



RIETI Discussion Paper Series 16-J-010

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

鶴 光太郎
経済産業研究所

久米 功一
リクルートワークス研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

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¹

鶴光太郎（慶應義塾大学 / 経済産業研究所）

久米功一（リクルートワークス研究所）

要 旨

本稿では、夫の家事育児参加度合い（家事・育児負担割合、または、家事・育児時間）が、妻の就業に与える影響について実証的に分析した。両者の関係には内生性が存在するが、夫の働き方や役割分担意識を操作変数として使うなど内生性をコントロールした分析を行っても、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・育児参加度合いが妻の就業、正社員としての勤務、労働時間等の面でより負荷のかかる働き方の選択を高めていた。第二に、妻の就業には、保育園利用、親との同居などの「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・育児参加度合いに対して、夫が正社員でも限定的な働き方（特に、職務、勤務地限定）や柔軟な労働時間制度の選択が正に、「妻は家を守るべき」という役割分担意識が負に寄与していることが示された。

これらの結果は、既婚女性の就業や働き方の多様化の推進においては、職場における子育て両立支援や保育園利用をサポートするだけでなく、夫の働き方や役割意識を変えることが有効であることを示唆している。

キーワード：既婚女性、就業、家事・育児、柔軟な働き方、性別役割分担意識

JEL classification: J12, J16, J22

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 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。また、本稿の原案に対して、藤田昌久所長、森川正之副所長を始めとして経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げたい。また、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。

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²。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、出産・育児等による離職後の再就職にあたって非正規雇用労働者となる場合が多く、管理的職業従事者における女性の割合は 11.3%と低い水準にとどまっており、女性就業の質の向上、女性の活躍推進の必要性が強く訴えられている。

特に、子供のいる既婚女性の就業・活躍のためには、子育て両立支援といった職場におけるサポートのみならず、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。2014 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 464 万人（雇用者の 8.5%）である。そのうち 30 代男性は 115 万人（雇用者の 16.5%）とさらに高くなり、子育て世代の男性に過度な負担がかかっていることがわかる。このように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といえる。

こうした状況に鑑みると、特に、既婚女性の就業・活躍を推進するためには、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・育児負担割合が、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・育児負担と妻の就業との内生性を考慮するとともに、夫の働き方や性別役割意識が家事・育児負担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、さまざまな研究がなされており、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きた（補論 1 を参照）。そこでの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。

例えば、夫が家事・育児を担うほど、妻は就業しやすくなる。その逆として、稼得能力

² 平成 27 年 6 月の「日本再興戦略」改訂 2015 においても、女性の活躍推進が取り上げられており、2020 年に 25 歳から 44 歳の女性の就業率を 73%（2014 年 70.8%）にすることや、待機児童の解消、男性が育児を行うことや家族の介護による離職への対応策が提示されている。

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、操作変数を用い識別する推計（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計（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、性別役割分担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計している。具体的には、第一段階で、夫の家事分担比率を推計し、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るものである。二段階目の推計の説明変数には、夫の家事分担比率（夫の家事時間/（夫の家事時間+妻の家事時間）×100%）、妻の年齢、6歳未満の子供の有無、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、（その他の変数候補）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、通常のプロビット分析の結果から、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（KHPS2004-2006）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（年齢差、学歴差、収入差）、時間的余裕（帰宅時間、時短勤務）、妻の働きかけ（夫に育児を頼む、夫に家事を頼む、夫

をあてにしている)、育児・家事の話し合いなどで説明している。その結果、妻の学歴の高く、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を多くなること、夫に帰宅時間が遅いほど、夫の育児参加の少なくなる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は夫の家事負担率を高めるが、夫の職場のワークライフバランスのとりやすさ、仕事での裁量、管理職になることは、有意な効果をもたなかった。

2.3 性別役割分担意識

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、性別役割分担意識がある。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担意識が、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」の個票を用いて、夫と妻の両方の性別役割分担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を高め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についてのTobit分析であり、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)、性別役割分担意識(家庭は女性、育児は女性)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、(労働時間や通勤時間で代理した)時間制約または「育児は女性が行うべき」といった性別役割分担意識にあった。さらに、これらの交差項を用いた推計の結果、性別役割分担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ている。

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、考慮すべき内生性の問題がある。これを解決するために、本稿は、夫の家事・育児参加が妻の就業に与える影響に注目して、独自に実施した調査から得られたデータを用いて、夫の家事・育児参加を識別可能な操作変数を用意する。具体的には、先行研究の示唆に基づき、操作変数の候補として夫の性別役割分担意識や夫の働き方を取り上げる。とりわけ、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んでいる現状を踏まえて、夫の労働時間制度や働き方の限定性

に関する変数を夫の家事・育児参加の説明変数に取り入れている点にある。

ここで、本稿で、操作変数（妻の就業確率に影響せず、夫の家事・負担参加に影響するような変数）として考えている、夫の性別役割分業意識と夫の働き方の変数について補足説明したい。操作変数であるためには、夫の性別役割分業意識や夫の働き方は外生変数でなければならない。

まず、性別役割分業意識について、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から、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により親の出身国における性別役割分業意識が親世代から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た上で、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生れ出た伝統的文化からの影響を受けることを示している。この意味において、性別役割分業意識は、先決変数（pre-determined）であり、夫の性別役割分業意識は、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。

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29日公表）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）。つまり、大企業においても、多様な正社員制度の導入は、まだ、半分程度に止まっているし、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。現在の制度の普及状況を前提にする限りは、多様な働き方の選択が完全に本人の自由に帰するとは言いえないであろう。したがって、夫の多様な働き方の選択は、ある程度与件であると考えることには、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、外生性を満たすか否かは、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（以下、「RIETI 多様な働き方と意識に関する調査）」の個票データを用いる。

この調査は、多様な正社員の実態を明らかにするもので³、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、非正規社員（契約社員等）2,000人から回答を得ている。

本稿では、既婚の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合わせて利用して分析を行う。また、現役世代の夫の家事・育児負担に着目するために、

³ 詳細は、鶴他（2016）を参照されたい。

夫の年齢は 59 歳以下、末子年齢は 29 歳以下に限定した。

利用する回答者の記述統計量は、図表 1 の通りである。全体のサンプルサイズは 2079 人、妻の就業率は 64.6% である。妻の平均年齢は 45.7 歳であり、子供がいる割合は 81.1% と高く、三大都市圏に居住する割合が 67.1% と高い。夫の平均年齢は 47.3 歳、平均教育年数は 15.4 年である。

本調査で用いるデータの特徴は、夫の家事・育児の負担、働き方、性別役割分担意識、育児サービスの利用状況に関する情報を含んでいる点である。まず、夫の家事・育児については、その負担割合と⁴、子供がいる場合には、1 週間の家事・育児にかかる時間を質問している。図表 1 によると、夫の家事・育児負担割合の平均は 19.3%、1 週間の夫の家事育児時間は平均 6.4 時間である。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「限定性」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 46%、就業規則や労働契約上でなんらかの限定性が明記されていると答えているサンプルは、勤務地限定 18.5%、職務限定 20.6%、時間短縮 24.0%、残業なし 27.6% を占める。

性別役割分担意識については「夫は外で働き、妻は家を守るべきである」に対して、反対=1 から賛成=5 の 5 段階の値をとる変数があり、平均値は 2.9 である。育児については、子供がいるサンプル 1687 人について、保育園の利用経験者は 28.7%、夫も妻も育児休暇を取得していない人は 82.0% 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供をもった人が少なからず存在するためである。

4. 推計式

4.1. 推計方法

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、推計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。

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。

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法を用いる⁵。

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

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

個人*i*に対して、 H_i^h は夫の家事・育児負担割合、または、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。 Z_i は、夫
の家事・育児負担 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。

(1)式の夫の家事・育児負担割合の決定関数における操作変数 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）
夫の年収、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
の勤務先の企業規模（大企業ほど仕事と家庭の両立支援が進んでいる可能性がある）、公務
ダミーを用いる⁶。また、(2)式の妻の就業決定関数においては、妻の年齢、子供ありダミー、
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、夫の家事・育児負担割合に対して、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・育児負担割合が影響すると仮定する⁷。

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)式の推計において、操作変数プロビット法を用いた場合、(2)式の説明変数である夫の
家事・育児負担割合は 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)

