

夫の家事・育児時間が妻の就業に与える影響¹ —テレワーク制度に注目した実証分析

要旨

仕事と育児の両立が求められる時代となった。夫婦が家事・育児を適切に分担することは、妻の仕事と育児の両立を助けるかもしれない。本稿では、夫の家事・育児時間が妻の就業に与える影響を検証する。両者には同時決定と呼ばれる問題があり、夫の家事・育児時間は外生的に決まらない可能性が高い。したがって、夫にテレワーク制度が適用されているかどうかを操作変数とし、2019年～2016年の各年について二段階推定を行った。分析の結果、年によっては夫の家事・育児時間の増加が妻の就業確率を有意に高めていたことが分かった。このことから、夫が積極的に家事・育児を行うことの重要性は否定できないと言える。

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから〔「全国就業実態パネル調査, 2021」・「全国就業実態パネル調査, 2020」・「全国就業実態パネル調査, 2019」・「全国就業実態パネル調査, 2018」・「全国就業実態パネル調査, 2017」・「全国就業実態パネル調査, 2016」(リクルートワークス研究所)〕の個票データの提供を受けました。

執筆者氏名

久保知生 (くぼともき)

国際公共政策学科 4年

02B19026

¹ 謝辞

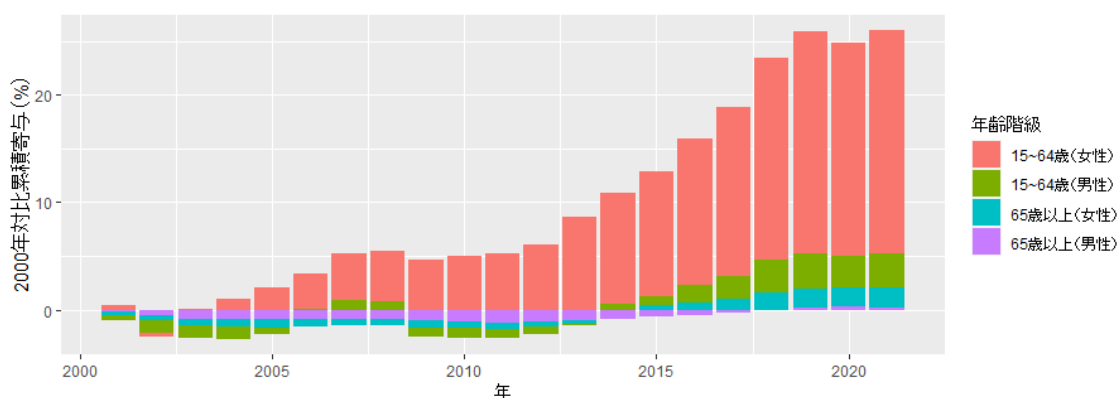
本稿の執筆にあたり、松林哲也教授(大阪大学)およびゼミ生から有益な助言を頂いた。この場を借りて、感謝の意を表したい。なお、本稿に存在する過誤、主張等の一切の責任は筆者に帰属する。

1. はじめに

仕事と育児の両立が必要だと言われて久しい。2020 年末には、政府が地域の特性に応じて保育所の整備等を行う新子育て安心プランを公表した。こうした対応の背景には、労働力の確保が難しくなっていることがある。高齢化と少子化によって、我が国の労働力人口は 1999 年から 2012 年まで減少の一途をたどった。

一方で 2013 年以降、労働力人口は再び増加傾向にある²。これは、女性の労働参加が進んだことが大きい³。図表 1.1 は、2000 年と比較した就業率の累積寄与を示している。労働力人口の増加が、女性の就業率の高まりに支えられていることが分かる。

図表 1.1：2000 年と比較した就業率の累積寄与⁴



政府や企業が女性の仕事と育児の両立を支援するのはもちろんのこと、夫婦間の適切な家事・育児の分担も重要であろう。OECD の Gender Data Portal は、家事や育児、その他の家族の世話に対し、1 日にどれくらいの時間を費やしているかを示している⁵。それによれば、2016 年の日本の男性の平均は 41 分である。各国の調査年度が異なることから単純比較はできないが、OECD 諸国の平均は 131 分である。日本の男性が家事や育児に費やす時間は、他国に比べて明らかに短い。家事・育児の適切な分担が妻の仕事と育児にとって望ましいのであれば、夫の積極的な家事・育児参加が実現されるべきだろう。

したがって、本稿では夫の家事・育児時間が妻の就業に与える影響に注目する。本稿の構成は以下のとおりである。次章では、妻の就業および夫の家事・育児時間に関する先行研究を挙げ、一つの鍵としてテレワーク制度に言及する。第 3 章では、テレワーク制度と

