

夫の家事・育児参加と妻の就業決定*

—夫の働き方と役割分業意識を考慮した実証分析—

鶴 光太郎・久米功一**

<要旨>

中長期的な労働力不足が懸念される中、女性の活躍推進が進められている。その一方で、男性を対象とした働き方改革は道半ばであり、男性の家事・育児参加や意識の変革が求められている。こうした状況に鑑みて、本稿では、夫の家事・育児時間が、妻の就業を促すか否かについて実証的に分析した。その結果、両者の関係には内生性が存在するが、夫の働き方や性別役割分業意識を考慮してもなお、夫の家事・育児が妻の就業に正で有意な影響を与えることがわかった。より具体的には、第一に、夫の家事・育児時間は、妻の就業確率に有意に正に影響していた。第二に、妻の就業には、夫の家事・育児参加、親との同居、保育園利用といった「日常的なサポート」がより重要であることがわかった。第三に、夫の家事・育児時間に対して、限定的な働き方（特に職務、勤務地限定）の選択が正に、「妻は家を守るべき」という性別役割分業意識が負に影響することが示された。これらの結果は、既婚女性の就業を促すためには、女性の育児休暇利用や保育園利用のサポートに加えて、夫の家事・育児参加も有効であり、そのためにも夫の多様な働き方の推進や役割分業意識の変革が求められることを示唆している。

JEL Classification Codes : J12, J16, J22

Keywords : 既婚女性、就業、家事・育児、柔軟な働き方、性別役割分業意識

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「労働市場制度改革」の成果の一部である。本稿の原案に対して、藤田昌久所長、森川正之副所長をはじめとする経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の参加者から多くの有益なコメントを頂いた。また、2名の匿名のレフリーから論文を改善する上で本質的で重要なコメントを多数頂戴した。記して感謝申し上げたい。鶴は、日本学術振興会科学研究費補助金特別推進研究「経済格差のダイナミズム：雇用・教育・健康と再分配政策のパネル分析」（研究課題番号：24000003）、慶應義塾学事振興資金「ワーク・ライフ・バランス：家計行動への影響・企業業績への影響」から補助を受けた。

** 鶴 光太郎：慶應義塾大学大学院商学研究科教授、久米功一：東洋大学経済学部准教授

**Testing the Effect of the Husband's Participation
in Housework/Child-rearing on the Wife's Employment:
Importance of the Husband's Work Style and His Views on Gender Roles**

By Kotaro TSURU and Koichi KUME

Abstract

In this paper, we empirically analyze the relationship between the husband's participation in housework/child-rearing and the wife's labor participation. To cope with endogeneity between them, we use the instrumental variables method. The result shows that the husband's housework has a significant positive effect on the wife's labor participation. Our main findings are as follow; first, more participation by the husband in housework/child-rearing encourages his wife to work. Second, daily support such as using nursery school or living with parents increases the probability of the wife's labor participation. Finally, flexibility of the husband's work style or his view on gender roles has significant effects on his participation in housework or child-rearing. The results suggest that not only providing housework or child-rearing services but also changing the husband's work style and his view on gender roles are effective to promote the married female labor participation or diversify their work styles.

JEL Classification Codes : J12, J16, J22

Keywords : Married female, Wife's labor participation, Housework, Child-rearing, Flexible workstyle, View on gender roles

1. はじめに

将来の労働力不足の解消に向けて、ひとり一人が就業して能力発揮できる社会の構築が急がれている。とりわけ、多様化した社会のニーズに応えるという観点から、女性の活躍に期待が寄せられている。こうした背景から、平成 27 年 9 月に「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律」が公布された。その基本方針によると、15 歳から 64 歳までの女性の就業率は着実に上昇してきているものの、育児・介護等を理由として、就業を希望しながら働いていない女性が約 300 万人に上ることや、第一子出産を機に出産・育児を理由に約 6 割の女性が離職すること等、女性就業の質の向上が強く訴えられている。

特に、子どものいる既婚女性の就業・活躍に向けては、職場のみならず、家族によるサポートが必要不可欠である。にもかかわらず、その中心的役割を担うべき夫については、恒常的な長時間労働により、家事・育児参加が十分でないという現実がある。2015 年の総務省「労働力調査」によると、週 60 時間以上の雇用者の割合は、全体で 450 万人（雇用者の 8.2%）である。そのうち 30 代男性は 115 万人（雇用者の 16.0%）であり、子育て世代の男性に過度な仕事負荷がかかっている。夫の恒常的な長時間労働が、家庭における家事・育児参加を妨げ、ひいては、女性の就業・活躍を妨げている可能性が高い。

こうした状況に鑑みると、既婚女性の就業・活躍を推進する上では、職場環境のみならず、夫の家事・育児参加を高めていくことが重要であり、そのためには夫の働き方や意識が変わる必要がある。以上のような問題意識の下、本稿では、夫の家事・育児時間が、妻の就業行動に与える影響を実証的に分析する。具体的には、夫の家事・育児時間と妻の就業との内生性を考慮しながら、夫の働き方や性別役割意識が夫の家事・育児時間に与える影響にも注目して、その政策的なインプリケーションについて議論する。

2. 先行研究

既婚女性の就業決定に関しては、女性の観察されない稼得能力や就業に対する好みなどが議論されており、主たる論点の一つとして、夫婦間の就業と家事負担の同時決定の問題がある。例えば、妻の就業と夫の家事負担に何らかの正の相関が見いだされたとしても、それは、夫の家事負担が妻の就業に影響を与えているからか、あるいは、妻の就業が夫の家事負担に影響を与えているからかは定かではない。

また、夫が家事・育児を担うほど、妻は就業しやすくなるが、その逆として、稼得能力や就業志向の高い妻ほど、家事・育児に前向きな夫を配偶者として選んでいる可能性もある。このように、夫婦の就業と家事負担の関係には内生性の問題があり、この対処法として、操作変数を用いて識別する推定（労働政策研究・研修機構（2015））や夫婦の就業決定関数の誤差項の相関を仮定した推定（中野（2009））がある。以下では、夫の家事負担と妻の就業、夫の家事負担の決定、性別役割分業意識の順に先行研究を概観する。

2.1 夫の家事負担と妻の就業

労働政策研究・研修機構（2015）は、夫の家事分担比率が妻の労働参加に与える影響について、「社会生活基本調査」を用い、妻の就業有無の操作変数プロビットモデルで推定している。具体的には、第一段階で、夫の家事分担比率を推定し、その理論値を第二段階の妻の就業決定関数の説明変数に加えている。二段階目の推定の説明変数には、夫の家事分担比率、妻の年齢、6歳未満の子どもの有無、要介護者の有無、親との同居、都道府県ダミー、学歴ダミーを用いている。

夫の家事分担比率の操作変数として、夫の普段の1週間の就業時間、夫の普段の健康状態、夫の勤務形態、夫の年次有給休暇の取得日数、夫の普段の通勤時間、夫の仕事からの1年間の収入を用いている。しかし、内生性の検定によると、夫の家事負担比率は外生変数であると判定されており、通常のプロビットモデルの結果から、夫の家事負担比率が高いほど、妻の就業確率が高まることを示している。

2.2 夫の家事育児参加

夫の家事育児参加の決定要因について詳しくみると、馬（2006）は、夫の労働時間が妻の就業および家計時間配分に与える影響について、慶應義塾大学家計パネル調査のパネルデータ分析を行っている。その結果、夫の労働時間が長いほど、妻の労働時間が短いことを明らかにして、夫の長時間労働が夫の家事参加および妻の就業を阻害しており、長時間労働の是正や労働時間の柔軟化制度の必要であると結論づけている。

水落（2006）は、2001年の「社会生活基本調査」（総務省）の都道府県データを利用して、家計の時間配分行動と父親の育児参加について分析している。父親の育児時間、育児負担の規定要因は、父親自身の労働時間が最も重要であり、父親の育児参加を増やすためには、労働時間を何らかの方法で減らすこと、具体的には、育児・介護休業法における「育児休業」や「勤務時間の短縮等の措置等」の利用促進を提案している。

中川（2009）は、6つの保育園の共働き夫婦207組からデータを収集して、共働き夫婦における妻の働きかけと夫の育児・家事参加について共分散構造分析を行っている。具体的には、夫の家事・育児参加に対して、夫婦の相対的資源差（学歴差、収入差等）、時間的余裕（帰宅時間等）、妻の働きかけ（夫に育児を頼む等）、育児・家事の話し合い等で説明している。その結果、妻の学歴が高く、夫が妻より学歴が高いほど、妻の夫に対する家庭内労働の働きかけが多く、帰宅時間の遅い夫は育児参加が少ないことを明らかにしている。