⁵ 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)
の推定量を推計した。

⁶ 第一段階の夫の家事・育児参加の説明変数として、夫の労働時間を含めることも考えられる。しかし、
説明変数である年収の主たる部分は、時間当たり賃金と労働時間の積であり、夫の年収変数の一部に労働
時間要素を含んでいること、労働時間は家事・育児時間や通勤時間との共線性も懸念されることから、労
働時間変数を説明変数から外すこととした。

⁷ 補論 1 に示すように、夫の年収は妻の就業決定を左右する主たる要因として、(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、(労働時間の裏返しである) 夫の家事・育児負担割合と
の逆の相関が生じて、夫の家事・育児負担割合が妻の就業に与える影響を計測できないおそれがある。そ
こで、本稿では、夫は、目標とする所得を所与として、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・育児負担割合が間接的に妻の就業に影響すると仮定する。なお、夫の所得と夫の家
事・負担割合の 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。詳細は補論 2 を参照されたい。

にならって、2-Stage Residual Inclusion (2SRI)法による推計を行う。具体的には、内生変数 H_i^h を被説明変数とする(1)式を推計して得られた残差 \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)式の推計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、Hausman (1978)の内生性の検定と同じロジックで、(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⁸。

また、Staiger and Stock (1997)が議論するように、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 ($E(H_i^h, Z_i) \neq 0$) 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、操作変数の強さを判断する (Stock and Yogo 2005)。

4.2. 特定化

本稿では、夫の家事・育児参加の程度を表す(1)式の被説明変数について、二通りの変数を用意している。まず、Aとして、夫の家事・育児負担「割合」とする場合と、子供がいる夫に限定した上で、B、夫の週当たりの家事・育児「時間」とする場合の二つである。Bの家事・育児時間に関しては、親のサポートや保育サービスの利用の有無など、Aよりも、保育・育児の支援に関するも多くの情報を得ている。その違いを考慮して、AとBのそれぞれについて、以下の通りの推計式の特定化を行う。

A. 夫の家事・育児負担「割合」が、妻の就業に与える影響

(1)式の被説明変数：夫の家事・育児負担割合 (1~100)

(2)式の被説明変数：妻の就業ダミー (非就業=0,就業=1)

⁸ (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。

特定化	(1) 式の被説明変数
1	上述のベンチマークモデル
2	特定化1の(1)(2)式の両方に、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、13～18歳の子どもありダミー変数を追加
3	特定化1の(1)式に、夫の労働時間制度に関するダミー変数（通常の労働時間制度、裁量労働・フレックスタイム、変形労働時間、交代勤務・シフト制、短時間勤務、事業場外みなし・労働時間規制除外）を追加
4	特定化1の(1)式に、夫の性別役割分担意識に関する変数を追加
5	特定化1の(1)式に、夫の働き方の限定性ダミー変数を追加
6	特定化1の(1)式に、夫の働き方が勤務地限定であるダミー変数を追加
7	特定化1の(1)式に、夫の働き方が職務限定であるダミー変数を追加
8	特定化1の(1)式に、夫の働き方が労働時間短縮勤務であるダミー変数を追加
9	特定化1の(1)式に、夫の働き方が残業なし勤務であるダミー変数を追加

B. 夫の家事・育児「時間」が、妻の就業に与える影響

(1)式の被説明変数：夫の週当たりの家事・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) 式の被説明変数
10	上述のベンチマークモデル
11	特定化1の(1)(2)式の両方に、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
12	特定化1の(1)(2)式に、夫の育児休暇取得ダミー変数、妻の育児休暇取得ダミー変数、夫婦両方の育児休暇取得ダミー変数を追加
13	特定化1の(1)(2)式の両方に、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、13～18歳の子どもありダミー変数を追加
14	特定化1の(1)式に、夫の労働時間制度に関するダミー変数（通常の労働時間制度、裁量労働・フレックスタイム、変形労働時間、交代勤務・シフト制、短時間勤務、事業場外みなし・労働時間規制除外）を追加
15	特定化1の(1)式に、夫の性別役割分担意識に関する変数を追加
16	特定化1の(1)式に、夫の働き方の限定性ダミー変数を追加
17	特定化1の(1)式に、夫の働き方が勤務地限定であるダミー変数を追加
18	特定化1の(1)式に、夫の働き方が職務限定であるダミー変数を追加
19	特定化1の(1)式に、夫の働き方が労働時間短縮勤務であるダミー変数を追加
20	特定化1の(1)式に、夫の働き方が残業なし勤務であるダミー変数を追加

5. 推計結果

5.1 A. 夫の家事・育児負担割合が妻の就業に与える影響

5.1.1. ベンチマークモデル（特定化1）

図表 2 に、夫の家事・育児負担割合の決定関数である(1)式の推計結果を示す。ベンチマ

ークモデル（特定化 1）をみると、操作変数のうち、夫の所得が負に有意である以外は、統計的な有意性がみられない。夫の所得が高いほど、夫の家事・育児負担割合は低くなる。第二段階である、妻の就業決定関数である(2)式の推計結果は、図表 3 の通りである。操作変数プロビット法（IV Probit）の結果をみると、夫の家事・育児負担割合の係数は、0.077 で 1% で有意である。つまり、夫の家事・育児負担割合が大きいほど、妻の就業確率が高い。

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て、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。

その一方で、第一段階の弱い操作変数の検定については、有意水準 5% で、係数がゼロであるという帰無仮説を棄却するものの、F 値は 2.04 と 10 を下回っている。すでにみたように、第一段階では、夫の所得のみが、夫の家事・育児負担割合に有意であり、他の操作変数が内生変数を十分説明できていない。これが弱い操作変数の検定をパスしない要因である。以下に述べるさまざまな特定化によって、有効な操作変数をいかに増やせられるかに注目したい。

ベンチマークモデルを通常のプロビット法で推計した場合（図表 3、Probit 法）、夫の家事・育児負担割合は、0.011 で有意である。ただし、内生性の問題から、この推計値は一致性を満たさない。操作変数プロビット法の推計値が 0.077 であり、0.066 ほど下方バイアスがみられた。このように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が高いこと影響している可能性が考えられるが、そうした可能性を考慮してもなお、夫の家事・育児負担割合は、妻の就業にプラスに働く。

さらに、2-Stage Residual Inclusion (2SRI)法の推計結果をみると（図表 3、2SRI）、残差は-0.067 で有意であり、夫の家事・育児負担割合変数の内生性が確認された。また、夫の家事・育児負担割合の係数は、0.077 で 1% で有意であり、操作変数プロビット法の推計値に近い。このことは、夫の家事・育児負担割合変数の内生性を有意に示しつつも、誤差項の相関の大きさは、0 に近いほど小さいことを示唆している。

5.1.2. その他の特定化 2~6

ベンチマークモデルに(1)式の操作変数や(2)式の説明変数を順次追加した結果をみても、子供（末子）の年齢に注目すると、7~12 歳の子供をもつことは、夫の家事・育児負担割合に負に影響すると推察される（図表 2 特定化 2）。しかし、妻の就業に対しては、6 歳以下の子供ありが、有意に負である（図表 3 特定化 2）。この結果は、子供、とくに未就学児の育児がいる場合、夫はより仕事に注力し、妻は就業を控えるという夫婦間の分業は働きやすいことを示唆している。

労働時間制度の変数をみると（図表 2、特定化 3）、夫が交替勤務・シフト制である場合は、夫の家事・育児負担割合が高まる。

性別役割分担意識（夫は外で働き、妻は家を守るべきである）は、夫の家事・育児負担

割合に対して有意に負 (-2.002) である (図表 2、特定化 4)。妻の就業確率に対して、修正された夫の育児・家事負担割合の係数は 0.101 と他の特定化のそれよりも大きく、2SRI の残差の係数も -0.091 と負の方向に大きくなっている (図表 3、特定化 4)。夫の家事・育児負担が妻の就業に与える影響を識別する上で、夫の性別役割分担意識の考慮が有効であることを示唆している⁹。また、極めてわずかであるが、操作変数の F 検定の統計量も 3.945 であり、内生変数に対する操作変数の説明力も高まっている。性別役割分担意識は、有力な操作変数のひとつであるといえる。

夫の働き方の限定性については (特定化 5~9)、夫が限定的な働き方をしていると、夫の家事・育児負担割合は有意に高まる。また、限定的な働き方を個別にみると、とくに、勤務地限定、職務限定、残業なしの働き方が有意に影響していることがわかる。我々が使用したサンプルでは、限定的な働き方をしている正社員は通常の正社員よりも労働時間が短いことを確認しており (鶴・久米・戸田(2016))、夫の家事・育児負担割合を高める要因であると考えられる。

