

第一子誕生前後における生活時間の変化と
「仕事と家庭の両立ストレス」の関係性
—男女差と職場環境の違いに着目した分析—¹

伊川 萌黄(リクルートワークス研究所 客員研究員)

第一子誕生前後における生活時間の変化と「仕事と家庭の両立ストレス」の関係性
ー男女差と職場環境の違いに着目した分析ー¹

伊川 萌黄（リクルートワークス研究所 客員研究員）

2024年7月4日

要旨

性別による経済的格差をなくすため、女性をより労働市場へ、男性をより家庭へという動きが国内外で活発になっている。同時に、その変化に伴って生じる精神的負担を理解することは重要である。そこで、本稿では働く人々の仕事と家庭の両立とそれに伴うストレス（以下、両立ストレス）を考察する。具体的には、第一子誕生前後で家事・育児・労働時間がどのように変化したかを男女差に着目して検証する。そのうえで、その生活時間変化が両立ストレスをどれほど増加させるのかを、男女差と職場環境の違いに着目して検証する。得られた主な結果は以下のとおりである。第一に、就業中の女性の場合、家事・育児・労働の合計時間は第一子誕生前の7.3時間から誕生後に11時間と大きく変化し、男性に比べて約2時間多かった。第二に、労働時間増加は就業中女性の両立ストレス増加につながるが、男性の場合には時間負担増加よりも第一子誕生自体によって両立ストレスを感じる傾向があった。第三に、職場環境の観点では、男性が従業員1,000人未満の中小企業で働いている場合、家事・育児時間の増加によって両立ストレスをより感じやすくなり、女性の場合にはハラスメントを見聞きするような職場で働いていると、家事・育児・労働時間の多寡にかかわらず両立ストレスを感じやすいということが示された。

キーワード 家事・育児時間, 労働時間, 仕事と家庭の両立, ジェンダー, ハラスメント, 企業規模, フレックス制度, テレワーク

本ディスカッションペーパーの内容や意見は、全て執筆者の個人的見解であり、所属する組織およびリクルートワークス研究所の見解を示すものではありません。

¹ 本稿の執筆にあたり、リクルートワークス研究所の萩原牧子氏、孫亜文氏、茂木洋之氏、大谷碧氏、小前和智氏には、筆者が同研究所の客員研究員在籍時に開かれていた報告会で毎回とても貴重なコメントをいただいた。また、最終報告会では神林龍教授（武蔵大学）、鈴木竜太教授（神戸大学）、梅崎修教授（法政大学）より大変貴重なコメントをいただいた。記して深く感謝申し上げたい。なお、本稿に残る誤りは全て筆者の責任である。

1. はじめに

近年、女性をより労働市場へ、男性をより家庭へと促す社会的流れが活発になってきている。国内においては、内閣府が 2022 年に定めた男女共同参画社会の方針により、女性の経済的自立を促すことを目的として、男女間賃金差の開示を常用労働者 301 人以上の企業に対して義務付けた。2023 年からは、男性の育休取得を促すために男性社員育休取得率の公表を従業員数 1,000 人以上の企業に対して義務付けた。このように企業における女性の活躍推進と男性の育休取得促進が目指されるなかで、家庭内労働である「家事・育児」と職場における「仕事」を両立できる環境を整備することは重要である。特に、日本では出生率が下がってきている。家庭と職場の両立困難によって育児を諦める人がでてこないためにも、現状において育児が就業者の家庭・職場内での過ごし方や経済的・心理的負担にどのような影響をもたらしているのかを理解することは重要である。また、国際的にみても日本の経済分野におけるジェンダーギャップは低く、2023 年で 146 か国中 123 位であった(World Economic Forum, 2023)。したがって、育児の負担にどれほど男女差が存在するのかを理解することは、今後の男女平等推進施策をすすめていくうえでも大切である。

育児によって生じる負担が女性に偏って存在することは、チャイルド・ペナルティ (Child Penalty) という言葉とともに海外の先行研究を中心に明らかにされてきた。ここでいう「ペナルティ」には、経済的影響としての女性の離職、賃金の低下、またその背景にある労働や家事・育児時間に与える影響を考察するものがある(Angelov et al., 2016; Kleven et al., 2019; Lebedinski et al., 2023; Paull, 2008)。また女性だけでなく近年は男性の分析にも焦点があたりはじめ、男性の育休取得が家事・育児時間や賃金に与える影響の研究も増加している(Ekberg et al., 2013; Kotsadam and Finseraas, 2011)。

このように、先行研究では育児が就業者に与える経済的状況に着目するものが多い。しかし、より良い政策を考えるためには、経済的影響のみならず精神的影響も加えて理解することが大事である。仮に経済的な意味でのチャイルド・ペナルティが生じなくなったとしても、家事・育児時間が依然として女性に偏ったままであり、さらにそれによって精神的負担が生じているならば、「女性が働きやすい社会」とはいえないだろう。また、家庭内での精神的負担は結果として職場でのパフォーマンス低下にもつながりうる。「ウェルビーイング経営」という言葉が国内でも注目されているように、女性が育児によって抱えている精神的負担を理解することは、企業にとっても重要である。

そこで、本研究では「仕事と家庭の両立」(以下、両立ストレス)を男女差に着目して考察する。そのために、本稿は 3 つの分析パートで構成する。第一のパート(以下、分析 1)では、第一子の誕生というライフイベントが、就業者の生活時間をどのように変化させるのか、男女差に着目して考察する。ここで、「生活時間」とは家事・育児時間、労働時間、そしてその合計時間の 3 つの時間を考える。先行研究で家事・育児時間が女性に偏っていることはよく知られている(総務省, 2022)。本稿でもまずは第一子誕生前後におけ

る生活時間の変化を近年のデータを用いて考察して次の分析への橋渡しとする。分析には記述統計による比較と線形固定効果モデルを用いる。

第二のパート（分析2）では、分析1で検証した生活時間の変化が両立ストレスという精神的負担にどのような影響を及ぼすのかを、男女差に着目して分析する。分析1では、時間という単位に着目して男女間の負担を比較するが、単純な時間変化の長短において、日々の生活で感じる精神的負担がどれほど反映されているかはわからない。同じ1時間の増加であっても、それが家事・育児なのか、労働時間なのかによって精神的負担への影響は異なるかもしれない。また同じ家事・育児であっても、その内容は炊事洗濯から子供との遊びにまで多岐にわたり、その役割に男女差が存在すれば、感じる精神的負担も男女で異なりうる。そこで、本稿では記述統計と線形固定効果モデルを利用して、第一子誕生とそれに伴う生活時間の変化が両立ストレスにどの程度結びついたかを、男女差に着目して検証する。さらに、両立ストレスを感じた理由が第一子誕生前後でどのように変化したかを捕捉的な検証として行うことで、考察を深める。

第三のパート（以下、分析3）では、第一子誕生前後に伴う両立ストレスを緩和・助長する職場環境を考える。具体的には、企業規模、テレワーク、フレックス、職場におけるハラスメントの4点から検証する。この4つの職場環境に着目した理由は以下のとおりである。まず企業規模については、さきに述べた大企業の男性育休取得率の公表義務付けにみられるように政策立案の際の大きな基準の一つである。そのため、大企業であるかそうでないかで職場環境が大きく異なっている可能性が高い。そこで、本稿では従業員1,000人以上を大企業として、大企業とそれ以外の企業で両立ストレスの感じやすさに差があるかを検証する。次に、テレワークとフレックス制度については、働き方の柔軟性を高める施策として代表的なものであり、家事・育児との両立を促すことができるという前提で肯定的に考えられることが多い。一方で、積水ハウス(2020)のように、テレワークの実施によって女性の家事・育児時間が増え、それによってストレスが増加したことを指摘する調査もあり、実態を把握することは重要である。最後に、職場のハラスメントについては、仕事のストレスを最も増加させる要因であるためである。厚生労働省(2012)によれば、仕事上のストレスや悩み、強い不安を感じている労働者は6割におよび、そのストレスの事柄で最も大きいものは「職場の人間関係」で4割を占め、次いで「仕事の質の問題」「仕事の量の問題」が3割程度であった。このように、労働時間の長さよりも人間関係のほうが就業者のストレスに大きく影響する可能性がある。ハラスメントがあることと職場の人間関係が良くないことは必ずしも同じではないが、ハラスメントが起きているような職場の人間関係は良くないものであることが想定される。そこで、本稿ではハラスメントの有無に着目し、通常ストレス同様に仕事と家庭の両立ストレスについても増加要因となるのかを検証する。

本稿ともっとも類似した研究として、孫(2016)があげられる。孫(2016)では、「全国就業実態パネル調査」の2016年度の調査結果を用いて、両立ストレスは未就学児ありの場

合により高くなることを示している。本稿と孫(2016)の違いは、後者は調査年の制約により家事・育児時間の変化を分析対象としていないことである。また、近年では父親の家事・育児時間に着目した研究も増えており、日本を対象とした最近の研究として、テレワーク時間増加が父親の家事・育児時間に正の影響をもたらしたことや(Inoue et al., 2023)、父親の労働時間減少が母親の生活満足度に正の効果を有したことが明らかにされている(Sugano, 2021)。

2. データと変数の説明

2.1 データの出典

本研究ではリクルートワークス研究所が 2016 年より毎年実施している「全国就業実態パネル調査 (JPSED)」のうち、家事・育児時間の質問が含まれている 2017~2021 年の計 5 カ年分のデータを使用する。本調査は同一の調査対象者が複数の年度にまたがって回答しているパネルデータである。ただし、本データは欠測パネルデータとなっており、以下の二つの要因によってすべての期間について同一個人の観測値が得られていない。

