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 Gauthier[1]。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。システマティック・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」 髙橋重郷・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」 髙橋重郷・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』 ダイヤモンド社
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）。受給資格が普遍的（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[1]）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 Hatzius (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、有意な正の効果が示された（§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[14]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(generocity)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

		Estimates by birth order			
	Estimates on overall F	**1st**	**2nd**	**3rd**	**4th or higher**
DlnB_1	0.21	0.15	0.26	0.32	0.14
	[0.05]***	[0.04]***	[0.08]***	[0.10]***	[0.07]*
DlnP_1	-0.20	0.09	0.17	-0.15	-0.58
	[0.08]**	[0.10]	[0.18]	[0.22]	[0.16]***
Constant	-0.02	-0.02	-0.03	-0.02	0.00
	[0.01]**	[0.01]***	[0.01]**	[0.01]	[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（テンポ効果）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 年間は仕事をしていたが、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限界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

	Unconditional			Employment tested		
Parity	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]がつぎ込まれている。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、最高限界税率に上乗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 Wiynck (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]。

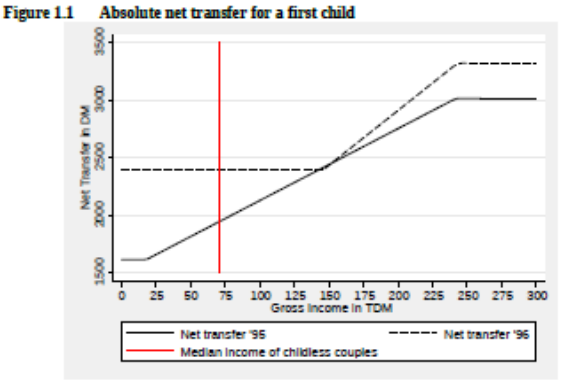

図 1　出典：Riphahn and Wiynck (2017), p38

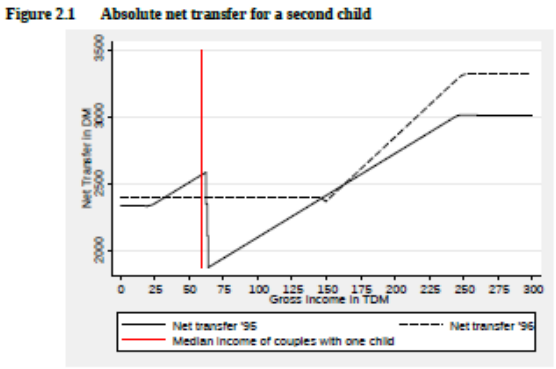

図 2　出典：Riphahn and Wiynck (2017), p39

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の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/standardbudsjett1989mar.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

	Low bracket				Middle bracket				High bracket			
No. of children	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
Not working												
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
Working												
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	STRATIFI-CATION	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 1st 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 2nd births for high ed., unexpected neg. effect on 1st 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 1st 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。

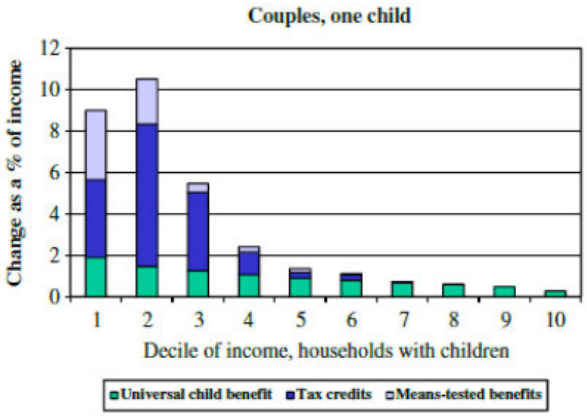

図 3　出典：Brewer et al. (2012)

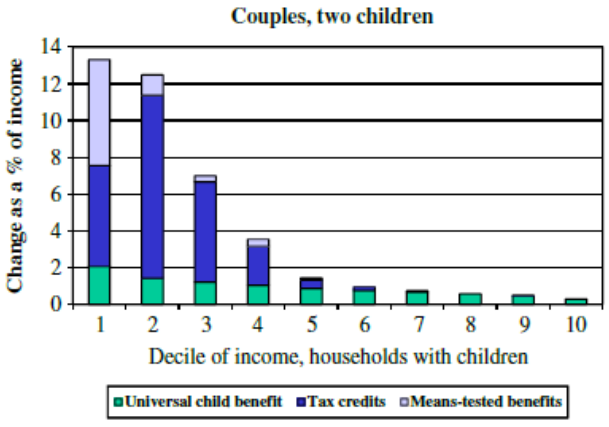

図 4　出典：Brewer et al. (2012)

