

親への移行後における教育期待、経済負担、ジェンダー役割が  
第2子出生へ与える影響<sup>1</sup>

The Effects of Parental Educational Expectations, Financial Burdens,  
and Gender Roles After the Transition to Parenthood on the Birth of  
Second Child

佐々木尚之<sup>2</sup>  
松田茂樹<sup>3</sup>

Abstract

Despite the indication that the financial burden of childrearing and gender disparity are closely linked to birth behavior, previous studies in Japan have not provided consistent results. The purpose of the present study is to investigate in what context couples choose to have their second child by focusing on life changes the couples face after the first childbirth. Data used for this study was the first ten waves of the Japanese Life Course Panel Study. A series of discrete-time hazard models was employed to estimate determinants of the second childbirth hazard for 629 married men and women who experienced their first childbirth. The results showed that high educational expectations strongly pushed down the second childbirth hazard when the husband's annual income was low. In addition, the second childbirth hazard was high when the frequency of wife-report husband's housework was high for a wife with flexible gender role attitudes and when a husband took childcare leave at the birth of first child. At the same time, simply equalizing gender roles between husband and wife does not necessarily increase fertility rates, indicating that deep-rooted gender structure in the family realm is surprisingly solid in Japan.

---

<sup>1</sup> 本研究は JSPS 科研費 23H00890 および 22H00917 の助成を受けたものです。

<sup>2</sup> 津田塾大学総合政策学部教授、Takayuki Sasaki, Professor, Department of Policy Studies, College of Policy Studies, Tsuda University

<sup>3</sup> 中京大学現代社会学部教授、Shigeki Matsuda, Professor, School of Contemporary Sociology, Chukyo University

2023年8月8日受理、2023年11月6日採択、2024年2月16日公開。

引用情報：佐々木尚之・松田茂樹.(2024).「親への移行後における教育期待、経済負担、ジェンダー役割が第2子出生へ与える影響」津田塾大学『総合政策研究所報』2023年度: 1-19. <URL>

## 問題の所在

日本における少子化の要因は、夫婦そのものが形成されなくなったことに加えて、夫婦の出生力が徐々に低下してきたことによってもたらされてきた。結婚後15～19年の夫婦の平均子ども数を示す完結出生児は、2010年代に入り2人を下回り、2021年には1.90と最低値を更新した（国立社会保障・人口問題研究所, 2022）。2人の子どもをもつ夫婦は1970年代から継続して半数以上いるのに対して、3人以上の子どもをもつ夫婦は3割程度から2割程度へ減少し、1人のみの子どもをもつ夫婦は1割程度から2割程度へと徐々に上昇している。また、子どもをもたない夫婦も比率としては低いものの漸増しているのが現状である。このような夫婦の出生力低下の背景には、晩婚化・晩産化、価値観の変化、高学歴化にともなう機会費用の増大、育児不安、仕事と子育ての両立困難、子育てにかかる経済的負担などが複雑に影響していると考えられる。リプロダクティブ・ヘルス／ライツの観点からも、最終的に何人の子どもをもつのかは夫婦の自由意志によって決定されるべきものである。しかしながら、希望通りに子どもをもてない夫婦が多くいることに鑑みると、その阻害要因を検証し、どのような社会的支援が必要なのかを明らかにすることは肝要である。本稿では、第1子出生後の生活の変化に着目し、どのような文脈において夫婦が第2子出生を抑制するのかを解明する。

子育ての経済的負担と出生行動が関連していることは、多くの研究によって指摘されてきた（森田, 2004, 2006; 福田, 2011 など）。とりわけ世界でもっとも出生率の低い東アジア諸国において、高等教育への進学率や子どもの教育達成に対する親の期待の高さがこの地域における少子化に密接に繋がっていることが立論されてきた（松田・佐々木, 2020）。しかしながら、これらの因果関係を量的データによって明らかにすることは容易ではない。既存研究ではクロスセクショナルデータや回顧データを用いてこの問題が分析されてきたが、そこで得られてきた分析結果は必ずしも子育てへの投資に負担を感じたことで子どもの数を抑制していることを示してはいない。なぜなら、子どもの総数によって子ども1人当たりの教育投資が希釈される逆因果の可能性も否定できないからである。また、問題とする経済的負担感は、夫婦にとっての準拠集団や子どもの教育に対する価値観次第で大きく異なることが予想される。つまり、教育投資額が同等であったとしても、それを負担と感じるかどうかは、夫婦が保有する資源に加えて彼らの教育期待の強さに依存するのではないだろうか。

また、わが国の子育ての現状を理解する際に、ジェンダー格差に着目することは避けては通れないだろう。家事・育児が女性に偏る状況において、仕事と家庭の両立が困難になることは出産の先延ばしや回避につながると考えられている（McDonald, 2000）。しかしながら、日本の既存研究ではこの関連性が支持されることは少なく、その理由として日本では家庭内の性別役割分業が第1子出生後に強固になりやすいことが挙げられてきた（稲葉, 2005）。就業の場等におけるジェンダー格差をなくす施策はさまざまな領域で講じられてきたものの、およそ半数の女性は出産前の仕事を継続していない（国立社会保障・人

口問題研究所, 2022)。一方で、育児期の男性は長時間労働が常態化しており、夫婦の希望にかかわらず、家庭内の分担が極端に女性に偏る傾向がある。こうした日本の状況において、配偶者に求める家事・育児の水準はその家庭の文脈により大きく異なることが予想される。たとえば、妻が第1子出生後もフルタイムで働いている場合や性別役割分業意識がジェンダー平等的な場合は、彼女が配偶者に求める家事・育児の意味合いがより大きくなると考えられる。

本稿の目的は、パネルデータを用いて、わが国における第2子出生の要因を明らかにすることである。とくに、子どもに対する教育期待およびジェンダー役割の効果が家庭の文脈により異なるかどうかに着目する。ここで第1子出生ではなく第2子出生に着目する意図は、追加の子どもをもつことによる経済的負担の上昇とひとりの子どもに集中投資することを天秤にかける過程を明確にすることにある。また、夫婦が第2子をもつかどうか意思決定する際に、第1子の育児経験は大きく作用するはずである。第1子出生後の家計や家事育児の分担状況などを周囲の家庭と比較することにより、子どもに対する教育期待や性別役割分業意識などの価値観もより現実的なものになっていくことが予想される。したがって育児中の状況をパネルデータによって逐次的に測定し、常に変化する状況や意識の影響を検証することは非常に意義がある。