² 総務省統計局「労働力調査」より。

³ 内閣府「令和 4 年度 年次経済財政報告」より。

⁴ 内閣府「令和 4 年度 年次経済財政報告」をもとに筆者作成。

⁵ https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=TIME_USE#

家事・育児時間の関係を概観する。第4章では、本研究の分析手法を示し、第5章で推定結果を述べる。第6章で分析モデルの妥当性を確認したうえで、第7章で本研究の結論を述べる。

2. 先行研究とその限界

妻の就業を促す要因は、様々な面から捉えられてきた。妻の就業志向（武内 2004; 張 2012）、夫の通勤時間（小原 2000; Black et al. 2014; Carta and de Phillips 2015）、保育サービスの充実度（朝井ら 2015; Yamaguchi 2017）、居住地域（Abe 2018）、社会的規範（Zhang and Wang 2021; Li et al. 2022）、家事・育児の分担具合（労働政策研究・研修機構 2015; 鶴・久米 2016）などが要因として挙げられる。

こうした要因の中でも、妻が配偶者を選ぶときに考慮する可能性が高いものについては、注意が必要である。同時決定と呼ばれる問題があるからだ（中野 2009）。夫の働き方を例に取ってみよう。夫の年収が高いことは、妻が就業していないことを説明できるかもしれない。なぜなら、世帯にとって十分な収入があれば、新たに妻が就業する必要はないからだ。だが、同時にこう考えることもできる。妻は、稼働能力の高い男性を夫に選んでいる可能性があるのではないか。

別の例として、夫の家事・育児に対する姿勢についても同じことが言える。夫が家事・育児に積極的であることは、妻が就業していることを説明できるかもしれない。なぜなら、夫が家事・育児を多く引き受けてくれるのであれば、妻には何らかの職に就く余裕が生まれるからだ。だが一方で、妻が家事・育児に積極的な男性を夫に選んでいる可能性は否定できない。

このように考えれば、単に妻の就業の有無（被説明変数）を、その要因と考えられるもの（説明変数）に回帰するだけでは十分でない。実際に、労働政策研究・研修機構（2015）や鶴・久米（2016）は同時決定の問題を取り除くため、操作変数法による分析を行っている。操作変数法は、説明変数とは強く相関する一方で被説明変数に影響を与えない変数を用いる。これによって、同時決定などの内生性の問題に対処できる。

労働政策研究・研修機構（2015）は、夫の家事分担比率の増加が妻の就業を有意に促すことを示した。妻が25～29歳のときに最も限界効果が大きいとしている。操作変数は、夫のふだんの一週間の就業時間および夫のふだんの健康状態である。しかしながら、夫の家事分担比率は外生変数であると判断されたため、通常のプロビット分析を行っている。

鶴・久米（2016）は、夫の家事・育児負担割合や家事・育児時間の増加が、妻の就業を有意に促すことを示した。操作変数は、夫の所得や夫の働き方、性別役割分担意識である。夫の働き方は、勤務地の限定、職務の限定、残業なしといった柔軟な働き方を含んでいる。また、性別役割分担意識は「夫は外で働き、妻は家を守るべき」という価値観を問うものである。

これらの研究が、夫が家事や育児にいつそう取り組むことの効果を明らかにする一方で、操作変数としての限界にも注目する必要がある。操作変数として機能するためには、以下に述べる 2 つの仮定を満たす必要がある。まず、操作変数が説明変数と強い相関を持つことである。具体的には、操作変数を説明変数に回帰したときの係数の F 値が 10 以上あればよいとされている。この仮定が満たされない場合、係数が過剰に推定される可能性がある。次に、操作変数が説明変数のみを通して被説明変数に影響を与えることである。すなわち、操作変数が被説明変数に直接影響を与えてはならない。

先行研究では、説明変数と操作変数の相関が弱いことが問題となっている。労働政策研究・研修機構（2015）では、夫のふだんの一週間の就業時間や、夫のふだんの健康状態が弱い操作変数であると判断された。したがって、これらの変数間に高い相関が見られる年齢階級に絞った分析を行っている。また、鶴・久米（2016）では、操作変数である夫の働き方や性別役割分担意識の F 値が 6 を超えておらず、係数が過剰に推定されている恐れがある。

本稿では、より強力な操作変数による分析を試みる。操作変数は、先に述べた 2 つの条件を満たさなければならない。特に、操作変数が説明変数のみを通して被説明変数に影響を与えるという条件を満たすためには、操作変数が外生的に決まっている必要がある。しかしながら、夫の家事・育児参加を促すと考えられる要因は、内生性を伴うものが多い⁶。