5.2 B. 夫の家事・育児時間が、妻の就業に与える影響

5.2.1. ベンチマークモデル (特定化 10)

次に、第一段階の被説明変数を「週当たりの夫の家事・育児時間」とした分析結果をみしてみる。図表 4 特定化 10 によると、夫の家事・育児時間に対して、夫の年齢、夫の年収、企業規模が 1000-5000 人の場合に、有意に負になっている。前節でみた夫の家事・育児負担割合の推計に比べて、統計的に有意な操作変数が増えている。

第二段階の推計結果をみると (図表 5、特定化 10)、夫の家事・育児時間は、妻の就業に対して正に有意である。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、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。

しかし、前節の分析と同様に、第一段階の弱い操作変数の検定については、有意水準 1% で、係数がゼロであるという帰無仮説を棄却するものの、F 値は 3.10 と小さい。第一段階の推計において、有意となる操作変数が増えてはいるものの、弱い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、弱い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。今回の推計の場合、F 値 3.10 の逆数は、0.33 なので、最大で 33% も過剰推定されているおそれがある点に留意する必要がある¹⁰。

2SRI の残差に注目すると (図表 5、特定化 10、2SRI)、-0.158 で有意である。ここでも、夫の家事・育児時間の内生性が確認された。

5.2.2. その他の特定化 11~20

⁹ 本稿では、「夫の」役割分担意識は、夫の家事・育児負担に影響するが、「妻の」就業決定には影響しないと仮定した上で、その妥当性について操作変数の検定結果から判断した。

¹⁰ この議論は、大竹・佐々木 (2009, 82 頁) を参考にした。

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、特定化 11)、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、有意ではないが負であり、2SRI では有意に負である。ベビーシッターは、妻の就業のためだけでなく、妻が育児の合間の余暇を楽しむため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。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。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。

育児休暇取得については(図表 5、特定化 12)、操作変数プロビット法や 2SRI の推計結果によると、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。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。

図表 5、特定化 10 の子供の末子年齢に注目すると、6 歳以下の子供ありダミー変数、7 ~12 歳の子供ありダミー変数は、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 4、特定化 13)、これらの子供ありダミー変数は、夫の家事・育児時間に有意に正であった。前節の家事・育児負担割合では負であったことに鑑みると(図表 2、特定化 2)、子供の存在は、夫婦双方の家事・育児の負担量を増やすが、その負担割合で見ると、女性の家事・育児負担が増すことを示唆している。

変形労働時間制や短時間勤務制が、夫の家事・育児時間を有意に増やしている(図表 4、特定化 14)。被説明変数が家事・育児の負担割合の時に有意であった労働時間制度(交替勤務・シフト制)とは異なるが、いずれの場合も、柔軟な働き方が、夫の家事・育児時間を増やすといえる。

性別役割分担意識は、夫の家事・育児時間に対して有意に負であった(図表 5、特定化 15)。性別役割分担意識で instrument された夫の家事・育児時間変数が妻の就業確率に与える正の効果は、0.198 であり、他の特定化に比べて最も大きく、2SRI の残差が-0.199 と負の値に最も大きい。また、第一段階の操作変数の F 値も 5.76 と、10 には満たないものの他の特定化に比べて大きい。ここでも、夫の性別役割分担意識が、夫の家事・育児負担が妻の就業に与える影響の計測における操作変数として有効であることがわかる。

限定的な働き方(図表 4、特定化 16~20)をみると、限定的な働き方は夫の家事・育児時間に対し、個別の限定的な働き方では、家事・育児負担割合と同様に、勤務地限定と職務限定が夫の家事・育児時間に有意に正であった、残業なしは有意ではなかった。

5.2.3. 妻の就業に対する夫の家事・育児参加の限界効果と、性別役割意識・働き家の影響

本稿では、夫の性別役割分担意識や夫の働き方を操作変数とみなして、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、前述の通り、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、性別役割分担意識の変化に寄与するのは、世代効果であり(Scott 2006)で

あり、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担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、仮に、こうした外生的な条件が変化するとした場合に、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、夫の性別役割分担意識の変革と夫の働き方の多様化を考えた場合に、どちらがより影響をもつのかを検証したい¹¹。

まず、一段階目の被説明変数を家事・育児負担割合として、性別役割意識を操作変数とすると（特定化4）、第二段階の夫の家事・育児負担が妻の就業確率に対する限界効果は、0.035であった（夫の家事・育児負担割合が1%高まると、妻の就業確率は3.5%高まる）。このとき、第一段階の夫の家事・育児負担割合に対する性別役割分担意識の係数は-2.002であることから、仮に、性別役割分担意識の段階が1段階変化したとき（例えば、「夫は外で働き、妻は家を守るべきである」に対して、「どちらともいえない」から「どちらかという」と反対）に1段階変化する）、夫の家事・育児割合は2.002%増加し、妻の就業確率は7.1%（ $0.071=2.002 \times 0.035$ ）高まる。一方、他の条件を一定として、夫が勤務地限定の働き方を適用されたと仮定すると（特定化6）、夫の家事・育児負担割合に対する勤務地限定ダミーの係数は6.802、夫の家事・育児負担割合の妻の就業確率に対する限界効果は0.019であることから、妻の就業確率は13.0%（ $0.130=6.802 \times 0.019$ ）高まる。同様に、職務限定の場合（特定化7）は、妻の就業確率が11.4%高まった。

続いて、第一段階の被説明変数を夫の家事・育児「時間」とした場合に、上記の同様の試算を行うと（特定化15）、性別役割分担意識が1段階変化することによる、夫の家事・育児時間が妻の就業確率に与える影響は、6.9%（＝役割意識係数0.979×夫の家事・育児の限界効果0.070）であり、勤務地限定の場合（特定化17）は9.5%（＝勤務地限定係数1.988×夫の家事・育児の限界効果0.048）、職務限定の場合（特定化18）は8.8%（＝職務限定係数1.554×夫の家事・育児の限界効果0.057）であり、性別役割分担意識の1段階の変化よりも働き方の変化の方が、妻の就業確率をより高めていた。

これらの結果は、家事・育児負担の割合と時間を問わず、性別役割分担意識の変革よりも、多様な働き方の導入の方が、夫の家事・育児参加が妻の就業確率に与える限界効果は大きく、仮に、性別役割分担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、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は、性別役割分担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すといえる。

¹¹ 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、SRIの推計結果を用いた。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、SRI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おり、直接的に解釈可能であるからである。

5.3. 妻の雇用形態・働き方と夫の家事・育児との関係

ここまでは、妻の就業・非就業の選択に注目したが、補足的に、妻が就業した場合の雇用形態（正社員、非正社員）や働き方（長時間労働、転記など）に与える影響の有無について概観する。

5.3.1. 妻の雇用形態

夫の家事・育児参加によって、妻の就業が可能になったとき、正社員として働くか、非正社員として働くか。この選択について、bivariate probit 法で推計した。説明変数として、夫の家事・育児負担割合、または、夫の家事・育児時間、コントロール変数として、配偶者の年齢、子供ありダミー変数、両親との同居ダミー変数、負債ありダミー変数、世帯金融資産（対数値）、三大都市圏ダミー変数を用いた。

推計結果は、図表 6 (1)の通りである。夫の家事・育児負担が大きいほど、妻の正社員での就業が進むが、その逆の場合には、妻は非正社員の仕事を選ぶ。他方、夫の家事・育児時間の長短は、妻の雇用形態には影響しなかった。この結果は、女性のフルタイム就業を促進するためには、配偶者（夫）の家事・育児時間を確保するだけでなく、夫婦間での家事・育児の負担割合の是正が求められることを示唆している。

5.3.2. 妻の働き方

夫の家事・育児参加と妻の働き方との関係を見る。推計式と説明変数は、(1)式・(2)式のベンチマークモデルと同様である。推計結果から、夫の家事・育児変数の係数のみを取り出して整理した表が図表 6(2)である。検定によって支持された網掛け部分の推計方法に着目すると、夫の家事・育児負担割合が高いと、妻の労働時間が恒常的に長くなり、夜勤など労働時間が不規則な仕事につきやすく、出張が多くなるといえる。一方、夫の家事・育児時間は、妻の働き方に対して有意に説明しなかった。

5.4. まとめ

以下、上記の結果をまとめてみよう。本稿では、夫の家事・育児負担、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・育児負担、家事・育児時間が増加すれば、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・育児負担や家事・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。