## 理論的検討

ここでは、第2子出生を選択する際の決定要因について理論的に考究する。はじめに、教育期待がどのように第2子出生に影響するかを検討する。ベッカーら (Becker, 1981; Becker & Lewis, 1973) の出生選択の質・量モデル (Quantity-Quality model) では、夫婦が子どもを最終的に何人もつかの意思決定を行う際に、子どもの数と質はトレードオフの関係にあるとした。一般的に、家計に占める子育て費用が増大すると夫婦の出生力は低下する (Ermisch, 2016)。しかし、夫婦の経済的および物理的資源には限りがあり、子どもの数が多くなれば子ども1人当たりのその配分は少なくなる。したがって、夫婦が子どもの質を重視している場合、経済的および時間的な余裕があったとしても、彼らは少ない人数の子どもに資源を集中するべく子ども数を制限すると仮定される。

日本のデータにおいて、このモデルは間接的に支持されている。親の所得および教育水準が高い世帯ほど養育費 (衣食、医療、学校教育など子育て全般に必要な費用) や学校外教育費 (習い事や塾などの月謝や教材費) が多く、子育て費用が高い世帯ほど子どもの数が少ない (森田, 2004)。子ども1人当たりの費用でもこの結果は同様であった (森田, 2006)。山口 (2009) は、既存の子ども数が多い場合、夫の収入が高いことは追加出産意欲の低下につながっていることを実証した。福田 (2011) は、夫や妻の収入の影響を統制した上でも、追加で子どもをもうけることにともなう経済的負担感は出生の可能性を低くすることを明らかにした。また、教育費の負担感は、子どもに対する教育期待が高く、学歴の効用を肯定するほど高まる傾向にある (新谷, 2005)。

これらの結果は、経済的資源が多いほど子どもに関する支出が高くなること、子どもに関する支出やそれに対する経済的負担感が高まるほど子どもの数が少ないこと、子どもに対する教育期待が高いほど経済的負担感が高まることを示唆しているものの、出生選択の質・量モデルが仮定するように、子どもの人的資本を高める技能や知識の向上に繋がる「より質の高い」環境を整備するために出生数を控えているのかどうかは明確ではない。本研究の独自性は、教育期待が直接第2子出生に影響するのかどうか、また、教育期待が追加出生に及ぼす影響が第1子出生後の経済状況によって異なるのかどうかをパネルデータを用いて検討している点にある。そうすることにより、日本の夫婦が経済的な理由で追加の子どもをもたないメカニズムを明らかにすることができる。

次に、ジェンダー役割がどのように第2子出生に影響するのかを、計画的行動理論 (Theory of Planned Behavior: Ajzen, 2012) の枠組みで検討する。この理論では、ある行動を起こすか否かは、その行動に対する態度、主観的規範、統制可能性によって規定されると仮定している。したがって、追加の子どもをもつことを夫婦が望んでいるか、そのメリットがあるか、周囲に期待されているか、自身にその能力があるかによって意思決定すると考えられる。ただし、第2子出生の意図があつたとしても必ずしも行動に移すとは限らない。実状から総合的に勘案し、現実的に追加出生に対応する能力や資源があるときのみ第2子出生が実際の行動として現れる (Ajzen & Kobas, 2013) つまり、第2子をもつことが可能かどうかの判断に第1子出生後の夫婦の働き方や役割分担が大きく影響しており、性別役割分業意識によってその影響力も異なることが予想される。共働きの夫婦にとって夫の家事・育児は仕事と家庭を両立する上で不可欠であり、それが望めない場合は第2子を諦めざるを得ないだろう。一方で、戦略的に性別役割分業している夫婦にとっては、夫の家事育児は第2子出生の意思決定にそれほど大きな影響はないだろう。

ただし、日本における既存研究では、この理論どおりの結果が得られていない。個人主義的価値観をもつ女性の出生意欲が低いことや (岩間, 2004)、ジェンダー平等的な性別役割分業意識をもつ女性は正規就業を選択すると同時に出産を回避する傾向があるといった結果 (藤野, 2002) は計画的行動理論と整合性が高い。しかしながら、夫婦の働き方や育児資源の出生に対する分析結果は必ずしも一致していない。たとえば、出生確率が低いのは、妻の就業状態が正規雇用の場合 (藤野, 2002)、非正規雇用の場合 (別府, 2012)、無職にくらべて有業、とくにフルタイムよりもパートタイム就業の場合 (福田, 2011) といったように研究によって異なる結果となっている。また、妻の就業経歴による有意差は認められない (岩澤, 2004) といった結果もある。

さらに、計画的行動理論は、個人の統制可能性を重視していることから、分析においては就業状況のみならず、育児資源の利用可能性が第2子出生の意思決定に関連している可能性を考慮する必要がある。とくに、母親にとって育児資源としてもっとも重要かつ身近なものは父親であろう。しかしながら、この点についても、実証研究において一貫した結果は得られていない。夫の家事育児遂行頻度は、妻の出生意欲を高めるが夫の出生意欲に

は関連しない（西岡・星, 2011）、夫の出生意欲を高めるが妻の出生意欲には関連しない（水落, 2010）、夫婦の出生意欲を高める（小葉・安岡・浦川, 2009）、予定子ども数ならびに現在の子ども数と関連しない（藤野, 2002）、第2子と第3子の出生確率を高める（加藤・福田, 2018）とさまざまな結果となっている。

このような既存研究間の結果の不一致は、計画的行動理論では日本人の出生行動を説明できないということを直ちに意味するのではなく、計画的行動理論が想定することが既存研究では十分に考慮されてこなかった可能性があることを示唆する。具体的には、どの時点の妻の働き方に着目するかという問題がある。また、女性が自らの働き方を調整することによって、第1子、第2子等の出生およびそこでの生活変化に対応している可能性もある。第2子出生を考える際に、育児費用の経済的ハードルを下げるために正規雇用を継続するケースもあれば、時間的ハードルを下げるために非就労やパートタイム就業を選択するケースもあるだろう。さらに重要なこととして、妻が夫に求める家庭内役割の水準は、妻の働き方や性別役割分業意識によって異なることを考慮する必要がある。

## 仮説設定

ここまでの理論的検討を踏まえて、以下の仮説を設定する。

仮説1a：子どもに対する教育期待の高さは、第2子出生の可能性を下げる。

仮説1b：子どもに対する教育期待の高さは、家庭の経済的資源が少ない場合に、より強く第2子出生の可能性を下げる。

先進諸国とくらべても、日本の教育費に対する公的負担は非常に低く、家計負担の割合がもっとも高い国の一つである（小林, 2018）。子どもへの教育期待が高ければ、その家庭は第1子に対して学校外教育費への投資を増加させるとともに、その子が将来高等教育へ進学するための金銭的な準備を行う。このように、教育期待が高いことは、子どもの「質」を重視して教育投資を多くするようになる。子どもの成長に「より良い」環境を提供するためには高い経済力が求められるが、教育期待の高さが同じ場合、家庭の収入が低いほど、夫婦は第2子を生まない選択をする方向に働くと考えられる。