不破（2015）は、東京大学社会経済研究所のパネル調査データ「働き方とライフサイクルの変化に関する全国調査」（2007～2013年の4回分）の個票データを用いて、既婚男性の働き方や職場のワークライフバランス環境の変化について分析している。夫の就業環境が家事分担に及ぼす影響について、午後7時までに帰宅できることが夫の家事負担率を高めることを確認している。

2.3 性別役割分業意識

夫婦の就業の同時決定における観察されない変数として、性別役割分業意識がある。例えば、「夫は外で働き、妻は家を守る」といった夫婦間の性別役割分業意識が、女性の就業の妨げとなっている可能性がある。

最近では、水落(2010)は、(財)家計経済研究所が2008年に実施した「現代核家族調査」の個票データを用いて、夫と妻の両方の性別役割分業意識を同時に説明変数に入れた回帰分析を行っている。「母親は育児に専念するものだ」という言説に対して、夫婦のいずれかが反対すれば、妻の正規社員への就業確率が高まることを明らかにしている。

小葉他(2009)は、日本家族社会学会による「家族についての全国調査2004」の個票データを用いて、夫の家事育児参加と出産行動について分析している。具体的には、夫の家事育児参加の規定要因をトービットモデルで分析しており、夫の家事協力(食事準備、食事片付、買い物、洗濯、掃除)や夫の育児協力(遊ぶ、世話)について、比較優位(夫婦賃金格差、夫婦学歴格差)、時間的余裕(夫の雇用形態や労働時間・通勤時間、妻の労働時間・通勤時間)、性別役割分業意識で説明している。その結果、夫が育児に協力しない要因は、夫婦間の賃金格差による比較優位ではなく、時間制約または性別役割分業意識にあり、これらの交差項を用いた推定によって、性別役割分業意識が強い家庭においてこそ、時間制約が緩和されれば、夫の家事育児協力により高い効果が表れうることを示した。

2.4 本稿の特徴

上述の通り、夫の家事・育児参加と妻の就業の間には、内生性の問題がある。これを考慮して、本稿では、夫の家事・育児参加が妻の就業に与える影響に着目して、夫の家事・育児参加を識別可能な変数を用意する。本稿の新しい貢献は、柔軟な働き方や正社員区分の多様化が進みつつある現状を踏まえて、性別役割分業意識に加えて、夫の働き方の限定性に関する変数を夫の家事・育児参加を識別する説明変数に取り入れている点にある。

夫婦の家事参加・就労の決定においては、さまざまな仮説・定式化が用いられており¹、夫の家事、就労、妻の家事、就労の4つの内生変数が考えられる。そこで、本稿では、以下に述べる3点に注目した想定にもとづき、夫の家事決定と妻の就業決定に焦点を絞る。

第一に、生活時間において、就労と家事・育児のトレードオフの占める割合が大きいことである。一般的に、生活時間は、就労、家事・育児、学業、睡眠・食事、自由時間などに分けることができる。うち、就労と家事・育児はトレードオフの関係にある。例えば、総務省「社会生活基礎調査(平成28年)」によると、夫婦共働きの妻と、夫のみ有業である妻(無業)それぞれの生活時間(1日当たり分)は、仕事246分と3分、家事・育児252

¹ なお、夫婦の家事参加を説明する仮説には、以下の6つがある(工藤2015)。相対的資源仮説によれば、夫婦のうち、学歴や所得などの資源が少ない者が家事を行う。時間制約仮説は、時間的制約の少ない方が家事を行うとする。性別役割イデオロギー仮説は、性別役割分業規範が家事参加を説明する。ニーズ仮説は、家事・育児のニーズの大きさが男性の参加を高める。代替資源仮説とは、家事を代行する者がいれば夫婦の家事参加が減ることをいう。最後に、情緒関係仮説は、夫婦の情緒関係が高いほど、夫婦の家事を含めた共同行動が増えるというものである。

分と 419 分、テレビ・休養・娯楽 178 分と 232 分、睡眠 424 分と 437 分であり、就労時間と家事・育児時間のトレードオフが大きい。就労している妻は、就労していない妻と比較して、自由時間や睡眠が少ないが、それ以上に家事・育児時間の違いが大きい。そこで、自由時間の増減による調整もあるものの、家事か就労のいずれかが決まれば、残余として他方も決まると想定する。これにより、取り扱う内生変数は 2 つとなる。

次に、古典的な家計内分業モデルを想定して、夫は市場労働の生産性が高く、妻は家計内労働の生産性が高いと仮定する。夫は外で仕事をし、妻が家事をするという状態を所与の条件とおいた上で、どのような夫が家事に注力するのか、それが、家事をベースとする妻の就労を後押ししうるか、という点に注目する。つまり、夫にとっての仕事、妻にとっての家事を、旧習的な分業モデルからみた先決変数（外生変数）とみなした上で、夫は家事を、妻は仕事を選択する（内生変数）モデルを想定する。

第三に、妻の就労を促進するのは、夫の性別役割分業「意識」よりも、実際にどれだけ家事に従事したか、その「行動」にあるといえる。家事を分担するならば、夫の家事時間の増加は、妻の家事時間の減少をもたらす。夫の性別役割分業意識は、夫の家事参加に影響するが、経済学的な顕示選好の立場からみて、実際にどれだけ家事に従事したかが、妻の就労に直接的に影響すると想定する。

本稿では、上述の想定にもとづき、二段階推定を行うため、夫の働き方や性別役割分業意識は操作変数の一つとして扱われている。先行研究によると、性別役割分業意識は、本人の帰属する社会・文化的集団からの影響を受けて形成される。例えば、Alesina et al (2013) は、先祖が定着型農業に従事している個人・民族・国であるほど、性別役割意識が強く、女性の労働力率が低いことに着目して、アメリカや欧州における第二世代の移民を対象にした分析した結果、親の出身国における性別役割分業意識が子世代に受け継がれると結論づけている。日本では、吉川（1998）が、生年世代、夫婦の職業、学歴、収入、妻の家計参入度などを考慮して分析して、男女ともに、伝統・因習的価値志向をもつ人が、性別役割分業に肯定的であるとみている。これらの研究は、性別役割分業意識が本人の出自の伝統的文化から影響を受けることを示唆している。この意味において、夫の性別役割分業意識は、先決変数として、妻の就業に対して外生的であると仮定することができる²。

次に、夫の働き方の外生性についてはどうか。厚生労働省「『多様な形態による正社員』に関する研究会報告書」（平成 24 年 3 月）の企業アンケート調査によると、回答 1987 社のうち約 5 割の企業が「多様な正社員」の雇用区分を導入している（うち、職種限定の区分約 9 割、勤務地限定の区分約 4 割、労働時間限定の区分約 1～2 割）。また、導入している企業においても、多様な正社員制度の利用には使用者側の合意が必要な場合もある。現在

² 本稿の想定では、夫の性別役割分業意識は、夫の家事参加にのみ影響する変数の一つとして扱っている。しかし、家族社会学の文脈では、中川（2015）のように、世帯における妻の収入割合が高いほど、夫の性別役割分業意識が非伝統的になることが指摘されている。一方、共働き男性の育児参加に対して、夫の性別役割分業意識や妻の正社員での就労は有意な規定要因にはならなかったという分析もある（中川 2011）。このように、夫婦の性別役割分業意識は、結婚時のマッチングの可能性のあるものの（武内 2004）、それが夫の家事参加や妻の就業に与える影響に、明らかな関係性があるとは必ずしもいえない。

の制度の普及状況を前提とする限りは、多様な働き方の選択が完全に本人の自由に帰するとはいえないだろう。夫の多様な働き方の選択は、それを可能にする職場環境にあるか否かに依存しており、ある程度外生的であると仮定することには一定の妥当性がある。

本稿では、これらを仮定として置いた上で、内生性の存在や操作変数の要件を満たすか否かは、操作変数法の諸検定に判断を委ねることとする。

3. データ

2015年に（独）経済産業研究所が実施した「平成26年度 正社員・非正社員の多様な働き方と意識に関するWeb調査」の個票データを用いる。多様な正社員の实態を明らかにする調査で、インターネット調査会社の登録モニターから、従業員規模300名以上の企業に所属している、いわゆる正社員2,000人、多様な正社員2,000人他から回答を得ている。本稿では、既婚で子どものいる男性正社員に限定するとともに、その妻を含めた家族に関する情報も利用した分析を行う。また、現役世代の夫の家事・育児負担に着目するために、夫の年齢が60歳以上かつ末子年齢30歳以上の回答者を除外した。

利用する回答者の記述統計量は、図表3-1の通りである。全体のサンプルサイズは1826人、妻の就業率は65.7%である。妻の平均年齢は46.2歳、両親との同居は12.4%であり、三大都市圏に居住する割合が66.3%と高い³。