それでは、夫の家事・育児負担を増加させるためには何が有効であろうか。夫の家事・育児負担に対して夫の属性、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、職務、地域限定）（+、正の影響、以下同）、妻は家を守

るべきという男女の役割分担意識（一）が挙げられる。

つまり、夫の所得が低下する、夫が限定的な働き方を選択する、男女の役割分担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。こうした関係は、夫の家事・育児負担の代わりに、子供ありに限定したサンプルで、家事・育児時間との関係を見た分析においても基本的に成り立っていた。また、家事・育児負担割合、家事・育児時間、いずれの説明変数を使うかで結果は異なるが、労働時間を柔軟化させる制度が夫の家事・育児を促進する場合があった。

妻の就業は、夫の家事・育児負担以外に、妻の年齢（+）、負債（+）、子供が6歳以下（一）、親と同居（+）が有意に影響していた。つまり、妻の年齢が高い方が子供ありの場合も手がかからなくなるため、就業しやすい一方、6歳以下の子供がいる場合は、明らかに就業を抑制する効果を生む。一方、そうした場合でも、親と同居しておれば、働きに出やすい。また、家計の抱える負債が大きい場合も妻の就業を促進することがわかった。

次に、子供ありサンプルに限定し、夫の家事・育児負担のかわりに、家事・育児時間と妻の就業の関係を分析すると、家事・育児時間以外に妻の就業に有意な影響を与える変数として、保育園利用（+）、親の同居（+）、妻の育児休暇取得（+）、子供が12歳以下（一）が挙げられる。親の同居や低年齢の子供の効果は家事・育児負担を変数として使った分析と同様であるが、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、妻の就業に対して有意な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ことがわかった。一方、同居していない親やベビーシッターのサポートはやはり、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のであるが、やはり、「たまのサポート」になるためどうしても就業への効果は相対的に弱くなってしまうと考えられる。

また、妻の就業のみならず、働き方の選択についても分析を行った。夫の家事・育児負担の割合が高ければ、非正社員よりも正社員として働ける可能性が高い、また、通常の働き方に比べ、より恒常的に長時間であったり、夜勤など労働時間がより不規則であったり、出張が多いような働き方など、労働時間等の面でより負荷のかかる働き方につくことをより可能にしていることが明らかになった。つまり、夫の家事・育児負担が妻の就業のみならず、働き方の選択肢を増やしているといえよう。

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ままでもない。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、育児休業制度についてはこれまでも様々な整備が行われてきた。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。

中でも、ベビーシッターなどの「たまのサポート」よりも夫の家事・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。また、夫の家事・育児の負担を高めることは、妻の就業のみならず、正社員として働いたり、本人に労働時間等の面でより負荷のかかる働き方を選択できたりすることにもつながっている。

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。本稿では、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働き方を選択したり、柔軟な労働時間制度を利用したりすることが有効であることを示した。既婚女性自身が家事・育児と就業を両立させるためには、限定的な働き方を選択することが対応策の一つであろうが、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、引き続き職務・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。

また、男女の役割分担意識の変革も重要な課題である。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。つまり、夫の性別役割分担意識の変化は、妻の就業促進に寄与することは間違いないが、それには時間がかかる。そうであれば、意識を変えなくとも、行動（働き方）を変えることでそれを補うことができるということだ。妻の就業促進に向けては、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、異なった役割分担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¹²。

7. 結論

本稿は、2015年に実施された（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、既婚男性をサンプルに、夫の家事・育児参加度合（家事・育児負担割合、家事・育児時間）がその妻の就業や働き方にどのような影響を与えるか分析を行った。主な結果は以下の通りである。

第一に、夫の家事・育児参加度合と妻の就業には内生性が存在するが、夫の働き方や役

¹²性別役割分担意識はどうすれば変わるのか。英国の性別役割分担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 の大きさと教育水準の高さが、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、性別役割分担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、妻の家計参加度が高まれば、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担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。

割分担意識を操作変数として使うなど内生性をコントロールした分析を行っても、夫の家事・育児参加度合が妻の就業、正社員としての勤務、労働時間等の面でより負荷のかかる働き方の選択を高めることが示された。

第二に、妻の就業には夫の家事・育児参加度合以外にも、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、親のサポートなどは有意な影響はなく、「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・育児参加度合に対して、夫が正社員でも限定的な働き方(特に、職務、勤務地限定)や柔軟な労働時間制度の選択が正に、「妻は家を守るべき」という役割分担意識が負に寄与していることが示された。限定的な働き方は既婚女性自身の働き方として家事・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で妻の就業や多様な働き方の選択を可能にする効果もあるため、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べきである。また、役割分担意識を変えることは必ずしも容易ではないが、長期的にみて、共働きや夫の家事・育児参加が当たり前になるような意識への働きかけは重要であると考えられる。

参考文献

- 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
- 大竹文雄・佐々木勝（2009）「スポーツ活動と昇進」『日本労働研究雑誌』No.587 June 62-89.
- 川口章（2001）「夫婦間分業：経済合理性による説明とその限界」『追手門経済論集』36(1/2), 1-30
- 吉川徹（1998）「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』1995年SSM調査研究会、49-70.
- 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」（共著、『季刊社会保障研究』,第44巻4号,447-459頁.
- 小林美樹（2015）「女性の就業と育児に関する実証分析」神戸大学経済学研究科ディスカッションペーパー No.1511
- 小原美紀（2000）「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』476. 33-45.
- 清水谷諭・野口晴子（2004）「保育サービスの利用は女性労働供給をどの程度刺激するか？—マイクロデータによる検証」ESRI Discussion Paper Series No.89
- 新谷由里子（1998）「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因—1980年代以降の出生行動の変化とその関連より」『人口問題研究』54（4）46-62
- 武内真美子（2004）「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』No.527 pp.76-88
- 張世穎（2012）「既婚女性の労働供給と夫の所得」『季刊社会保障研究』149-164 季刊社会保障研究 47(4), 401-412, 2012 国立社会保障・人口問題研究所
- 内閣府（2006）「国民生活白書 平成13年度版～家族の暮らしと構造改革～」第2章 家族の働き方の現状と課題
- 内閣府（2006）「国民生活白書 平成18年度版」
- 中川まり（2009）「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 第12巻 305-313
- 永瀬伸子（1997a）「既婚女性の就業と保育政策」『労働市場研究会報告書』
- 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』第30巻、第1号、2009年9月 121～1135頁
- 橋本由紀・宮川修子（2008）「なぜ大都市圏の女性労働力率は低いのか—現状と課題の再検討—」RIETI Discussion Paper Series 08-J-043
- 樋口美雄（1994）「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障—結婚・出生・育児』東京大学出版会
- 樋口美雄・阿部正浩・Waldfoegel, J（1997）「日米英における育児休業・出産休業と女性就

- 業』『人口問題研究』53 (4) 49-66
- 樋口美雄・佐藤一磨 (2006) 「女性就業・少子化」 「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策」 第6巻『労働市場と所得分配』469-512
- 不破麻紀子 (2015) 「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 No.86
- 馬欣欣 (2006) 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
- 水落正明 (2006) 「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』 Autumn 149-164
- 水落正明 (2010) 「夫婦の性別役割意識と妻の就業」 『季刊家計経済研究』 No.88 pp21-30.
- 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—』
- Alesina, Alberto., Paola Giuliano and Nathan Nunn (2013) On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough *Quarterly Journal of Economics* Vol.128, 469-530
- Becker, Gary (1985) “Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor” *Journal of Labor Economics* Vol.3, No.1, pp.S33-S58.
- Blundell, Richard., Thomas Macurdy, and Costas Meghir (2007) “Labor Supply Models: Unobserved Heterogeneity, Nonparticipation and Dynamics”, *Handbook of Econometrics*, Volume 6A Chapter 69 4667-4775.
- Bonanno, Alessandro and Jing Li(2014) “Food Insecurity and Food Access in U.S. Metropolitan Areas”, *Applied Economic Perspectives and Policy*
- Chiappori, P. (1997), “Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply”, *Journal of Political Economy*, 105: 191-209.
- Cigno, Alessandro (1991) *Economics of the Family*, New York: Oxford University Press
- Eckstein, Z. and K. Wolpin (1989), “Dynamic Labour Force Participation of Married Women and Endogenous Work Experience”, *Review of Economic Studies*, 56(3): 375-390.
- Hausman, J. A. (1978). “Specification Tests in Econometrics.” *Econometrica* 46: 1251–1271.
- Inglehart Ronald and Pippa Norris (2003) *Rising Tide Gender Equality and Cultural Change around the World*, Cambridge University Press
- Killingthworth, Mark R. and James J. Heckman (1986) Female Labor Supply: A Survey

Handbook of Labor Economics Volume1 Chapter 2

- Newey, W. K. (1987). Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables. *Journal of Econometrics* 36: 231–250.
- Scott, Jacqueline. (2006) "Families and gender roles: How attitudes are changing" *Arxius* 15, pp. 143-154
- Stock J and Staiger D. (1997) Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*. 65(3):557-586.
- Stock J, and Yogo M (2005). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In: Andrews DWK Identification and Inference for Econometric Models. Identification and Inference for Econometric Models. New York: Cambridge University Press; 2005. pp. 80-108.
- Terza, J. V., A. Basu, and P. J. Rathouz. (2008). "Two-Stage Residual Inclusion Estimation: Addressing Endogeneity in Health Econometric Modeling." *Journal of Health Economics* 27: 531–543.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.