仮説2a：夫の家事頻度の高さは、第1子出産後に妻が常時雇用で働いている場合に、より強く第2子出生の可能性を上げる。

仮説2b：夫の家事頻度の高さは、性別役割分業意識がジェンダー平等的なほど第2子出生の可能性を高める。

第1子出生後の役割がジェンダーによって強固に規定されやすい日本社会において、夫が頻繁に家事を遂行することは妻の負担の軽減につながるはずである。ただし、夫の家事遂行を妻が求めているかどうかによって、その影響の方向が変わりうる。常時雇用で働く妻にとって、夫の家事遂行が多いことは、仕事と育児の両立を促進し、本人が第2子出生に対応できると判断する可能性を高めると考えられる。また、ジェンダー平等的な性別役割分業意識をもつ妻にとって、夫の家事頻度が低いと、第1子の育児経験がより否定的に

評価されるだろう。そうすると、妻は第2子出生の際にさらなる負担の増加が予想できることから、出生を控えると予想される。一方、固定的な性別役割分業意識をもつ妻にとっては、夫の家事頻度が低くても、第2子出生にそれほど影響しないと予想される。

仮説3：第1子出生時の夫の育児休業取得は、第2子の出生の可能性を上げる。

育児休業を取得した男性を対象にした質的調査では（尾野, 2019）、育休中に試行錯誤した経験がその後の仕事を効率的に進める能力向上につながっており、仕事と家庭生活の調和を強く意識するようになることを見出している。このことから、第1子出生時に夫が育児休業を取得することによって、家庭内のアンペイド・ワークの負担がどちらか一方に過度に偏ることを防ぐと同時に、夫婦は実体験を元にして将来的な戦略を立てることが可能になる。これらによって、第2子出生に対処するための準備や能力向上が夫婦ともに見込まれ、結果的に第2子出生へのハードルが下がると考えられる。

## 方法

### データ

分析には、東京大学社会科学研究所が2007年から実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS)のWave10までのデータを用いる。この調査は、労働市場の変動や少子高齢化の進展などを把握することを目的として、同一個人を毎年追跡調査したものである<sup>4</sup>。公開データであるため、倫理審査を必要としないが、データを受け取る際には、提供された個票データは学術目的での二次分析にのみ利用すること、個別データの秘密保護を図り個々の調査対象を特定する分析は行わないこと、提供された個票データは利用申請書に署名した者だけが利用し第三者には再提供しないことに同意し、承認を得ている。日本全国に居住する20歳から34歳（若年パネル）と35歳から40歳（壮年パネル）の男女を母集団として抽出した対象者に対して、郵送で調査票を配布し、調査員が記入済みの調査票を訪問回収している。Wave1における回収数は、若年パネルで3,367、壮年パネルで1,433である。また、2011年には対象者の脱落に対処するため若年パネルで712ケース、壮年パネルで251ケースのサンプルが追加されている。本稿では、観察期間内に第1子出生を経験した既婚者で、配偶者との離死別が生じなかった629ケース（女性374、男性255）に、使用するサンプルを限定する<sup>5</sup>。その理由は、設定した仮説において、第2子出生の要因を推定するにあたり、第1子出生から同一の配偶者であることを想定したものになっているからである。また、第1子が多胎児であった場合、その後の出生確率に大きく影響することが予想されるため、第1子が単胎児の夫婦を分析対象とした。従属変数は第2子出生イベントの発生である。イベントの生起は一つ前の調査時点で

<sup>4</sup> データの詳細は、この調査のHPを参照されたい<<https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/social/JLPSYM/>>。

<sup>5</sup> 男女個人で抽出されており、夫婦のペアデータではない。調査対象者は無作為抽出されているものの、とくにこの年齢層における男性の回収率が低いこと、ならびに第1子出生時の年齢差により男女のサンプルサイズに大きな差があると考えられる。

の子どもの数が1人から2人に増えた場合（第2子が双子の2ケースを含む）で識別している。

次に独立変数について説明する。年収は「なし」から「2,250万円以上」の13段階で尋ねているものを万円単位の値に変換し、これを性別の平均値を基に標準化している。教育期待には、「子どもにはできるだけ高い教育を受けさせたい」、「子どもには、学校教育のほかに家庭教師をつけたり、塾に通わせたい」の2項目の平均値で合成したものをを用いる。それぞれの質問は5件法で尋ねられており、これを子どもに対する教育期待が高いほど値が高くなるよう値を反転させている（この変数の各WaveにおけるCronbachの $\alpha$ 係数は.67-.70である）。家事頻度は、食事の用意、洗濯、家の掃除、日用品・食料品の買い物の4項目について、「毎日」から「ほとんどしない」の6件法で測定している。家事の内容により頻度に差が生じることから、それぞれ標準得点を算出した上で4項目の平均をとる。このとき、性別によって頻度に大きな偏りがあるため、性別の平均を用いて標準化している。つまり、使用した平均的な家事頻度の変数は、同性にくらべた相対的な標準得点を示す（各WaveにおけるCronbachの $\alpha$ 係数は.75-.88である）。性別役割分業意識は「男性の仕事は収入を得ること、女性の仕事は家庭と家族の面倒を見ることだ」の1項目を利用している。この質問は6件法で尋ねられており、それを性別役割分業意識が固定的なほど値が高くなるように値をつけている。育児休業取得の有無は、各調査時点で過去1年間の出来事を尋ねており、自身もしくは配偶者が「産休・育休を取った」経験が有る場合にダミー変数を作成した。

統制変数として、第1子出生時の年齢、大卒ダミー、常時雇用ダミー、回答者の勤め先の企業規模<sup>6</sup>、キャリア志向<sup>7</sup>を推定モデルに投入する。また、第1子出産後の健康状態は妊孕力に影響を与えるため、主観的健康感も統制変数としてモデルに組み込む。使用する変数のリスク開始時点での記述統計はTable 1に示す。