- ① 調査への一時的不参加・離脱
- ② 離職によって生活時間の質問の回答資格がなくなる（ただし、育児休暇と産前・産後休暇のような一時的休業は除く）

特に要因②については、回答者が就業していないときの生活時間データは得られないということになる。日本では第一子出産後に離職する割合が全体の 24%程度と高い(国立社会保障・人口問題研究所, 2021)。そのため、理想的には就業有無の選択も含めて分析をするほうがよい。しかし、上記②の制約から、本稿では「第一子誕生前後の両期間で就業状況にあった回答者（ただし育休などの一時的な休業取得者を含む）」を推計対象とし、興味のある母集団とする。これにより、分析対象サンプルサイズは第一子誕生のあった回答者のうち 38%程度になった。なお、同資料によると、出産前後で就業継続していた女性は 54%とおよそ半数であるため、離職以外の要因で脱落した回答者が 10%程度と推測される。また、以下の 2 点にあてはまる回答は誤回答である可能性が高いため除外した。

- 家事・育児時間(1 日平均)が 22 時間超
- 家事・育児・労働の合計時間(1 日平均)が 22 時間超

これにより、除外された回答数は除外前の 1.5%となった。

2.2 分析に使う変数と回答者の属性

表 1 に、分析に使用する変数と、年収などの回答者の個人属性に関する変数の記述統計を示す。

表1 記述統計

変数	平均値			中央値	標準偏差	最小値	最大値	観測数
	全体	男性	女性					
年齢	32.66	33.64	30.96	32	5.42	17	64	5167
女性ダミー	0.36	-	-	0	0.48	0	1	5167
回答者の年収（万円）	430.72	521.17	267.05	400	259.37	1	4096	4956
配偶者の年収（万円）	270.00	206.97	376.58	250	250.37	1	1300	4978
世帯年収（万円）	698.54	728.79	645.77	650	352.17	9	4346	4795
正規雇用ダミー	0.85	0.97	0.65	1	0.35	0	1	4839
両立ストレス	3.22	3.20	3.25	3	1.00	1	5	5167
休業ダミー	0.09	0.00	0.25	0	0.29	0	1	5167
1日あたり家事・育児時間	2.77	1.86	4.37	1.67	3.23	0	22	5167
1日あたり労働時間	5.37	6.29	3.77	5.71	2.47	0	18	5167
1日あたり家事・育児・労働の合計時間	8.14	8.14	8.13	7.71	3.09	0	22	5167
大企業ダミー	0.37	0.43	0.26	0	0.48	0	1	5167
テレワークダミー	0.09	0.11	0.05	0	0.28	0	1	5167
フレックスダミー	0.35	0.29	0.44	0	0.48	0	1	5167
ハラスメントダミー	0.25	0.26	0.23	0	0.43	0	1	5167

表2 分析に使う変数の作成方法

変数	変数の作成方法
女性ダミー	女性である場合に1、男性である場合に0をとるダミー変数
正規雇用ダミー	正規雇用である場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数
両立ストレス	質問「あなたは、昨年1年間（2019年1月～12月）、ご自分の仕事と家庭生活の両立についてストレスを感じましたか。」という質問に対する選択肢「5. 強く感じていた」「4. 感じていた」「3. 少し感じていた」「2. 感じていなかった」「1. 全く感じていなかった」の数値1～5を用いる ²
休業ダミー	産前・産後休暇あるいは育児休暇による休業中の場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数
1日あたり家事・育児時間	休日含む1週間当たりの家事・育児時間を7で割ったもの
1日あたり労働時間	休日含む1週間当たりの労働時間を7で割ったもの
1日あたり家事・育児・労働の合計時間	休日含む1週間当たりの家事・育児・労働時間を7で割ったもの
大企業ダミー	勤務先の従業員規模が1,000人以上である場合に1
テレワークダミー	テレワークを少しでもしていた場合には1、そうでない場合に0をとるダミー変数
フレックスダミー	「働く日」、「働く時間」、あるいは「働く場所」を選べたかどうかについて、3つのうちいずれか一つでも「あてはまる」あるいは「少しあてはまる」と答えた場合には1、そうでない場合に0をとるダミー変数
ハラスメントダミー	「性別・年齢・国籍・障がいの有無・雇用形態によって差別を受けた人を見聞きしたことがあったか」あるいは「パワハラ・セクハラを受けたという話を見聞きしたことがあったか」という質問に対して、二つのうちいずれか一つでも「あてはまる」あるいは「少しあてはまる」と答えた場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数

²元の調査票上では数値の振り方が逆になっており、数値が高いほど両立ストレスが低くなっているが、本稿ではわかりやすさの観点から数値を逆に振って変換した。

分析対象者の属性を確認し、公的統計と比較しながら分析対象サンプルの属性を確認したところ、本稿の分析対象は「第一子誕生を経験した就業者」という興味のある母集団の特性をよりよく反映しているといえる。具体的には、平均年齢は男性 34 歳、女性 31 歳であった。厚生労働省(2021)によると、2021 年の第一子出産年齢の女性平均も 31 歳であるため、全国的な傾向と非常に近い年齢を対象にしているといえる。年収については、回答者の世帯年収が 699 万円となっている。厚生労働省(2021b)によれば、世帯主の年齢が 30～39 歳の世帯年収平均は 636 万円と 60 万程度低いためであるため、全国的な傾向よりもやや世帯年収の高い家庭が多く含まれているといえる。性別ごとの年収については、男性回答者は 521 万円、女性回答者は 267 万円であった。国税庁(2022)によると、2021 年の 30～34 歳の男性平均給与は 472 万円、女性平均給与は 322 万円であるため、男性回答者は全国傾向よりも 50 万円ほど高く、女性の分析対象者は 55 万円ほど低い傾向にあるといえる。このような差が生じた理由は、サンプルに偏りがあったというよりも、本分析が男女ともに第一子誕生を経験した対象者に絞っているためであると考えられる。一般的に、子をもつ既婚男性ほど年収が全国傾向よりも高くなり、また女性の場合には育休取得による一時的給与低下や時短勤務、転職などにより給与が低くなる。これらの理由が、上記の公的統計との年収差を生じさせたものであろう。正規雇用者割合については、本分析対象者は男性の場合に 97%、女性の場合に 61%となっていた。総務省統計局(2022)によれば、全国平均は男性 86%、女性 68%となっているため、やはり男性の場合に全国傾向よりも正規労働者が多く、年収を全国平均よりも押し上げた要因と思われる。女性の場合は全国平均よりも低く、出産を機に非正規雇用へ転職したことが要因である可能性が高い。

3. 分析方法および結果の考察

本章では、冒頭に述べた三つの分析項目に対して、それぞれ分析方法、結果、およびその考察を示す。

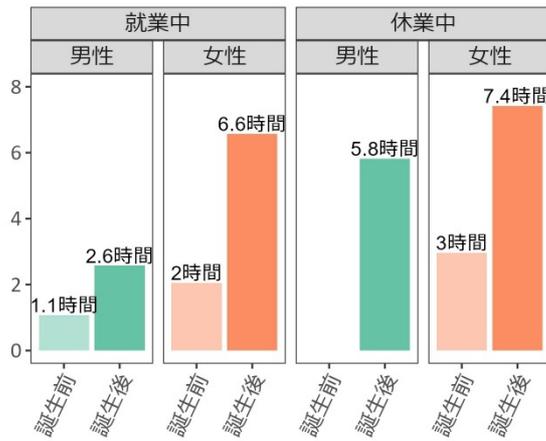
3.1 分析 1：第一子誕生による生活時間変化の男女差

第一子誕生によって、どのぐらい日々の生活が変化するのか、また男女差はどれほど存在するのか、本節では生活時間という単位で検証する。生活時間には、家事・育児時間、労働時間、その合計時間の 3 種類を考える。本節では、まず記述統計によって傾向を概観したうえで、線形固定効果モデルを使った回帰分析によって検証する。

