years (F)	75.5 years (M) 80.2 years (F)
Mean age at childbirth	28.7 years (F)	29.9 years (F)
Current policy	Regional variations in reimbursement policies	Three cycles reimbursed in public clinics

Sources: Eurostat, 2006 and Nyboe Andersen *et al.*, 2006.

表3 出典: Hoorens *et al.* (2007) p.2472

Figure 1: The empirical and potential impact of ART on ASFR

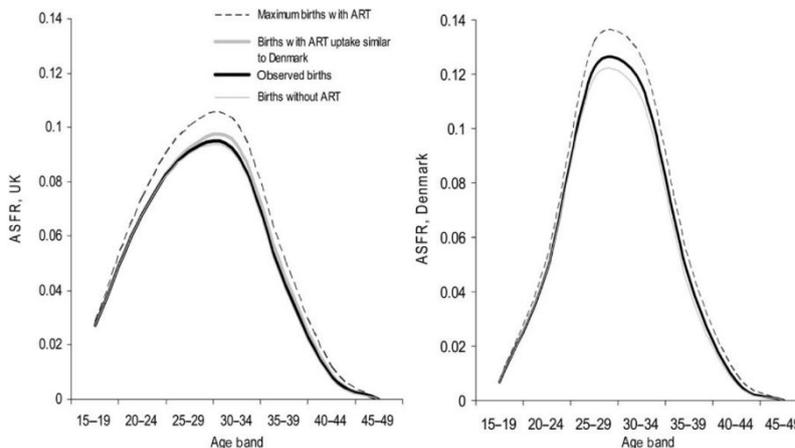


図4 出典: Hoorens *et al.* (2007) p.2473

Table 2: Results for TFRs

	Observed TFR, 2002	TFR without ART	TFR in UK with increased access to ART	Maximum TFR with ART
UK	1.64	1.62	1.68	1.84
Denmark	1.72	1.65	na	1.89

表4 出典: Hoorens *et al.* (2007) p.2473

さらに、このモデルを利用して、潜在的な生殖補助政策の費用便益分析を実施しており、人口政策として生殖補助医療を採用した場合、直接的なコストは、児童手当よりも低いことが示された³⁰。

²⁸ モデル単純化のための仮定: ARTカップルが自然妊娠する確率をゼロとする。不妊症を女性の年齢のみの関数とする。

²⁹ 英国: 女性100万人当たり625周期/年、デンマーク: 2,106周期/年。

³⁰ 英国では、児童手当を25% (Gauthier and Hatzius 1997) 増加させるのに、年間15億~25億ポンドかかる。児童手当による追加出生1人当たりのコストは5万~10万ポンドとされている。生殖補助医療による追加出生のコストは、体外受精1回当たりの費用を2,771ポンドとすると、年間2.5~4.3億ポンドと試算される。追加出生1人当たりのコストは、1万5千~2万5千ポンドとなる。

フルアクセス (full access)

Habbema, Eijkemans, Nargund et al. (2009) は、体外受精 (IVF) が出生数増加にどの程度効果があるのか、また、IVF の早期適用によって増加数が大きくなるのか、を評価するため、第一子と第二子の妊娠リスクのある女性 10 万人を対象にモンテカルロ・シミュレーションを行った。生殖モデルは Leridon(2004) に倣っている³¹。仮想モデル(hypothetical model)は、以下のような条件であった。

- ・1年または3年の不妊期間の後、IVF は12か月間に3周期実施される (フルアクセス)。
- ・自然妊娠率、IVF 妊娠率、不妊率は年齢に依存し、公表データに基づく(Leridon 2004)。
- ・女性の第一子妊娠試行開始年齢は2002年のオランダのデータに基づく。
- ・主な評価項目は、自然妊娠またはIVF 出生児数、単子、双子、三つ子の数、出生率 (TFR)、IVF 周期数。

その結果、不妊判明から3年後の体外受精へのフルアクセスによって、出生率 (TFR) が0.08上昇した。また、不妊判明から1年後に体外受精を適用すると、出生率がさらに0.04上昇し、IVF 周期数と双子・三つ子が2倍になること、自然妊娠児からIVF 出生児へ移行することが示された。結果について、不妊判明から3年後のIVF 利用は出生率を上昇させ、より早期に利用できればさらに上昇する、と説明する一方、多胎妊娠の増加や高額費用の問題を指摘して、安易な早期利用に懸念を示している。

生殖補助医療(ART)と出生率に関する文献をレビューしているSobotka et al. (2019)は、Habbema et al. (2009)などの文献を踏まえて、「アクセス可能な生殖補助医療は、出生率に小さいながらもポジティブな影響を与えるかもしれない」(p.62)としつつ、「今後、出産を先送りする女性の増加にともなって『卵子凍結』等の新たなAR技術が普及し、高い年齢で有効性が増すと、生殖補助医療の重要性は高まる可能性がある。」「男性の精子の質量が長期的に減少し続ける場合にも、生殖補助医療の重要性が増すと考えられる。」(p.62)と結論づけている。

加齢

Leridon (2004)は、生殖補助医療 (ART) は加齢にともなう生殖能力低下を完全に補うことができるか検証した。毎月の妊娠確率、流産リスク、年齢による永久不妊確率を組み合わせた生殖モデルを利用してモンテカルロ・シミュレーションを行った³²。30歳、35歳、40歳で妊娠を試みると仮定している³³。

その結果、ART を利用しない場合、30歳で妊娠を試みた女性の75%が、1年以内に妊娠・出産することができた。35歳では66%、40歳では44%であった。また、妊娠試行から4年以内の妊娠・出産割合は、30歳で91%、35歳で84%、40歳で64%となった (表5)。

一方、ART の利用を考慮した場合³⁴、妊娠試行を30歳から35歳に延期すると、妊娠確率(success rates)は約9% (17.8-9.3) 減少し、ART が補えるのは4.2%であり、35歳から40歳に延期すると、さらに約25% (43.0-17.8) 減少し、ART で補えるのは7.1%であった (表6(a)(b))。これは、30歳から35歳への延期で失われ

Table I. Success rates (pregnancies ending in live birth per 100 women of each age) for conception without assisted reproduction technology (ART): results of the model

	Woman's age when starting pregnancy attempt		
	30 years	35 years	40 years
Success:			
Conception (LB) within 12 months	75.4	66.0	44.3
Delay:			
Conception (LB) in 12-23 months	10.9	12.3	12.7
Conception (LB) in 24-35 months	3.0	3.9	4.7
Conception (LB) in 36-47 months	1.4	1.7	2.0
Total conceptions (LB) within 4 years	90.7	83.9	63.7
Total conceptions (LB) ever	93.9	85.9	65.1
At least one miscarriage before LB	14.4	15.7	16.3
Age Y when starting ART (in case of failure)	34 years	38 years	42 years
No conception at age Y	9.3	17.8	43.0

表5 出典: Leridon(2004) p.1551

³¹ オリジナルのモデルについては、Leridon(2004)を参照。このモデルに体外受精のオプションが追加されている。

³² モデルに入力する妊娠確率、自然受胎能力(fecundability)と永久不妊開始年齢の分布を推定するため、フランスにおける1670-1830年のデータを利用している。

³³ ランダムな変動は、10万人の女性からなる大規模コホートを使用することによって制限されている。

³⁴ 妊娠試行が30歳の場合は4年、35歳の場合は3年、40歳の場合は2年が経過した後にARTに移行すると仮定している。また、ARTパラメータは、体外受精を2回行った場合と同じ2年後成功率(出生児数)となるものを選択している。

る出産の半分 (4.2/8.5)、35 歳から 40 歳への延期では 30%以下 (7.1/25.2) に相当する (表 6)。結果について、現在の生殖補助医療では、35 歳以降の生殖能力低下によって失われる出生数のすべてを補うことはできない、と結論づけたうえで、一般的な提言として、35 歳未満の妊娠を希望する女性には、“be patient (気長に)”、35 歳以上の女性には“be impatient (せっかちに)”、としている。

	Woman's age when starting pregnancy attempt		
	30 years	35 years	40 years
Age Y when starting ART (in case of failure)	34 years	38 years	42 years
(a) No conception at age Y (failure)	9.3	17.8	43.0
Total conceptions (LB) with ART			
Success: conception (LB) within 12 months	2.0	3.0	5.1
Delay: conception (LB) in 12–23 months	0.8	1.2	2.0
(b) Total conceptions (LB) within 2 years	2.8	4.2	7.1
(c) Apparent rate of success for ART (%) = $100*b/a$	30.1	23.6	16.5
No conception at age $Y + 2$ (= $a - b$)	6.5	13.6	35.9
Spontaneous conceptions (no treatment)			
(d) Within 2 years	1.4	2.5	6.7
(e) Net rate of success for ART (%) = $100*(b - d)/a$	15.1	9.6	0.9
Hypotheses for ART			
Months without conception when starting treatment	48	36	24
Fecundability of non-sterile women multiplied by (MF)	3	2	1.2
Percentage of sterilities overcome (OS)	50	25	3