このデータを用いる理由は、夫の家事・育児時間、多様な働き方、性別役割分業意識、育児サービスの利用状況等の多面的な情報を含んでいるからである。夫の家事・育児については、その負担割合と⁴、1週間の家事・育児にかかる時間を質問している。具体的な質問文は、「あなたが、家事や育児にかかる時間は、1週間で何時間ぐらいですか。____時間」「夫婦の家事・育児時間の合計を100とすると、配偶者の家事・育児時間は何%ぐらいですか。夫婦の合計が100%なのに対して、配偶者は現状____%を分担」である。一方、妻の家事・育児時間は、夫の家事・育児時間に、夫婦の負担割合を掛け合わせて算出した⁵。

図表3-1によると、夫と妻の家事・育児負担割合は、およそ2:8であり、1週間の家事・育児時間でみると、夫7.0時間、妻45.5時間である⁶。

³ インターネット調査会社の登録モニター約20万人の特徴としては、男性、中高年の割合がやや大きく、地域別では、東京都が22.3%（2014年「労働力調査」就業者における東京都の割合11.5%）と大きい点に留意する必要がある。

⁴ 質問票では、配偶者の負担割合を質問している。本稿では、夫の家事負担割合を100-（配偶者の負担割合）で求めている。

⁵ 具体的には、妻の家事・育児時間=妻の家事・育児負担割合×夫の家事・育児時間/夫の家事・育児負担割合で求めた。この場合、夫の家事・育児時間が0時間の人（117人）について、妻の家事・育児時間を算出することができない。そこで、これらに対しては、残りのサンプル（1709人）の夫と妻の家事・育児時間から、家計全体の家事・育児時間の平均時間を計算して、それに夫の家事・育児時間が0時間の人の夫婦の家事・育児負担割合を掛け合わせることによって、夫の家事・育児時間が0時間の人の「妻の家事・育児時間」を算出した。

⁶ 総務省「社会生活基本調査 平成28年」によると、子供のいる世帯の夫婦の1週間の家事・育児時間は、

夫の働き方については、勤務地、職務、労働時間短縮勤務、残業なしのいずれかが限定されていると認識している場合に1の値をとる「限定正社員」ダミー変数と、それぞれの限定性が就業規則や労働契約上で明記されている場合に1の値をとる4つのダミー変数を作成した。働き方においてなんらかの限定性を認識しているサンプルは全体の47.5%、就業規則や労働契約上で限定性が明記されていると答えた割合は、勤務地限定19.7%、職務限定22.1%、時間短縮24.6%、残業なし29.4%であった。

図表3-1. 記述統計量

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
<夫婦の家事・育児>					
夫の家事・育児時間(時間)	1826	7.047	8.146	0	100
夫の家事・育児負担割合(0~100%)	1826	20.163	19.046	1	100
妻の家事・育児時間(時間)	1826	45.568	40.699	0	160
妻の家事・育児負担割合(0~100%)	1826	79.837	19.046	0	99
<夫の属性>					
夫の年齢(歳)	1826	47.897	6.992	26	67
夫の教育年数(年)	1814	15.389	1.881	9	18
夫の健康状態(1悪い~5良い)	1822	3.162	0.979	1	5
<夫の就業状態>					
夫の年収(万円)	1826	6.653	0.377	3.932	7.697
夫の通勤時間(分)	1826	53.864	30.553	0	150
夫の週労働時間(時間)	1826	46.710	9.521	4	90
限定正社員ダミー(限定あり=1、限定なし=0)	1826	0.475	0.500	0	1
勤務地限定ダミー(限定あり=1、限定なし=0)	1826	0.197	0.398	0	1
職務限定ダミー(限定あり=1、限定なし=0)	1826	0.221	0.415	0	1
時間短縮ダミー(限定あり=1、限定なし=0)	1826	0.246	0.431	0	1
残業なしダミー(限定あり=1、限定なし=0)	1826	0.294	0.456	0	1
<夫の性別役割分業意識>					
夫に十分な所得があるならば、妻は働くべきではない(反対1~賛成5)	1826	3.115	0.972	1	5
夫は外で働き、妻は家を守るべきである(反対1~賛成5)	1826	2.998	0.965	1	5
母親が外で働くことは、未就学児の発育に負の影響を与える(反対1~賛成5)	1826	3.222	0.987	1	5
子どもが3歳くらいまでは、母親が家庭で子どもの世話をすべきだ(反対1~賛成5)	1826	3.571	0.956	1	5
<妻の属性>					
妻の就業状態(就業=1、非就業=0)	1826	0.657	0.475	0	1
妻の年齢(歳)	1826	46.224	7.096	23	66
<家族の状態>					
6歳以下の子どもあり(あり=1、なし=0)	1826	0.232	0.422	0	1
7~12歳の子どもあり(あり=1、なし=0)	1826	0.222	0.416	0	1
13~18歳の子どもあり(あり=1、なし=0)	1826	0.267	0.442	0	1
両親と同居ダミー(同居=1、非同居=0)	1826	0.124	0.330	0	1
<育児>					
保育園利用(利用=1、非利用=0)	1826	0.296	0.457	0	1
ベビーシッター利用(よく利用=2、利用=1、非利用=0)	1826	0.054	0.251	0	2
親のサポート(よくあり=1、あり=1、なし=0)	1826	0.903	0.722	0	2
育児休暇取得(夫)(取得=1、非取得=0)	1826	0.014	0.116	0	1
育児休暇取得(妻)(取得=1、非取得=0)	1826	0.166	0.372	0	1
育児休暇取得(夫と妻)(取得=1、非取得=0)	1826	0.005	0.070	0	1
<世帯の経済状態>					
負債ありダミー(あり=1、なし=0)	1815	0.572	0.495	0	1
家計金融資産(対数万円)	1532	5.945	2.940	0	9.393
<居住地域>					
三大都市圏ダミー(居住=1、非居住=0)	1826	0.663	0.473	0	1

注：三大都市圏は、首都圏：東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県、中京圏：愛知県・岐阜県・三重県、近畿圏：大阪府・京都府・兵庫県・滋賀県・奈良県・和歌山県のいずれかに居住。

夫6.1時間、妻38.0時間、末子6歳未満の夫婦では、夫7.7時間、妻48.5時間であり、本稿の数値と大きく異なるわけではなかった。また、内閣府(平成22年)「インターネット等による少子化施策の点検・評価のための利用者意向調査 最終報告書」によると、有配偶者の家事・育児の分担割合は、「夫1割、妻9割」31.6%、「夫2割、妻8割」24.0%となっている。

性別役割分業意識については「夫に十分な所得があるならば、妻は働くべきではない」、「夫は外で働き、妻は家を守るべきである」、「母親が外で働くことは、未就学児の発育に負の影響を与える」、「子どもが 3 歳くらいまでの間は、母親が家庭で子どもの世話をすべきだ」に対して、反対=1 から賛成=5 の 5 段階の値をとる変数を用いる。

育児に関する設問では、保育園の利用経験者は 29.6%、ベビーシッターの利用経験者は 5.4%、夫も妻も育児休暇を取得していない人は 81.5%に上る。これは、今回の分析対象には、1992 年に施行された育児介護休業法以前に子どもをもった人が存在するためである。

4. 推定式

4.1 推定方法

夫の家事・育児負担と妻の就業の決定には、内生性によって、説明変数の係数値にバイアスが生じると推測される。例えば、夫の家事・育児負担は妻の就業に影響を与えるだけでなく、妻の就業が逆に夫の家事・育児負担に影響を与えるという因果関係も考えられる。また、「妻の働きかけ」(中川 2009)のように、妻が比較的高学歴で稼得能力の高い場合、夫に対する家事協力の働きかけが起こる。妻の(観察されない)稼得能力の高さが、妻の就業と夫の家事育児負担の両方に同時に正の影響を与えて、推定値に上方バイアスを生じさせる。逆に、妻の(観察されない)家事・育児の生産性が十分に高ければ、妻の就業と夫の家事・育児負担の両方に負の影響を与えて、下方バイアスが生じる。この問題を回避するためには、夫の家事・育児負担にだけ影響し、妻の就業決定には影響しないような、操作変数を用いる必要がある。

本稿では、内生性を考慮して、労働政策研究・研修機構(2015)にならって、以下のような二段階推定による操作変数プロビットモデルを用いる⁷。

$$H_i^h = \gamma_0 + \gamma_1 X_i^h + \gamma_2 Z_i + u_i \quad (1)$$

$$L^w = \beta_0 + \beta_1 X_i^w + \beta_2 H_i^h + \varepsilon_i \quad (2)$$

個人*i*に対して、 H_i^h は夫の1週間の家事・育児時間、 L^w は妻の就業状態を表すダミー変数で、就業の場合に1、非就業の場合に0の値をとる⁸。 Z_i は、夫の家事・育児時間 H_i^h に影響するが、妻の就業決定 L^w には影響しないような操作変数である。