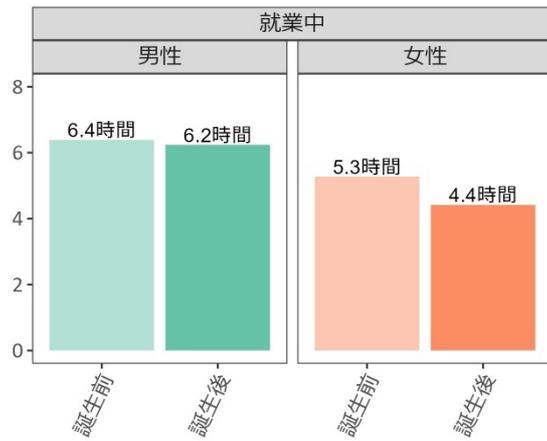
① 記述統計による分析

図 1 に、第一子誕生前後の 1 日あたり平均生活時間の変化を男女別・就業状態別に示す。

家事・育児時間



労働時間



合計時間

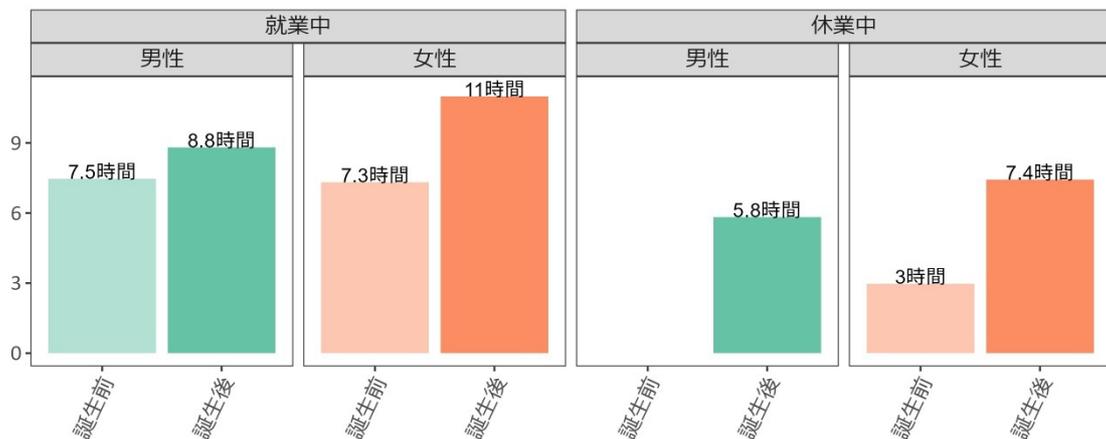


図1 第一子誕生に伴う生活時間変化の男女比較

まず家事・育児時間についてみると、就業者の場合には、第一子誕生後に男女差が大きく開き、女性の家事・育児時間は男性の2.5倍となった。詳細をみると、男性の家事・育児時間は誕生前に1.1時間、誕生後に2.6時間であり、誕生前後で1.5時間のみ増えている。一方、女性の家事・育児時間は誕生前から既に2時間あり、誕生後はそこから4.6時間増えて6.6時間となった。男性との差は4時間と大きく、先行研究で指摘されてきた通り、現在でも育児による時間的負担が女性の側に大きく偏っていることが確認された。なお総務省(2022)の調査によれば、6歳未満の子供を持つ世帯の男性が家事・育児に費やす時間は1.35時間、女性は6.1時間となっており、本データと大きくは変わらない結果となった。

以上は就業者の男女比較であったが、女性の多くが第一子誕生後に育児休暇を取得する。男性の休業者も多くはないが、近年は男性の育休取得率も8.6%程度にあがっている(厚生

労働省, 2023)。そこで、休業中の男女比較と、就業時と休業時の差をみると、休業中の男性の家事・育児時間は就業時よりもかなり多くはなるものの、就業中・休業中の女性ほどには時間をかけていないことがわかった。具体的には、第一子誕生後の休業中男性の家事・育児時間は 5.8 時間であり、就業中男性の 2 倍以上の時間を費やしている。休業中女性の場合は 7.4 時間であり、男性よりも 1.6 時間長かった。このことから、同じ休業中であってもやはり女性のほうに家事・育児時間が偏っていたことがわかる。なお、男性の場合は第一子誕生前の休業は一般的でないため、図中に値をかいていない。

次に、労働時間については、女性の場合により大きく減少し、変化率は男性の 3 倍程度大きいことが示された。具体的には図 1 から、男性の場合には第一子誕生前に 6.4 時間、誕生後に 6.2 時間であり、20 分程度の減少であったのに対し、女性の場合には誕生前の 5.3 時間から誕生後は 4.4 時間と約 1 時間減っている。

最後に、家事・育児・労働時間の合計でみると、第一子誕生後の就業中女性で最も長く 11 時間となり、ついで就業中男性の 8.8 時間、休業中女性の 7.4 時間、休業中男性の 5.8 時間の順となった。つまり、男女間でみると就業中女性は男性よりも 2.2 時間負担が多いのに対し、休業中女性では就業中男性に比べて 1.8 時間負担が抑えられていることがわかった。このことは、男女ともに第一子誕生後に労働時間が減るが、女性の場合はその減少分を大きく超えて家事・育児負担が増加するため、休業中でないと合計の時間的負担が高くなったといえることができる。

② 線形固定効果モデルによる分析

第一子誕生による生活時間の変化の男女差をみるために、生活時間を被説明変数とし、第一子ダミーと女性ダミーの交互作用項で回帰する推定式を用いる。生活時間は記述統計分析と同様に家事・育児時間、労働時間、その合計である家事・育児・労働時間の 3 種類を用いる。なお、本項では休業中の回答者を分析サンプルから除外した。理由として、女性の場合に休業者かどうかで時間配分や働き方が大きく異なるため、休業者を含めて分析してしまうと分析目的に照らして結果のバイアスを引き起こしてしまうためである。本項の分析目的は、仕事と家庭の両立という観点から、仕事をしているときの時間負担を明らかにすることである。しかし、一時的に休業中である回答者を含めて分析してしまうと、就業中回答者の時間負担を過小評価してしまう可能性があるため、休業者サンプルを除外した。

係数の推定には線形固定効果法を用いる。固定効果法を用いることの利点は、時間を通じて一定かつ観測できない交絡因子によって生じるバイアスを取り除く点であるが、時間を通じて変化する交絡因子はコントロールする必要がある。本稿では Kleven et al.(2019)と同様に年齢をコントロール変数として用いることとする³。

³ なお、子供を産むかどうかという選択と労働供給にかかわる選択は同時に決定すると

表 3 に、線形固定効果モデルの推定結果を示す。

表 3 第一子誕生がもたらす生活時間変化の推定結果

説明変数	被説明変数		
	家事・育児時間	労働時間	合計時間
第一子ダミー	1.209*** (0.0903)	-0.0911 (0.0728)	1.118*** (0.1112)
第一子ダミー×女性ダミー	2.594*** (0.2264)	-0.4782*** (0.1229)	2.116*** (0.2248)
年齢	-0.1656 (0.2048)	0.4409 (0.2313)	0.2754 (0.3169)
観測数	4,654	4,654	4,654
決定係数	0.67921	0.60662	0.59897
Within 決定係数	0.16672	0.00818	0.09233

(注) 括弧内は個人レベルでクラスタリングされた標準誤差。いずれの列の推定においても、個人効果および年効果を含む。有意水準：'***' $p < 0.001$, '**' $p < 0.01$, '*' $p < 0.05$, '.' $p < 0.1$

表の推定結果から、第一子ダミーと女性ダミーの交互作用項がどのモデルにおいても統計的に有意となっている。つまり、第一子誕生によって変化する生活時間に男女差が存在することが統計的に有意な水準で示された。次に、図 2 で男女別・生活時間種類別に、第一子誕生が生活時間変化に対してもたらす限界効果（図中の丸）と信頼区間（図中のエラーバー）を示す。

考えられるため、子供の誕生が労働供給に与える影響を厳密に推定するために、労働経済学の既存研究においては兄弟姉妹の性別構成や双子の情報を操作変数として因果効果を推定する研究が存在する。Kleven et al. (2019)が指摘するように、これらの研究は第一子ではなく第二子以降の追加的な子供の誕生の影響を推定していることになるが、本研究の関心は第一子の誕生が生活時間に与える変化の男女差であるため、これらの既存研究のような操作変数は使わない。また、生活時間の決定には賃金に基づいて行われるため、コントロール変数として賃金を含むことも考えられるが、本調査には賃金の質問はないため用いていない。

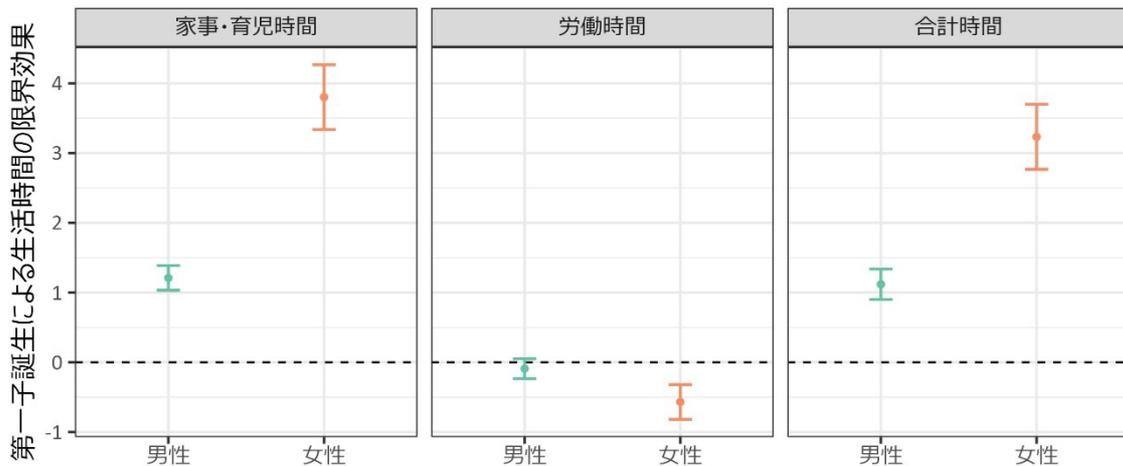


図2 第一子誕生がもたらす生活時間変化の推定結果（表3の男女別限界効果と95%信頼区間）

図2によると、第一子誕生によって男性の家事・育児時間は1.2時間増加し[95%CI：1.03, 1.29]、労働時間は0.09時間減少する[95%CI：-0.23, 0.05]。結果として、家事・育児・労働時間の合計は1.1時間増加する[95% CI：0.90, 1.34]。女性の場合は、家事・育児時間が3.8時間増加し[95% CI：3.34, 4.27]、労働時間が0.5時間減少する[95% CI：-0.82, -0.32]。結果として、女性の合計時間は3.2時間増加する[95% CI：2.77, 3.70]。このことから、男女ともに第一子誕生によって生活時間が数時間変化するが、女性は男性の約3倍の時間的負担が増えていることがわかる。

3.2 分析2：第一子誕生前後における生活時間変化と「仕事と家庭の両立ストレス」の関連
 分析2では、分析1と同様にまず両立ストレスが男女間でどのように異なるかを記述統計と線形固定効果モデル推定による分析を用いて考察する。次に、両立ストレスを感じた理由の回答を用いて、背景にある要因を考察する。