表 6 出典：Leridon(2004) p.1552

Schmidt, Sobotka, Bentzen, and Nyboe Andersen(2012)は、出産先送り (postponement of parenthood) がもたらす影響について、文献レビューにより人口統計学および医学的観点から評価した³⁵。出産先送りが、希望する家族形成を妨げる要因となることを示したうえで、「女性や男性の高年齢化にともなって、さまざまな結果 (outcomes) において生殖リスクが増加することについて、医療専門家や一般の人びとに知らせる必要性が高い。親になることを望む人びとが、いつ子供を持ち始めるかを適切に決定するには、こうした情報の提供が不可欠である。」(p.39–40)と結論づけている。

出産先送り

Leridon and Slama(2008)は、生物学的・人口学的傾向が、出生率や生殖補助医療の需要に与える潜在的影響について分析した。詳細な人口モデルに基づくモンテカルロ・シミュレーションにより、1968 年生まれのフランス女性 10 万人の出生歴について、カップルの自然受胎能力 (fecundability) の低下と出産延期傾向がもたらす影響を推定した。不妊カップルの 50% (実際に比べてかなり高い割合) が生殖補助医療を利用すると仮定している。その結果、カップルの自然受胎能力が 15%低下すると、出生率 (TFR) が 4%低下し、不妊カップルの割合は 73%増加した。また、第一子妊娠試行 (pregnancy attempts) の平均年齢が 25 歳から 2.5 歳上昇すると、出生率が 5%低下し、不妊カップルの割合が 32%増加することが示された。また、ART 利用で補うことができるのは、妊娠試行の 30 カ月延期によって失われる出生率の約 5 分の 1 ($(1.92 - 1.90)/(2.00 - 1.90)$)、受胎能力低下によって失われる出生率の 3 分の 1 ($((1.95 - 1.92)/(2.00 - 1.92))$) に過ぎないことが示された (表 7)。これは Hoorens et al.(2007)が推定した値よりも小さい (前述)。

Table V. Effects of resorting to ART on changes in total fertility (TFR, number of children per woman) induced by reduced fecundability or additional postponement of pregnancy attempts.

	Initial population (before change)	Reduction in fecundability:		Additional postponement:	
		15%, homog.	15%, heterog.	30 months	69 months
TFR without ART	2.00	1.96	1.92	1.90	1.77
TFR if all eligible use ART	2.04	2.00	1.99	1.95	1.82
TFR if 50% eligible use ART	2.02	1.98	1.95	1.92	1.80

表 7 出典：Leridon and Slama(2008) p.1317

加齢によるカップルの妊娠確率の低下と妊娠試行年齢の上昇は、ART に頼る不妊カップルの割合には強い影響を与える可能性がある。ART の普及は、出生率低下のほんの一部を補うに過ぎない、としている。

³⁵ このレビューは、欧州ヒト生殖・胚発生学会 (ESHRE) の生殖と社会タスクフォースを代表して行われた。

4 コスト

経済的側面 (economics of ART)

Connolly, Hoorens, and Chambers(2010)は、欧州ヒト生殖・胚学会 (ESHRE) の不妊と社会タスクフォース代表として、生殖補助医療の経済的コストとその影響についてレビューしている。治療の直接・間接コスト、手頃な価格と臨床実践の関係、生殖補助医療によって生まれた子供の経済効果に注目し、幅広く関連文献を紹介している。概要は以下のとおり。

- 生殖補助医療にかかる費用は、調査対象国すべてで総医療費の0.25%以下である(Chambers et al. 2009³⁶)。
- 治療の費用対効果は、1出生児当たり(双子、三つ子を1児と数える)の平均的治療費(治療費総額/生児分娩数)で表される。出産年齢24歳で17,000ユーロ、33歳で18,500ユーロ、42歳で54,000ユーロである(NICE³⁷ 2004)。
- 多胎児ケアにかかる間接費用は、長期的には直接費用を上回ることがある。
 - *Collins and Graves(2000)は、体外受精(IVF)の直接費用を4億7,020万米ドル、体外受精による多胎妊娠の間接費用を6億3,990万米ドルと推計し、多胎妊娠の予防の重要性を指摘している。
- 年間可処分所得に対する1周期当たり自己負担割合をみると、負担の小さい国で利用率が高い傾向がある。
- ART利用や治療選択には、支払能力(financial access)、手頃な価格(affordability)、自己負担が重要である。これらは、カップルが治療を受けるかどうかの強力な決定要因であるとする研究もある。
 - *Collins(2002)が行った価格弾力性の推計によれば、体外受精や顕微授精のコストが10%下がると利用率は30%増加する。
 - *ドイツでは、自己負担導入による10%の価格上昇により、体外受精の利用が4.1%減少した(Connolly et al. 2009a, 後述)。
- 費用と治療中止(dropout)の関係に関する研究では、治療継続の意思決定には費用よりも、心理的、身体的要因の影響が大きいことが示されている³⁸。
 - *IVF治療を受けたカップルへのアンケートの結果、治療中断理由として資金不足が23%、成功体験の欠如が23%、心理的ストレスが36%と報告されており、より良い情報とサポートが必要であるとしている(Rajkhowa et al. 2006)。
- 生殖補助医療によって生まれた子供の長期財政的影響について、コトリコフの世代別会計(generational accounting)の枠組を適用したミクロ経済学的研究が、大きな投資効果を確認している。
 - *英国では、IVF児の生涯納税額からIVF平均治療費や直接給付(教育、医療、年金など)を差し引いた生涯純税負担の割引現在価値(lifetime discounted value of net taxes)は、平均治療費の8.5倍の価値があると推計された(Connolly et al. 2009b)。
 - 米国では7倍の価値があると推計され(Connolly et al. 2008)、スウェーデンでも正の価値が確認された(Svensson et al. 2008)。

Connolly et al. (2010) は、レビュー結果を踏まえ、自己負担の手頃さ(affordability)は患者の治療選択に強い影響を与えることから、「適切な不妊治療への助成による経済的支援の欠如は、ケアへのアクセスに不公平を生むだけでなく、多胎妊娠の素因となる点でコストがかかる」(p.609)として、治療費と利用率、安全な臨床実践の関係をより深く理解することの重要性を強調している。また、「ART児(ART children)の投資対効果が高いと推定されることから、必要な人に安価な治療を提供することは、臨床的にも経済的にも理にかなっている」(p.609)と結論づけている。

³⁶米国、カナダ、英国、北欧、日本、オーストラリアでART治療を受けるカップルを対象に生殖補助医療の経済的側面について比較分析を行った研究では、ART児1人当たりの費用は米国と英国で高く(41,132ドル、40,364ドル)、北欧と日本で低い(24,485ドル、24,329ドル)。政府補助後の1周期当たりの費用は米国で年間可処分所得の50%、オーストラリアで6%であった(Chambers et al. 2009)。

³⁷英国国立医療技術評価機構(National Institute for Health and Care Excellence)の不妊症ガイドライン。2013年に改訂されている。

³⁸Goldfarb et al.(1996)は、間接費用も含めたIVF費用を単胎、双胎妊娠で1人当たり約39,000ドル、三つ子以上で約340,000ドルと推計し、三つ子を抑制すれば体外受精は費用対効果に優れるとした。

価格弾力性

ドイツでは、2004年の医療制度改革によりそれまで全額助成されていた（無償で利用できた）すべての生殖補助医療(ART)の治療と投薬に自己負担が導入された。医療費の高騰を懸念したドイツの医療当局は、不妊症の優先順位は低いという認識から、コスト削減のために患者の自己負担率を50%にした。