夫の家事・育児時間の決定関数((1)式)における説明変数 X_i^h には夫の労働時間が含まれ、操作変数 Z_i として、夫の属性や働き方、具体的には、夫の年収、夫の労働時間、夫の年齢、夫の教育年数、夫の健康状態(労働政策研究・研修機構 2015)夫の通勤時間(夫の通勤時間が長いと、妻の家事時間が増える、小原 2001)、夫の柔軟な働き方変数、夫の性別役割分業意識を用いる。

⁷ より具体的には、Stata のコマンド `ivprobit` のオプションである `twostep` によって、Newey (1987) の推定量を推定した。

⁸ なお、本稿が利用している調査には、妻の労働時間に関するデータが含まれていない。

また、(2)式の妻の就業決定関数の説明変数として、妻の家事育児時間、妻の年齢、両親と同居ダミー、負債ありダミー、世帯金融資産（対数）、三大都市圏ダミーを用いる。つまり、2.4 節で述べた想定にしたがって、夫の家事・育児時間（(1)式）の説明変数に夫の労働時間、妻の就業決定（(2)式）の説明変数に妻の家事時間を含めてコントロールした上で、夫の家事・育児時間に対して、夫の個人属性・就業状態が影響し、妻の就業決定に対しては、妻の個人属性、妻の就業に影響する家族・世帯・地域属性、ならびに、夫の家事・育児時間が影響するというモデルとなっている^{9,10}。

操作変数の妥当性については、二つの検定を行う。ひとつは、内生変数の外生性の検定（Wald test of exogeneity）を行う。帰無仮説は内生性がない（ $E(\varepsilon_i | H_i^h) = 0$ ）である。もうひとつは、Amemiya-Lee-Newey（ALN）最小カイ二乗統計による過剰識別検定であり、帰無仮説は、操作変数は誤差項と相関しない（ $E(\varepsilon_i, Z_i) = 0$ ）である。

(2)式の推定において、操作変数プロビットモデルを用いた場合、(2)式の説明変数である夫の家事・育児負担時間は H_i^h ではなく、その理論値である \widehat{H}_i^h となるため、限界効果を直接的には解釈できない。そこで、Treza et al. (2008)、Bonanno and Li (2010)、Wooldridge (2002) にならって、2-Stage Residual Inclusion (2SRI) 法による推定を行う。2SRI の推定には、観察できない要因が変数として取り出せること、それが2段階目の推定の誤差と相関しないことなど、強い仮定を満たす必要があるため、本稿では、操作変数プロビットモデルによる結果を確認するための補足的な手段として用いる。具体的には、内生変数 H_i^h を被説明変数とする(1)式を推定して得られた残差 \hat{u} を、内生変数 H_i^h とともに(2)式に代入した(3)式を推計する。(3)式の推定における標準誤差は、ブートストラップ法で計算する。

$$L^w = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 H_i^h + \beta_3 \hat{u} + \gamma_i \quad (3)$$

Bonanno and Li (2010) が述べるように、2SRI の利点は (3)式が内生性の検定を兼ねていることである。もし(3)式の第一段階の誤差項の理論値 \hat{u} の係数 β_3 が有意でなければ、内生性のバイアスがないといえる¹¹。また、仮に上記の検定にパスしたとしても、弱い操作変数（weak instrument）の問題も残る。操作変数と内生変数の共分散が0に近ければ、内生変数の係数 β の確率極限が発散してしまう。そこで、弱い操作変数の検定（ $E(H_i^h, Z_i) \neq 0$ ）

⁹ 妻の就業決定においては、留保賃金の高さを代理する変数として、妻の学歴や初職の状況が考えられる。しかし、本稿では、データの制約により、これらを考慮することができない。これらの変数は、夫の家事参加との正の相関が予想されるため、夫の家事参加が妻の就労に与える影響を過大評価する（上方バイアスをもつ）おそれがあることに留意する必要がある。

¹⁰ 妻の就業決定を左右する主たる要因として、夫の年収を(2)式の妻の就業決定関数の説明変数に含めることも考えられる。しかし、夫の年収は賃金率と労働時間の積であることに鑑みると、(2)式の妻の就業決定関数に夫の年収を含めた場合、夫の家事・育児負担時間との逆の相関が生じて、夫の家事・育児負担時間が妻の就業に与える影響を計測できないおそれがある。本稿では、夫は、労働収入を優先して行動して、残りの可処分時間のうちの一部を家事・育児に費やし、その夫の家事・育児負担時間が間接的に妻の就業に影響すると仮定している。なお、夫の所得と夫の家事・負担時間の2変数を内生変数として、(2)式に含めて検討したところ、夫の家事・育児負担が妻の就業に与える影響は、本論の結果と整合的であった。

¹¹ (1)式と(2)式の誤差項（ u_i と ε_i ）の間に相関がなければ、(2)式の β_2 と(3)式の β_2 は一致する。

として、一段階目の回帰で、操作変数の係数がゼロであるという帰無仮説を F 検定して、この統計量が 10 以上か否かをみて、弱操作変数の問題がないことを判断する (Stock and Yogo 2005)¹²。

4.2 特定化

夫の家事・育児時間が妻の就業に与える影響について、夫の家事・育児時間の決定 (1式) と妻の就業決定 (2式) の二段階で考える。(1式)の説明変数は、図表 4-1 の通りの特定化を行う。また、妻の就業に関わる家事・育児支援は、(2式)の説明変数として用いる。

図表 4-1. 推定式の一覧

(1式)の被説明変数：夫の過当たりの家事・育児時間 (時間)	
(2式)の被説明変数：妻の就業ダミー (非就業=0,就業=1)	
特定化 (1式)の説明変数	
1	夫の年収、夫の週労働時間、妻の家事育児時間
2	特定化1+両親と同居ダミー
3	特定化2+通勤時間、夫の年齢、夫の教育年数、妻の年齢、 負債ありダミー、世帯金融資産(対数)、三大都市圏ダミー
4	特定化3+夫の健康
5	特定化2+育児支援ダミー
6	特定化2+育児休暇ダミー
7	特定化2+末子年齢ダミー
8	特定化2+夫の働き方(限定性ダミー)
9	特定化2+夫の働き方(勤務地限定ダミー)
10	特定化2+夫の働き方(職務限定ダミー)
11	特定化2+夫の働き方(時間短縮ダミー)
12	特定化2+夫の働き方(残業なしダミー)
13	特定化2+夫の性別役割分担意識(夫に十分な所得があるならば)
14	特定化2+夫の性別役割分担意識(夫は外で働き)
15	特定化2+夫の性別役割分担意識(未就学児の発育)
16	特定化2+夫の性別役割分担意識(子どもが3歳くらいまでの間)

5. 推定結果

5.1 特定化 1

図表 5-1 に、夫の家事・育児時間の決定関数である(1式)の推定結果を示す。特定化 1 をみると、夫の年収の係数が負である。つまり、年収が高い夫は、家事・育児を妻に任せる傾向がある。妻の家事・育児時間の係数は正であった。妻が家事・育児に取り組むほど、夫の家事・育児時間が長くなる。夫婦における家事・育児の分担だけでなく、家事・育児に夫婦でどれだけ時間をかけて取り組むかが、夫婦の就業に影響することを示唆している。夫の労働時間は、夫の家事・育児時間に影響しない。フルタイム勤務の多い男性は、所定労働時間の周辺でしか労働時間を調整することができないため、夫自身の家事・育児時間を増やすには至らないのかもしれない。

続いて、図表 5-2・特定化 1 の妻の就業決定関数の結果のうち、操作変数プロビットモ

¹² F 検定に当たっては、線形の 2 段階最小二乗法を行った。

デル (IV Probit) に着目すると、夫の家事・育児時間の係数は、0.099 で1%で有意であり、夫の家事・育児時間が長いほど、妻の就業確率が高い。

内生変数の外生性に関するワルド検定は、帰無仮説を棄却しており、夫の家事・育児時間の変数の内生性が確認された。ALN の過剰識別検定は、帰無仮説を棄却しないことから、過剰識別であることが支持された。また、第一段階の弱い操作変数の検定については、F値は17.91 と10を上回っており、弱操作変数の問題がないことが確認された。

図表 5-1. 夫の家事育児時間の決定関数 (第一段階)