補論 1. 既婚女性の就業決定に関する先行研究

女性の就業は、男性と比べて、家事・育児、出産などのライフイベントの影響を受けやすい。とくに、既婚女性においては、夫婦間の市場労働と家事労働の分業の同時決定が議論されている (Killingsworth and Heckman 1986)。夫婦間分業の経済合理性については、男女の家事労働が完全代替的か補完的か (Cigno 1991)、家事や仕事の経験により生産性が上昇するか (Becker 1985) によって、異なるモデルで説明可能である (川口 2001)。ここでは、家計全体の効用関数を見立てて、夫の市場賃金と妻の市場留保賃金との差をみて、どちらが市場労働を担うかを決定する (Chiappori 1997,)。また、動学的にみれば、現在のみならず、将来の所得の流列を考慮する必要もあるため、労働と消費に関する家計内の異時点間の意思決定を行うことになる (Eckstein and Wolpin 1989, Blundell et al. 2007)。本稿では、後述するように、クロスセクションデータを用いた分析を行っていることから、以下では、日本における女性就業の静的なモデルの実証分析を概観する。

1.1. 既婚女性の就業決定要因

内閣府「国民生活白書 平成 13 年度」では、夫の働き方と妻の就業選択に関して、「国民生活選好度調査 (1997 年)」の個票データを分析している。その結果、夫の就業時間が長いほど、妻がパートタイム就業や無業を選択する確率が高い、居住地域の保育所の充実度が高いほど、妻がフルタイム就業を選択する確率が高く、末子年齢が 6 歳未満では、妻が非就業を選択する可能性が高まる、夫婦の親が同居していると妻がフルタイム就業を選択する確率が高まることなどを明らかにしている。

内閣府「国民生活白書 平成 18 年度」では、総務省「就業構造基本調査 2002 年」の個票を用いて、就業・非就業の選択に関する同様の分析を行っている。その結果、女性の就業確率を引き下げる要因として、6 歳以下の子供がいる、配偶者がいる、夫の労働時間が週 60 時間以上である、夫の年収が 700 万円以上である、親と同居している、居住地している都道府県の待機児童率が高いことを挙げている。

最近では、小林 (2015) が、1992, 1997, 2002 年の「就業構造基本調査」の 20-49 歳の女性の就業を分析している。その結果、0~2 歳までの子供がいる場合、どの年度も 25% 前後就業確率が低下するが、子供の成長とともに、母親の就業確率が高まる、夫の年収が高いと非就業を選択する、夫の労働時間が短いと女性の就業確率が高まることを確認している。

これらの結果は、女性の就業決定に対しては、女性の個人属性だけでなく、配偶者 (夫) の働き方 (所得、労働時間)、親との同居、保育サービスの有無が影響することを示している。しかし、経済理論に基づけば、夫婦の就業は同時決定であり、逆の因果関係がありうることや、妻の就業選択にも夫の働き方にも同時に影響を与えるような変数が欠落している可能性があるため、夫の働き方を外生的であると仮定して妻の就業決定を分析することには、内生性の問題が生じうる点に留意する必要がある。

1.2. 夫の所得との関係

武内（2004）は、夫の所得と妻の就業確率の負の相関を示す「ダグラス＝有澤法則」には、夫の所得の高さが妻の労働のインセンティブを減らす、余暇を好む女性が相対的に所得の高い男性を配偶者に選択しているという、二つの解釈があるうことに着目して、女性の「就業志向」を個別効果に含められるとしてパネルデータ分析（（財）家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」1993-1998年のデータ）を行っている。その結果、妻の就業決定は、夫の3年間の長期所得にも単年度所得の変化にも反応しておらず、女性の「就業志向」が結婚時の配偶者の経済力と相関し、既婚後の就業決定にも影響していることが明らかにしている。

張（2012）は、武内（2004）を1993-2006年まで14年間に拡張して再分析した結果、個人の余暇に対する選好（固定効果）と夫の所得との間には負の相関があり、ダグラス＝有澤法則は、女性の結婚選択における選好の異質性（女性の就業志向と配偶者の選択とのマッチング）の効果を反映している可能性を示している。

1.3 育児休業制度・保育サービス

前述の内閣府「国民生活白書 平成13年度」では、女性の就業決定の推計結果を利用して、保育所の充実度の高まりが、女性のフルタイム就業確率に与える影響について分析している。その結果、社会的な保育の充実は、妻の就業可能性を高めるが、その効果は、夫の就業時間が12時間である場合は、8時間である場合に比べて小さかった。このことから、妻の就業可能性を高めるためには、社会的な保育の拡充とともに、夫の働き方を柔軟化させて、家事・育児を担うことができるようにすることが鍵となると結論づけている。

樋口・佐藤（2006）のサーベイによると、育児休業制度が継続就業を促進することが明らかにされている（樋口1994、樋口・阿部・Waldfoegel1997など）が、コーホート間で比較すると、出産後の継続就業率は育児休業法の施行後においてもそれほど上昇していないという指摘もある（新谷1998、岩澤2004）。保育サービスについては、それを充実させることが女性の就業を促す（永瀬1997a）。また、清水谷・野口（2004）は、保育負担料の上昇が女性の就業率を低下させること、母親の勤務先におけるフレックスタイム制度、勤務時間短縮制度なども母親の就業確率に有意にプラスに働くことを指摘している。

1.4. 地域

女性の就業の背景には、家事・育児負担の大きさの地域差もある。橋本・宮川（2008）は、大都市圏の女性労働力率は低い点に着目して、その原因を分析している。20代後半から30代前半にかけて非労働力化した女性の約6割が人口上位6都府県に集中しており、その理由として、大都市圏の女性が正規従業員として就業する場合には、地方圏の女性に比べて、長い労働時間になりがちであり、親との同居による支援も得られにくいこと、家事・育児の負担が大きいこと（待機児童問題にみられるように）を挙げている。

補論.2. 夫の所得との関係

本稿では、夫の家事・育児参加が妻の就業決定に与える影響に焦点を絞った。ここでは、夫の所得を所与とした上で、夫は家事・育児時間を、妻は就業参加を決定すると仮定した。しかし、補論 1 に述べた通り、夫の所得が妻の就業決定への直接的に影響する可能性がある。そこで、夫の家事・育児参加だけでなく、夫の所得も内生変数として扱って、それが妻の就業決定に与える影響について補足的に分析する。

具体的には、本稿のベンチマークモデル（特定化 1）において、夫の家事・育児参加と夫の所得を内生変数とした操作変数プロビット法による推計を行った。有力な操作変数として、夫の性別役割分担意識の変数と夫の限定的な働き方を表すダミー変数を追加した。

付表 1 に、夫の家事・負担割合、夫の所得と、妻の就業の関係を示す。プロビット法によると、妻の就業に対して、夫の家事負担割合は正、夫の所得は負に影響する。しかし、内生性を考慮して、操作変数プロビット法を用いてみると、夫の家事・育児負担割合のみ有意となる。

夫の家事・育児時間に代えた結果が付表 2 である。ベンチマークにおける推計によると、夫の所得の変数を追加することによって、夫の家事・育児時間が妻の就業決定に与える影響が有意でなくなっている。これは、家事・育児負担の割合に比べて、夫の家事・育児時間の増減はそのまま夫の所得に影響するためである。操作変数プロビット法によると、夫の家事・育児負担時間は、妻の就業に有意にプラスに働いていた。