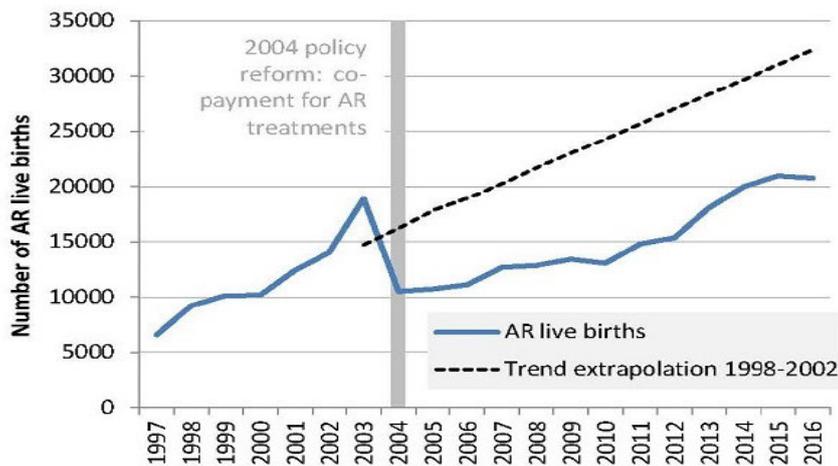
Connolly, Griesinger, Ledger, and Postma (2009a)は、この政策が生殖補助医療の利用に与える影響を調べた。体外受精 (IVF) および顕微授精 (ICSI) の年間データを集計し、無償から1,500~2,000ユーロ（自己負担分）への変化にともなう需要の短期的な価格弾力性を推定した³⁹。また、低価格不妊治療への代替可能性に与える影響を、交差価格弾力性の手法を用いて評価した⁴⁰。

その結果、自己負担導入の翌年には体外受精と顕微授精の需要が減少して、弾性値はそれぞれ-0.41と-0.34となった。また、IVFとICSIを合わせた価格弾力性は-0.36と推定された。クロミフェン（排卵誘発剤）の交差価格弾力性はほぼゼロ（-0.01）であり、代替は起こらないことが示唆された。

Sobotka et al. (2019)は、この政策がドイツにおけるART出生率に与えた影響を、グラフによって視覚化している。自己負担が導入された直後にAR出生数は急激に減少しており、生殖補助医療の利用増加に歯止めがかかったと説明している。

図5の点線は、無償のままだった場合のAR出生数の予測値を示している。1998年から2002年までの傾向に基づいて外挿している。観測値（実線）では、AR出生数が改革前（2002年）の水準まで回復するのに、ほぼ10年かかっており（2003年は駆け込み増）、現在のART利用率は、全額助成が継続していた場合に比べて、はるかに低くなっていると考えられる（Sobotka et al. 2019）。

Figure 17: Number of live-born children following assisted reproduction in Germany (1997-2017), observed and projected using simple extrapolation of trend in 1998-2002



Source: The German IVF Registry Annual Report 2017 (Blumenauer et al. 2018), trend extrapolation is a simple linear extrapolation based on our computation.

図5 出典：Sobotka et al.(2019) ART児の数（1997-2017）、観測値と1998年-2002年の傾向を外挿した予測値

³⁹ 需要の価格弾力性とは、体外受精 (IVF) および顕微授精 (ICSI) 治療に対する需要の変化と、同じ期間における患者の支払価格の変化との比率。

⁴⁰ 初期および最終的な数量の平均と、初期および最終的な患者の自己負担額（すなわち価格）の平均を基礎推定値として使用している。

5 保険適用

出産と結婚

米国では、不妊治療や生殖補助医療（ART）に保険が適用されるか否かは州によって異なる。各州は、雇用者が加入する民間保険が不妊治療をカバーすることについて、許可する（しない）ことも、義務づけることもできる。また、対象となる治療も指定できる。1980年代から90年代にかけて、全米のほとんどの民間健康保険は不妊治療をカバーしていなかったが、15州では“infertility treatment mandates”（不妊治療への保険適用義務化）と呼ばれる不妊治療保険適用法（infertility insurance coverage laws）が制定された⁴¹。このため、不妊治療やARTにかかる費用が、州や時期によって変動している。Bergsvik et al.(2020)は、この変動を利用して義務化が出生率に及ぼす影響を分析した研究を紹介している（表8）。

Table 4: Studies on health services

AUTHORS	INTERVENTION	COUNTRY (IMPL.); AFFECTED	MAIN (SECONDARY) OUTCOME	STRATIFICATION	METHOD AND RESULTS
SCHMIDT (2005)	Infertility treatment: State mandate to provide insurance vs. no mandate	USA (1985-1999); 15 treatment states	Ln(first birth) rate	Age>35; Race	DiDiD, aggregated data. 32% increase among women over 35, concentrated among whites.
SCHMIDT (2007)	As above, additionally: Strong or weak mandate; IVF covered or not; Covered proportion of pop.	USA (1981-1999); 15 treatment states	Ln(first birth) rate; Ln(higher order birth rate)	Age>35; Race	DiDiD, agg. data. Pos. effect > age 35 among whites only. No eff. at higher parities; Not dependent on mandate strength; Stronger if large pop. covered; Robustness incl. state specific trends and restr. time series.
MACHADO, SANZ-DE-GALDEANO (2015)	Infertility treatment insurance	USA (1979-2001)	Completed fertility; Age at 1st birth	Race	2W FE/DiD. No effect on completed fertility, some delay of first birth.

表8 不妊治療への保険適用に関する研究 出典：Bergsvik et al.(2020) p.23 Table4 から抜粋

(初産率)

Schmidt (2005)は、人口統計詳細出生データ（Vital Statistics Detail Natality Data）と国勢調査の人口推計データ（census population estimates）を用いて、差分の差分分析（DID）により、不妊治療への保険適用義務化が出生率上昇に寄与したのか検証した。州や時間経過による義務化のばらつきを利用して、治療群と対照群を識別した。その結果、義務化により、35歳以上の女性の初産率が有意に32%増加し、その効果は白人女性に集中していることが示された。

Schmidt (2007)も、同様のデータと三重差分(DDD)モデル⁴²を用いて、義務化が出生率に与える影響を分析している。義務化のばらつきを利用して治療群⁴³と対照群を識別した。その結果、35歳以上の初産率が有意に8%（白人女性では22%）増加すること、第二子以降の出産には有意な効果がないことを明らかにした。また、保険の対象となる母集団（population）が大きいほど、効果が大きいことが示された。さらに、35歳以上の白人女性では、体外受精（IVF）への保険適用を義務化した場合、初産率が22%上昇し、義務化していない州の約3倍となっている。

(初産年齢、完結出生率)

Machado and Sanz-de-Galdeano(2015)は、不妊治療への保険適用の拡大が、初産年齢と出生率(TFR)に及ぼす短期的、長期的な影響を検証した。義務化された時期のばらつきを利用し、6州(表9)で可決された、強い義務化（“strong-to-cover” infertility mandates, p.410）と包括的義務化（comprehensive coverage）の効果に焦点を当てて分析した⁴⁵。標準的な差分の差分分析（DID）に加えて、Abadie et al.(2010)が開発した合成コントロール法(SCM)⁴⁶を用いた分析を行っている。

⁴¹ Schmidt (2007), Machado and Sanz-de-Galdeano (2015), Abramowitz(2017)を参照。

⁴² DDD モデルは、州（義務化対非義務化）、時間（義務化前対義務化後）、年齢（35歳以上対35歳未満）によるばらつきを利用する。

⁴³ なんらかの形で不妊治療への保険適用義務化を行っていた15州のうち13州。詳細はSchmidt (2007) のp.433 Table 1を参照。

⁴⁴ 強い義務化を実現したのはアーカンソー州（1987年）、ハワイ州（1987年）、イリノイ州（1991年）、メリーランド州（1991年）、マサチューセッツ州（1987年）、ロードアイランド州（1989年）。そのうち包括的義務化を行ったのはイリノイ州（IL）、マサチューセッツ州（MA）、ロードアイランド州（RI）。

⁴⁵ 人口動態統計（NVS）の出生証明書データ、人口動態調査（CPS）のMarch CPS、June CPSデータを用いている。

⁴⁶ 合成コントロール法（Synthetic Control Method）は、政策や治療の効果を評価するために用いられる統計的手法である。差分の差分分析（DID）との違いは、治療前の治療群とより一致するように対照群データを加重平均（合成）する点である。治療群と対照群の間の観察可能な差異を最小化する意味でマッチング法（matching estimators）の要素もある（Machado and Sanz-de-Galdeano 2015）。

Table 1 Infertility treatment mandates classifications

State	Cover/offer	Mandatory IVF coverage	Application	Marriage required
Arkansas	Cover-strong (1987)	Yes	HMOs excluded	Yes
California	Offer (1989)	No	All plans	No
Connecticut	Offer (1989)	Yes	HMOs excluded	No
Hawaii	Cover-strong (1987)	Yes	All plans	Yes
Illinois	Cover-strong (1991)	Yes	All plans	No
Maryland	Cover-strong (1985)	Yes	All plans	Yes
Massachusetts	Cover-strong (1987)	Yes	All plans	No
Montana	Cover-weak (1987)	No	HMOs only	No
New York	Cover-weak (1990)	No	HMOs excluded	No
Ohio	Cover-weak (1991)	No	HMOs only	No
Rhode-Island	Cover-strong (1989)	Yes	All plans	No
Texas	Offer (1987)	Yes	All plans	Yes
West Virginia	Cover-weak (1977)	No	HMOs only	No