---

<sup>6</sup> 従業員数1人から299人を中小企業、300人以上を大企業とした。

<sup>7</sup> 仕事で成功することに対して、とても重要と回答した人を1、その他の回答を0とするダミー変数。

Table 1 各変数の第1子出生時点での記述統計量<sup>8</sup>

	女性 (n=374)			男性 (n=255)		
	M (SD)/%	Min	Max	M (SD)/%	Min	Max
本人第1子出生時年齢	32.1 (4.1)	22	44	33.3 (4.7)	23	47
配偶者第1子出生時年齢	33.7 (5.3)	22	52	32.0 (4.4)	23	44
大卒ダミー	37.7%	0	1	63.1%	0	1
本人常時雇用ダミー	38.8%	0	1	79.6%	0	1
配偶者常時雇用ダミー	75.1%	0	1	30.6%	0	1
企業規模						
中小企業	30.8%	0	1	45.1%	0	1
大企業	21.9%	0	1	40.0%	0	1
官公庁	3.5%	0	1	3.9%	0	1
非就労	30.5%	0	1	2.0%	0	1
無回答・不明	13.4%	0	1	9.0%	0	1
キャリア志向	23.5%	0	1	45.5%	0	1
主観的健康感	2.6 (0.9)	1	4	2.7 (0.9)	0	4
本人年収	222.0 (199.1)	0	2500	454.2 (223.6)	0	2000
配偶者年収	435.6 (205.5)	0	1500	200.1 (180.1)	0	1000
教育期待	2.2 (1.1)	0	4	2.2 (1.1)	0	4
本人家事頻度	0.0 (0.6)	-2.0	1.3	0.1 (0.8)	-1.1	2.5
配偶者家事頻度	0.1 (0.8)	-0.9	3.6	-0.2 (0.7)	-2.3	1.1
固定的性別役割分業意識	1.7 (1.2)	0	4	1.6 (1.2)	0	4
第1子出生時本人産休/育休あり	50.3%	0	1	1.9%	0	1
第1子出生時配偶者産休/育休あり	2.0%	0	1	53.6%	0	1

## 分析手順

分析では、離散時間ハザードモデルを用いて、既婚で第1子を出生した男女が、ある時点 t までに第2子の出生を経験していないという条件のもとで、時点 t に第2子出生が生起するハザード確率を推定する。リスク期間の開始年は、配偶者ありの状態第1子が出生した調査年である。はじめに、調査対象者各個人のリスク開始からイベント発生時もしくは右センサリング（脱落あるいは Wave10 までに第2子出生なし）までのパーソンピリオドデータを作成する。その際に独立変数の従属変数に対する時間的先行を確保するため、時間依存する独立変数については前年調査の値が並ぶよう1年のラグを取るよう設定する<sup>9</sup>。本研究における時間依存する統制変数および独立変数は、常時雇用ダミー、企業規模、主観的健康感、年収、教育期待、家事頻度、性別役割分業意識である。

<sup>8</sup> 本人年収と配偶者年収は、分析上では性別の標準得点を用いているが、ここでは万円を単位とする変換前の数値を示している。

<sup>9</sup> 独立変数と従属変数に何年のラグを取るべきかは慎重に検討する必要がある。本研究では、第1子出生後の状況が第2子出生に与える影響を分析しているため、1年のラグを選択した。2年のラグをつけると、第1子と第2子の出生間隔が2年未満の夫婦において、第1子出生前の状況が独立変数となることがあるからである。ただし、1年のラグを取るにより、独立変数が従属変数よりも時間的に先行する状況にはなっているものの、必ずしも因果関係を示すとは限らない。



既婚で第1子を出生した分析対象者のうち75%が観察期間内に第2子の出生を経験し、そのほとんどはリスク開始から5年以内に生起しており、それ以降は生起しない経過年もある。したがって、リスクの継続期間が5年以上10年以内の場合をまとめ、それ以前を1年単位のダミー変数としてモデルに投入する。離散時間ハザードモデルのうち、直感的な解釈が容易な Complementary log-log (CLL) モデルを利用する。それぞれの独立変数の回帰係数を指数化するとハザード確率の比を表す。

## 結果

はじめに、女性の結果について着目する (Table 2)。Model 1 によると、第1子誕生後3年目をピークに第2子を出生する確率が高くなり、経過時間が長くなるほど第2子出生確率が低くなる傾向にある。第1子誕生時の両親の年齢は有意に第2子出生ハザードを下げており、妻の年齢が1歳上がるごとに8ポイント、夫の年齢が1歳上がるごとに5ポイント第2子出生ハザード確率が下がると推定される。妻が常時雇用であることは、第2子出生に有意に影響していないものの、就業先の規模が大企業であると第2子が出生しにくかった。大企業で働く女性にくらべて、中小企業で働く女性の方が2.2倍、非就労の女性の方が3.0倍、第2子出生ハザード確率が高かった。また、第2子を出生するためには、健康であることが有意に影響していた。本研究で検証するそれぞれの規定要因の主効果を確認すると、仮説1aのとおり、子どもに対する教育期待が高いほど第2子出生ハザードが低下していた。また、性別役割分業意識が固定的なほど第2子出生ハザードが高まっていた。

Model 2 では、出生選択の質・量モデルおよび計画的行動理論に基づいて、交互作用を投入した。仮説1bのとおり、子どもに対する教育期待の効果は配偶者の年収によって異なる。Figure 1 に示すように、夫の年収が平均より低ければ、教育期待が高まることにより第2子出生の確率を有意に低めていた。一方で、夫の年収が平均より高ければ、教育期待は第2子出生に有意な影響を及ぼしていなかった。配偶者の家事頻度と女性の常時雇用との交互作用は有意ではなかったものの (仮説2a)、配偶者の家事頻度と性別役割分業意識の交互作用は有意であった (仮説2b)。具体的には、妻の性別役割分業意識がもっともジェンダー平等的な場合のみ、妻が回答する夫の家事頻度が高くなるほど第2子出生ハザードを押し上げていた (Figure 2)。