そこで、本稿ではテレワーク制度に注目する。テレワーク制度が自分に適用されているかどうかは、外生的に決まる可能性が高いからだ。その理由は以下の 2 つである。まず、テレワーク制度の導入を決めるのは企業であり、就業者はテレワークができるかどうかを決めることができない。そして、企業がテレワーク制度の導入を決定しても、社内の全ての就業者にテレワークが割り当てられるわけではない。テレワーク制度の適用が操作変数として妥当なのかどうかは、分析を通して考察する。

3. テレワークの実施状況および時間配分

本章では、テレワーク制度の適用が夫の家事・育児と相関することを確認する。「全国就業実態パネル調査」⁷を用い、2015 年から 2020 年の夫のテレワーク適用状況と時間配分を調べた。どの年も、サンプルは配偶者のいる 60 歳未満の男性に限定している⁸。概観の流れ

⁶ 内生性に対処した分析として、水落（2006）がある。そこでは妻の就業状態を内生変数と捉え、操作変数法による推定を行っている。

⁷ 詳細は次章にて述べる。

⁸ 各年とも、就業日の家事・育児時間、一週間の労働時間、配偶者の就業状況が欠落している個人は、分析対象から外した。また、一週間の労働時間が 168 時間を超えているもの、および年収が 99999 万円となっている個人も分析対象から外している。

については、萩原・久米（2017）を参考にした。

まず、テレワーク制度の導入状況と適用状況を確認する（図表 3.1 参照）。「導入済み」は、テレワーク制度が社内に導入されていることを示す。「適用済み」は、テレワーク制度が自分に適用されていることを示す。COVID-19 によってテレワーク制度を導入した企業が大きく増えたことがわかる。また、自社にテレワーク制度が適用されているかどうか分からないと答えた夫の割合も大きく減った。テレワークに対する関心の高まりがうかがえる。

図表 3.1：テレワークの導入状況および適用状況

年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
導入済み かつ 適用済み	3.5%	4.8%	5.8%	7.2%	21.7%
導入済み だが 非適用	3.6%	4.4%	6.0%	7.4%	18.7%
未導入	76.5%	75.2%	72.6%	72.2%	55.2%
わからない	16.3%	15.3%	15.4%	13.0%	4.2%
サンプル サイズ	9431	9547	13583	11493	10454

続いてテレワークの適用状況と労働時間・家事時間の関係を見る。以下、自分にテレワーク制度が適用されている者を制度適用者と呼ぶ。制度適用者である夫は、それ以外の夫よりも労働時間がやや短く、家事・育児時間が長いという傾向を確認していく。

まず、制度適用者である夫とそれ以外の夫の 1 週間の労働時間を確認する（図表 3.2、図表 3.3 参照）。どの年も、制度適用者である夫はそれ以外の者よりも一週間の労働時間がやや短い。このうち、2020 年・2019 年・2018 年については、統計的に有意に短くなっている。

図表 3.2：夫の 1 週間の労働時間（制度適用者）

年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
20 時間 未満	2.9%	3.0%	3.0%	2.0%	1.1%
20~35 時間未満	2.0%	2.8%	1.7%	2.1%	1.2%
35~45 時間未満	44.8%	43.9%	43.4%	46.0%	51.0%

45~55 時間未満	32.4%	34.6%	36.9%	36.0%	35.6%
55時間 以上	19.6%	15.5%	14.8%	13.6%	10.8%
平均	44.9時間	44.2時間	43.7時間	43.7時間	42.9時間
サンプル サイズ	336	464	799	833	2270

図表 3.3：夫の1週間の労働時間（制度適用者以外）

年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年
20時間 未満	1.7%	1.7%	1.9%	1.6%	1.9%
20~35 時間未満	2.2%	2.1%	2.1%	2.0%	2.7%
35~45 時間未満	45.4%	45.5%	45.5%	47.1%	50.3%
45~55 時間未満	33.4%	32.8%	34.1%	33.0%	30.8%
55時間 以上	17.1%	17.6%	16.2%	16.1%	14.1%
平均	45.6時間	45.3時間	44.8時間	44.5時間	43.8時間
サンプル サイズ	9095	9083	12784	10660	8184

続いて、制度適用者である夫とそれ以外の夫の働いている日の家事・育児時間について見る（図表 3.4、図表 3.5 参照）。2020 年を除き、制度適用者である夫はそれ以外の者よりも1週間の家事・育児時間が長い。これは、2019年・2017年・2016年において統計的に優位に長くなっている。テレワーク制度が適用されていることは、家事・育児の時間と概ね相関があると言えるだろう。