Cover strong are indicated in bold
Sources: Buckles (2005), Schmidt (2007) and the National Infertility Association (<http://www.resolve.org/>). Louisiana and New Jersey enacted infertility mandates in 2001, but these states were excluded from our analysis

表9 出典:Machado and Sanz-de-Galdeano(2015) p.411

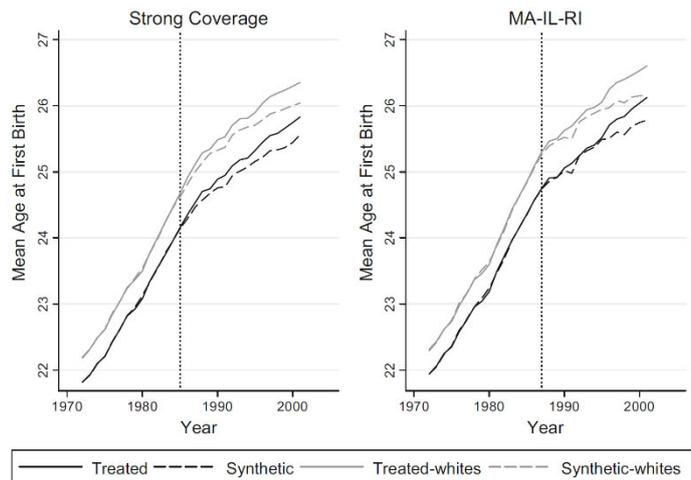


図6 出典:Machado and Sanz-de-Galdeano(2015) p.427

図6は、合成対照群(synthetic control group)⁴⁷により治療前の傾向(pre-trends)を視覚的に表示しており、平均初産年齢の義務化以前の傾向が、治療群と合成対照群でぴったり重なっている。分析の結果、不妊治療への保険適用義務化(infertility treatment mandates)は、30歳までの初産率を低下させ、比較的高い年齢での初産率・多胎妊娠率を高めていた。また、平均初産年齢を、強い義務化(strong mandates)の州で約3.2か月、包括的保障(comprehensive coverage)の州⁴⁸で約4.1か月上昇させていた(白人女性ではそれぞれ約3.8、約5.4か月)。この先送り効果(初産年齢上昇)は、時間とともに強くなることも示された(表10)。さらに、強い義務化や包括的義務化は、完結出生率に有意な正の効果を与えないことも確認された。

この結果について、妊娠する力(fecundity)は年齢とともに低下するため、義務化は、比較的若い女性の出産を遅らせることによって妊娠をより難しくすると考えられる、と説明している。また、不妊治療への保険適用は、長期的には出生率上昇に寄与しない、と結論づけた。

これに対し、若い年齢での出産延期効果と高い年齢での正の効果は一貫していることから、「35歳以上の正の効果は、そうでなければ(保険適用がなければ)子供を産むのに苦労したであろうカップルによってもたらされたものであり、完結出生率に効果がないのは若干矛盾がある」とするレビューもある(Bergsvik et al. 2020, p.24⁴⁹)。

Table 6 Evolution of the synthetic control gap in maternal age at first birth. OLS estimates

	Strong mandates		IL, MA, RI	
	All	Whites	All	Whites
Mandated coverage				
1-5 years	0.093*** (0.016)	0.114*** (0.016)	0.048 (0.029)	0.095*** (0.027)
6-10 years	0.158*** (0.007)	0.158*** (0.010)	0.100** (0.041)	0.172*** (0.045)
More than 10 years	0.261*** (0.012)	0.279*** (0.010)	0.292*** (0.017)	0.378*** (0.024)
F-test of joint significance	[<0.001]	[<0.001]	[<0.001]	[<0.001]
t-tests of equality				
"1-5" vs. "6-10" coeff.	[0.002]	[0.036]	[0.324]	[0.163]
"6-10" vs. "more than 10" coeff.	[<0.001]	[<0.001]	[0.0011]	[0.0017]
"1-5" vs. "more than 10" coeff.	[<0.001]	[<0.001]	[<0.001]	[<0.001]
No. obs.	17	17	15	15
R ²	0.982	0.980	0.881	0.924

表10 出典: Machado and Sanz-de-Galdeano(2015) p.429

⁴⁷ ここでの合成対照群は、さまざまな社会経済的予測因子と、治療前(1985年以前と1987年以前)の平均初産年齢のラグ値に関して、治療州(群)に最も類似している対照州(群)の凸組合(結合)として構築されている。

⁴⁸ 強い義務化を実現した6州のうち、イリノイ州、マサチューセッツ州、ロードアイランド州の3州である。

⁴⁹ 出産時期や出生数への長期的な効果は、多くの準実験デザインにおいて本質的に測定が困難であり、結果の解釈にはある程度の注意が必要である、と説明している(Bergsvik et al. 2020)。

(結婚年齢)

Abramowitz(2014)は、生殖補助医療(ART)の普及が、とくにキャリアを追求する女性の結婚先送り(delayed marriage)につながると予測した。1977-2010年の人口動態調査(Current Population Survey)のデータを用いて、州や時間による義務化のばらつきを利用した線形確率モデルにより、保険適用義務化が女性の結婚年齢に与える影響を分析した。

その結果、義務化による生殖補助医療へのアクセス拡大は、白人女性の結婚先送りに影響していた。大学卒業以上の白人女性では、義務化された州に住む女性は、そうでない州に住む女性に比べて、20-24歳から25-29歳の年齢層で結婚する可能性が13%低くなり、30-34歳から35-39歳の年齢層で結婚する可能性が、23%高くなることが示された。

Abramowitz(2017)は、各州で義務づけられる保険適用範囲のばらつきを利用して、義務化(≒ARTの費用)が女性の結婚や婚外子を含む出産のタイミングに与える影響について分析した。1968-2009年の所得動態パネル調査(Panel Study of Income Dynamics)のデータを用いて、生存時間分析⁵⁰と競合リスク分析(duration and competing risks analyses)を行った⁵²。

その結果、大学卒業以上の女性では、義務化は、20代での結婚・出産を遅らせ(delay)、30歳以上での結婚・出産の可能性を高めることが示唆された⁵³。一方、女性全体では、義務化は25歳以上での結婚と30歳以上での婚内出産確率を高めていたが、20代での結婚・出産を遅らせてはいなかった。また、未婚女性の出産行動(婚外子)には、有意な効果は見られなかった。

この結果について、教育水準の高い女性は、義務化によって、若いうちは仕事に時間を使い、高年齢になってからARTを利用して家族形成により多くの時間を使うようになる可能性がある、と説明している。

治療選択

Jain, Harlow, and Hornstein(2002)は、州レベルデータを用いた差分の差分分析(DID)⁵⁴ではなく、360の不妊治療クリニックからCDCに報告された1998年のデータと2000年の国勢調査データを州レベルで集計することによって、保険適用の有無による体外受精(IVF)の利用状況と治療結果を統計分析した。その結果、IVFが完全に保険適用される州⁵⁵のIVF利用率は、まったく適用されない州の277%と増加していた。また、1周期当たりの胚移植数、妊娠成功率、三つ子以上の多胎妊娠率は相対的に減少していた。

Henne and Bundorf(2008)は、1990-2001年のクリニックレベルの登録データを用いた重回帰分析により、保険義務のある州とない州(対照州)におけるART利用率と治療結果の差異を調べた。その結果、ART利用は、「包括的義務化」を採用した州で最も急速に増加し、対照州と比較して、1治療周期当たりの出生児数が4%、ART出産1回当たりの多胎児数が2%減少することが示された。ただし、治療結果の差が、胚の移植方法によるものか、患者特性によるものか不明である。

Hamilton and McManus(2012)によれば、「より手厚い義務化」の目的は、第一に治療費を支払う余裕のない患者のART利用を拡大すること、第二に最初の治療周期で妊娠しなければという患者の経済的プレッシャーを

⁵⁰ Cox 比例ハザードモデルを使用し、初婚と初産の瞬間的なハザード比を算出している。

⁵¹ 結婚と出産の選択は相関する可能性があるため、競合リスク分析を用いて、義務化が結婚と出産に与える効果を共同で検討している。初婚については、出生前の結婚と婚外子を、初産については、婚内子と婚外子を競合リスクとして扱っている。

⁵² 分析モデルは、結婚の意思決定は結婚の費用と便益の変化に反応するというBecker(1981)の時間配分モデルを参照している。

⁵³ 30歳以上の出産についての係数は非有意である。

⁵⁴ Abramowitz(2017)によれば、差分の差分分析(DID)を用いた研究でも、保険適用が不妊治療の利用や多胎妊娠率などに与える影響について分析されている(Bitler 2008, Bundorf et al. 2007, Hamilton and McManus 2012, Bitler and Schmidt 2012, Buckles 2013 ほか)。