**Table 2** 女性における第2子出生の規定要因の推定結果

	Model1			Model2b			Model2f		
	Coef.	R.S.E.	exp	Coef.	R.S.E.	exp	Coef.	R.S.E.	exp
経過時間									
1年後	---	---	---	---	---	---	---	---	---
2年後	1.38 ***	0.30	3.98	1.42 ***	0.30	4.15	1.36 ***	0.30	3.90
3年後	2.16 ***	0.30	8.70	2.18 ***	0.31	8.89	2.15 ***	0.31	8.59
4年後	1.93 ***	0.35	6.92	2.00 ***	0.36	7.41	1.94 ***	0.35	6.95
5年後以降	1.05 **	0.42	2.85	1.09 **	0.42	2.99	1.07 **	0.42	2.92
本人リスク開始時年齢	-0.09 **	0.03	0.92	-0.09 **	0.03	0.92	-0.08 **	0.03	0.92
配偶者リスク開始時年齢	-0.05 *	0.02	0.95	-0.04 *	0.02	0.96	-0.05 *	0.02	0.96
本人大卒ダミー	-0.07	0.18	0.94	-0.04	0.20	0.96	-0.11	0.20	0.90
本人常時雇用ダミー	0.13	0.30	1.14	0.04	0.33	1.04	0.13	0.34	1.14
配偶者常時雇用ダミー	0.12	0.24	1.12	0.18	0.29	1.19	0.13	0.28	1.14
企業規模									
大企業	---	---	---	---	---	---	---	---	---
中小企業	0.79 *	0.32	2.21	0.74 *	0.32	2.09	0.85 **	0.32	2.33
官公庁	0.46	0.54	1.58	0.22	0.55	1.25	0.42	0.55	1.52
非就労	1.09 **	0.40	2.98	1.06 **	0.39	2.88	1.09 **	0.40	2.97
DK	1.18 **	0.38	3.26	1.07 **	0.37	2.92	1.20 **	0.38	3.32
キャリア志向	0.06	0.28	1.07	0.05	0.28	1.05	0.07	0.28	1.08
主観的健康感	0.28 **	0.10	1.33	0.30 **	0.10	1.35	0.27 **	0.10	1.31
本人年収	0.15	0.17	1.16	0.17	0.17	1.19	0.12	0.17	1.13
配偶者年収	0.13	0.09	1.14	-0.42	0.28	0.66	0.11	0.09	1.12
固定的性別役割分業意識	0.16 *	0.08	1.18	0.17 *	0.08	1.19	0.14 *	0.08	1.15
教育期待	-0.23 **	0.08	0.80	-0.20 *	0.08	0.82	-0.22 **	0.08	0.80
本人家事頻度	0.05	0.15	1.05	0.05	0.15	1.05	0.04	0.15	1.04
配偶者家事頻度	0.10	0.13	1.11	0.11	0.13	1.11	0.38 *	0.19	1.47
配偶者年収 x 教育期待				0.17 *	0.08	1.18			
配偶者家事頻度 x 固定的性別役割分業意識							-0.19 *	0.10	0.82
_cons	-0.58	1.10	0.56	-0.93	1.12	0.40	-0.64	1.09	0.53
N	991			991			991		
ll	-340.29			-338.33			-338.76		
chi2	126.77			130.88			137.38		
df	21			22			22		

legend: + p<.1; \* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

**Table 2 Continued**

		Model3		
		Coef.	R.S.E.	exp
経過時間				
	1年後	---	---	---
	2年後	1.72 ***	0.39	5.61
	3年後	2.46 ***	0.39	11.74
	4年後	2.39 ***	0.47	10.90
	5年後以降	1.99 **	0.58	7.35
	本人リスク開始時年齢	-0.08 *	0.04	0.92
	配偶者リスク開始時年齢	-0.06 *	0.03	0.94
	本人大卒ダミー	-0.19	0.24	0.83
	本人常時雇用ダミー	0.11	0.42	1.12
	配偶者常時雇用ダミー	-0.40	0.33	0.67
企業規模				
	大企業	---	---	---
	中小企業	0.92 *	0.39	2.52
	官公庁	1.10 *	0.53	3.01
	非就労	1.33 **	0.50	3.78
	DK	1.48 ***	0.40	4.40
	キャリア志向	0.25	0.33	1.29
	主観的健康感	0.28 *	0.13	1.32
	本人年収	0.15	0.19	1.16
	配偶者年収	0.16	0.11	1.17
	固定的性別役割分業意識	0.22 *	0.10	1.25
	教育期待	-0.19 +	0.10	0.83
	本人家事頻度	0.03	0.18	1.03
	配偶者家事頻度	0.06	0.15	1.07
	第1子出産時本人育休あり	0.10	0.30	1.11
	第1子出産時配偶者育休あり	1.46 *	0.70	4.30
_cons		-0.58	1.33	0.56
N		697		
ll		-235.08		
chi2		88.05		
df		23		