図表 3.4：夫の1週間の家事・育児時間（制度適用者）

年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年
0分	26.1%	24.5%	21.5%	19.6%	18.0%
1時間 未満	11.3%	18.3%	24.9%	25.5%	23.7%
1~2時間	33.9%	31.6%	30.5%	30.1%	33.3%

未満					
2~3 時間 未満	14.2%	9.0%	13.3%	12.3%	15.2%
3~4 時間 未満	5.0%	5.6%	4.1%	5.7%	4.9%
4 時間 以上	9.2%	10.7%	5.5%	6.4%	4.6%
平均	1.69 時間	1.81 時間	1.32 時間	1.45 時間	1.28 時間
サンプル サイズ	336	464	799	833	2270

図表 3.5：夫の 1 週間の家事・育児時間（制度適用者以外）

年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
0 分	33.7%	29.0%	23.4%	21.9%	21.8%
1 時間 未満	18.5%	21.7%	24.6%	25.4%	23.4%
1~2 時間 未満	30.4%	27.6%	29.2%	29.7%	29.9%
2~3 時間 未満	10.2%	10.6%	13.3%	12.8%	13.7%
3~4 時間 未満	3.2%	3.2%	4.5%	4.6%	5.2%
4 時間 以上	3.6%	7.5%	4.7%	5.3%	5.7%
平均	0.99 時間	1.46 時間	1.24 時間	1.28 時間	1.33 時間
サンプル サイズ	9095	9083	12784	10660	8184

4. リサーチデザイン

前章を踏まえ、テレワークの適用と夫の家事・育児時間に相関があると考えられる 2016 年から 2019 年の各年を分析対象とする。分析には、「全国就業実態パネル調査」の 2017 年から 2020 年の個票データを用いる。この調査は、リクルートワークス研究所が全国の就業・非就業の実態およびその変化を明らかにするという目的で毎年実施しているものである。各年の調査では、その前年に関する質問をしている。

分析は以下の流れで行った。まず、妻の就業の有無を被説明変数、夫の就業日の家事・

育児時間を説明変数とする OLS 推定を行う。長子ダミー、両親と同居ダミー、学歴ダミー、三大都市圏ダミー、夫の年収（ただし対数値）、情報通信産業ダミー、一般事務職ダミー、非雇用者ダミーをコントロール変数として加えている。コントロール変数の説明は以下の図表 4.1 にまとめている。

図表 4.1：コントロール変数の詳細

変数	変数の説明
長子ダミー	長子が6歳以下であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数。
両親と同居ダミー	父親と同居している、母親と同居している、あるいは両親と同居しているならば1、そうでなければ0をとるダミー変数。
学歴ダミー	小学・中学卒ダミー、高校卒ダミー、短大・高専卒ダミー、大卒ダミー、大学院卒ダミーの5種類を用意した。 次章以降の分析では、大卒ダミーをベースラインとした。
三大都市圏ダミー	首都圏・中京圏・近畿圏に居住していれば1、そうでなければ0をとるダミー変数。首都圏には東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県が、中京圏には愛知県・岐阜県・三重県が、近畿圏には大阪府・京都府・兵庫県・滋賀県・奈良県・和歌山県が含まれる。
夫の年収（対数値）	夫の年収の対数値。
情報通信産業ダミー	情報通信産業で働いていれば1、そうでなければ0をとるダミー変数。
一般事務職ダミー	一般事務職に就いていれば1、そうでなければ0をとるダミー変数。
非雇用者ダミー	会社や団体に雇われているならば1、そうでなければ0をとるダミー変数。0には、会社などの役員、自営業主、自家営業の手伝い、内職が含まれる。

続いて、操作変数を用いた二段階推定を行う。第一段階として、説明変数を操作変数に回帰し、説明変数の理論値を得る。第二段階として、被説明変数を説明変数の理論値に回帰する。二段階推定のモデルは以下の式で与えられる。2016年から2020年の各年について、以下の二段階推定モデルによる推定を行う。

$$H_i^h = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + u_i \quad \cdots \text{第一段階}$$

$$E^w = \beta_0 + \beta_1 H_i^h + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad \cdots \text{第二段階}$$

H_i^h は説明変数を表し、夫の就業日の家事・育児時間（単位は時間）である。 Z_i は操作変数を表し、制度適用者かどうかを示すダミー変数を用いる。 E^w は被説明変数であり、妻の