これらの結果は、夫の所得の効果を考慮してもなお、夫の家事・育児負担の増減が、妻の就業に有意に影響することを表している。なお、いずれの推計においても、内生変数の外生性検定と過剰識別検定を概ねパスしている。

図表 1. 記述統計量

変数名	サンプル サイズ	平均値	標準誤差	最小値	最大値
<妻の属性>					
妻の就業状態(就業=1、非就業=0)	2079	0.646	0.478	0	1
妻の年齢(歳)	2079	45.736	7.341	24	65
<家族の状態>					
子供ありダミー(あり=1、なし=0)	2079	0.811	0.391	0	1
6歳以下の子供あり(あり=1、なし=0)	2079	0.181	0.385	0	1
7～12歳の子供あり(あり=1、なし=0)	2079	0.178	0.383	0	1
13～18歳の子供あり(あり=1、なし=0)	2079	0.223	0.416	0	1
両親と同居ダミー(同居=1、非同居=0)	2079	0.105	0.307	0	1
<世帯の経済状態>					
負債ありダミー(あり=1、なし=0)	2079	0.533	0.499	0	1
家計金融資産(対数万円)	2079	5.987	2.984	0	9.39
<居住地域>					
三大都市圏ダミー(居住=1、非居住=0)	2079	0.671	0.470	0	1
<夫の家事・育児>					
夫の家事・育児負担割合(0～100%)	2079	19.312	19.783	0	100
夫の家事・育児時間(時間)	1687	6.420	7.924	0	100
<夫の属性>					
夫の年齢(歳)	2079	47.355	7.217	26	67
夫の教育年数(年)	2065	15.482	1.828	9	18
夫の健康状態(1悪い～5良い)	2077	3.154	0.983	1	5
<夫の就業状態>					
夫の年収(万円)	2075	833.133	329.398	0	2200
夫の通勤時間(分)	2079	53.802	30.352	0	150
夫の勤め先の企業規模1(300～500人)	2079	0.109	0.311	0	1
夫の勤め先の企業規模2(500～1000人)	2079	0.134	0.341	0	1
夫の勤め先の企業規模3(1000～5000人)	2079	0.301	0.459	0	1
夫の勤め先の企業規模4(5000人以上)	2079	0.324	0.468	0	1
夫の勤め先の業種・公務ダミー	2079	0.132	0.339	0	1
1日8時間労働時間制	2079	0.490	0.500	0	1
夫は外で働き、妻は家を守るべきである(反対1～賛成5)	2079	2.969	0.984	1	5
限定正社員ダミー(限定あり=1、限定なし=0)	2079	0.460	0.499	0	1
勤務地限定ダミー(限定あり=1、限定なし=0)	2079	0.185	0.389	0	1
職務限定ダミー(限定あり=1、限定なし=0)	2079	0.206	0.404	0	1
時間短縮ダミー(限定あり=1、限定なし=0)	2079	0.240	0.427	0	1
残業なしダミー(限定あり=1、限定なし=0)	2079	0.276	0.447	0	1
<育児>					
保育園利用(利用=1、非利用=0)	1687	0.287	0.452	0	1
ベビーシッター利用(よく利用=2、利用=1、非利用=0)	1687	0.059	0.259	0	2
親のサポート(よくあり=1、あり=1、なし=0)	1687	0.871	0.720	0	2
育児休暇取得(本人)(取得=1、非取得=0)	1687	0.011	0.106	0	1
育児休暇取得(配偶者)(取得=1、非取得=0)	1687	0.163	0.370	0	1
育児休暇取得(本人と配偶者)(取得=1、非取得=0)	1687	0.005	0.073	0	1
育児休暇取得なし(取得=0、非取得=1)	1687	0.820	0.384	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。

図表 2. 夫の家事育児割合の決定関数（操作変数プロビット法、第一段階）

被説明変数: 夫の家事・育児負担割合	特定化1	特定化2	特定化3	特定化4	特定化5	特定化6	特定化7	特定化8	特定化9
	係数/s.e								
夫の年齢	0.064	0.026	0.082	0.083	0.050	0.040	0.061	0.062	0.069
夫の教育年数	-0.236	-0.199	-0.140	-0.288	-0.201	-0.237	-0.198	-0.234	-0.236
夫の健康状態	0.086	0.031	0.043	0.175	0.075	0.082	0.076	0.078	0.041
夫の年収(対数万円)	-3.828 ***	-3.792 ***	-3.655 ***	-3.848 ***	-3.765 ***	-3.701 ***	-3.741 ***	-3.812 ***	-3.854 ***
夫の通勤時間(分)	1.121	1.122	1.136	1.116	1.121	1.120	1.119	1.122	1.120
企業規模2(500~1000人)	0.007	0.009	0.009	0.007	0.008	0.010	0.008	0.007	0.007
企業規模3(1000~5000人)	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015
企業規模4(5000人以上)	0.790	0.848	0.783	0.665	0.917	0.999	0.879	0.789	0.752
公務ダメー	1.762	1.763	1.762	1.754	1.762	1.761	1.759	1.763	1.761
妻の年齢	-0.949	-0.950	-0.935	-1.182	-0.769	-0.788	-0.856	-0.961	-1.038
子供ありダメー	1.536	1.537	1.539	1.530	1.538	1.535	1.534	1.537	1.536
両親と同居ダメー	-0.151	-0.090	0.086	-0.391	0.016	0.029	-0.079	-0.184	-0.292
負債ありダメー	1.536	1.537	1.550	1.530	1.538	1.535	1.534	1.540	1.536
世帯金融資産(対数)	1.146	1.213	1.228	0.542	1.298	1.311	1.078	1.136	1.072
三大都市圏ダメー	1.767	1.767	1.791	1.763	1.767	1.765	1.764	1.768	1.766
6歳以下の子供あり	-0.212 *	-0.267 **	-0.229 *	-0.226 *	-0.218 *	-0.199	-0.226 *	-0.211 *	-0.223 *
7~12歳の子供あり	0.126	0.131	0.126	0.125	0.126	0.126	0.126	0.126	0.126
13~18歳の子供あり	-8.124 ***	-6.169 ***	-8.145 ***	-7.715 ***	-8.114 ***	-8.093 ***	-8.169 ***	-8.120 ***	-8.170 ***
通常労働時間	1.133	1.619	1.133	1.131	1.132	1.131	1.130	1.133	1.132
裁量労働・フレックスタイム	2.632 *	2.524 *	2.457 *	2.273	2.516 *	2.471 *	2.357	2.621 *	2.553 *
変形労働時間	1.426	1.427	1.429	1.421	1.426	1.424	1.426	1.426	1.425
交替勤務・シフト制	0.870	0.941	0.903	0.796	0.890	0.962	0.945	0.875	0.944
短時間勤務制	0.911	0.913	0.912	0.907	0.911	0.911	0.910	0.912	0.911
事業場外・除外者	0.052	0.052	0.074	0.024	0.060	0.060	0.064	0.052	0.058
役割分業意識	0.161	0.161	0.162	0.161	0.161	0.161	0.161	0.161	0.161
限定性	-0.564	-0.589	-0.618	-0.705	-0.688	-0.721	-0.623	-0.566	-0.493
勤務地限定	0.998	0.998	0.999	0.994	0.999	0.998	0.996	0.998	0.998
職務限定		-2.491							
時間短縮		1.908							
残業なし		-3.120 *							
定数項		1.598							
F		-1.570							
Prob > chi2		1.366							
Pseudo R2									
サンプルサイズ									
通常労働時間			-0.767						
裁量労働・フレックスタイム			1.130						
変形労働時間			-1.200						
交替勤務・シフト制			1.236						
短時間勤務制			-0.319						
事業場外・除外者			2.294						
役割分業意識			3.385 *						
限定性			1.734						
勤務地限定			2.445						
職務限定			3.371						
時間短縮			-0.211						
残業なし			1.329						
定数項			-2.002 ***						
F			0.438						
Prob > chi2				1.752 **					
Pseudo R2				0.879					
サンプルサイズ					6.802 ***				
F					2.398				
Prob > chi2						5.301 ***			
Pseudo R2						0.008			
サンプルサイズ							0.496		
F							1.475		
Prob > chi2								5.700 **	
Pseudo R2								2.647	
サンプルサイズ	60.454 ***	63.777 ***	58.041 ***	67.050 ***	59.518 ***	59.625	59.687 ***	60.388 ***	60.901 ***
F	7.449	7.846	7.820	7.552	7.459	7.442	7.439	7.454	7.446
Prob > chi2	6.670	5.770	5.080	7.620	6.510	6.780	6.840	6.260	6.550
Pseudo R2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
サンプルサイズ	0.047	0.049	0.040	0.049	0.049	0.043	0.044	0.039	0.041
標準偏差	2059	2059	2059	2059	2059	2059	2059	2059	2059