① 記述統計による分析

本項では、両立ストレスを第一子誕生前後別と生活時間別に比較する。まず、図3では第一子誕生前後で両立ストレスの回答分布がどのように変化したかを男女別・就業状態別に示した。

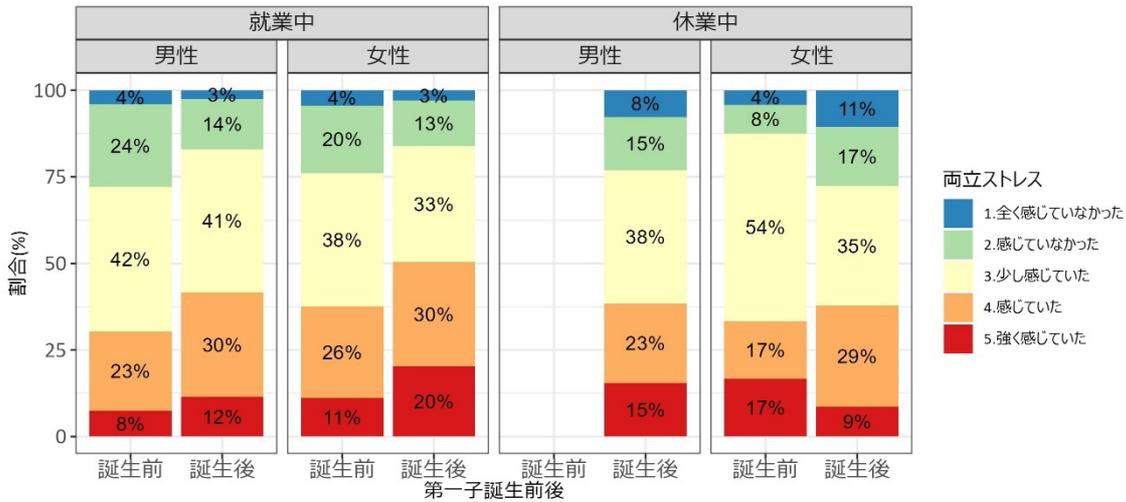


図3 第一子誕生前後の「仕事と家庭の両立ストレス」の男女比較

図から、就業中の場合、男女ともに第一子誕生後に両立ストレスをより感じる人の割合が増加することがわかる。また、第一子誕生後の就業中女性の両立ストレスが最も高く、約半数が両立ストレスを少なからず感じていたことがわかる。この点は、分析1で第一子誕生後の就業中女性が最も大きい時間的負担を負っていたことと一致する。一方、興味深い点として、女性の休業中の場合は、誕生後のほうが誕生日前よりも両立ストレスを感じている割合が減少している。さきの生活時間の変化でみたとおり、休業中であっても家事・育児時間の負担は7.4時間と誕生日前の2倍以上大きかった。両立ストレスが誕生日前よりも低くなっているのは、第一子誕生による喜びや満足感が大きく、誕生日前に感じられていたストレスを上回った人が多いからかもしれない。またもう1点興味深い点として、男性の場合には休業中の場合に両立ストレスを「5.強く感じていた」割合が最も高い。先に見た通り、休業中男性の時間的負担は最も低かった。この結果から、男性の場合には時間的負担よりも休業を取ること自体が両立ストレスを感じさせている可能性がある。考えられる背景として、男性の育休取得がまだ一般的となっていないなかでの休業取得には職場で感じるプレッシャーが伴うのかもしれない。

以上、第一子誕生前後の比較をしたが、第一子誕生前後で家事・育児時間が増えても労働時間が大きく減る場合や、また労働時間がほとんど減らずに家事・育児時間が増える場合など、第一子誕生前後での生活時間変化パターンはひとによって異なりうる。そこで、以下では生活時間別に、両立ストレスの分布を確認する。

下の図4は、生活時間を4時間未満、4時間以上～8時間未満、8時間以上に区切った場合に、両立ストレスがどのように分布しているかを男女別・就業状態別に示したものである。

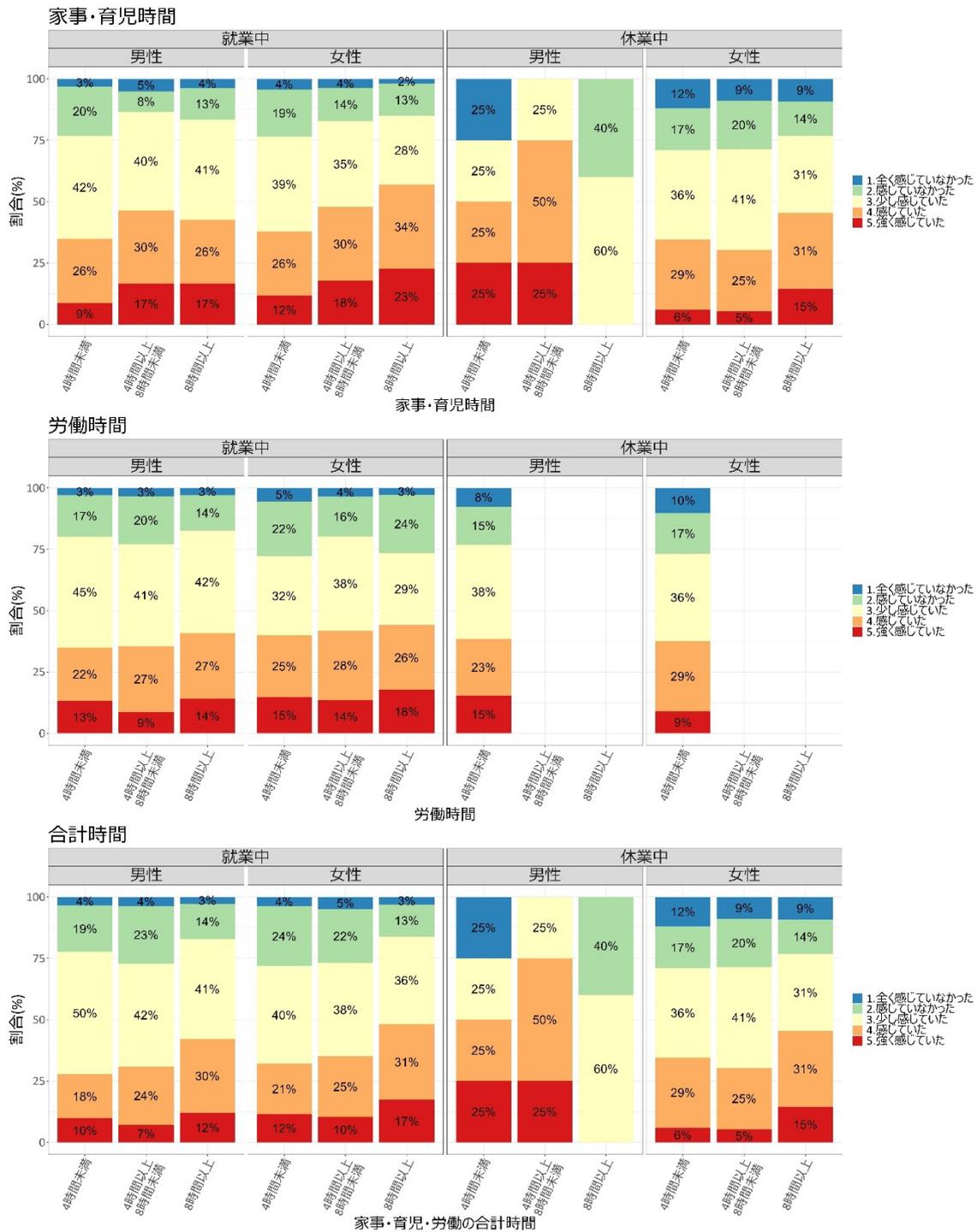


図4 生活時間別の「仕事と家庭の両立ストレス」の男女比較

家事・育児時間については、費やす時間が増えるほど両立ストレスを「5.強く感じていた」人の割合が増えることが確認できる（ただし、休業中の男性についてはサンプルサイズが

13 と非常に少ないため、その影響で両立ストレスが低くなっている可能性がある。) 一方、労働時間については、家事・育児時間ほど明確な傾向は読み取れない。合計時間については、8時間以上の人のストレスを感じる割合が男女ともに最も高い結果となったが、4時間未満と4時間以上8時間未満では大きな差は見られず、「強くストレスを感じる」割合はむしろ前者のほうが就業中の場合に男女ともに高かった。

② 線形固定効果モデルによる分析

上記で記述統計によって生活時間変化別に両立ストレスの分布を考察したが、実際には家事・育児と労働時間の長さは同時に変化し、どちらがより両立ストレスに寄与しているかはここでは確認できない。そこで、線形固定効果モデルを用いることで、より詳細に検証することとする。推定式の被説明変数に用いる両立ストレスは、以下の5つの選択肢、「5.強く感じている」「4.すこし感じている」「3.少し感じていた」「2.感じていなかった」「1.全く感じていなかった」からなる離散変数である。本分析では、これらの1~5の離散値の距離が一定であると仮定し、連続変数とみなして、分析1と同様に線形固定効果モデルを適用する⁴。推定には、説明変数が異なる3つのモデルを用いる。一つは、第一子ダミーを用いるもの、二つ目は、家事・育児時間、労働時間の二種類を同時に用いるもの、3つ目は、家事・育児・労働の合計時間を用いるものである。これらの変数と女性ダミーとの交互作用項を用いることで、第一子誕生とそれに伴う生活時間の変化が両立ストレスにもたらす効果について男女差がどれほど存在するかを検証する。コントロール変数には、正規雇用ダミーと年齢を用いた。たとえば、正規雇用者であるほど、責任を感じやすく、両立ストレスを感じやすい、などが考えられるためである。