被説明変数: 夫の家事・育児時間				
	特定化1	特定化2	特定化3	特定化4
夫の年収(対数万円)	-2.801 ***	-2.889 ***	-1.488 **	-1.222 **
	0.474	0.475	0.580	0.562
夫の週労働時間(時間)	-0.006	-0.008	-0.048 **	-0.044 **
	0.019	0.019	0.021	0.020
妻の家事・育児時間(時間)	0.069 ***	0.068 ***	0.065 ***	0.061 ***
	0.004	0.004	0.005	0.005
両親との同居ダミー		-1.182 **	-0.670	-0.611
		0.542	0.600	0.578
通勤時間			-0.003	-0.002
			0.006	0.006
夫の年齢			-0.135 **	-0.089
			0.060	0.058
夫の教育年数			-0.264 **	-0.214 **
			0.109	0.105
夫の健康				-0.170
				0.187
妻の年齢			-0.142 **	-0.180 ***
			0.058	0.056
負債ありダミー			-0.776 *	-0.652 *
			0.397	0.383
世帯金融資産(対数)			0.102	0.096
			0.071	0.069
三大都市圏ダミー			0.130	0.209
			0.425	0.410
定数項	22.848 ***	23.696 ***	33.231 ***	30.485 ***
	3.183	3.204	3.686	3.578
F値	92.78	70.92	31.93	24.77
係数0のF検定	0.000	0.000	0.000	0.000
R2	0.133	0.135	0.189	0.181
観測数	1826	1826	1521	1519

注: 上段は係数、下段は標準誤差
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

図表 5-2. 妻の就業決定関数 (第二段階)

被説明変数: 妻の就業ダミー(就業=1, 非就業=0)												
	特定化1			特定化2			特定化3			特定化4		
	Probit	IV Probit	2SRI									
夫の家事育児時間	0.008 *	0.099 ***	0.099 ***	0.008 **	0.087 ***	0.087 ***	0.011 **	0.140 ***	0.140 ***	0.012 **	0.163 ***	0.162 ***
	0.004	0.033	0.030	0.004	0.031	0.029	0.005	0.040	0.032	0.005	0.050	0.035
妻の家事育児時間	-0.005 ***	-0.011 ***	-0.011 ***	-0.005 ***	-0.011 ***	-0.011 ***	-0.005 ***	-0.013 ***	-0.013 ***	-0.005 ***	-0.014 ***	-0.014 ***
	0.001	0.002	0.002	0.001	0.002	0.002	0.001	0.003	0.002	0.001	0.003	0.002
両親と同居ダミー				0.333 ***	0.403 ***	0.403 ***	0.350 ***	0.406 ***	0.405 ***	0.349 ***	0.409 ***	0.408 ***
				0.098	0.111	0.107	0.113	0.139	0.120	0.113	0.145	0.103
妻の年齢							0.021 ***	0.054 ***	0.054 ***	0.021 ***	0.060 ***	0.059 ***
							0.005	0.012	0.009	0.005	0.014	0.010
負債ありダミー							0.185 ***	0.289 ***	0.289 ***	0.186 ***	0.290 ***	0.288 ***
							0.070	0.093	0.074	0.070	0.097	0.071
世帯金融資産(対数)							-0.011	-0.009	-0.009	-0.010	-0.011	-0.012
							0.012	0.015	0.014	0.012	0.016	0.010
三大都市圏ダミー							-0.033	-0.007	-0.007	-0.042	-0.021	-0.021
							0.072	0.090	0.071	0.072	0.094	0.070
残差			-0.093 ***			-0.081 ***			-0.131 ***			-0.154 ***
			0.030			0.030			0.032			0.035
定数項	0.594 ***	0.235 *	0.235	0.549 ***	0.225	0.225 *	-0.507 *	-2.653 ***	-2.647 ***	-0.507 **	-2.970 ***	-2.958 ***
	0.049	0.140	0.129	0.050	0.137	0.130	0.257	0.730	0.573	0.257	0.875	0.621
係数0のF検定	0.000	0.000	0.000	0.000	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
観測数	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1521	1521	1521	1521	1519	1519
IV-F値		17.91			19.03			6.44			3.97	
ワルド検定(外生性)		0.002			0.003			0.000			0.000	
ALN(過剰識別検定)		0.930			0.794			0.142			0.210	

注: 上段は係数、下段は標準誤差
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

特定化 1 をプロビットモデルで推定した場合（図表 5-2、特定化 1、Probit）、夫の家事・育児時間は、0.008 で有意水準 10% で有意である。ただし、内生性の問題から、この推定値は一致性を満たさない。操作変数プロビットモデルの推定値が 0.099 であり、0.091 ほど下方バイアスがみられた。下方バイアスが生じた背景としては、前述したように妻の観察されない家事の生産性の高さが影響している可能性が考えられるが、それを考慮してもなお、夫の家事・育児時間は、妻の就業にプラスに働いていた。

2SRI の推定結果をみると（図表 5-2、特定化 1、2SRI）、残差は -0.093 で有意であり、夫の家事・育児時間変数の内生性が確認された。夫の家事・育児時間の係数は、0.099 で、操作変数プロビットモデルの推定値に近い。このことは、夫の家事・育児時間変数の内生性を示しつつ、誤差項の相関の大きさは夫の家事・育児時間の係数に相当するほど大きいことを示唆している。

5.2 特定化 2~4

特定化 2 は、(1)式や(2)式の説明変数に両親との同居ダミーを追加した結果である。両親との同居は、夫の家事・育児時間に負、妻の就業に正に影響している。外生性検定、過剰識別検定、弱操作変数の F 検定も良好な結果を示している。さらに、(1)式に、通勤時間、夫の年齢、夫の教育年数、夫の健康、(2)式に、妻の年齢、負債ありダミー、世帯金融資産（対数）、三大都市圏ダミーを追加した結果をみると、夫の教育年数、妻の年齢、負債ありダミーは、夫の家事・育児時間に負であった（図表 5-1、特定化 3, 4）。一方、妻の就業決定においては、両親との同居、妻の年齢、負債ありダミーは正であった（図表 5-2、特定化 3, 4）。とくに、両親との同居は、夫の家事・育児に対してではなく、妻の就労にプラスに働くことがわかった。ただし、特定化 3, 4 に関しては、弱操作変数の F 値が 10 を下回っていた。例えば、特定化 3 では、第一段階の推定において、有意となる操作変数が増えてはいるものの、弱操作変数の検定をパスするほど十分に強くない。Staiger and Stock (1997) によれば、弱操作変数のバイアスの上限は、F 値の逆数で概ね図ることができる。今回の推定の場合、F 値 6.441 の逆数は、0.155 なので、最大で約 15% ほど過剰推定されているおそれがある。そこで、以下では、各種の検定結果が良好である特定化 2 をベンチマークとして、多様な働き方や夫の性別役割分業意識に関する変数を追加した分析を行う。

5.3 特定化 5~7（育児支援、育児休暇、末子年齢）

特定化 2 の説明変数に育児支援の変数を追加した。資源代替仮説によれば、家事育児の代行は、夫の家事育児時間を減少させるはずであるが、推定結果（図表 5-3、特定化 5, 6）は、夫の家事育児時間に対して、ベビーシッターや保育所利用、妻の育児休暇が正で有意となっている。家事・育児代行サービスの利用が育児ニーズを顕在化させて、夫の育児参加を促した（ニーズ仮説）、あるいは、夫婦の情緒関係が高く、夫婦の家事を含めた共同行動が増えた可能性がある（情緒関係仮説）。

図表 5-3. 夫の家事育児時間の決定関数（育児支援：第一段階）

被説明変数：夫の家事・育児時間	特定化5			特定化6			特定化7		
	夫の年収（対数万円）	-2.783 ***	0.472	0.471	-2.724 ***	0.471	0.476	-1.764 ***	0.476
夫の週労働時間（時間）	-0.015	-0.011	-0.043 **	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019
妻の家事・育児時間（時間）	0.071 ***	0.069 ***	0.059 ***	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
両親との同居ダミー	-1.502 ***	-1.312 **	-0.548	0.538	0.536	0.532	0.538	0.536	0.532
保育園利用ダミー	2.474 ***	0.393		3.095 ***	0.707		3.095 ***	0.707	
ベビーシッター利用ダミー	0.338	0.248		0.338	0.248		0.338	0.248	
親のサポートダミー									
育児休暇（夫）		1.726			1.514			3.065 ***	
育児休暇（妻）					0.475				
育児休暇（両方）					2.301				
					2.511				
6歳以下の子どもあり							5.002 ***		
							0.517		
7～12歳の子どもあり							2.158 ***		
							0.499		
13～18歳の子どもあり							0.893 *		
							0.472		
定数項	22.052 ***	22.177 ***	16.283 ***	3.201	3.181	3.207	22.052 ***	22.177 ***	16.283 ***
F値	52.78	47.54	57.51	52.78	47.54	57.51	52.78	47.54	57.51
係数0のF検定	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R2	0.169	0.155	0.181	0.169	0.155	0.181	0.169	0.155	0.181
観測数	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826