就業の有無を表すダミー変数である。「正規の職員・従業員として働いていた」「パート・アルバイトとして働いていた」「労働者派遣事業所の派遣社員として働いていた」「契約社員、嘱託として働いていた」「その他の形態で働いていた」「会社などの役員として働いていた」「自営業主・家族従業者（飲食店・卸小売店・農業等の家族従事者）・内職として働いていた」を1、「働いていなかった」を0とした。 X_i にはコントロール変数が含まれる。通常のOLS推定と同じく、長子ダミー、両親と同居ダミー、学歴ダミー、三大都市圏ダミー、夫の年収（ただし対数値）、情報通信産業ダミー、一般事務職ダミー、非雇用者ダミーを用いた。

ここで、操作変数とコントロール変数について説明を加える。前述のように、操作変数は外生的に決まる必要がある。制度適用者かどうかは、ある程度ランダムに決定されると考えられる。なぜなら、テレワーク制度を導入し、就業者に適用するのは企業であって就業者ではないからだ。ただし、業種や職種、就業形態によって例外がある。情報通信産業では、他の業種に比べてテレワークを実施する機会が多いだろう。また、一般事務職は、他の職種に比べてテレワークを実施する機会が多いと考えられる。それから、会社や団体に雇用されていない者は、自ら進んでテレワークをする可能性がある。したがって、情報通信産業ダミー、一般事務職ダミー、非雇用者ダミーをコントロール変数に加えた。

分析に用いた変数の記述統計量は図表 4.2～図表 4.5 にまとめている。

図表 4.2：記述統計量(2019年)

2019年			観測数	11493
変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
妻の就業の有無	0.74	0.44	1	0
就業日の家事・ 育児時間（時間）	1.30	1.91	24.00	0
制度適用者	0.04	0.19	1	0
長子	0.32	0.47	1	0
両親と同居	0.12	0.32	1	0
三大都市圏	0.51	0.50	1	0
夫の年収（万円）	563.77	269.10	4500	1
小学・中学卒	0.02	0.14	1	0
高校卒	0.32	0.47	1	0
短大・高専卒	0.20	0.40	1	0
大学卒	0.38	0.49	1	0
大学院卒	0.06	0.25	1	0
情報通信産業	0.11	0.31	1	0
一般事務職	0.17	0.37	1	0

非雇用者	0.11	0.31	1	0
------	------	------	---	---

図表 4.3：記述統計量(2018年)

2018年			観測数	13583
変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
妻の就業の有無	0.71	0.45	1	0
就業日の家事・育児時間(時間)	1.25	1.84	24.00	0
制度適用者	0.03	0.18	1	0
長子	0.37	0.48	1	0
両親と同居	0.12	0.32	1	0
三大都市圏	0.50	0.50	1	0
夫の年収(万円)	548.30	271.41	5000	1
小学・中学卒	0.02	0.15	1	0
高校卒	0.32	0.47	1	0
短大・高専卒	0.20	0.40	1	0
大学卒	0.38	0.49	1	0
大学院卒	0.07	0.25	1	0
情報通信産業	0.11	0.31	1	0
一般事務職	0.17	0.38	1	0
非雇用者	0.11	0.31	1	0

図表 4.4：記述統計量(2017年)

2017年			観測数	9547
変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
妻の就業の有無	0.73	0.45	1	0
就業日の家事・育児時間(時間)	1.48	2.45	24.00	0
制度適用者	0.03	0.16	1	0
長子	0.32	0.47	1	0
両親と同居	0.12	0.32	1	0
三大都市圏	0.51	0.50	1	0
夫の年収(万円)	563.77	269.10	5000	1
小学・中学卒	0.02	0.14	1	0
高校卒	0.32	0.47	1	0
短大・高専卒	0.20	0.40	1	0

大学卒	0.38	0.49	1	0
大学院卒	0.06	0.25	1	0
情報通信産業	0.11	0.31	1	0
一般事務職	0.17	0.37	1	0
非雇用者	0.11	0.31	1	0

図表 4.5：記述統計量(2016年)

2016年		観測数 9431		
変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
妻の就業の有無	0.74	0.44	1	0
就業日の家事・育児時間 (時間)	1.02	1.64	24.00	24.00
制度適用者	0.02	0.15	1	0
長子	0.22	0.42	1	0
両親と同居	0.14	0.35	1	0
三大都市圏	0.54	0.50	1	0
夫の年収 (万円)	548.05	295.92	5000	1
小学・中学卒	0.02	0.15	1	0
高校卒	0.38	0.48	1	0
短大・高専卒	0.22	0.42	1	0
大学卒	0.32	0.47	1	0
大学院卒	0.05	0.22	1	0
情報通信産業	0.12	0.32	1	0
一般事務職	0.17	0.37	1	0
非雇用者	0.13	0.34	1	0