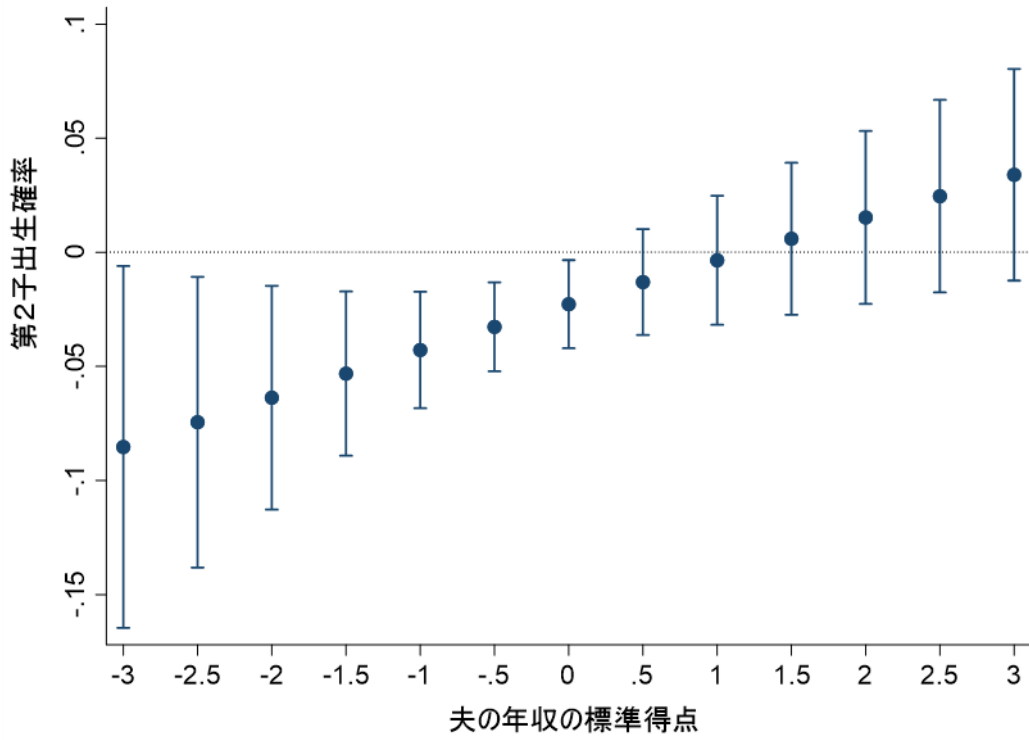


Figure 1 妻の教育期待の限界効果と夫の年収との交互作用効果

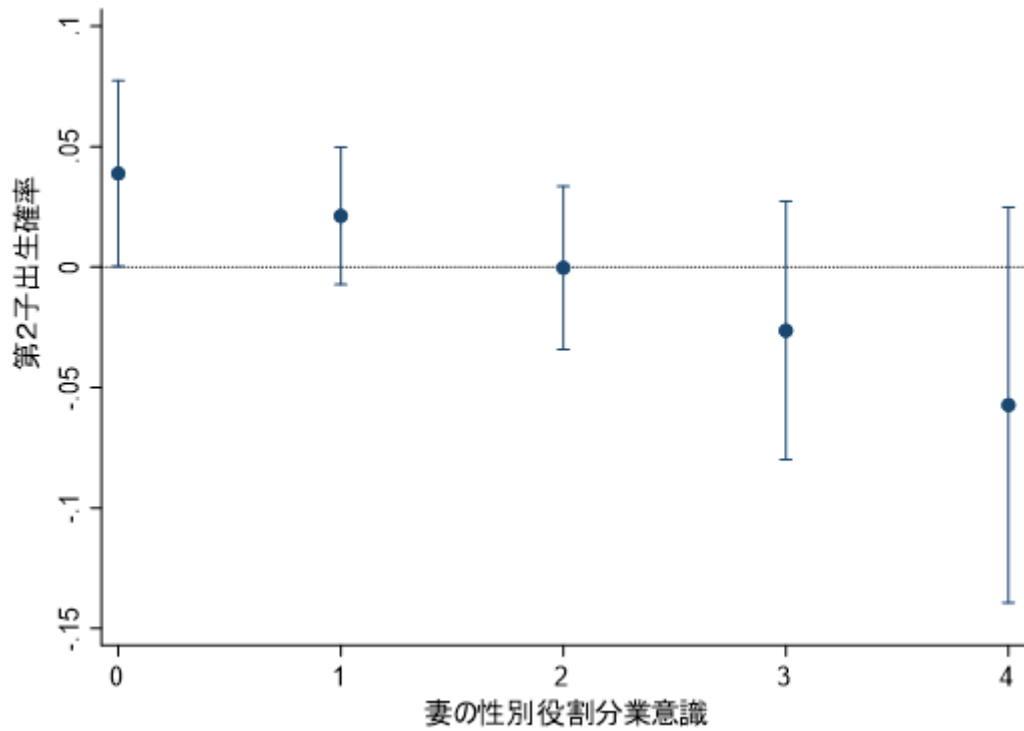


Figure 2 夫の家事頻度の限界効果と妻の性別役割分業意識の交互作用効果

Model 3 では、第1子出産時の育児休業取得の効果を検証した。産休もしくは育休の有無については Wave 3 からのみ尋ねており、リスク開始時点がそれ以前であった場合、第1子出生時に産休・育休を取得したか否かは不明となる。したがって、ここで使用したサンプルサイズが若干小さくなってしまっている。しかしながら、仮説3のとおり、夫の育児休業取得は非常に強く影響しており、第2子出生のハザード確率を4.3倍引き上げる。

次に、男性の結果を確認する (Table 3)。Model 1 では、リスク経過時間およびリスク開始時の年齢は女性の結果と同様である。ただし、男性モデルにおいて本人年齢は統計的に有意ではない。規定要因の主効果の影響を確認すると、基本的な傾向は女性モデルと同様で、教育期待が高く、性別役割分業意識が固定的なほど、第2子出生ハザードが高い傾向があった。この結果は仮説1aを支持する。一方で、Model 2における交互作用はいずれも有意でなく、仮説1bおよび仮説2aは男性モデルにおいて支持されなかった。使用したデータの調査時点において夫の育児休業取得率は2%程度と非常に稀であることから Model 3の結果の解釈には留意が必要であるものの、女性モデルと同様に夫の育児休業は第2子出生のハザード確率を高めており、仮説3を支持する結果となった。また、女性モデルの結果との相違点として、主要な規定要因であった就業先の企業規模は男性モデルでは有意ではなく、夫の年収の主効果が第2子出生と有意に関連していた。

**Table 3** 男性における第2子出生の規定要因の推定結果

	Model1			Model3		
	Coef.	R.S.E.	exp	Coef.	R.S.E.	exp
経過時間						
1年後	---	---	---	---	---	---
2年後	1.86 ***	0.37	6.44	1.88 ***	0.39	6.53
3年後	2.17 ***	0.39	8.79	2.24 ***	0.42	9.37
4年後	1.92 ***	0.43	6.83	1.89 ***	0.49	6.60
5年後以降	1.51 ***	0.44	4.51	1.71 **	0.61	5.51
本人リスク開始時年齢	-0.04	0.04	0.96	-0.04	0.04	0.96
配偶者リスク開始時年齢	-0.07 *	0.04	0.93	-0.09 *	0.04	0.91
本人大卒ダミー	-0.17	0.25	0.85	-0.34	0.29	0.72
本人常時雇用ダミー	0.51	0.35	1.67	0.50	0.41	1.66
配偶者常時雇用ダミー	0.24	0.44	1.27	0.13	0.60	1.14
企業規模						
大企業	---	---	---	---	---	---
中小企業	0.13	0.24	1.14	-0.02	0.29	0.99
官公庁	0.24	0.45	1.27	0.90	0.60	2.45
非就労	0.41	0.92	1.50	-0.27	1.24	0.76
DK	0.59	0.58	1.80	0.23	0.85	1.26
キャリア志向	0.09	0.23	1.09	0.11	0.28	1.11
主観的健康感	0.02	0.11	1.02	-0.08	0.15	0.93
本人年収	0.23 +	0.12	1.25	0.35 *	0.13	1.41
配偶者年収	-0.05	0.20	0.95	-0.08	0.26	0.92
固定的性別役割分業意識	0.18 *	0.09	1.19	0.13	0.10	1.13
教育期待	-0.22 *	0.11	0.80	-0.26 *	0.12	0.77
本人家事頻度	0.24	0.17	1.27	0.07	0.20	1.07
配偶者家事頻度	0.25	0.17	1.28	0.37 *	0.21	1.45
第1子出産時本人育休あり				2.35 ***	0.65	10.52
第1子出産時配偶者育休あり				0.29	0.30	1.33
_cons	-0.01	1.24	0.99	1.21	1.63	3.35
N	637			464		
ll	-244.43			-171.44		
chi2	85.69			92.62		
df	21			23		

legend: + p<.1; \* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

## 考察

本稿の目的は、第1子出生後の経験がどのように第2子出生の決断に影響するのかを経済資源、子どもへの教育期待ならびにジェンダーの観点から検証することにあつた。これまで、子育てに対する経済的負担の大きさは夫婦の子どもの数を制限すること（国立社会保障・人口問題研究所, 2017）、社会におけるジェンダー格差は晩産化や子どもをもたない選択につながりやすいこと（McDonald, 2000）が指摘されてきたものの、日本の研究において必ずしも一貫した結果は得られていなかった。その大きな理由として、第1子の育児を経験する中での意識や行動の変化が追加の子どもをもつ選択に影響するダイナミズムを捉えきれていなかったことが挙げられる。本研究では、どのような文脈において第2子出生に至りやすいのかに着目し、パネルデータを用いて分析することにより、これらの関連性をより鮮明にすることを試みた。