表4に推定結果を、図5にその推定結果の限界効果と信頼区間を示す。

⁴ なお、離散変数の場合には順序ロジットモデルの適用や、両立ストレスを感じている場合に1をとるダミー変数に加工したうえで二項ロジットモデルなどの非線形固定効果モデルを適用することも可能である。ただし、本分析では解釈が用意な線形固定効果モデルを適用する。線形モデルと非線形モデルで係数の正負に大きな違いは出ないと言われているため、解釈の容易性を優先した。

表4 第一子誕生とそれに伴う生活時間変化がもたらす「仕事と家庭の両立ストレス」への効果

被説明変数：両立ストレス			
説明変数	モデル1	モデル2	モデル3
第一子ダミー	0.1487*** (0.0427)		
第一子ダミー×女性ダミー	-0.2382*** (0.0557)		
家事・育児時間		0.0187 (0.0115)	
労働時間		0.0195. (0.0114)	
家事・育児時間×女性ダミー		0.0007 (0.0132)	
労働時間×女性ダミー		0.0473** (0.0156)	
合計時間			0.0223* (0.0088)
合計時間×女性ダミー			0.0057 (0.0113)
観測数	4,839	4,839	4,839
決定係数	0.57264	0.57637	0.57288
Within 決定係数	0.02830	0.03678	0.02884

(注) いずれの列の推定においても、個人効果および年効果を含み、個人レベルでクラスタリングされた標準誤差を用いている。コントロールとして年齢と正規雇用ダミーを含む。
 有意水準：'****' p < 0.001, '***' p < 0.01, '**' p < 0.05, '.' p < 0.1

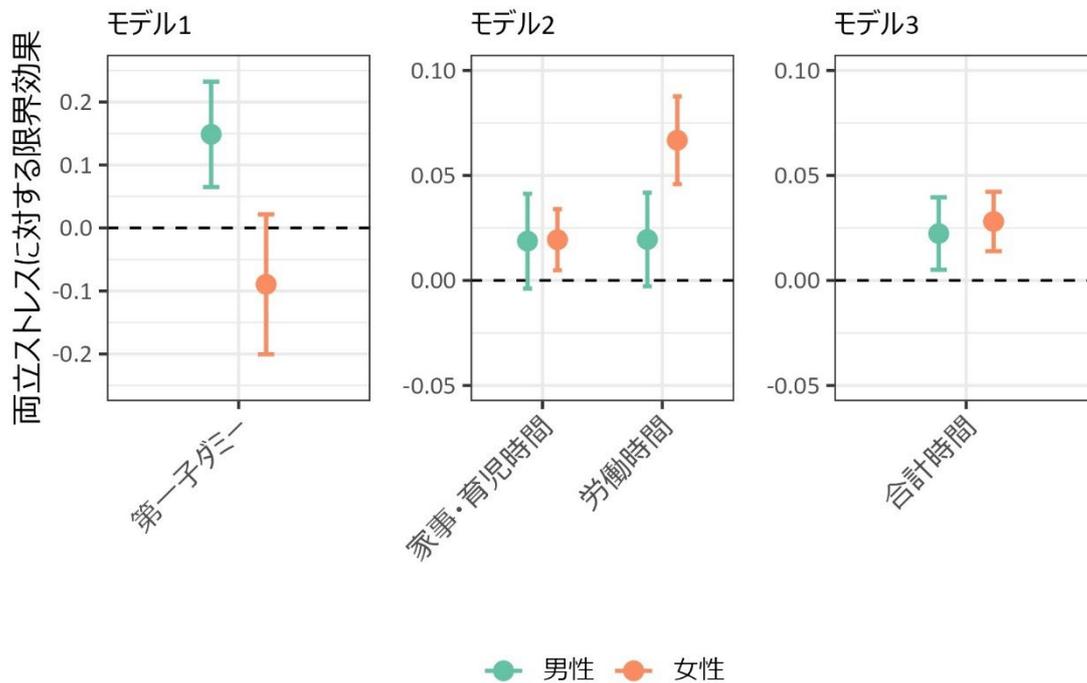


図5 第一子誕生とそれに伴う生活時間変化がもたらす「仕事と家庭の両立ストレス」への効果（表4の男女別限界効果と95%信頼区間）

まずモデル1の結果から、男性の場合には第一子誕生とともに両立ストレスが増加するが、女性の場合には必ずしもそうではないということが示された。具体的には、表4より、モデル1の第一子ダミーを興味のある説明変数にした場合には、第一子ダミーが統計的に有意であり、推定値は0.15程度である。女性ダミーとの交互作用項も統計的に有意な水準でマイナスであった。図5には、これらの結果を用いて計算された男女別の第一子ダミーの両立ストレスに対する限界効果の推定値とその95%信頼区間を示している。図5から、男性の場合に限界効果は0.15程度であるのに対し、女性の場合は95%信頼区間が0をまたがっており、統計的に有意な水準ではなく、限界効果の推定値はマイナスとなった。

以上の結果は少し意外かもしれない。なぜなら、通常第一子誕生によって負担が大きく増えるのは女性であるから、女性のほうが第一子誕生とともに両立ストレスが増加すると想定されるからだ。しかし、分析1でみたように、女性は休業中と就業中で生活時間に大きな違いあり、それによって両立ストレスへの影響を大きく異なりうる。第一子ダミーを説明変数に取った場合、このような生活時間による違いは考慮されず、第一子誕生による両立ストレスの平均的な効果が推定されるため、統計的に有意とならなかったのかもしれない。そのため、モデル2では生活時間を興味のある変数として推定をした。

モデル2の結果から、労働時間の増加が女性の両立ストレス増加と関連することが示さ

れた。推定結果から、労働時間と女性ダミーの交互作用項が統計的に有意な水準でプラスになっている。一方、家事・育児時間は有意になっておらず、また男性の場合も有意になっていない。図7でみると、労働時間が両立ストレスに与える限界効果は女性の場合に統計的に有意となっており、その限界効果も男性より大きく、また女性の家事・育児時間よりも大きいことがわかる。

ここで、労働時間の増加が両立ストレス増加につながるというのは、あくまで家事・育児時間が一定と仮定したうえでという点に注意されたい。つまり、家事・育児時間が変わらないままで、労働時間が追加的に増えると、両立ストレスが増加するということである。しかし、家事・育児時間と労働時間は実際には同時に決定されると考えられる。そこで、モデル3では家事・育児・労働時間の合計時間を興味のある変数として推定した。ここで暗に仮定されているのは、家事・育児時間の1時間増加と労働時間の1時間の増加が、両立ストレスに対して同様の効果を持つという点である。

表4より、家事・育児・労働の合計時間の増加は男女ともに同じ程度で両立ストレスの増加と関連があることが示された。女性との交互作用項は統計的に有意ではないため、合計時間と両立ストレスの関連に男女差は統計的に有意な水準でみられないことが示された。図5より、モデル3では男女ともに合計時間の限界効果はプラスになっている。つまり、全体的な傾向としては、追加的な生活時間の負担がもたらす両立ストレスは男女ともに大きな差はないということになった。

以上、男女別に生活時間変化が両立ストレスにどのようにつながるのかを考察した。推定結果はあくまでサンプルの平均的な効果となるので、より詳細にデータをみてみたい。そこで、下の図では、第一子誕生前後で家事・育児時間と労働時間がどれほど変化したかを、女性の回答者毎にプロットした。