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

図表 3. 妻の就業決定関数 (操作変数プロビット法、第二段階)

被説明変数: 妻の就業ダミー(就業=1, 非就業=0)

	ベンチマーク(特定化1)			子ども(末子)の年齢(特定化2)			労働時間制度(特定化3)		性別役割意識(特定化4)	
	Probit 係数/s.e	IV Probit 係数/s.e	2SRI 係数/s.e	Probit 係数/s.e	IV Probit 係数/s.e	2SRI 係数/s.e	IV Probit 係数/s.e	2SRI 係数/s.e	IV Probit 係数/s.e	2SRI 係数/s.e
家事負担割合	0.011 *** 0.002	0.077 *** 0.023	0.077 *** 0.017	0.011 *** 0.002	0.088 *** 0.026	0.088 *** 0.017	0.064 *** 0.018	0.065 *** 0.013	0.100 *** 0.019	0.101 *** 0.011
妻の年齢	0.013 *** 0.004	0.026 *** 0.007	0.026 *** 0.005	-0.005 0.006	0.017 0.011	0.017 *** 0.006	0.023 *** 0.006	0.023 *** 0.004	0.030 *** 0.008	0.030 *** 0.005
子どもありダミー	-0.109 ** 0.077	0.436 ** 0.221	0.439 ** 0.153	0.086 0.107	0.564 ** 0.230	0.569 *** 0.147	0.332 * 0.179	0.334 *** 0.127	0.624 *** 0.201	0.633 *** 0.124
両親と同居ダミー	0.301 *** 0.099	0.074 0.158	0.071 0.119	0.274 *** 0.099	0.023 0.170	0.018 0.102	0.117 0.139	0.117 0.112	0.008 0.174	0.001 0.109
負債ありダミー	0.178 *** 0.060	0.140 0.087	0.140 ** 0.053	0.174 *** 0.061	0.124 0.095	0.124 ** 0.056	0.147 * 0.079	0.148 ** 0.065	0.132 0.103	0.130 ** 0.059
世帯金融資産(対数)	0.000 0.010	0.008 0.015	0.008 0.011	0.001 0.010	0.011 0.016	0.011 0.011	0.007 0.013	0.007 0.012	0.012 0.017	0.012 0.010
三大都市圏ダミー	-0.002 0.061	0.071 0.091	0.072 0.067	0.008 0.062	0.092 0.099	0.094 0.069	0.058 0.082	0.058 0.067	0.094 0.106	0.097 0.071
残差			-0.067 *** 0.017			-0.078 *** 0.017		-0.054 *** 0.014		-0.091 *** 0.011
6歳以下の子どもあり				-0.528 *** 0.124	-0.339 * 0.202	-0.338 ** 0.126				
7~12歳の子どもあり				-0.171 0.105	0.091 0.182	0.092 0.110				
13~18歳の子どもあり				0.062 0.092	0.202 0.149	0.201 ** 0.084				
定数項	-0.449 0.204	-2.804 *** 0.875	-2.809 *** 0.625	0.2998 0.2669	-2.724 ** 1.089	-2.743 *** 0.6641	-2.354 *** 0.693	-2.363 *** 0.502	-3.635 *** 0.743	-3.655 *** 0.468
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2	0.031		0.036	0.042		0.050		0.036		0.055
サンプルサイズ	2079	2079	2059	2079	2059	2059	2059	2059	2059	2059
IV-F値		2.04			1.98		1.670		3.945	
Prob > chi2		0.032			0.038		0.050		0.000	
Wald test of exogeneity		0.000			0.000		0.000		0.000	
ALN min_chi-sq		0.155			0.105		0.140		0.350	

注: 上段は係数、下段は標準偏差

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

(続き)

被説明変数: 妻の就業ダミー(就業=1, 非就業=0)

	限定性1(特定化5)		限定性2(特定化6)		限定性2(特定化7)		限定性2(特定化8)		限定性2(特定化9)	
	IV Probit 係数/s.e	2SRI 係数/s.e								
家事負担割合	0.069 *** 0.020	0.068 *** 0.016	0.052 *** 0.016	0.053 *** 0.015	0.060 *** 0.017	0.060 *** 0.015	0.078 *** 0.023	0.078 *** 0.016	0.065 *** 0.019	0.065 *** 0.015
妻の年齢	0.024 *** 0.007	0.024 *** 0.005	0.021 *** 0.006	0.021 *** 0.005	0.022 *** 0.006	0.023 *** 0.005	0.026 *** 0.007	0.026 *** 0.005	0.024 *** 0.006	0.023 *** 0.005
子どもありダミー	0.367 * 0.192	0.365 ** 0.147	0.233 0.163	0.239 * 0.138	0.297 * 0.169	0.300 ** 0.140	0.445 ** 0.222	0.450 *** 0.163	0.340 * 0.187	0.342 ** 0.148
両親と同居ダミー	0.102 0.145	0.102 0.113	0.15 0.129	0.151 0.100	0.130 0.134	0.129 0.114	0.070 0.159	0.067 0.121	0.112 0.142	0.110 0.127
負債ありダミー	0.145 * 0.081	0.146 ** 0.061	0.154 ** 0.073	0.155 ** 0.066	0.149 * 0.076	0.149 ** 0.062	0.139 0.087	0.139 ** 0.058	0.146 * 0.079	0.146 ** 0.057
世帯金融資産(対数)	0.007 0.014	0.007 0.010	0.005 0.012	0.005 0.012	0.006 0.013	0.006 0.010	0.009 0.015	0.009 0.010	0.007 0.013	0.007 0.010
三大都市圏ダミー	0.063 0.085	0.062 0.067	0.045 0.076	0.047 0.059	0.053 0.079	0.054 0.062	0.072 0.092	0.073 0.067	0.059 0.083	0.060 0.060
残差		-0.058 *** 0.016		-0.043 *** 0.015		-0.050 *** 0.015		-0.068 *** 0.018		-0.055 *** 0.015
定数項	-2.509 *** 0.748	-2.498 *** 0.593	-1.932 *** 0.626	-1.955 *** 0.559	-2.199 *** 0.647	-2.209 *** 0.552	-2.844 *** 0.880	-2.856 *** 0.672	-2.392 *** 0.726	-2.394 *** 0.573
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2		0.036		0.034		0.036		0.037		0.0357
サンプルサイズ	2059	2059	2059	2059	2059	2059	2059	2059	2059	2059
IV-F値	2.639		2.649		2.753		1.849		2.305	
Prob > chi2	0.001		0.003		0.002		0.048		0.011	
Wald test of exogeneity	0.000		0.002		0.000		0.000		0.000	
ALN min_chi-sq		0.114		0.012		0.048		0.205		0.080