⁵⁵ “states that required complete insurance coverage” 具体的にはイリノイ州、マサチューセッツ州、ロードアイランド州の3州。

軽減し、多胎妊娠のリスクを減少させることである。患者は移植胚数を選択するが、多ければ多いほど、妊娠確率も多胎妊娠リスクも高くなる。Hamilton and McManus(2012)は、1995–2003年の米国市場のデータを用いて、体外受精に対する「広範な保険の義務化」は、治療アクセスを大幅に増加させるだけでなく、積極的な治療を著しく減少させることを示した。一方、一部の保険会社のみにも適用されるなど、保険会社の行動に対するガイドラインが弱い「限定的な保険義務化」は、市場にほとんど影響を与えないとした。

医療費と患者厚生 (patient welfare)

Hamilton, Jungheim, Mcmanus, and Pantano (2018)は、体外受精 (IVF) へのアクセス改善と医療費削減を目的とする政策⁵⁶について研究した。政策が IVF 治療へのアクセス、患者厚生、治療結果、医療費に与える影響を調べるため、患者の治療選択に関する構造的で動的なモデルを推定した。モデルは、IVF 開始、治療法選択、IVF の再試行などを決定する政策関数を提供する。2001–09年の、ミズーリ州の不妊治療専門クリニックの患者の治療履歴とミズーリ州在住の潜在的患者に関するデータを用いている。居住地によって治療価格が異なること（保険適用されるイリノイ州に住む患者は約3,000ドル、適用されないミズーリ州に住む患者は約11,000ドル）を利用している。

推定されたモデルを用いて、個々の患者の行動と治療結果、患者厚生に与える影響を調べる反実仮想実験（政策シミュレーション）を行った。表 11、表 12 はシミュレーション結果を示している。

普遍的保険⁵⁷ (T) が適用された場合、保険なしケース (同(N)) と比較して、治療を開始する不妊女性の割合は 2 倍以上となった (24%対 58%, 表 11 Panel A)。また、潜在的患者 1 人当たりの厚生は、2,700 ドルから 6,600 ドルに増加し、治療の積極性はわずかに減少したが、治療費も出産費も増加した (表 12 Panel A)。この政策は、アクセス改善には有効だが、医療費削減にはほとんど役に立たない、と結論づけた。

普遍的保険と胚の上限設定⁵⁸の組合せ (C) の場合、IVF 治療を開始する患者の割合は、保険なしケースのレベルまで低下した (24%対 29%, 表 11 Panel A)。一方、総医療費は大幅に減少しているが、出生数が低いため、出産 1 回当たりのコストは、基本ケースよりも高くなった (72,400 ドル, 表 12 Panel A)。この政策もアクセス増加とコスト削減を同時には達成できない、と結論づけた。

また、複数胚移植による医療費増加分について患者が上乗せ料金 (top-up prices) を支払う、価値ベース (value-based) の保険⁵⁹について検討した。「数理的に公平な上乗せ価格」(AT) では、患者は追加的な出産費用を全額負担する。治療の利用率は保険なしのケースよりも高くなり (24%対 32%)、出産 1 回当たりのコストは大幅に低くなる (63,100 ドル)。自己負担を保険なしケースよりも低くした「適度な上乗せ価格」(MT) では、患者厚生を増やしつつ、大幅なコスト削減を実現する。一方、「上乗せ価格」政策でも、患者は複数胚移植を減らすことはあってもなくすことはない。

⁵⁶ 「保険適用」と「リスクの高い治療に対する価格インセンティブ」を併用することで患者厚生を改善しつつ医療費削減を図る政策。

⁵⁷ イリノイ州とミズーリ州のすべての潜在的患者に例外なく 4 回の体外受精を提供する保険を想定している。

⁵⁸ モラルや高額な多胎妊娠の発生を懸念して、欧州の一部では、移植胚数に上限を設けている。米国の医療専門家も、単胎出産が最良であるとして上限設定を提唱している。日本では、約 9 割が単一胚移植である (2017 年実績)。ここでは、単一胚移植は多胎出産を減らす一方、妊娠確率を大幅に低下させ、患者の予測妊娠費用を増加させるため、IVF 利用が減少すると仮定されている。

⁵⁹ 最適保険設計の理論モデルが示唆する価格設定スキームで、患者の自己負担額を治療の臨床的価値と結びつける。患者は追加料金ゼロで移植胚数を増やすことができるが、多胎妊娠となった場合の医療費増 (追加胚の社会的コスト) はすべてプラスとなる。ここでは、単一胚移植に比べて増加した医療費 (予想) をカバーする追加料金を選択する (Hamilton et al. 2018)。

さらに、Hamilton et al.(2018)は、アウトカムベースの保険⁶⁰と治療行為ベースの従来型保険⁶¹の比較も行っている。まず、子供が1人以下であることを条件に、保険治療を無制限に受けられるようにした（アウトカムベースの普遍的保険）。次に、高年齢の患者には保険金を減額するアウトカムベースの保険（age-adjusted insurance for outcomes）の影響をシミュレーションしている。その結果、アウトカムベースの普遍的保険（IO）の場合、従来型（IT）とほぼ同じ結果であったが、年齢制限のある保険（IA）の場合は、保険が適用されている間に治療を成功させようとするために、患者の行動や厚生に違いをもたらすことが示された。

TABLE 6—INITIATIONS, CYCLES, AND OUTCOMES ACROSS POLICY SETTINGS

Policy setting (g)	Share initiating	N cycles if initiate	Share with birth	N births	N infants
Empirical baseline (E)	0.299 (0.295, 0.305)	1.348 (1.280, 1.445)	0.159 (0.148, 0.173)	456.2 (422.1, 496.8)	636.4 (584.6, 691.1)
<i>Panel A. Insured treatment policies</i>					
No insurance (N)	0.242 (0.227, 0.258)	1.277 (1.204, 1.396)	0.127 (0.113, 0.145)	360.7 (321.3, 413.3)	505.2 (446.0, 576.4)
Universal insurance for treatment (IT)	0.577 (0.512, 0.625)	1.426 (1.365, 1.507)	0.315 (0.281, 0.347)	902 (808.0, 997.5)	1,245.2 (1,114.0, 1,373.0)
IT + embryo cap (C)	0.287 (0.226, 0.342)	1.238 (1.127, 1.357)	0.077 (0.061, 0.093)	217.9 (172.7, 263.4)	247.4 (197.2, 300.6)
IT + actuarially fair top-up prices (AT)	0.323 (0.280, 0.373)	1.271 (1.181, 1.396)	0.113 (0.100, 0.130)	320.5 (282.3, 371.6)	397.7 (349.0, 476.7)
IT + moderate top-up prices (MT)	0.449 (0.407, 0.485)	1.356 (1.297, 1.461)	0.206 (0.183, 0.231)	586.7 (523.6, 656.1)	778.8 (688.6, 881.5)
<i>Panel B. Insured outcome policies</i>					
Universal insurance for outcomes (IO)	0.576 (0.511, 0.625)	1.412 (1.353, 1.494)	0.311 (0.277, 0.343)	883.2 (788.9, 980.1)	1,210.8 (1,081.9, 1,336.5)
Age-adjusted insurance for outcomes (IA)	0.484 (0.442, 0.517)	1.4 (1.337, 1.486)	0.278 (0.251, 0.307)	787.6 (712.6, 869.7)	1,087.9 (979.2, 1,194.9)

表 11 出典：Hamilton et al.(2018) p.3761

TABLE 7—SURPLUS AND COSTS ACROSS POLICY SETTINGS

Policy setting (g)	Total surplus in risk population (\$M)	Total IVF insurance cost (\$M)	Total medical delivery cost (\$M)	Medical cost per birth (\$000)	Insurance + medical cost per birth (\$000)
Empirical baseline (E)	10.3 (8.3, 13.7)	3.6 (3.1, 4.0)	31.4 (28.6, 33.9)	68.9 (66.9, 69.5)	76.9 (74.4, 77.7)
<i>Panel A. Insured treatment policies</i>					
No insurance (N)	7.6 (5.6, 10.8)	0 (0.0, 0.0)	25.0 (21.8, 28.5)	69.4 (67.0, 70.0)	69.4 (67.0, 70.0)
Universal insurance for treatment (IT)	18.4 (16.0, 22.4)	16.4 (14.6, 18.0)	60.5 (54.4, 66.8)	67.1 (65.9, 68.2)	85.2 (84.4, 86.2)
IT + embryo cap (C)	5.6 (4.4, 7.4)	7.3 (5.7, 8.8)	8.5 (6.8, 10.4)	38.9 (38.8, 39.7)	72.4 (71.8, 73.8)
IT + actuarially fair top-up prices (AT)	7.8 (6.0, 11.4)	8.3 (7.3, 9.7)	11.9 (10.5, 13.8)	37.1 (36.0, 38.4)	63.1 (59.4, 66.2)
IT + moderate top-up prices (MT)	13.3 (10.5, 17.9)	12.2 (11.1, 13.7)	29.9 (26.1, 34.3)	50.9 (48.4, 52.7)	71.7 (70.4, 72.7)
<i>Panel B. Insured outcome policies</i>					
Universal insurance for outcomes (IO)	18.5 (16.0, 22.6)	16.2 (14.5, 18.0)	58.3 (52.4, 64.4)	66.1 (64.9, 67.2)	84.4 (83.6, 85.4)
Age-adjusted insurance for outcomes (IA)	15.7 (13.3, 19.6)	12.0 (10.7, 13.3)	52.7 (46.8, 57.5)	66.9 (65.2, 67.7)	82.1 (80.5, 82.8)