注：上段は係数、下段は標準誤差
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

図表 5-4. 妻の就業決定関数（育児支援：第二段階）

被説明変数：妻の就業ダミー（就業=1、非就業=0）	特定化5（育児支援）		特定化6（育児休暇）		特定化7（末子年齢）	
	IV Probit	2SRI	IV Probit	2SRI	IV Probit	2SRI
夫の家事育児時間	0.073 **	0.073 ***	0.091 ***	0.091 ***	0.125 ***	0.125 ***
	0.032	0.028	0.034	0.032	0.046	0.036
妻の家事育児時間	-0.009 ***	-0.009 ***	-0.011 ***	-0.011 ***	-0.011 ***	-0.011 ***
	0.002	0.002	0.003	0.002	0.003	0.002
両親と同居ダミー	0.356 ***	0.356 ***	0.396 ***	0.396 ***	0.325 ***	0.325 ***
	0.115	0.115	0.116	0.103	0.116	0.107
保育園利用ダミー	0.431 ***	0.431 ***				
	0.115	0.108				
ベビーシッター利用ダミー	-0.339 **	-0.339 **				
	0.160	0.159				
親のサポートダミー	-0.040	-0.040				
	0.050	0.043				
育児休暇（夫）			-0.613 **	-0.613 **		
			0.297	0.283		
育児休暇（妻）			0.597 ***	0.597 ***		
			0.152	0.142		
育児休暇（両方）			0.887	0.888 ***		
			0.610	0.336		
6歳以下の子どもあり					-0.984 ***	-0.983 ***
					0.258	0.209
7～12歳の子どもあり					-0.368 **	-0.368 ***
					0.146	0.124
13～18歳の子どもあり					-0.055	-0.055
					0.106	0.090
残差	-0.072 **		-0.089 ***		-0.112 ***	
	0.029		0.031		0.036	
定数項	0.226 **	0.226 **	0.153	0.153	0.328 **	0.329 ***
	0.109	0.094	0.131	0.114	0.142	0.114
係数0のF検定	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
観測数	1826	1826	1826	1826	1826	1826
IV-F値	18.48		17.44		10.85	
ワルド検定（外生性）	0.016		0.004		0.004	
ALN（過剰識別検定）	0.782		0.912		0.011	

注：上段は係数、下段は標準誤差
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

女性の就業決定関数(2)に、保育園利用ダミー変数、ベビーシッター利用ダミー変数、親のサポートダミー変数を追加した結果によると(図表 5-4、特定化 5)、保育園利用ダミーは、女性の就業に正に働く。一方、ベビーシッター利用は有意に負である。ベビーシッターは、妻の恒常的な就業のためだけでなく、妻が所用を済ませたり余暇を楽しんだりする際に一時的に世話を願うような場合の利用も推奨されており、必ずしも就業促進につながるものではないといえる¹³。親との同居は妻の就業に正に有意であるが、親のサポートダミーは有意ではなかった。同居している親ならば、子どもの病気や急な残業といった突発的な事情にも対応できることに鑑みると、妻の就業には、日常的なサポートが必要であることを示唆している。

図表 5-4・特定化 6 の操作変数プロビットモデルや 2SRI の推定結果によると、妻が育児休暇を取得した場合には、妻の就業に正に効いていた。育児休業制度は、職場復帰を前提としており、もっともな結果である。一方、夫の育児休暇取得は、妻の就業を促進するわけではなかった。ただし、夫の育児休暇取得者は 25 人(1.4%)に過ぎず、少ない観測数での議論である点に留意する必要がある。

図表 5-4・特定化 7 の子どもの末子年齢に注目すると、とくに、6 歳以下の子どもありダミー変数、7~12 歳の子どもありダミー変数は、女性の就業に有意に負であった。なお、第一段階の夫の家事・育児時間との関係では(図表 5-3、特定化 7)、これらの子どもありダミー変数は、夫の家事・育児時間に有意に正であった。12 歳以下の子どもの存在は、夫婦双方の家事・育児の負担量を増やし、女性の就業を押し下げることが示唆されている。

なお、内生変数の外生性に関する Wald 検定は、帰無仮説を棄却しており、夫の家事・育児割合の変数の内生性が確認された。ALN の過剰識別検定は、末子年齢の推定を除いて、帰無仮説を棄却せず、過剰識別であることが支持された。2SRI の残差に注目すると、いずれの特定化においても負で有意であり、ここでも、夫の家事・育児時間の内生性が確認された。

5.4 特定化 8~12 (働き方の限定性)

夫の働き方の限定性についてみると(図表 5-5、特定化 8~12)、夫の限定的な働き方(特定化 8)は、夫の家事・育児時間に対して 0.974 で有意である。夫の限定的な働き方は、家事・育児時間を有意に増やす。個別にみると、勤務地限定(特定化 9)が 2.781、職務限定(特定化 10)は 1.406 で有意に影響していた。時間短縮勤務(特定化 11)や残業なし勤務(特定化 12)の係数は、正ではあるが、統計的に有意ではなかった。勤務地や職務の範囲を明確にすることは、転勤や配置転換がありうる無限定的な働き方や労働時間の短縮に比べて、夫の家事・育児行動を促すといえる。なお、限定性の各変数は、排他的でない点に留意する必要がある。

¹³ ベビーシッター利用の評価については、ベビーシッターの利用者のサンプルに占める割合が約 5%と低いことや、ベビーシッターダミー変数は、金融資産変数や都市ダミー変数との正の相関があるため、こうしたコントロール変数の影響を受けている可能性があることに留意する必要がある。

図表 5-5. 夫の家事育児時間の決定関数（多様な働き方：第一段階）

被説明変数: 夫の家事・育児時間					
	特定化8	特定化9	特定化10	特定化11	特定化12
夫の年収(対数万円)	-2.857 ***	-2.825 ***	-2.833 ***	-2.881 ***	-2.914 ***
	0.475	0.475	0.476	0.475	0.476
夫の週労働時間(時間)	0.004	-0.005	-0.004	-0.005	-0.006
	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019
妻の家事・育児時間(時間)	0.069 ***	0.069 ***	0.069 ***	0.068 ***	0.069 ***
	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
両親との同居ダミー	-1.242 **	-1.262 **	-1.243 **	-1.213 **	-1.195 **
	0.541	0.541	0.542	0.542	0.542
限定性ダミー	0.974 ***				
	0.366				
勤務地限定ダミー		2.781 ***			
		0.954			
職務限定ダミー			1.406 **		
			0.689		
時間短縮ダミー				0.714	
				0.604	
残業なしダミー					1.553
					1.102
定数項	22.470 ***	23.026 ***	23.049 ***	23.466 ***	23.733 ***
	3.231	3.205	3.216	3.209	3.203
F値	58.35	58.67	57.67	57.03	57.17
係数0のF検定	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R2	0.138	0.139	0.137	0.136	0.136
観測数	1826	1826	1826	1826	1826

注: 上段は係数、下段は標準誤差
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

図表 5-6. 妻の就業決定関数（多様な働き方：第二段階）

	特定化8(限定性)		特定化9(勤務地限定)		特定化10(職務限定)		特定化11(時間短縮)		特定化12(残業なし)	
	IV Probit	2SRI	IV Probit	2SRI	IV Probit	2SRI	IV Probit	2SRI	IV Probit	2SRI
夫の家事育児時間	0.082 ***	0.082 ***	0.056 **	0.057 **	0.086 ***	0.086 ***	0.092 ***	0.092 ***	0.088 ***	0.088 ***
	0.028	0.026	0.026	0.025	0.030	0.028	0.031	0.027	0.030	0.029
妻の家事育児時間	-0.010 ***	-0.010 ***	-0.008 ***	-0.009 ***	-0.010 ***	-0.010 ***	-0.011 ***	-0.011 ***	-0.011 ***	-0.011 ***
	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
両親と同居ダミー	0.399 ***	0.399 ***	0.374 ***	0.375 ***	0.402 ***	0.402 ***	0.407 ***	0.407 ***	0.403 ***	0.403 ***
	0.109	0.120	0.104	0.099	0.110	0.092	0.112	0.097	0.111	0.105
残差		-0.075 ***		-0.050 *		-0.080 ***		-0.086 ***		-0.081 ***
		0.025		0.026		0.028		0.027		0.030
定数項	0.249 **	0.250 **	0.352 ***	0.349 ***	0.231 *	0.231 **	0.207	0.208 *	0.225 *	0.225 *
	0.126	0.108	0.119	0.109	0.131	0.117	0.137	0.118	0.135	0.119
係数0のF検定	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
観測数	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826
IV-F値	15.10		15.57		14.10		13.16		13.36	
ワルド検定(外生性)	0.004		0.052		0.003		0.002		0.004	
ALN(過剰識別検定)	0.859		0.050		0.957		0.741		0.966	