その結果、以下のことが明らかになった。第一に、経済的資源の多寡にかかわらず教育期待の高さは、第2子出生ハザードを下げる。女性モデル・男性モデルともに、他の変数の影響（交互作用を含む）を考慮したうえでも、教育期待の主効果は常に有意であった。これらの結果はベッカーら（Becker, 1981; Becker & Lewis, 1973）の出生選択の質・量モデルを裏づける。子どもに「より良い」教育環境の提供を望むことは、経済的余裕の有無にかかわらず第2子出生を抑制し、第1子に資源を集中する傾向がある。女性モデルにおいては、とくに夫の年収が少ない場合、教育期待の高さは、より強く第2子出生ハザードを押し下げている。そして、本研究におけるサンプルの平均年収の家庭においても、第2子出生が有意に生じにくい状況にある。本研究の対象は、既に第1子出生を経験した男女であり、ある程度経済的基盤が安定している。それにもかかわらず、追加出生を控えざるを得ない現状に注目すべきではないか。子どもの教育達成実現のための家計負担が当然視されやすいことから、親の所得階層による教育機会の格差が生じやすいことが指摘されている（中澤, 2014）。子育てにかかわる費用を社会全体で負担し、教育機会の均等化が進まない限り、少子化を食い止めることは困難であろう。

第二に、妻の就業状況にかかわらず、ジェンダー平等的な性別役割分業意識をもつ女性にとって、妻が認識する夫の家事頻度が高いほど第2子出生ハザードは高まる。日本社会において、家庭内の性別役割分業が第1子出生後に強固になりやすい。このような状況において、夫の家事頻度は、常時雇用の女性が第2子を出産するかどうかを判断する上でより重要になると予想していたが、妻の雇用形態と夫の家事頻度の有意な交互作用は認められなかった。先行研究では、女性の働き方と出生に関連があるものの、研究によって初職や現職を尋ねており関連の方向が一致していなかった。本稿は、第1子出生後の働き方の変化に着目し分析したが、夫の家事頻度の重要性は妻が常時雇用であるか否かではなく、性別役割分業意識によって規定されていることを明らかにした。具体的には、家庭内外の役割をジェンダーによって固定的に割り当てるべきでないと強く考える妻にとって、第1子出生後の夫の家事頻度は第2子出生が可能かどうかを評価する大きな判断材料となって

いるようである。一方で、夫自身が認識する家事頻度は第2子出生に有意な影響を与えていなかった。

第三に、経済的資源および夫婦の就業状況を統制した上でも、夫が第1子出生時に育児休業を取得することは、第2子出生ハザードを上げる。本調査の最終年度にあたる2017年の男性の育児休業取得率は7.5%であり、取得促進のさまざまな働きかけにより近年上昇傾向にあるものの、80%以上が取得する女性とくらべると低水準にとどまっている（厚生労働省, 2018）。また、女性の取得期間は1年前後が多いのに対して、8割以上の男性は1ヶ月未満と短期間である。このように短い期間であるとはいえ、夫が育児休業を取得することにより、家庭内外の複数のタスクを管理しつつ効率的に進める能力の向上が見込まれる（尾野, 2019）。山口（2009）は、夫の家事・育児分担そのものではなく、会話を通じた夫婦間の心理的共有体験が追加出生意欲に影響することを明らかにしている。このことから、夫婦の緊急事態でもある第1子乳児期の子育てを短期間であったとしても能動的に経験することにより、お互いの立場を理解することにつながり、第2子出生のハードルが下がると考えられる。以上に挙げた二点目と三点目の結果は、計画的行動理論（Ajzen, 2012; Ajzen & Kobas, 2013）を支持している。この結果は、家庭内の分担が極端に女性に偏る傾向がある日本の現状において、第2子出生を行動に移すか否かには、第1子出生後の育児経験が大きく影響していることを示唆する。

これらの結果は概ね本稿の仮説を支持しており、わが国での第2子出生に対して、出生選択の質・量モデルならびに計画的行動理論が部分的に成立することが明らかになった。また、分析結果から、家族領域におけるジェンダーの構造化が夫婦の出生行動に大きく影響していることを再確認した。具体的には、第1子の育児を経験した夫婦が第2子出生を選択しやすいのは、固定的性別役割分業意識をもつ男女、夫ではなく妻の働き方（非就労もしくは大企業以外で就業すること）、妻ではなく夫の収入が高いことであった。つまり、ジェンダー役割が固定されている夫婦ほど第2子出生を実現しやすい。記述統計からも、大卒比率、常時雇用比率、年収に大きなジェンダー格差が認められる。このようなジェンダー格差は、わが国の重要課題としてとらえられており、さまざまな分野で格差を解消する取り組みが実施されてきた。公的領域でジェンダー平等が進む一方で、家族領域においては依然として格差が残っていることは明白である。しかしながら、本分析の結果、単純に性別役割分業が夫婦間で平等になるほど出生率が高まるという結果にはならないことが示唆された。

一見逆説的にも取れるこの結果は、家族領域におけるジェンダー構造化の根深さを物語る。ジェンダー平等的な性別役割分業意識をもち、夫の稼得役割が十分でない女性は、第2子出生後の仕事と育児の二重負担や将来的な子育ての経済負担を考慮し、第2子出生を諦めざるを得ないというメカニズムが成立するのではないだろうか。他の先進国においてもそれと同様の傾向があり、北欧などは、仕事と家庭の調和を可能にする制度を整備することにより、夫婦間の性別役割分業を平等化しつつ少子化を回復させてきた（Esping-



Andersen & Bilari, 2015; Hobson & Oláh, 2006)。公的領域におけるジェンダー平等が私的領域において達成されるまで文化的タイムラグが生じることからも（余田・岩澤, 2018）、今後、ジェンダー平等な夫婦においても第2子以降の出生が可能となるよう、さらなるワーク・ライフ・バランス政策が拡充されることを期待する。