表 12 出典：Hamilton et al.(2018) p.3761

⁶⁰ 治療成果（アウトカム）に基づいて医療保険から医療機関に支払われる診療報酬を決定する方式のことと思われる。この論文で具体例としてあげられているイスラエルでは、体外受精にかかる高額費用に対する支援として、出生結果に直接保険をかけて家族形成を促進している。患者が2人の子を持つまで、無制限に体外受精の試行を認めている（Hamilton et al. 2018）。

⁶¹ 治療行為ごとに定められた診療報酬に基づく支払方式。

6 社会的・文化的受容

生殖補助医療（ART）のあり方は、政治的、社会的、そして倫理的問題が存在するため、国によって大きく異なる。ART 利用率は、欧州の中でも、国によってかなり差がある（Calhaz-Jorge et al. 2020, Präg and Mills 2017b）。豊かな国ほど ART 利用率がやや高いが、その関係は一貫していない。例えば、2012 年に、チェコの利用率は生殖年齢女性 100 万人当たり 10,473 周期だったが、購買力平価 GDP ランキングでは下位（51 位）である。チェコは比較的裕福なデンマーク（37 位）に近い治療水準であるが、イタリア（8 位）やイギリス（5 位）などの高所得国の利用率は、それぞれ 5,480 周期、4,918 周期となっている。

既存研究では、多くの要因が研究されており、価格など経済的要因のほか、規制や人口動態、文化的・信念的な側面（社会的受容度、慣習、宗教など）にも言及されている⁶²（Calhaz-Jorge et al. 2020）。

Präg and Mills (2017b)は、欧州 35 か国のデータ⁶³を用いて、ART 利用率の大きな国別格差を、経済的、人口動態的、文化的要因によって説明できるか検証した。GDP や人口動態（出産先送り⁶⁴）、ART に対する規範的文化的受容性（normative cultural acceptance of ART）、宗教構成などを説明変数とし、二変量相関分析や OLS 分析を用いて、各変数と ART 治療回数（15～44 歳の女性 100 万人当たり）との関係を明らかにした。

その結果、GDP が 1%増加すると、ART 治療回数が 100 万人当たり 382 回増加することが示された。しかし、規範的文化的価値観や人口動態を考慮すると、99 回の増加となり、GDP の効果は弱まった。また、ある国の平均的な ART 受容性(approval)が 1%上昇すると、治療回数が 276 回増加することがわかった（表 13）。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GDP per capita (logged)	382.56*** [177.81,587.30]	279.22*	263.94*	99.02	-710.00	166.50
% Protestants		4.41 [-0.49,9.31]	4.27 [-0.81,9.35]	-0.22 [-4.28,3.84]	-3.59 [-8.34,1.15]	-1.41 [-5.49,2.67]
% Highly educated mid-aged women			7.83 [-7.54,23.20]	-1.95 [-13.74,9.85]	0.59 [-10.52,11.71]	-68.81 [-140.85,3.24]
Avg. ART approval				276.03*** [167.36,384.70]	-1326.94 [-2706,1852.31]	71.28 [-170.07,312.63]
GDP per capita (logged) * Avg. ART approval					159.45* [22.62,296.28]	
% Highly educated mid-aged women * Avg. ART approval						11.65 [-0.75,24.06]
Constant	-3308.63** [-5397.81,-1219.44]	-2331.14* [-4624.72,-37.56]	-2321.62 [-4807.35,164.11]	-2093.62* [-3896.45,-290.79]	5962.89 [-1148.65,13074.43]	-1636.69 [-3425.22,151.84]
Observations	35	35	33	32	32	32
Adjusted R-squared	0.28	0.33	0.31	0.64	0.69	0.67
F-test	14.45	9.43	5.85	14.82	15.08	13.80
df Model	1	2	3	4	5	5
df Error	33	32	29	27	26	26

95% CI in brackets.
*P < 0.05, **P < 0.01, ***P < 0.001.

表 13 出典：Präg and Mills (2017b)

結果について、生殖補助医療の規範的文化的受容は、国の豊かさや人口動態、宗教構成の違いを超えて、ART 利用(accessibility)の主要な推進力であり、研究や政策立案にあたっては、規範的文化的価値観への理解を深めるべきである、としている。また、ART 受容性を高めるには、安全性や有効性ばかりでなく、ART 利用の重要性に関する発信、教育とともに、より広い一般社会との対話が重要である、と結論づけている。

⁶² Chambers et al. (2014) は、消費者が治療を受けやすいかどうかであると主張している。（保険の義務化や公的助成によって）生殖補助医療（ART）が手頃な価格になっている国では利用率が高く、ある国の平均可処分所得の 10%相当の費用削減は、ART 利用率の 32% 上昇につながることを示された。規制に関しては、Berg Brigham, Cadier, and Chevreul(2013)が、社会的資格規制が自由な国では、より高いレベルの ART 利用を記録していることを示した。社会規範や宗教などの文化的要因、とくに胚（受精卵）の道徳的地位（moral status）に対する社会の考え方が ART 利用の重要な因子であるとする研究もある(Adamson 2009)。また、子供を持つのが早過ぎる、遅過ぎるといった通念、社会的な年齢制限“social age deadlines”の差異が ART 利用率に表れるとする研究がある(Billari et al. 2011)。

⁶³ 分析に利用したデータの出所は、ICMART、US Census Bureau Library、世界銀行、Barro-Lee Educational Attainment Dataset、IFFS Surveillance reports, European Values Study and World Religion Database である。

⁶⁴ 出産を先送りする可能性が最も高い女性グループ、すなわち「中年（mid-aged）で高学歴の女性」の割合に注目している。

7 まとめ

本稿では、生殖補助医療（ART）の実施状況やART利用が出生率に与える影響、政策がART利用に与える影響などについて、欧州や米国の文献を紹介した。欧州では、2000年代初頭から、出生率低下に歯止めをかける政策として、生殖補助医療を取り入れるべきとする議論が出てきた。あわせて出産先送りにつながる懸念も示されており、若年層のアクセス改善も提言されている。米国では、生殖補助医療への保険適用が、利用率や出生率、医療費に与える影響について活発に研究されている。（ART利用なしでは妊娠可能性の低い）高年齢女性の治療価格を下げるのが、出生数増加に最も効果的とする研究もあった。その他、主な知見は以下のとおり。

- ▶ 生殖補助医療や関連政策については、生殖医学や公衆衛生学をはじめ、人口学、労働経済学、医療経済学など、さまざまな観点から研究が行われている。
- ▶ 生殖補助医療に対する規制や助成のあり方は、国や地域によってさまざまである。
- ▶ 先進国においては、生殖補助医療の利用率が高い国ほど、出生率が高い傾向が見られた。
- ▶ 寛大な補助金や、普遍的な保険適用など、生殖補助医療の利用コストを下げる政策は、生殖補助医療の利用を拡大し、小さいながらも出生率にプラスの効果が見られる。
- ▶ 治療の成功率を上げるため、患者は移植胚数を増やすなど、積極的な治療を選択する可能性がある。妊娠確率は高くなるが、多胎妊娠の可能性も高くなる⁶⁵。多胎妊娠は医学的に危険であり、社会的コストもかかる。
- ▶ 生殖補助医療の利用コストを下げる政策は、出産先送りや永久不妊（childless）など、患者厚生(patient welfare)の変動につながる可能性がある（完結出生率への影響は確定的でない）。
- ▶ 生殖補助医療の利用コストを下げる政策は、多胎妊娠増加など、医療費増や患者厚生減につながる可能性がある。
- ▶ イスラエルや北欧諸国のように、社会的・文化的に広く受容されていることもART利用の拡大につながっている。
- ▶ だれが利用できるのか、どの治療が利用できるのか、といった規制が寛容であることも、ART利用の拡大につながっている。