5. 推定結果

図表 5.1 と図表 5.2 に推定結果を示した。まず、通常の OLS 推定から確認する。図表 5.1 の 1 列目、4 列目を見ると、2019 年は 0.018、2018 年は 0.020 となっている。したがって、夫の就業日の家事・育児時間が 1 時間長くなることで、2019 年は 1.8%ポイント、2018 年は 2.0%ポイントだけ妻の就業確率が高まっていた。同様に、図表 5.2 の 1 列目、4 列目を見ると、2017 年は 0.006、2016 年は 0.015 となっている。したがって、夫の就業日の家事・育児時間が 1 時間長くなることで、2017 年は 0.6%ポイント、2016 年は 1.5%ポイントだけ妻の就業確率が高まっていた。しかしながら、通常の OLS 分析では同時決定の問題が考慮されていない。したがって、これら各年の係数は過小に推定されている恐れがある。

図表 5.1：推定結果

	2019 年			2018 年		
		第一段階	第二段階		第一段階	第二段階
	OLS 妻の就業の 有無	OLS 夫の就業日の 家事・育児時間	IV 妻の就業の 有無	OLS 妻の就業の 有無	OLS 夫の就業日の 家事・育児時間	IV 妻の就業の 有無
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
夫の就業日の 家事・育児時間	0.018*** (0.002)	-	0.047 (0.045)	0.020*** (0.002)	-	0.273*** (0.106)
制度適用者 ダミー	-	0.551*** (0.110)	-	-	0.348*** (0.105)	-
情報通信産業 ダミー	0.010 (0.015)	-0.230*** (0.069)	0.015 (0.017)	0.040*** (0.015)	-0.225*** (0.060)	0.090*** (0.030)
一般事務職 ダミー	0.008 (0.013)	-0.044 (0.057)	0.009 (0.012)	0.006 (0.012)	0.045 (0.050)	-0.005 (0.018)
雇用者 ダミー	-0.007 (0.015)	0.094 (0.068)	-0.009 (0.016)	0.033** (0.014)	0.091 (0.059)	0.001 (0.023)
第一段階 F 検定	-	26.127***	-	-	28.215***	-
観測数	8925	8925	8925	10439	10439	10439

注) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01 を示す。() 内は標準誤差を示す。それぞれの回帰分析には、長子ダミー・両親と同居ダミー・学歴ダミー・三大都市圏ダミー・夫の年収（ただし対数値）が含まれている。

図表 5.2：推定結果（続き）

	2017 年			2016 年		
		第一段階	第二段階		第一段階	第二段階
	OLS 妻の就業の 有無	OLS 夫の就業日の 家事・育児時間	IV 妻の就業の 有無	OLS 妻の就業の 有無	OLS 夫の就業日の 家事・育児時間	IV 妻の就業の 有無
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
夫の就業日の 家事・育児時間	0.006*** (0.002)	-	0.292* (0.166)	0.015*** (0.003)	-	0.038 (0.035)
制度適用者 ダミー	-	0.364** (0.179)	-	-	0.943*** (0.132)	-
情報通信産業	0.027* (0.012)	-0.120 (0.045)	0.053 (0.021)	-0.008 (0.004)	-0.133*** (0.021)	-0.005 (0.002)

ダミー	(0.016)	(0.090)	(0.035)	(0.016)	(0.059)	(0.015)
一般事務職	0.017	0.073	-0.003	0.020	0.148	0.020
ダミー	(0.014)	(0.079)	(0.029)	(0.013)	(0.057)	(0.013)
雇用者	0.044***	0.136	0.007	0.045***	0.148***	0.037
ダミー	(0.015)	(0.084)	(0.034)	(0.014)	(0.057)	(0.015)
第一段階 F 検定	-	7.998***	-	-	25.742***	-
観測数	7627	7627	7627	7571	7571	7571

注) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ を示す。() 内は標準誤差を示す。それぞれの回帰分析には、長子ダミー・両親と同居ダミー・学歴ダミー・三大都市圏ダミー・夫の年収（ただし対数値）が含まれている。

続いて、二段階推定の第一段階を確認する。図表 5.1 の 2 列目、5 列目および図表 5.2 の 2 列目、5 列目を参照されたい。2017 年の F 値は 7.998 と 10 を少し下回っているが、その他の年の F 値は 10 を超えている。したがって、夫が制度適用者であることと、夫の就業日の家事・育児時間には強い正の相関があることが分かる。具体的には、制度適用者である夫は、それ以外の夫よりもおよそ 20 分から 56 分ほど就業日の家事・育児時間が長くなっていた。