しかしながら、仕事と家庭の調和を可能にする制度が存在するだけでなく、性別にかかわらず、それらの制度を実際に利用しやすくする必要がある。1985年の男女雇用機会均等法の成立以降、女性が出産後も就業継続を可能にする環境が整備されてきた。そのような制度は、とくに大企業において拡充されてきた経緯がある。それにもかかわらず、本研究の結果から大企業で働く女性ももっとも第2子を出生しにくいことが明らかになった。雇用形態やキャリア志向の効果は統制されていることから、その関係には大企業の組織風土が大きく影響している可能性を示唆する。大企業には、残業制限や時短勤務、フレックスタイト制度など育児を継続しながら働きやすい制度が整っているものの、利用者が女性に偏ることで、家庭内役割も女性に固定化されやすいとされる（中野, 2014）。また、育児中の支援が手厚くても、他の就業者との公平性を担保することが難しくなり、就業者が第2子、第3子と継続して制度を利用することに躊躇する可能性がある。育児中の女性のみをターゲットとするのではなく、さまざまなライフステージにあたる男女が個々の事情に応じて働き方を柔軟に変えることを可能にし、各々の能力を十分に発揮できる環境を整えることが肝要である。

最後に、本研究における限界と今後の課題について述べる。第一に、わが国有数のパネルデータを用いているものの、分析に使用できたサンプルサイズが必ずしも十分ではないことが挙げられる。たとえば、夫の育児休業の有無は、妻の就業状況や性別役割分業意識と交互作用があることが予想できるが、育児休業を取得した夫の数が非常に少ないため分析できなかった。本研究ではWave 1からWave10までのデータを用いているが、その後のWaveが利用可能になれば、新たな交互作用や第3子以降の決定要因の分析に耐えうるサンプルサイズを確保できる可能性がある。第二に、代替変数を利用せざるを得ない、二次分析を行う上での制約がある。第2子出生に対する第1子出生後の経験の影響を分析するにあたり、具体的な子育てへのかかわりを示す指標が望ましいが、家事頻度で代替した。また、家事頻度と性別役割分業意識の交互作用では、すべて本人の回答を用いている。仮に、配偶者が回答する家事頻度や性別役割分業意識があれば、ペアデータを用いたモデル設定も可能となる。第三に、保育サービスや両親の支援など外部の育児資源の利用可能性や職場環境は追加出生に大きく影響しているはずであるものの、本研究では検証できなかった。以上のように分析にはいくつかの制約があるが、本研究はこれまで未解明であった第2子出生の要因の効果が、第1子出生後の生活の変化によって異なることを解明した。これが、本稿の学術的貢献である。

### 参考文献

- Ajzen, I. (2012). The theory of planned behavior. In P. A. M. van Lange, A. W. Kruglanski, & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of theories of social psychology: Vol.1*, (pp.438-459). London: Sage.
- Ajzen, I., & Kobas, J. (2013). Fertility intentions: An approach based on the theory of planned behavior. *Demographic Research*, **29**, 203-232.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Becker, G. S., & Lewis, H. G. (1973). On the interaction between the quantity and quality of children. *Journal of Political Economy*, **81**(2), S279-288.
- 別府志海. (2012). 有配偶女性の就業異動と出生力. *人口問題研究*, **68**(1), 1-13.
- Esping-Andersen, G., & Billari, F. C. (2015). Re-theorizing family demographics. *Population and Development Review*, **41**(1), 1-31.
- Ermisch, J. F. (2016). *An economic analysis of the family*. Princeton University Press.
- 藤野敦子. (2002). 家計における出生行動と妻の就業行動: 夫の家事育児参加と妻の価値観の影響. *人口学研究*, **31**, 19-36.
- 福田亘孝. (2011). 子育ての経済的負担感と子ども数. 阿藤誠・西岡八郎・津谷典子・福田亘孝 (編), *少子化時代の家族変容: パートナーシップと出生行動* (pp.161-182). 東京大学出版会.
- Hobson, B., & Oláh, L. S. (2006). Birthstrikes?: Agency and capabilities in the reconciliation of employment and family. *Marriage & Family Review*, **39**(3-4), 197-227.
- 稲葉昭英. (2005). 家族と少子化. *社会学評論*, **56**(1), 38-54.
- 岩間暁子. (2004). 既婚男女の出生意欲に見られるジェンダー構造. 目黒依子 (編), *少子化のジェンダー分析* (pp.124-149). 勁草書房.
- 岩澤美帆. (2004). 妻の就業と出生行動: 1970年～2002年結婚コーホートの分析. *人口問題研究*, **60**(1), 50-69.
- 加藤承彦・福田節也. (2018). 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. *厚生指標*, **65**(15), 8-14.
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫. (2009). 夫の家事育児参加と出産行動. *季刊社会保障研究*, **44**(4), 447-459.
- 小林雅之. (2018). 高等教育費負担の国際比較と日本の課題. *日本労働研究雑誌*, **60**(5), 4-15.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2022). 2021年社会保障・人口問題基本調査 (結婚と出産に関する全国調査) 現代日本の結婚と出産: 第16回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書.
- 厚生労働省. (2018). 雇用均等基本調査. <<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/71-29r/07.pdf>> (2022年3月31日10時01分)

- 松田茂樹・佐々木尚之. (2020). アジア諸国における教育と少子化の関連についての理論的背景. *家族社会学研究*, **32**(2), 169-172.
- McDonald, P. (2000). Gender equity in theories of fertility transition. *Population and Development Review*, **26**(3), 427-439.
- 水落正明. (2010). 夫の育児と追加出生に関する国際比較分析. *人口学研究*, **46**, 1-13.
- 森田陽子. (2004). 子育て費用と出生行動に関する分析. *日本経済研究*, **48**, 34-57.
- 森田陽子. (2006). 子育てに伴うデイスインセンティブの緩和策. 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所(編) *少子化と日本の経済社会* (pp.49-80). 日本評論社.
- 中野円佳. (2014). 「育休世代」のジレンマ: 女性活用はなぜ失敗するのか?. 東京: 光文社.
- 中澤渉. (2014). なぜ日本の公教育費は少ないのか: 教育の公的役割を問いなおす. 東京: 勁草書房.
- 西岡八郎・星敦士. (2011). 夫の家事参加と妻の出生意欲. 阿藤誠・西岡八郎・津谷典子・福田亘孝(編), *少子化時代の家族変容: パートナーシップと出生行動* (pp.183-204). 東京大学出版会.
- 尾野裕美. (2019). 長期育児休業を取得した男性の内的変容プロセスに関する探索的検討. *産業・組織心理学研究*, **33**(1), 35-50.
- 新谷由里子. (2005). 親の教育賛負担意識と少子化. *人口問題研究*, **61**(3), 20-38.
- 山口一男. (2009). *ワークライフバランス: 実証と政策提言*. 東京: 日本経済新聞出版社.
- 余田翔平・岩澤美帆. (2018). 期間合計結婚出生率の趨勢とその背景. *人口問題研究*, **74**(3), 205-223.