[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	
Birth Order among Children under Age 18					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
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）で出生減につながっていた。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***	1.05***	0.85***	0.74**	0.87***	0.99***	0.34	1.73***
	(0.14)	(0.12)	(0.18)	(0.31)	(0.25)	(0.25)	(0.22)	(0.23)
Log net household income × 100	−0.06	−1.04***	0.15	0.55***	0.11*	−0.03	−1.23***	−0.96***
	(0.10)	(0.12)	(0.33)	(0.19)	(0.06)	(0.12)	(0.16)	(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考える政府にとって、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 Pecentile	Secular Jewish	Orthodox Jewish	Ultra-Orthodox Jewish	Arabs
Price elasticity	0.540	0.333	0.546	0.884	0.645	0.490	0.100	0.745
	(0.077)	(0.005)	(0.010)	(0.026)	(0.014)	(0.024)	(0.031)	(0.023)
Comparisons to the literature								
Laroque and Salanié (2005)	0.2							
Benefit elasticity	0.192	0.151	0.196	0.229	0.325	0.178	0.029	0.243
	(0.028)	(0.018)	(0.043)	(0.098)	(0.092)	(0.045)	(0.018)	(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	−0.07449	0.0176	0.0862	0.0213	−0.00233	−0.0509	−0.0675
	(0.0993)	(0.00883)	(0.03843)	(0.02951)	(0.011)	(0.01)	(0.0066)	(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[35]、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、給付対象が幅広いため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 PanelD 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。

Table 5 Average marginal effects of ANC on child birth for selected groups

Panel A: subsamples by birth order

	No older children	One older child	Two or more older children
Average marginal effect (Quebec × Census1996)	0.0179	0.0127	0.0288
	(0.0045)	(0.0068)	(0.0050)
Implied percentage increase in probability of having a child	10.4%	3.2%	23.3%
Probability of having a child[a]	36.4%	42.2%	12.5%
Pseudo-*R*-squared	0.0536	0.0215	0.0310
Pre-policy rate	17.2%	39.1%	12.3%
During policy rate	26.0%	41.2%	15.0%
Number of observations	213,010	83,940	93,080

Panel D: subsamples by income group

	Under C$19,999	C$20,000–C$39,999	C$40,000–C$59,999	C$60,000–C$79,999	C$80,000 higher
Average marginal effect (Quebec × Census1996)	0.0057	0.0193	0.0312	0.0233	−0.0006
	(0.0052)	(0.0042)	(0.0060)	(0.0129)	(0.0190)
Implied percentage increase in probability of having a child	1.6%	9.5%	13.6%	9.1%	−0.2%
Probability of having a child[a]	20.4%	30.2%	34.2%	34.1%	17.8%
Pseudo-*R*-squared	0.0722	0.0654	0.0710	0.0823	0.0878
Pre-policy rate	17.7%	20.3%	23.0%	25.5%	27.8%
During policy rate	24.7%	26.9%	29.0%	29.5%	30.7%
Number of observations	97,410	168,170	92,300	21,300	10,850

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、パリティといった重要指標が利用でき、各年齢の TFR も利用ができる。

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。

Panel E: subsamples by women's education

	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

Table 7 Average marginal effects of ANC on completed fertility

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	STRATIFI-CATION	METHOD & RESULTS
ANG (2015)	Cash transfers; incl ANC (Allowance for Newborn Children)	Canada (1980 -->); Quebec	Fertility (Female LS)	Partnered	Parallell DiD. Pos. effect on fertility, stronger for first births.
MILLIGAN (2005)	Unconditional cash transfer increas-ing 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 ef-fect on third births where incentive is strongest.
PARENT, WANG (2007)	Quebec-specific expansions of family allowance programs	Canada (Mid 1970); Quebec	Completed (cohort) fertil-ity; (Children < 6 in house-hold)	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) fertil-ity	Age	DiD. Main "age-adjusted" measure is endogenous; Robustness w/exogenous measure: No effect on completed fertil-ity.
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、出生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)。

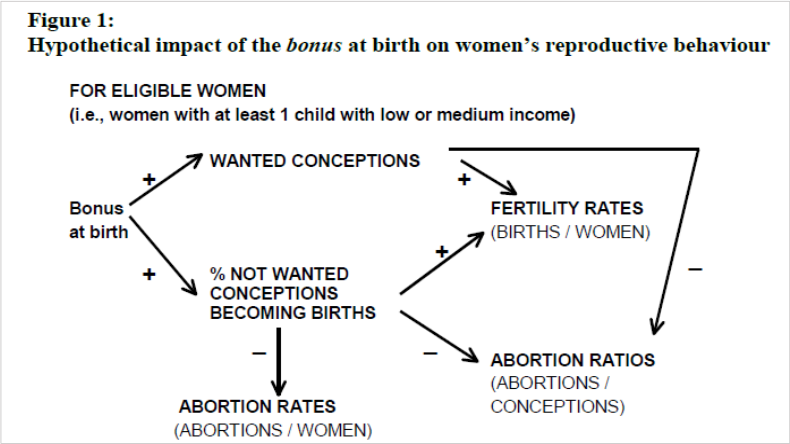

図５　出典：Boccuzzo et al. (2008)

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、子供を増やすことにではなく、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パ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つつ、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、スキルレベルが高くない女性に、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）をもたらし、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%ﾎﾟｲﾝﾄ＋	第三子で強い (4.7%ﾎﾟｲﾝﾄ＋)	非就労を受給条件にすると 出生率上昇幅は2.2%ﾎﾟｲﾝﾄに減少	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%ﾎﾟｲﾝﾄ＋	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 Wiynck(2017)
	ノルウェー トロムス県北部自治体 （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(ﾕｰﾛ) ①2,600 ②2,700 ③3,400 ④3,500 (3歳未満児)	税額控除は ３歳未満児 就労母のみ	―	○	―	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	第三子の給付弾性率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	Malak et al. (2019)
	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	Boccuzzo 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 contect: 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

Kravdal, 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., & Wiynck, 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