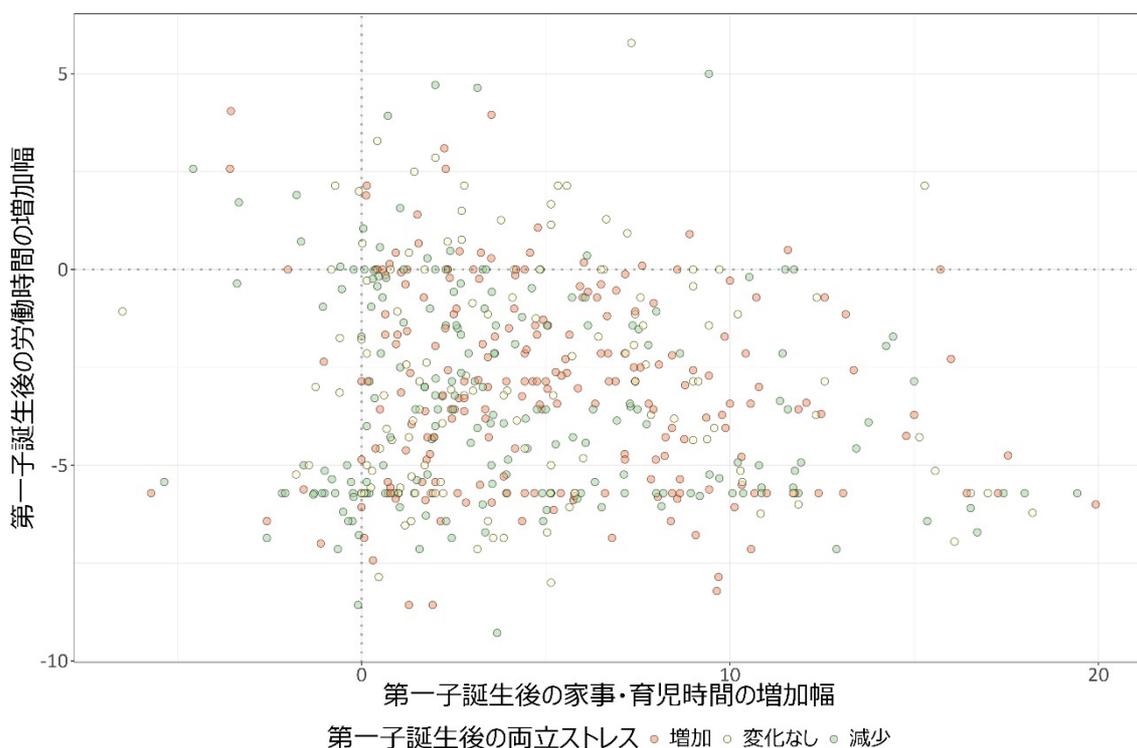


図6 サンプル毎の第一子誕生前後における家事・育児時間と労働時間の平均的変化

図6の右側に行くほど、第一子誕生後に家事・育児時間が増加、図6の上側に行くほど、労働時間が増加したということになる。図中の点線は増加幅がゼロ、つまりこの線上にあるサンプルは第一子誕生前後で変化しないことを示している。図6より、第一子誕生後に回答者の大半が家事・育児時間を増加させ、労働時間を減少させていることがわかる（図の右下の領域）。その割合は全体の81.2%であった。次に多いのが家事・育児時間と労働時間がともに増加した回答者であり、全体の8.6%を占めていた（図の右上の領域）。両方の時間が減少した回答者は8.4%、労働時間のみ増加した回答者は1.9%である（それぞれ図の左下、左上の領域）。図6中の点の色は、各回答者の両立ストレスが第一子誕生前後でどのように変化したかを「増加」「変化なし」「減少」の3通りで示している。図6からは顕著な傾向はみられないものの、女性の第一子誕生前後の生活時間増減パターン別に両立ストレスの平均的変化を計算すると、以下のとおりとなった。

表5 女性の生活時間増減パターン別の「仕事と家庭の両立ストレス」の平均的变化

	両立ストレスの 平均的变化	回答者に占める 割合
家事・育児時間は増加、労働時間は減少	0.04	81.20%
家事・育児時間と労働時間がともに増加	0.21	8.60%
家事・育児時間と労働時間がともに減少	-0.49	8.40%
家事・育児時間は減少、労働時間は増加	-0.42	1.90%

これらの結果を踏まえると、さきに女性の第一子ダミーの係数推定値がマイナスとなった一方で労働時間の推定値がプラスとなったのは、女性の多くが第一子誕生後に育休を取得して労働時間を減らすことで両立ストレスを軽減できたからだといえる。しかし、第一子誕生後も家事・育児時間が減らずに労働時間が増加する場合は、両立ストレスは増加する。

以上のことから、第一子誕生と生活時間の変化、両立ストレスの関係性について、分析1の結果もあわせて次のように解釈できる。第一子誕生によって、女性の家事・育児時間は大きく増加するが、そのときに育休を取得する女性が多いため、労働時間を抑えることによって両立ストレスを低減できているケースが多い。しかし、第一子誕生後に家事・育児時間がそのままあるいは増加し、さらに労働時間が長くなる場合には、女性の両立ストレスは誕生前よりも高くなる傾向がある。男性の場合には第一子誕生によって女性ほど生活時間に変化がなく、生活時間と両立ストレスの関連性も大きくはないが、生活時間の変化よりもむしろ第一子誕生自体によって両立ストレスを感じる傾向がある。

③ 「仕事と家庭の両立ストレス」を感じた理由の分析

以上のように、両立ストレスの増加には生活時間の変化も寄与していることが示された。しかし、なぜストレスを感じたのかは個人によってさまざま事情が異なりうる。そこで、本項では両立ストレスを感じた理由についてデータを確認してみる。図7では両立ストレスを感じた理由が第一子誕生前後でどのように変化したかを男女別に示した。また、女性の場合には就業・休業にわけている。

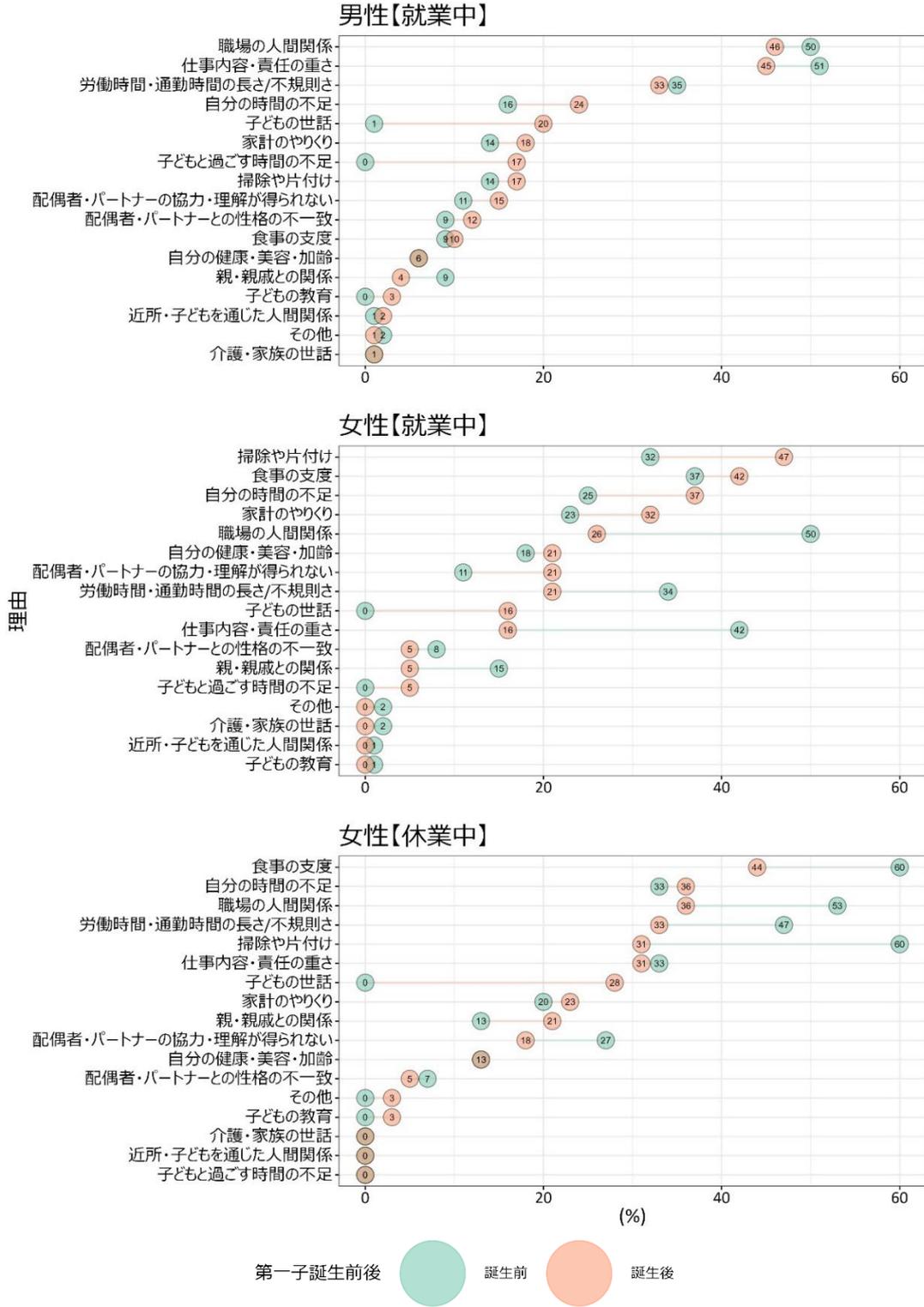


図7 第一子誕生前後における「仕事と家庭の両立ストレス」の理由の男女比較

まず男性【就業中】をみると、両立ストレスを感じていた理由の上位 3 つは誕生前後で変わらず、「職場の人間関係」「仕事内容・責任の重さ」「労働時間・通勤時間の長さ/不規則さ」の順に回答者の 3 割以上に選ばれた。男性の生活時間が第一子誕生前後で大きく変わらなかったことを反映してか、誕生前後のどちらにおいても仕事の要因が両立ストレスに感じられている。誕生前後で大きく変化した要因には、「自分の時間の不足」「子供の世話」「子どもと過ごす時間の不足」が挙げられた。

次に女性【就業中】をみると、誕生前の 3 割以上の人に選ばれた要因上位は「職場の人間関係」「仕事内容・責任の重さ」「食事の支度」「労働時間・通勤時間の長さ/不規則さ」「掃除や片付け」であった。女性の場合には仕事関係のみならず食事の支度や掃除などの家事負担が誕生前からストレス要因になっていたことがうかがえる。誕生後の要因上位は、「掃除や片付け」「食事の支度」「自分の時間の不足」「家計のやりくり」であり、全体の 3 割以上に選ばれた。このことから、誕生後の女性の場合には、就業中であっても家事・育児の負担が両立ストレスを感じる要因となっているといえる。また、大幅な家事・育児時間の増加から自分の時間の確保が十分にできていないことが示される。この点において、就業中の男性の要因上位が誕生前と変わらず、職場関係の要因のみであった点と対照的である。また、就業中男性に比べて、就業中女性のほうが、誕生前後の要因の変動が大きいことが図からわかる。このことから、第一子誕生を機に女性側の生活が大きく変化していることが示唆される。