注: 上段は係数、下段は標準誤差
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

5.5 特定化 13~16（性別役割分業意識）

性別役割分業意識に関する4変数のすべては、夫の家事・育児時間に対して有意に負であった（図表 5-7、特定化 13~16）。4変数は、夫が外で稼ぐことや子育てに関する考え方など、それぞれに異なる表現で性別役割分業意識を捉えたものであるが、いずれも夫の家事・育児時間に対して負であることから、性別役割分業意識が夫の家事・育児時間を押し下げる傾向の頑健さが確認できた。妻の就業確率に対して、夫の育児・家事時間の係数は 0.143 と他の特定化のそれよりも大きく、2SRI の残差の係数も -0.109~ -0.139 と負の方向に大きくなっている（図表 5-8、特定化 13~16）。夫の家事・育児時間が妻の就業に与える影響を識別する上で、夫の性別役割分業意識でコントロールすることの有効性を示唆している。外生性検定や弱操作変数の F 検定の結果は良好であるが、特定化 13、14 に

については、ALNの過剰識別検定をそれぞれ有意水準10%、5%でパスしていないことに留意する必要がある。

図表5-7. 夫の家事育児時間の決定関数（性別役割分業意識：第一段階）

被説明変数: 夫の家事・育児時間	特定化13	特定化14	特定化15	特定化16
夫の年収(対数万円)	-2.985 ***	-3.002 ***	-2.930 ***	-2.934 ***
	0.474	0.472	0.473	0.472
夫の週労働時間(時間)	-0.005	0.002	-0.006	-0.005
	0.019	0.019	0.019	0.019
妻の家事・育児時間(時間)	0.069 ***	0.069 ***	0.069 ***	0.070 ***
	0.004	0.004	0.004	0.004
両親との同居ダミー	-1.287 **	-1.415 ***	-1.310 **	-1.166 **
	0.541	0.539	0.539	0.538
役割分業意識① (夫に十分な所得があるならば)	-0.667 ***	0.183		
役割分業意識② (夫は外で働き)		-1.001 ***		
		0.184		
役割分業意識③ (未就学児の発育)			-0.846 ***	
			0.179	
役割分業意識④ (子どもが3歳くらいまでの間)				-0.961 ***
				0.185
定数項	26.263 ***	27.021 ***	26.612 ***	27.219 ***
	3.269	3.237	3.244	3.252
F値	59.78	63.54	61.86	62.95
係数0のF検定	0.000	0.000	0.000	0.000
R2	0.141	0.149	0.145	0.147
観測数	1826	1826	1826	1826

注: 上段は係数、下段は標準誤差
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

図表5-8. 妻の就業決定関数（性別役割分業意識：第二段階）

被説明変数: 妻の就業ダミー(就業=1, 非就業=0)	特定化13(役割意識①)		特定化14(役割意識②)		特定化15(役割意識③)		特定化16(役割意識④)	
	IV Probit	2SRI						
夫の家事育児時間	0.143 ***	0.143 ***	0.049 ***	0.142 ***	0.113 ***	0.113 ***	0.121 ***	0.121 ***
	0.027	0.021	0.011	0.025	0.027	0.025	0.026	0.019
妻の家事育児時間	-0.014 ***	-0.014 ***	-0.005 ***	-0.014 ***	-0.012 ***	-0.012 ***	-0.013 ***	-0.013 ***
	0.002	0.002	0.001	0.002	0.002	0.002	0.002	0.001
両親と同居ダミー	0.462 ***	0.461 ***	0.152 ***	0.455 ***	0.426 ***	0.426 ***	0.436 ***	0.435 ***
	0.127	0.094	0.043	0.087	0.117	0.104	0.119	0.091
残差		-0.139 ***		-0.137 ***		-0.109 ***		-0.116 ***
		0.022		0.025		0.026		0.020
定数項	0.009	0.009	0.519 ***	0.010	0.124	0.124	0.096	0.096
	0.126	0.095	0.049	0.113	0.121	0.106	0.121	0.087
係数0のF検定	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
観測数	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826	1826
IV-F値	22.74		17.21		20.27		21.87	
ワルド検定(外生性)	0.000		0.000		0.000		0.000	
ALN(過剰識別検定)	0.063		0.012		0.441		0.318	

注: 上段は係数、下段は標準誤差
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

5.6 妻の就業に対する夫の家事・育児の限界効果と、働き方・性別役割意識の影響

本稿では、夫の働き方や性別役割分業意識を操作変数の一つとみなして、それらが夫の家事・育児参加に有意に影響し、ひいては、妻の就業確率を左右することを示した。しかし、これらの変数が外生的であるならば、夫自身がそれを変えることは容易ではない。例えば、性別役割分業意識の変化に寄与するのは、世代効果であり（Scott 2006）、時間の流れを要する。一方、多様な働き方は、現状、夫が自由に選択できる状況とは必ずしも言えないが、今後、多様な正社員制度が更に普及し、夫がより柔軟に多様な正社員制度を利用できるようになれば、夫の家事・育児参加を促す効果が期待される。多様な働き方の更な

る普及を図る方が性別役割分業意識を変化させることに比べ、より可能性が高く、現実的な対応かもしれない。では、こうした外生的な条件が変化すると仮定した場合に、夫の家事・育児参加が妻の就業確率がどう変化するのか、その限界効果を試算してみる。つまり、妻の就業確率を高めるために、夫の家事・育児参加を促す（夫にとっては外生的な）政策として、夫の働き方の多様化と性別役割分業意識の変革のどちらがより大きな効果をもつのかを検証したい¹⁴。

まず、限定的な働き方について、第一段階の被説明変数である夫の家事・育児時間に対して、勤務地限定（図表 5-5, 5-6、特定化 9）係数は 2.781（図表 5-5, 5-6、特定化 8）であり、第二段階の夫の家事・育児時間が妻の就業確率に与える影響の限界効果は 0.020 と試算されたことから、夫が勤務地限定の働き方となることによる、妻の就業確率への影響は 5.5%ポイント（＝勤務地限定係数 2.781×夫の家事・育児の限界効果 0.020）と導き出される。職務限定の場合（図表 5-5, 5-6、特定化 9）は 4.2%ポイント（＝職務限定係数 1.406×夫の家事・育児の限界効果 0.030）であった。

一方、同様にして、夫の性別役割分業意識（「夫に十分な所得があるならば、妻は働くべきではない」）が 1 段階変化することによる、妻の就業確率への影響は 3.3%ポイント（＝役割意識係数 0.667×夫の家事・育児の限界効果 0.049）であり、他の性別役割分業意識は、「夫は外で働き、妻は家を守るべきである」4.9%ポイント、「母親が外で働くことは、未就学児の発育に負の影響を与える」3.3%ポイント、「子どもが 3 歳くらいまでは、母親が家庭で子どもの世話をすべきだ」4.0%ポイントであった。

これらの結果は、多様な働き方の導入は、夫の家事・育児参加を通して、性別役割分業意識の変革と同じくらい、妻の就業確率を高めることを示唆している。仮に、性別役割分業意識の変革が難しいという前提（世代効果を待たなければならないような状況）に立った場合には、多様な働き方を可能にするような就業条件を整えることが、性別役割分業意識のマイナスを補うに十分なだけの、夫の家事・育児参加と妻の就業確率の向上をもたらさうといえる。

5.7 まとめ

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した。夫の家事・育児が増加すれば、妻の就業が増加するかどうかについては、両者の関係には内生性が存在するが、それを考慮した分析を行っても、夫の家事・育児時間は妻の就業に正で有意な影響を与えることがわかった。

夫の家事・育児時間を増やすためには何が有効であろうか。夫の家事・育児時間に対して夫の属性、働き方として特に有意な変数として、夫の所得（一、負の影響）、夫の限定的な働き方（特に、勤務地、職務限定）（+、正の影響、以下同）、夫は働き、妻は家で子育て

¹⁴ なお、夫の家事・育児参加が妻の就業に与える限界効果の試算においては、2SRI の推定結果を用いた。その理由は、Two step の iv probit の場合、限界効果の算出が複雑であり、2SRI は二段階目の説明変数として、夫の家事・育児参加の理論値ではなく観測値を用いているため、直接的に解釈可能であるからである。

てすべきという男女の役割分業意識（－）が挙げられる。夫の所得が低下する、夫が限定的な働き方をする、男女の役割分業意識を変えることで夫の家事・育児負担を増加させる可能性があることがわかった。