最後に、二段階推定の第二段階を確認する。図表 5.1 の 3 列目、6 列目を見ると、2019 年は 0.047、2018 年は 0.273 となっている。したがって、夫の就業日の家事・育児時間が 1 時間長くなることで、2019 年は 4.7%ポイント、2018 年は 27.3%ポイントだけ妻の就業確率が高まっていた。ただし、2019 年の結果は有意水準 10%でも帰無仮説を棄却できない。2018 年の結果は有意水準 1%で有意である。同様に、図表 5.2 の 3 列目、6 列目を見ると、2017 年は 0.292、2016 年は 0.038 となっている。したがって、夫の就業日の家事・育児時間が 1 時間長くなることで、2017 年は 29.2%ポイント、2016 年は 3.8%ポイントだけ妻の就業確率が高まっていた。2017 年の結果は有意水準 10%で有意である。一方、2016 年の結果は有意水準 10%でも帰無仮説を棄却できない。

6. 「制度適用者ダミー」は適切な操作変数か？

制度適用者ダミーが操作変数として機能するためには、制度適用者であることが妻の就業に直接影響してはならない。この仮定が満たされない可能性として、以下の 2 つが考えられる。まず、制度適用者は年収が減っており、ゆえに妻が就業するという可能性である。次に、制度適用者の妻は就業意欲が高いという可能性である。

本章では、制度適用者の年収が減っているために妻が就業する可能性を考える。制度適用者の妻の就業意欲が高い可能性は、検証が難しい。なぜなら、「全国就業実態パネル調査」では、妻の就業意欲を問う質問がないからだ。

分析は、以下のプロセスに従って行った。まず、2019年～2017年の各年について、前年の年収を変数として加えた⁹。次に、各年について、前年よりも年収が減少していれば1、そうでなければ0をとるダミー変数を定義した。ここでは年収減少ダミーと呼ぶことにする。最後に、年収減少ダミーを4章の分析モデルに加え、結果を推定した。年収減少ダミーを加えても係数に大きな変化がなければ、制度適用者である夫の年収が減少したために妻が仕事に就いた可能性は低いと言える。

推定結果は図表6.1と図表6.2にまとめている。まず、図表6.1に注目する。図表6.1の2列目、4列目を見ると2019年は0.033、2018年は0.143となっている。したがって、夫の就業日の家事・育児時間が1時間長くなることで、2019年は3.3%ポイント、2018年は14.3%ポイントだけ妻の就業確率が高まっていた。2018年の結果は5%で有意である。前章では、2019年は4.7%ポイント、2018年は27.3%ポイントであった。よって、特に2018年は夫の年収が減ったことで妻が就業したケースが多かったことが分かる。

図表 6.1：推定結果

	2019年		2018年	
	第一段階 OLS	第二段階 IV	第一段階 OLS	第二段階 IV
	夫の就業日の 家事・育児時間	妻の就業の 有無	夫の就業日の 家事・育児時間	妻の就業の 有無
	(1)	(2)	(3)	(4)
夫の就業日の 家事・育児時間	-	0.033 (0.050)	-	0.143** (0.071)
制度適用者ダミー	0.535*** (0.119)	-	0.557*** (0.151)	-
情報通信産業ダミー	-0.241*** (0.073)	0.010 (0.019)	-0.199** (0.081)	0.075*** (0.024)
一般事務職ダミー	-0.064 (0.060)	0.014 (0.013)	0.098 (0.069)	-0.009 (0.019)
雇用者ダミー	0.103 (0.073)	-0.003 (0.017)	0.109 (0.075)	0.012 (0.021)
賃金減少ダミー	-0.016 (0.054)	0.0004 (0.012)	-0.016 (0.063)	0.013 (0.016)
第一段階 F 検定	21.336***	-	8.875***	-

⁹ 2017年については、新たに「全国就業実態パネル調査」の2016年の個票データを使用した。そのうち、年収が99999万円となっているものは分析対象外とした。

観測数 7905 7905 5768 5768

注) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01 を示す。() 内は標準誤差を示す。それぞれの回帰分析には、長子ダミー・両親と同居ダミー・学歴ダミー・三大都市圏ダミー・夫の年収（ただし対数値）が含まれている。