次に、休業中の女性をみると、誕生前の要因上位は「食事の支度」「掃除や片付け」が 6 割の人から選ばれ、「職場の人間関係」「労働時間・通勤時間の長さ/不規則さ」「自分の時間の不足」「仕事内容・責任の重さ」の 4 つが 3 割以上の人から選ばれた。誕生後の要因上位は、「食事の支度」「自分の時間の不足」「職場の人間関係」「労働時間・通勤時間の長さ/不規則さ」「掃除や片付け」「仕事内容・責任の重さ」となった。誕生前後で上位要因の順位は多少変わったものの、選ばれた項目に変化はなかった。この点は、就業中の女性の要因が大きく変わっていた点と対照的である。

いくつかの点において、分析 1 と分析 2 の結果をあわせて解釈を試みたい。まず興味深い点は、「子どもと過ごす時間の不足」が選ばれた割合が、第一子誕生後の就業中男性の場合に 17%であり、就業女性の 5%、休業中女性の 0%よりも高い点である。先に見た通り、第一子誕生によって男性の生活時間は女性ほど変化せず、生活時間の変化そのものよりも第一子誕生自体のイベントによってストレスが増加している可能性が示された。その背後の要因として、第一子誕生後に育児に十分時間をとれていないことが、両立ストレスに寄与している可能性があるとして解釈できる。

二点目は、就業中女性の要因上位が家事関連であるのに対して、休業中女性の要因上位は家事関連のみならず仕事関係も含まれている点である。通常、就業中のほうが仕事関連の要因がより選ばれると考えられるが、休業中のほうが高かった理由は、休業することに対して何等かのプレッシャーなどを感じる人が多いからなのかもしれない。この点は、さ

きの分析で労働時間の増加のほうが両立ストレスの増加に寄与した点と対照的にみえるが、線形固定効果モデルではあくまで労働時間増加の全体の平均的な効果が推定されるので、労働時間が減ることにより感じる仕事上のストレスも無視できないということが示唆される。

3.3 分析3：「仕事と家庭の両立ストレス」を助長・緩和する職場環境

本節では、職場環境が両立ストレスにどのように関連するのか、また分析2で考察した生活時間の変化と両立ストレスの関係性について、どのような環境下で両立ストレスが助長あるいは緩和されるのかを考察する。職場環境には企業規模、テレワーク制度とフレックス制度の利用で示される働き方の柔軟性、そしてハラスメント環境の4点に着目する。そのために、本稿では4つのダミー変数、「大企業ダミー」「テレワークダミー」「フレックスダミー」「ハラスメントダミー」を用いる（表2参照）。

分析には線形固定効果モデルを用いる。興味のある変数には、上記の4種類のダミー変数と、労働時間と家事・育児時間それぞれとの交互作用項とする。コントロール変数として正規ダミーと年齢を分析2と同様に用いた。推定結果を以下の表6に、男女別にA表とB表それぞれに示し、その限界効果と信頼区間を図8に示す。

表6 生活時間と「仕事と家庭の両立ストレス」の関係性における、職場環境による違い

A. 男性

説明変数	被説明変数：両立ストレス			
	(1)	(2)	(3)	(4)
労働時間	0.0204 (0.0151)	0.0168 (0.0125)	0.0266* (0.0131)	0.0214. (0.0130)
家事・育児時間	0.0409** (0.0145)	0.0180 (0.0131)	0.0234. (0.0142)	0.0064 (0.0149)
大企業ダミー	0.0968 (0.1774)			
大企業ダミー×労働時間	-0.0028 (0.0223)			
大企業ダミー×家事・育児時間	-0.0503* (0.0207)			
テレワークダミー		-0.0236 (0.1705)		
テレワークダミー×労働時間		0.0111 (0.0235)		
テレワークダミー×家事・育児時間		-0.0071 (0.0255)		
フレックスダミー			0.1836 (0.1612)	
フレックスダミー×労働時間			-0.0247 (0.0242)	
フレックスダミー×家事・育児時間			-0.0192 (0.0190)	
ハラスメントダミー				0.1677 (0.1596)
ハラスメントダミー×労働時間				-0.0011 (0.0228)
ハラスメントダミー×家事・育児時間				0.0189 (0.0205)
観測数	3,094	3,094	3,094	3,094
決定係数	0.59054	0.58955	0.58932	0.59357
Within 決定係数	0.00859	0.00619	0.00564	0.01592

B. 女性

説明変数	被説明変数：両立ストレス			
	(1)	(2)	(3)	(4)
労働時間	0.0655*** (0.0123)	0.0606*** (0.0111)	0.0597*** (0.0126)	0.0602*** (0.0122)
家事・育児時間	0.0226* (0.0088)	0.0204* (0.0079)	0.0207* (0.0093)	0.0223** (0.0086)
大企業ダミー	0.1322 (0.1700)			
大企業ダミー×労働時間	-0.0058 (0.0229)			
大企業ダミー×家事・育児時間	-0.0058 (0.0160)			
テレワークダミー		-0.0638 (0.2054)		
テレワークダミー×労働時間		0.0392 (0.0312)		
テレワークダミー×家事・育児時間		0.0156 (0.0344)		
フレックスダミー			-0.0327 (0.1405)	
フレックスダミー×労働時間			0.0129 (0.0218)	
フレックスダミー×家事・育児時間			0.0005 (0.0130)	
ハラスメントダミー				0.4346* (0.1683)
ハラスメントダミー×労働時間				-0.0047 (0.0249)
ハラスメントダミー×家事・育児時間				-0.0089 (0.0169)
観測数	1,745	1,745	1,745	1,745
決定係数	0.56443	0.56549	0.57511	0.57511
Within 決定係数	0.03358	0.03592	0.05728	0.05728

(注) 括弧内は標準誤差。いずれの列の推定においても、コントロール変数として正規雇用ダミーと年齢、個人効果および年効果を含む。括弧内は個人レベルでクラスタリングされた標準誤差を示す。