生殖補助医療に対する規制や助成のあり方は、国や地域によって異なり、発展途上といえる。日本においても、状況に応じて政策変更が必要になるだろう。政策立案にあたっては、医学的な面はもちろん、法的、社会的、経済的、倫理的な面からの知見や考察の積み重ね、さらには学際的な議論が必要となる⁶⁶。

米国における活発な実証研究には、分析対象となる大きな政策変更や課題の存在もさることながら、詳細な識別を可能にする信頼性の高いクリニックレベルの個人データ（とその収集・利用の仕組み）の存在が、重要な役割を果たしているのではないと思われる。また、生殖補助医療について正確な治療情報や多面的な知見が発信されることは、医療者や当事者の妥当な治療選択に資するだけでなく、広く一般の社会的・文化的受容度を広げるという意味でも重要である⁶⁷。

以上から、今後、生殖補助医療に関する社会科学研究、学際的研究の積み重ねと、その前提となる臨床データの収集・利用環境の構築、広く一般への発信が期待される。

⁶⁵ 自然妊娠による多胎妊娠率2%に対して、ARTによる多胎妊娠率は約30%(Hamilton et al. 2018)。

⁶⁶ 例えば、Hirakawa et al.(2021)は、不妊治療を中止した患者が、一定の割合で出産しているという観察結果から、不妊治療の効果をより正確に評価するための追跡調査や、治療を中止した患者に対するフォローアップの必要性を示唆している。例えば、医学的なアドバイスや専門家によるカウンセリング、退院した不妊治療施設との継続的なコミュニケーションなどである。また、治療中断の予測因子として、社会経済的な要因や経済的資源の有無の重要性が示されている。

⁶⁷ 日本の不妊治療に関する知識レベルは、先進国の中で最も低いとする研究もある（Bunting et al. 2013）。

参考文献

- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American statistical Association*, *105*(490), 493-505.
- Abramowitz, J. (2014). Turning back the ticking clock: the effect of increased affordability of assisted reproductive technology on women's marriage timing. *Journal of Population Economics*, *27* (2), 603-633.
- Abramowitz, Joelle. (2017). Assisted Reproductive Technology and Women's Timing of Marriage and Childbearing. *Journal of Family and Economic Issues*, *38* (1), 100-117.
- Adamson, G. D. (2009). Global cultural and socioeconomic factors that influence access to assisted reproductive technologies. *Women's Health*, *5*(4), 351-358.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Benagiano, G., Dahl, E., & Edwards, R. (2008). Symposium: religion in assisted reproduction. *Reprod Biomed Online*, *17*, 6-8.
- Berg Brigham, K., Cadier, B., & Chevreul, K. (2013). The diversity of regulation and public financing of IVF in Europe and its impact on utilization. *Human reproduction*, *28*(3), 666-675.
- Bergsvik, J., Fauske, A., & Hart, R.K. (2020). *Effects of policy on fertility: A systematic review of (quasi)experiments*. Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers No. 922.
- Billari, F. C., Goisis, A., Liefbroer, A. C., Settersten, R. A., Aassve, A., Hagestad, G., & Spéder, Z. (2011). Social age deadlines for the childbearing of women and men. *Human reproduction*, *26*(3), 616-622.
- Birenbaum-Carmeli, D. (2016). Thirty-five years of assisted reproductive technologies in Israel. *Reproductive Biomedicine & Society Online*, *Volume 2*, 16-23. doi:org/10.1016/j.rbms.2016.05.004
- Bitler, M. (2005). Effects of increased access to infertility treatment to infant and child health outcomes:evidence from health insurance mandates. *RAND labor and population*, *WR-330*.
- Bitler, M. (2008). *Effects of increased access to infertility treatment on infant and child health: Evidence from health insurance mandates*. NBER/IZA/University of California-Irvine: Unpublished Manuscript.
- Bitler, Marianne P., & Lucie Schmidt. (2012). Utilization of infertility treatments: the effects of insurance mandates. *Demography* *49*(1), 124-149.
- Buckles, K. S. (2013). Infertility insurance mandates and multiple births. *Health Economics*, *22*(7), 775-789. doi:10.1002/hec.2850
- Bundorf, M. K., Henne, M., & Baker, L. (2007). *Mandated health insurance benefits and the utilization and outcomes of infertility treatments*. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 12820. doi:10.3386/w12820
- Bunting, L., Tsibulsky, I., & Boivin, J. (2013). Fertility knowledge and beliefs about fertility treatment: findings from the International Fertility Decision-making Study. *Human Reproduction*, *Volume 28*, *Issue 2*, 385-397.
- Calhaz-Jorge, C., De Geyter, C. H., Kupka, M. S., Wyns, C., Mocanu, E., Motrenko, T., ... & Goossens, V. (2020). Survey on ART and IUI: legislation, regulation, funding and registries in European countries: The European IVF-monitoring Consortium (EIM) for the European Society of Human Reproduction and Embryology (ESHRE). *Human Reproduction Open*, *1*. doi:org/10.1093/hropen/hoz044

- CDC. (2019). *2017 Assisted reproductive technology success rates*. Atlanta, GA: US Department of Health and Human Services.
- Centers for Disease Control and Prevention, American Society for Reproductive Medicine, Society for Assisted Reproductive Technology. (2007). *2005 assisted reproductive technology success rates: national summary and fertility clinic reports*. Atlanta: Centers for Disease Control and Prevention.
- Chambers, G. M., Dyer, S., Zegers-Hochschild, F., de Mouzon, J., Ishihara, O., Banker, M., ... & Adamson, G. D. (2021). International Committee for Monitoring Assisted Reproductive Technologies world report: assisted reproductive technology, 2014. *Human Reproduction*, *36*(11), 2921-2934.
- Chambers, G.M., Hoang, V.P., Sullivan, E.A., Chapman, M.G., Ishihara, O., Zegers-Hochschild, F., Nygren, K.G., & Adamson, G.D. (2014). The impact of consumer affordability on access to assisted reproductive technologies and embryo transfer practices: an international analysis. *Fertility and sterility*, *101*(1), 191-198.
- Chambers, G.M., Sullivan, E.A., Ishihara, O., Chapman, M.G., & Adamson, G.D. (2009). The economic impact of assisted reproductive technology: a review of selected developed countries. *Fertility and sterility*, *91*, 2281-2294.
- Collins, J. A. (2002). An international survey of the health economics of IVF and ICSI. *Human reproduction update*, *8*(3), 265-277.
- Collins, J., & Graves, G. (2000). The economic consequences of multiple gestation pregnancy in assisted conception cycles. *Human Fertility*, *3*(4), 275-283.
- Connolly, M., Pollard, M., Hoorens, S., Kaplan, B., Oskowitz, S., & Silber, S. (2008). Long-term economic benefits attributed to IVF-conceived children: a lifetime tax calculation. *American Journal of Managed Care*; *14*(9), 598-604.
- Connolly, M.P., Gallo, F., Hoorens, S., & Ledger, W. (2009b). Assessing long-run economic benefits attributed to an IVF-conceived singleton based on lifetime net tax contributions in the UK. *Human Reproduction*, *Volume 24*, *Issue 3*, 626-632.
- Connolly, M.P., Griesinger, G., Ledger, W., & Postma, M.J. (2009a). The impact of introducing patient co-payments in Germany on the use of IVF and ICSI: a price-elasticity of demand assessment. *Human Reproduction*, *24*(11), 2796-2800.
- Connolly, M.P., Hoorens, S., & Chambers, G.M., on behalf of the ESHRE. (2010). The costs and consequences of assisted reproductive technology: an economic perspective. *Human Reproduction Update*, *16*(6), 603-613. doi:10.1093/humupd/dmq013
- De Geyter, Ch., C. Calhaz-Jorge, M.S. Kupka, C. Wyns, E. Mocanu, T. Motrenko, G. Scaravelli, J. Smeenk, S. Vidakovic, & V. Goossens. (2018). ART in Europe, 2014: results generated from European registries by ESHRE. *Human Reproduction Open*, *Vol.33*, *No.9*, 1586-1601.
- European Parliament. (2008). *European Parliament resolution of 21 February 2008 on the demographic future of Europe (2007/2156 (INI))*. Retrieved from https://www.europarl.europa.eu/doceo/document/TA-6-2008-0066_EN.html
- Gauthier, A. H., & Hatzius, J. (1997). Family benefits and fertility: An econometric analysis. *Population Studies*, *51*(3), 295-306. doi:10.1080/00324720310001500 66
- Goldfarb, J. M., Austin, C., Lisbona, H., Peskin, B., & Clapp, M. (1996). Cost-effectiveness of in vitro fertilization.

Obstetrics & Gynecology, 87(1), 18-21.