図表 6.2：推定結果（続き）

	2017 年		2016 年	
	第一段階 OLS	第二段階 IV	第一段階 OLS	第二段階 IV
	夫の就業日の 家事・育児時間	妻の就業の 有無	夫の就業日の 家事・育児時間	妻の就業の 有無
	(1)	(2)	(3)	(4)
夫の就業日の 家事・育児時間	-	0.382 (0.373)	-	0.023 (0.047)
制度適用者ダミー	0.236 (0.212)	-	0.835*** (0.159)	-
情報通信産業ダミー	-0.099 (0.105)	0.053 (0.055)	-0.096 (0.068)	0.006 (0.017)
一般事務職ダミー	0.077 (0.089)	-0.015 (0.046)	-0.072 (0.059)	0.021 (0.015)
雇用者ダミー	0.083 (0.099)	0.022 (0.052)	0.149** (0.072)	0.064*** (0.019)
賃金減少ダミー	-0.084 (0.079)	0.015 (0.044)	-0.049 (0.052)	0.015 (0.013)
第一段階 F 検定	5.069***	-	14.147***	-
観測数	5863	5863	5786	5786

注) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01 を示す。() 内は標準誤差を示す。それぞれの回帰分析には、長子ダミー・両親と同居ダミー・学歴ダミー・三大都市圏ダミー・夫の年収（ただし対数値）が含まれている。

次に、図表 6.2 に注目する。図表 6.2 の 2 列目、4 列目を見ると 2017 年は 0.382、2016 年は 0.023 となっている。したがって、夫の就業日の家事・育児時間が 1 時間長くなることで、2017 年は 38.2%ポイント、2016 年は 2.3%ポイントだけ妻の就業確率が高まっていた。前章では、2016 年は 3.8%ポイントであったから、2016 年の係数はやや過大に推定されていたことが分かる。2017 年の結果は注意が必要である。図表 6.2 の 1 列目を見ると、制度適用者ダミーの係数が 0.236 しかなく、有意水準 10%でも帰無仮説を棄却できない。また、

第一段階の F 値が 5.069 と低い。したがって、2017 年の分析では操作変数が機能していないと言える。

7. 結論

本稿では、夫の家事・育児時間が妻の就業に与える影響に焦点を当て、分析を行った。分析には、リクルートワークス研究所による「全国就業実態パネル調査」の 2020 年～2016 年の個票データを用いた。

分析の結果は以下の通りである。まず、通常の OLS 推定では、夫の就業日の家事・育児時間が 1 時間増えることで、妻の就業確率が 0.6%ポイントから 2.0%ポイント高まることが分かった。しかしながら、夫の家事・育児参加と妻の就業決定には同時決定と呼ばれる問題がある。同時決定が起きているとき、係数が過小に評価されている可能性がある。

したがって次に、テレワーク制度が適用されているかどうかを示す制度適用者ダミーを操作変数とし、二段階推定を行った。すると、夫の就業日の家事・育児時間が 1 時間増えることで、妻の就業確率が 2018 年は 27.3%ポイント、2017 年は 29.2%ポイント有意に高まっていたことが分かった。

最後に、「制度適用者ダミー」が妥当な操作変数であるかを検討した。本稿では、制度適用者である夫の年収が減少しているために妻が就業したというケースに注目した。具体的には、前年よりも年収が減少したことを示す年収減少ダミーを加えて二段階推定を行った。その結果、夫の就業日の家事・育児時間が 1 時間増えることで、2018 年は妻の就業確率が 14.3%ポイント有意に高まっていたことが分かった。

高齢化と少子化の進む日本では、仕事と育児を両立させる環境の整備が求められ続けるだろう。本稿の分析から、年によっては夫がいつそう家事や育児を行うことが妻の就業を促していたことが分かった。少なくとも、夫が積極的に家事・育児を行うことの重要性は否定できないと言える。

参考文献

- 鶴光太郎・久米功一. 2016. 「夫の家事・育児参加と妻の就業決定—夫の働き方と役割分担意識を考慮した実証分析」『RIETI ディスカッション・ペーパー』16-J-010.
- 中野あい. 2009. 「夫の家事・育児参加と妻の行動：同時決定バイアスを考慮した分析」『日本統計学会誌』30(1): 121-135.
- 萩原牧子・久米功一. 2017. 「テレワークは長時間労働を招くのか—雇用型テレワークの実態と効果—」『Works Review』12(5).1-10.
- 水落正明. 2006. 「父親の育児時間と家計の時間配分」『季刊家計経済研究』71: 55-63.
- 労働政策研究・研修機構. 2015. 「夫の家事分担比率が妻の労働参加に与える影響」資料シリーズ No.160『労働力推計のための基礎研究—「社会生活基本調査」を用いたマイク

ロデータ分析一』.