有意水準：'***' $p < 0.001$, '**' $p < 0.01$, '*' $p < 0.05$, '.' $p < 0.1$

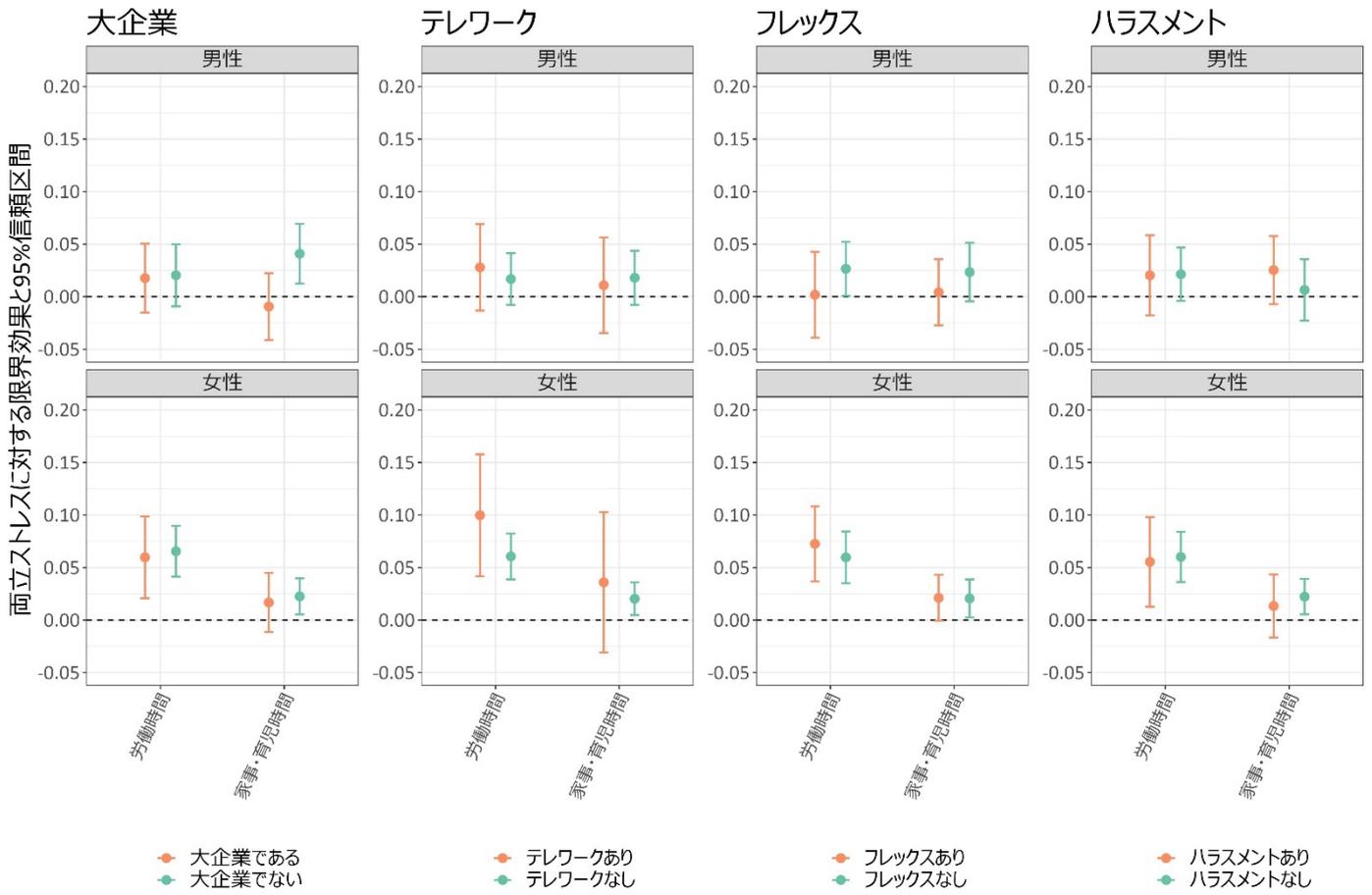


図 8 生活時間と「仕事と家庭の両立ストレス」の関係性における、職場環境による違い

これらの結果から特筆すべき点として 3 点があげられる。まず、男性の場合に従業員 1,000 人未満の中小企業で働いている場合、家事・育児時間の増加によって両立ストレスをより感じやすくなる点である。表 6 の A.男性の場合をみると、列(1)において大企業ダミーと家事・育児時間の交互作用項が 5%水準で有意となっており、交互作用項の係数はマイナスとなっている。これを反映して、図 8 の大企業・男性の場合において、家事・育児時間の限界効果と信頼区間は大企業である場合とそうではない場合で大きく異なっている。大企業である場合には家事・育児時間の係数は統計的に有意ではないが、大企業でない場合には統計的に有意な水準でプラスの係数となっている。つまり、従業員 1,000 人以上の大企業に務めている男性は家事・育児に時間を費やしても両立ストレスに感じにくい、大企業でない場合には、家事・育児の時間が増えると両立ストレスを感じやすい可能性があることが示唆された。この結果は、冒頭で述べた大企業の場合に育休取得率公表義務付けがあるなどの社会的背景と整合的である。社会からの評価がより厳くなる大企業では、ジェンダー平等に取り組むこと自体が会社の評判を高めるものであるため、男性の家事・育児時間も取りやすい傾向にあるのかもしれない。逆に、中小企業では「男性は働くべき」という古い価値観がまだ残っており、家事・育児時間を増やすと両立ストレスを感じやすい可能性があることが示唆された。

次に、女性の場合にテレワークを利用して働く時間が増えると両立ストレスがより増加しやすいことである。図 8 をみると、テレワーク実施の場合の労働時間の限界効果がほかのモデルよりも大きくなっていることがわかる。テレワークを利用して働く時間が増えると、通常の職場勤務の場合よりも両立ストレスが増加しうることが示された。この点は、本来テレワーク実施が家庭と仕事の両立を促進すると理解されて導入されている点と対照的である。実際問題として、自宅で子供の面倒を見ながら仕事をすることはストレスを感じやすいということが背景にあるのかもしれない。ただし、95%信頼区間の幅も大きいため誤差が大きく、表 6 の B.女性の交互作用項で統計的に有意となった列はないため、統計的に有意な水準で職場環境による違いが生活時間と両立ストレスの関連性に変化を及ぼすとはいえない。

最後に、女性の場合にはハラスメントを見聞きするような職場で働いていると、家事・育児・労働時間の多寡にかかわらず両立ストレスを感じやすいということである。表 6 において、生活時間との交互作用項ではなく、職場環境ダミーの単体の係数推定値に着目してみると、女性のハラスメントダミーの推定値が 0.44 と非常に高い。男性の値 0.17 と比較しても 2.5 倍近く高く、また生活時間の係数推定値と比較しても高いことがわかる。ところで、職場ハラスメントは、第一子誕生前後にかかわらず、すべての人が遭遇しうる現象である。それでは、上で確認された職場ハラスメントが両立ストレスに及ぼす正の効果は、第一子誕生前後の回答者に限らず、すべての回答者にも同様に存在するのだろうか。補足の分析として、すべての回答者のデータを用いて表 6 と同様の推定したところ、ハラスメントダミーの係数推定値は 0.26 であり、第一子誕生を経験した女性に限定した場合と

比べて小さくなった⁵。このことから、職場のハラスメントは全ての労働者にとって両立ストレス上昇に関連するが、その大きさは第一子誕生を経験する女性にとってはより大きくなるといえる。

4. おわりに

本稿では、2017~2021年の調査において第一子誕生を経験した就業者について、第一子誕生前後で家事・育児・労働時間がどのように変化するかを男女別に分析した。さらにそのような生活時間の変化が両立ストレスにどのように関係するかを、男女・職場環境別の効果の違いに着目して考察した。得られた主な結果は以下の通りである。

第一に、第一子誕生前後で女性の生活時間が男性に比べて大きく変化する。家事・育児・労働時間の合計でみると、就業中の場合は女性の時間的負担が11時間となり、男性よりも2.2時間多かった。第二に、両立ストレスと生活時間の関係性にも男女差がみられた。第一子誕生後の女性の家事・育児時間は大きく増加するが、そのときに育休を取得する女性が多いため、労働時間を抑えることによって両立ストレスを低減できているケースが多い。しかし、第一子誕生後に家事・育児時間がそのままあるいは増加し、さらに労働時間が長くなる場合には、女性の両立ストレスはより高くなる傾向がある。男性の場合には第一子誕生によって女性ほど生活時間に変化がなく、生活時間と両立ストレスの関連性も大きくはないが、生活時間の変化よりもむしろ第一子誕生自体によって両立ストレスを感じる傾向がある。両立ストレスを感じた理由は、就業男性は第一子誕生前後ともに仕事関係であったが、就業女性の場合には誕生後に家庭関係の要因が上位を占めた。第三に、男性の場合に従業員1,000人未満の中小企業で働いている場合、家事・育児時間の増加によって両立ストレスをより感じやすくなることが示唆された。女性の場合にはハラスメントを見聞きするような職場で働いていると、家事・育児・労働時間の多寡にかかわらず両立ストレスを感じやすいということが示された。

分析上の課題として、本稿の分析における課題は主に3点ある。まず、本稿では必ずしも特定事象の因果効果を推定しているわけではない。固定効果モデルを用いているため、観測されない個人内で一定の要因は統制されているが、本稿で被説明変数あるいは説明変数として用いた生活時間、両立ストレス、第一子誕生ダミーはそれぞれ同時決定的な意思決定によって決まる。そのため、本稿の分析結果は「効果」という言葉を使っている場合にも、因果効果ではなく相関関係に言及している。第二に、使用したデータは脱落パネル構造となっており、全ての個人について全ての期間の回答が観測されているわけではない。このことが特に問題になるのは、脱落の要因が興味のある変数と相関する場合である。例えば、家事・育児・労働時間の負担がとても大きいために両立ストレスが非常に高くなっている時期には、回答者は当該年度のみ調査に参加しない可能性がある。この場合、時間

⁵ 分析結果は筆者へのリクエストによって開示が可能である。

負担増加による両立ストレスへの効果は過少に推定される。第三に、本稿の分析には非就業回答者、および第一子誕生前に就業中であっても誕生後に非就業となった回答者については分析の対象としていない。理由は、調査の設計上、上記回答者については生活時間の質問の対象となっていないためである。そのため、本稿では第一子誕生前後ともに就業状態にあった人を興味のある母集団として設定しているが、本来であれば、就業選択の有無も含めて分析の方がより示唆的な結果が得られるであろう。

働き方改革や女性活躍が推進される中で、労働時間のみならず、その背後にある家事・育児時間にかかる負担が両立ストレスにどのように関係するのかを理解することは、企業側が労働者にとってより働きやすい環境を構築する上で役に立つだろう。今後の国内の取り組みに期待したい。

参考文献

- Angelov, N., Johansson, P., Lindahl, E., 2016. Parenthood and the Gender Gap in Pay. *J. Labor Econ.* 34, 545–579. <https://doi.org/10.1086/684851>
- Ekberg, J., Eriksson, R., Friebel, G., 2013. Parental leave — A policy evaluation of the Swedish “Daddy-Month” reform. *J. Public Econ.* 97, 131–143. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2012.09.001>
- Inoue, C., Ishihata, Y., Yamaguchi, S., 2023. Working from home leads to more family-oriented men. *Rev. Econ. Househ.* <https://doi.org/10.1007/s11150-023-09682-6>
- Kleven, H., Landais, C., Sogaard, J.E., 2019. Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *Am. Econ. J. Appl. Econ.* 11, 181–209. <https://doi.org/10.1257/app.20180010>
- Kotsadam, A., Finseraas, H., 2011. The state intervenes in the battle of the sexes: Causal effects of paternity leave. *Soc. Sci. Res.* 40, 1611–1622. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2011.06.011>
- Lebedinski, L., Perugini, C., Vladisavljević, M., 2023. Child penalty in Russia: evidence from an event study. *Rev. Econ. Househ.* 21, 173–215. <https://doi.org/10.1007/s11150-022-09604-y>
- Paull, G., 2008. Children and Women’s Hours of Work. *Econ. J.* 118, F8–F27. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02114.x>
- Sugano, S., 2021. Work, family life and wellbeing of couples during COVID-19 (Discussion Paper). Institute of Economic Research Faculty of Economics, DAITO BUNKA UNIVERSITY.
- World Economic Forum, 2023. Global Gender Gap Report 2023.
- 厚生労働省, 2023. 「令和4年度雇用均等基本調査」の結果概要.
- 厚生労働省, 2021a. 令和3年(2021)人口動態統計月報年計(概数)の概況.
- 厚生労働省, 2021b. 国民生活基礎調査.
- 厚生労働省, 2012. 平成24年 労働者健康状況調査.
- 国税庁, 2022. 令和3年分民間給与実態統計調査.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2021. 第16回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査).
- 孫亜文, 2016. WLBの実現度と生活要因の大切さ—仕事と家庭生活の両立ストレスを用いた考察—. *Works Rev.* 11, 1–12.
- 積水ハウス, 2020. 積水ハウス住生活研究所が日本の「家での過ごし方」の実態を緊急調査.
- 総務省, 2022. 令和3年社会生活基本調査 生活時間及び生活行動に関する結果 結果の要約.
- 総務省統計局, 2022. 労働力調査(基本集計)2021年(令和3年)平均結果の要約.