- Grant, J., Hoorens, S., Gallo, F., & Cave, J. (2006). Should ART be part of a policy mix. *Project Resource, RAND Europe*.
- Habbema, J., Dik, F., Marinus, J.C., Eijkemans, Geeta Nargund, Gijs Beets, Henri Leridon, & Egbert R. te Velde. (2009). The effect of in vitro fertilization on birth rates in western countries. *Human Reproduction*, 24(6), 1414-1419.
- Hamilton, B. H., Jungheim, E., Mcmanus, B., & Pantano, J. (2018). Health Care Access, Costs, and Treatment Dynamics: Evidence from In Vitro Fertilization. *American Economic Review*, 108(12), 3725–3777. doi:org/10.1257/aer.20161014
- Hamilton, B.H., & McManus, B. (2012). The effects of insurance mandates on choices and outcomes in infertility markets. *Health Econ* 21(8), 994-1016.
- Henne, M. B., & Bundorf, M. K. (2008). Insurance mandates and trends in infertility treatments. *Fertility and Sterility*, 89(1), 66-73.
- Hirakawa M., Usui E., Mitsuyama N., & Oshio T. (2021). Chances of pregnancy after dropping out from infertility treatments: Evidence from a social survey in Japan. *Reproductive Medicine and Biology*, 20, 246-252. doi:10.1002/rmb2.12377
- Hoorens, S., Gallo, F., Cave, J.A.K., & Grant, J.C. (2007). Can assisted reproductive technologies help to offset population ageing? An assessment of the demographic and economic impact of ART in Denmark and UK. *Human Reproduction*, 22, 2471-2475.
- Irahara M., Kuwahara A., Iwasa T. et al. (2017). Assisted reproductive technology in Japan: a summary report of 1992–2014 by the Ethics Committee, Japan Society of Obstetrics and Gynecology. *Reprod Med Biol*.16, 126–132.
- Ishihara, O., Jwa, S. C., Kuwahara, A., Katagiri, Y., Kuwabara, Y., Hamatani, T., ... & Osuga, Y. (2021). Assisted reproductive technology in Japan: A summary report for 2018 by the Ethics Committee of the Japan Society of Obstetrics and Gynecology. *Reproductive medicine and biology*, 20(1), 3-12.
- Jain, T., Harlow, B.L., & Hornstein, M.D. (2002). Insurance coverage and outcomes of in vitro fertilization. *N Engl J Med* 347, 661-666.
- Kissin, D. M., Boulet, S. L., & Jamieson, D. J. (2016). Fertility Treatments in the United States: Improving Access and Outcomes. *Obstet Gynecol*, 128(2), 387-390. doi:10.1097/AOG.0000000000001419
- Kocourkova, Jirina, Burcin Boris, & Kucera Tomas. (2014). Demographic relevancy of increased use of assisted reproduction in European countries. *Reproductive Health*, 11-37. doi:10.1186/1742-4755-11-37
- Kotlikoff, L. J. (1993). Generational accounting: Knowing who pays, and when, for what we spend. *Free Press*.
- Leridon, H. (2004). Can assisted reproduction technology compensate for the natural decline in fertility with age? A model assessment. *Human Reproduction*, Volume 19, Issue 7, 19, 1548-1553.
- Leridon, H., & Slama, R. (2008). The impact of a decline in fecundity and of pregnancy postponement on final number of children and demand for assisted reproduction technology. *Human Reproduction*, 23(6), 1312-1319.
- Lesthaeghe, R. J., & Neidert, L. (2006). The Second Demographic Transition in the United States: Exception or Textbook Example? *Population and Development Review*, 32(4), 669-698. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/20058923>

- Machado, M. P., & Sanz-de-Galdeano, A. (2015). Coverage of infertility treatment and fertility outcomes. *SERIEs*, 6(4), 407-439.
- Malcolm, C. E., & Cumming, D. C. (2004). Follow-up of infertile couples who dropped out of a specialist fertility clinic. *Fertility and sterility*, 81(2), 269-270.
- Nyboe Andersen, A., & Erb, K. (2006). Register data on Assisted Reproductive Technology (ART) in Europe including a detailed description of ART in Denmark. *International journal of andrology*, 29(1), 12-16.
- Nyboe Andersen, A., V. Goossens, L. Gianaroli, R. Felberbaum, J. de Mouzon, & K.G. Nygren. (2007). Assisted reproductive technology in Europe, 2003. Results generated from European registers by ESHRE. *Human Reproduction*, Volume 22, Issue 6, 1513–1525. doi:org/10.1093/humrep/dem053
- Präg, P., & Mills, M.C. (2017a). Assisted reproductive technology in Europe: usage and regulation in the context of cross-border reproductive care. In M. & Kreyenfeld, *Childlessness in Europe: Contexts, causes, and consequences* (pp. 289-309). New York: Springer. doi:10.1007/978-3-319-44667-7_14
- Präg, P., & Mills, M.C. (2017b). Cultural determinants influence assisted reproduction usage in Europe more than economic and demographic factors. *Human Reproduction*, Vol.32, No.11, 2305-2314. doi:10.1093/humrep/dex298
- Rajkhowa, M., McConnell, A., & Thomas, G. E. (2006). Reasons for discontinuation of IVF treatment: a questionnaire study. *Human reproduction*, 21(2), 358-363.
- Saito, H., Jwa, S. C., Kuwahara, A., Saito, K., Ishikawa, T., Ishihara, O., ... & Irahara, M. (2018). Assisted reproductive technology in Japan: a summary report for 2015 by The Ethics Committee of The Japan Society of Obstetrics and Gynecology. *Reproductive Medicine and Biology*, 17(1), 20-28.
- Schmidt, L. (2005). Infertility insurance mandates and fertility. *American Economic Review*, 95(2), 204-208.
- Schmidt, L. (2007). Effects of infertility insurance mandates on fertility. *Journal of Health Economics*, 26(3), 431-446. doi:10.1016/j.jhealeco.2006.10.012
- Schmidt, L., T. Sobotka, J.G. Bentzen, & A. Nyboe Andersen, on behalf of the ESHRE Reproduction and Society Task Force. (2012). Demographic and medical consequences of the postponement of parenthood. *Human Reproduction Update*, Volume 18, Issue 1, 29-43.
- Sobotka, T., Hansen, M.A., Jensen, T.K., Pedersen, A.T., Lutz, W., & Skakkebaek, N.E. (2008). The contribution of ART to completed fertility: an analysis of Danish data. *Population and Development Review*, 34(1), 79-101.
- Sobotka, T., Matysiak, A., & Brzozowska, Z. (2019). *Policy responses to low fertility: How effective are they? Working Paper No. 1*. New York: UNFPA, Population & Development Branch. Technical Division Working Paper Series.
- Sunderam, S., Kissin, D. M., Crawford, S. B., Folger, S. G., Boulet, S. L., Warner, L., & Barfield, W. D. (2018). Assisted Reproductive Technology Surveillance: United States, 2015. *MMWR Surveillance Summaries*, 67(3).
- Sunderam, S., Kissin, D. M., Zhang, Y., Jewett, A., Boulet, S. L., Warner, L., ... & Barfield, W. D. (2020). Assisted Reproductive Technology Surveillance: United States, 2017. *MMWR Surveillance Summaries*, 69(9).
- Svensson, A., Connolly, M., Gallo, F., & Hägglund, L. (2008). Long-term fiscal implications of subsidizing in-vitro fertilization in Sweden: a lifetime tax perspective. *Scandinavian journal of public health*, 36(8), 841-849.
- Wyns, C., Ch. De Geyter, C. Calhaz-Jorge, M.S. Kupka, T. Motrenko, J. Smeenk, C. Bergh, A. Tandler-Schneider,

- I.A. Rugescu , S. Vidakovic, & V. Goossens. (2021). ART in Europe, 2017: results generated from European registries by ESHRE. *Human Reproduction Open*, 3. doi:org/10.1093/hropen/hoab026
- Zegers-Hochschild, F., Adamson, G. D., Dyer, S., Racowsky, C., De Mouzon, J., Sokol, R., ... & Van Der Poel, S. (2017). The international glossary on infertility and fertility care. *Human Reproduction*, 32(9), 1786-1801.
- Ziebe, S., & Devroey, P. (2008). Assisted reproductive technologies are an integrated part of national strategies addressing demographic and reproductive challenges. *Human Reproduction Update*, 14(6), 583-592.
- 寺澤さやか (2019) 「不妊治療および生殖補助医療とリプロダクティブ・ヘルス/ライツ：アメリカの研究動向からの示唆」 『東京大学大学院教育学研究科紀要』 第 58 巻, 351-359
- 守泉理恵 (2020) 「出生分野の研究動向と展望」 『人口学研究』 第 56 号, 60-70