妻の就業は、夫の家事・育児時間（＋）以外に、妻の年齢（＋）、負債（＋）、子どもが6歳以下または12歳以下（－）が有意に影響していた。つまり、妻の年齢が高いほど育児に手がかからず、就業しやすい一方、12歳以下の子どもがいる場合は、明らかに就業を抑制する効果を生む。また、親と同居（＋）、保育園利用（＋）、妻の育児休暇（＋）であり、親との同居、育児休暇取得や保育園利用が当然のことながら妻の就業促進に効果を持つことが確かめられた。しかしながら、親のサポートの有無やベビーシッターの利用（－）は、妻の就業に対してプラスの影響はみられなかった。

これらをまとめると、妻の就業を支えるものとして重要なのは、たまのサポートではなく、「日常的なサポート」と言えるのではないか。日常的なサポートとしては、もちろん、夫の家事・育児への参加が重要であるが、保育園利用や親の同居の効果も大きい。一方、同居していない親やベビーシッターのサポートは、就業している妻にとって、頼りになるヘルプには違いないが、たまのサポートになるため就業への効果は相対的に弱くなると考えられる。

6. 政策的インプリケーション

既婚女性の就業や多様な働き方を支えるためには、子育て両立支援などの職場環境が重要であることはいうまでもない。本稿の分析でも、妻の育児休業取得と就業には正の相関が確認されており、育児休業制度については様々な整備が進んできている。しかし、本稿での分析が示すように、既婚女性の就業を促進するためには、その家族を含めた職場の外での支援も不可欠である。

本稿では、夫の家事・育児参加、親との同居、保育園利用といった「日常的なサポート」が妻の就業に好影響を与えることが確認された。夫の家事・育児参加を高めるためには、夫が正社員でも限定的な働き方を選択することも有効であった。既婚女性自身が家事・育児と就業を両立させるために、限定的な働き方を選択することは対応策の一つであるが、真に既婚女性の働き方・活躍をサポートするためには、夫側の「男の働き方」を変えることも重要である。そのためにも、職務・勤務地・労働時間が限定された多様な正社員の普及を政策的にも推進していくべきであろう。保育園については、待機児童の解消など政策面でもこれまで努力が払われているが、家族のサポートを高めるためにどのような政策を行うべきかについては、見落とされていたのではなかろうか。

また、男女の役割分業意識の変革も重要な課題である。ただし、意識の背景には、これまでの伝統的な文化背景や夫婦それぞれの長期的な賃金の見通しに基づく面もあるため、なかなか変わりにくいことにも留意すべきである。こうした意識の変化は世代効果を待つ

しかないと仮定したとしても、働き方を変えることで、そのマイナスを補うだけの、妻の就業に対するプラスの効果が得られる。妻の就業促進に向けて、まずは、夫の多様な働き方を可能にするような就業条件の整備を急ぎつつ、長期的には、異なった役割分業意識が醸成される環境づくりを検討していく必要がある¹⁵。

7. 結論

本稿は、2015年に（独）経済産業研究所が実施した「平成26年度 正社員・非正社員の多様な働き方と意識に関するWeb調査」の個票データを使い、既婚で子どものいる男性を対象として、夫の家事・育児時間がその妻の就業に与える影響について実証的に分析した。主な結果は以下の通りである。

第一に、夫の家事・育児時間と妻の就業には内生性が存在するが、夫の役割分業意識や働き方を操作変数の一つとして使うなど内生性を考慮した分析を行っても、夫の家事・育児時間が妻の就業確率を高めることが示された。

第二に、妻の就業には夫の家事・育児時間以外にも、保育園利用、親との同居、妻の育児休暇取得などが正の影響を与える一方、ベビーシッター利用は負で、親のサポートは有意な影響をもたなかった。日常的なサポートがたまのサポートよりも重要であることがわかった。

第三に、夫の家事・育児時間に対しては、夫の限定的な働き方（特に、職務、勤務地限定）の選択は正に、「妻は家を守るべき」という役割分業意識が負に寄与していた。限定的な働き方が既婚女性自身の家事・育児をサポートする効果を持つことは言うまでもないが、夫の働き方を変えることも妻の就業を可能にする効果ももつため、その意味からも、多様な正社員の普及を政策的に今後とも推進していくことが望まれる。また、役割分業意識を変えることは必ずしも容易ではないが、女性の就業促進に向けては、長期的にみて、夫の家事・育児参加が当たり前になるような意識への働きかけも重要である。

参考文献

吉川徹「性別役割分業意識の形成要因—男女比較を中心に」尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識 1995年SSM調査シリーズ14』1998, 49-70.

¹⁵ 性別役割分業意識はどうすれば変わるのか。英国の性別役割分業意識の変化を分析した Scott (2006) によると、その変化に最も寄与するのは世代効果であり、意識の変化には、大きな時間の流れを要する。また、Inglehart and Norris (2003) の国際比較調査は、一人当たりGDPの大きさや教育水準の高さが、男女の平等と正の相関があることを示している。経済的な発展や教育水準の向上は、性別役割分業意識の変革に寄与し得る。吉川(1995)は、妻の学歴に見合った自己実現をとまなう生産労働によって、妻の家計参入度が高まれば、夫の性別役割分業意識が変革されて、性別役割分業行動に対する既婚男女の評価基準の差異を埋めていく可能性を指摘している。伝統的文化要因からの影響の大きい性別役割分業意識を変えることは容易ではないが、経済水準や教育の向上を通して、緩やかに変革できると推測される。

- 工藤寧子「夫婦の家事分担に関する文献レビュー」『東北女子大学・東北女子短期大学 紀要』2015, No.54, 58-64.
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫「夫の家事育児参加と出産行動」『季刊社会保障研究』, 2009, 44(4), 447-459.
- 小原美紀「長時間通勤と市場・家事労働—通勤時間の短い夫は家事を手伝うか?」『日本労働研究雑誌』, 2001, 476, 33-45.
- 武内真美子「女性就業のパネル分析--配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』, 2004, 527, 76-88.
- 中川まり「共働き夫婦における妻の働きかけと夫の育児・家事参加」『人間文化創成科学論叢』, 2009, 12, 305-313.
- 中川まり「共働き家族における夫のワーク・ファミリー・コンフリクトと妻の相対的資源—12歳以下の子どもをもつ夫の性別役割分業意識を媒介とした利益仮説モデル」『生活社会科学研究』2015, 22, 17-29.
- 中川まり「共働き男性における性別役割分業意識と妻の正社員就労が育児・家事参加に与える関連性」お茶の水女子大学グローバルCOEプログラム「格差センシティブな人間発達科学の創成」16 公募研究成果論文集, 23-32.
- 中野あい「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』, 2009, 39(1), 121-135.
- 永瀬伸子「既婚女性の就業と保育政策」『労働市場研究会報告書』1997
- 不破麻紀子「就業環境と既婚男性の家事分担 JLPS2007、2009、2011、2013 データの分析から」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ, 2015, No.86, 1-20.
- 馬欣欣「世帯の生活時間と生活格差に関するパネルデータの分析—夫の労働時間が妻の就業および家計時間配分に与える影響」KUMQRP Discussion Paper Series DP2006-26, 2006, 1-29.
- 水落正明「家計の時間配分行動と父親の育児参加」『季刊社会保障研究』2006, 42(2), 149-164.
- 水落正明「夫婦の性別役割意識と妻の就業」『季刊家計経済研究』2010, 86, 21-30.
- 労働政策研究・研修機構「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『労働力需給の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—』第1章, 2015, 12-39.
- Alesina, Alberto., Paola Giuliano and Nathan Nunn “On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough” *Quarterly Journal of Economics* Vol.128, 2013, 469-530
- Bonanno, Alessandro and Jing Li “Food Insecurity and Food Access in U.S. Metropolitan Areas”, *Applied Economic Perspectives and Policy* 2014
- Inglehart Ronald and Pippa Norris *Rising Tide Gender Equality and Cultural Change around the World*, 2003, Cambridge University Press

- Newey, Whitney K. “Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables” *Journal of Econometrics*, 1987, 36: 231-250.
- Scott, Jacqueline “Families and gender roles: How attitudes are changing” *Arxius*, 2006, 15: 143-154.
- Stock, James H, and Yogo Motohiro “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression.” In: Andrews DWK Identification and Inference for Econometric Models. Identification and Inference for Econometric Models. 2005, New York: Cambridge University Press; 80-108.
- Terza, Joseph V., Anirban Basu, and Paul J. Rathouz. “Two-Stage Residual Inclusion Estimation: Addressing Endogeneity in Health Econometric Modeling.” *Journal of Health Economics* 2008 27: 531-543.
- Wooldridge, Jeffrey. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed., 2010, Cambridge, MA: MIT Press.