注: 上段は係数、下段は標準偏差

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

図表 4. 夫の家事育児時間の決定関数（操作変数プロビット法、第一段階）

被説明変数: 夫の家事・育児時間				
	特定化10	特定化11	特定化12	特定化13
	係数/s.e	係数/s.e	係数/s.e	係数/s.e
夫の年齢	-0.124 **	-0.119 *	-0.108 *	-0.029
	0.058	0.057	0.058	0.059
夫の教育年数	-0.044	-0.042	-0.056	-0.104
	0.104	0.103	0.104	0.104
夫の健康状態	-0.087	-0.031	-0.059	-0.079
	0.186	0.184	0.185	0.184
夫の年収(対数万円)	-1.570 ***	-1.581 ***	-1.443 ***	-1.428 ***
	0.496	0.492	0.498	0.490
夫の通勤時間(分)	0.001	0.002	0.001	0.000
	0.006	0.006	0.006	0.006
企業規模2(500~1000人)	-0.718	-0.795	-0.891	-0.664
	0.743	0.735	0.741	0.732
企業規模3(1000~5000人)	-1.528 **	-1.499 **	-1.631 **	-1.456 **
	0.641	0.634	0.639	0.632
企業規模4(5000人以上)	-0.958	-1.051 *	-1.101 *	-1.095 *
	0.641	0.634	0.639	0.632
公務ダメー	-0.171	-0.271	-0.434	-0.242
	0.729	0.721	0.729	0.719
妻の年齢	-0.185 ***	-0.169 ***	-0.181 ***	-0.060
	0.056	0.055	0.056	0.059
両親と同居ダメー	-0.499	-0.697	-0.649	-0.336
	0.579	0.582	0.578	0.571
負債ありダメー	-0.417	-0.356	-0.418	-0.321
	0.380	0.376	0.378	0.375
世帯金融資産(対数)	0.137 **	0.124 *	0.109	0.129 *
	0.067	0.067	0.068	0.067
三大都市圏ダメー	0.443	0.512	0.430	0.332
	0.413	0.409	0.412	0.408
保育園利用ダメー		2.123 ***		
		0.404		
ベビーシッター利用ダメー		1.848 ***		
		0.697		
親のサポートダメー		0.073		
		0.261		
育児休暇(夫)			0.609	
			1.697	
育児休暇(妻)			1.937 ***	
			0.494	
育児休暇(両方)			3.250	
			2.460	
6歳以下の子供あり				5.192 ***
				0.853
7~12歳の子供あり				1.686 **
				0.661
13~18歳の子供あり				0.576
				0.533
定数項	32.341 ***	30.420 ***	30.597 ***	20.387 ***
	3.284	3.350	3.312	3.801
F	12.200	12.670	11.110	13.370
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2	0.086	0.106	0.093	0.112
サンプルサイズ	1672	1672	1672	1672

注: 上段は係数、下段は標準偏差

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

(続き)

被説明変数: 夫の家事・育児時間

	特定化14 係数/s.e	特定化15 係数/s.e	特定化16 係数/s.e	特定化17 係数/s.e	特定化18 係数/s.e	特定化19 係数/s.e	特定化20 係数/s.e
夫の年齢	-0.115 ** 0.058	-0.112 ** 0.057	-0.137 ** 0.057	-0.130 ** 0.058	-0.123 ** 0.058	-0.129 ** 0.058	-0.122 ** 0.058
夫の教育年数	-0.047 0.106	-0.067 0.104	-0.013 0.104	-0.043 0.104	-0.029 0.105	-0.040 0.104	-0.043 0.104
夫の健康状態	-0.095 0.186	-0.051 0.184	-0.102 0.185	-0.099 0.186	-0.086 0.186	-0.104 0.186	-0.098 0.186
夫の年収(対数万円)	-1.570 *** 0.505	-1.625 *** 0.492	-1.490 *** 0.494	-1.527 *** 0.496	-1.520 *** 0.496	-1.538 *** 0.497	-1.581 *** 0.496
夫の通勤時間(分)	0.679 0.553	0.000 0.006	0.002 0.006	0.001 0.006	0.001 0.006	0.001 0.006	0.001 0.006
企業規模2(500~1000人)	-0.746 0.742	-0.785 0.736	-0.612 0.740	-0.652 0.743	-0.696 0.742	-0.728 0.743	-0.728 0.743
企業規模3(1000~5000人)	-1.527 ** 0.641	-1.659 *** 0.636	-1.363 ** 0.639	-1.473 ** 0.641	-1.485 ** 0.641	-1.554 ** 0.641	-1.537 ** 0.641
企業規模4(5000人以上)	-1.087 * 0.646	-1.060 * 0.636	-0.828 0.639	-0.904 0.641	-0.936 0.640	-1.021 0.643	-0.986 0.641
公務ダミー	0.135 0.739	-0.459 0.725	-0.014 0.727	-0.102 0.729	-0.201 0.729	-0.191 0.729	-0.181 0.729
妻の年齢	-0.190 *** 0.056	-0.195 *** 0.055	-0.193 *** 0.055	-0.182 *** 0.056	-0.192 *** 0.056	-0.184 *** 0.056	-0.188 *** 0.056
両親と同居ダミー	-0.517 0.580	-0.743 0.576	-0.576 0.576	-0.566 0.579	-0.598 0.580	-0.521 0.579	-0.513 0.579
負債ありダミー	-0.401 0.380	-0.427 0.377	-0.409 0.378	-0.395 0.380	-0.397 0.380	-0.422 0.380	-0.407 0.380
世帯金融資産(対数)	0.138 ** 0.068	0.133 ** 0.067	0.145 ** 0.067	0.138 ** 0.067	0.138 ** 0.067	0.136 ** 0.067	0.138 ** 0.067
三大都市圏ダミー	0.386 0.414	0.403 0.410	0.327 0.412	0.392 0.414	0.427 0.413	0.437 0.413	0.459 0.414
通常の労働時間	0.000 0.006						
裁量労働・フレックスタイム	0.418 0.476						
変形労働時間	1.159 ** 0.519						
交替勤務・シフト制	1.035 0.998						
短時間勤務制	1.226 * 0.719						
事業場外・除外者	1.077 1.426						
役割分業意識		-0.979 *** 0.181					
限定性			1.495 *** 0.366				
勤務地限定				1.988 * 1.011			
職務限定					1.554 ** 0.719		
時間短縮						0.736 0.616	
残業なし							1.070 1.066
定数項	31.455 *** 3.440	36.027 *** 3.327	31.548 *** 3.274	32.126 *** 3.283	31.876 *** 3.287	32.268 *** 3.284	32.475 *** 3.287
F	9.070	13.530	12.610	11.660	11.720	11.490	11.450
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2	0.088	0.101	0.094	0.087	0.088	0.086	0.085
サンプルサイズ	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672

注: 上段は係数、下段は標準偏差

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

図表 5. 妻の就業決定関数 (操作変数プロビット法、第二段階)

被説明変数: 妻の就業ダミー(就業=1, 非就業=0)

	ベンチマーク(特定化=10)			育児支援(特定化=11)			育児休暇取得(特定化=12)			子ども(末子)の年齢(特定化=13)		
	Probit 係数/s.e	IV Probit 係数/s.e	2SRI 係数/s.e									
家事育児時間	0.007 0.004	0.162 *** 0.046	0.162 *** 0.038	0.001 0.004	0.148 *** 0.047	0.148 *** 0.034	0.001 0.004	0.151 *** 0.049	0.150 *** 0.037	0.010 ** 0.004	0.189 *** 0.056	0.187 *** 0.040
妻の年齢	0.021 *** 0.005	0.068 *** 0.015	0.068 *** 0.013	0.025 *** 0.005	0.067 *** 0.015	0.067 *** 0.012	0.025 *** 0.005	0.070 *** 0.015	0.397 *** 0.011	0.000 0.008	0.016 0.012	0.016 * 0.009
両親と同居ダミー	0.375 *** 0.107	0.425 *** 0.142	0.424 *** 0.098	0.319 *** 0.111	0.397 *** 0.144	0.397 *** 0.116	0.319 *** 0.111	0.398 *** 0.142	0.397 *** 0.125	0.351 *** 0.107	0.363 ** 0.149	0.361 *** 0.107
負債ありダミー	0.189 *** 0.066	0.282 *** 0.093	0.281 *** 0.073	0.213 *** 0.068	0.294 *** 0.092	0.293 *** 0.068	0.213 *** 0.068	0.278 *** 0.093	0.278 *** 0.069	0.181 *** 0.067	0.264 *** 0.098	0.263 *** 0.068
世帯金融資産(対数)	-0.014 0.011	-0.021 0.015	-0.021 * 0.012	-0.015 ** 0.011	-0.020 0.015	-0.020 * 0.013	-0.015 0.011	-0.029 * 0.015	-0.028 ** 0.011	-0.014 0.011	-0.022 0.016	-0.022 * 0.012
三大都市圏ダミー	-0.040 0.068	-0.047 0.092	-0.047 0.072	-0.006 0.069	-0.026 0.091	-0.025 0.064	-0.006 0.069	-0.043 0.091	-0.043 0.065	-0.026 0.068	-0.009 0.097	-0.008 0.067
残差			-0.158 *** 0.039			-0.150 *** 0.036			-0.151 *** 0.037			-0.180 *** 0.041
保育園利用ダミー				0.726 *** 0.078	0.407 *** 0.144	0.405 *** 0.103						
ベビーシッター利用ダミー				-0.061 0.129	-0.287 0.181	-0.286 ** 0.142						
親のサポートダミー				0.028 0.047	0.013 0.062	0.013 0.050						
育児休暇(夫)							0.726 *** 0.078	-0.138 0.386	-0.138 0.319			
育児休暇(妻)							-0.061 0.129	0.649 *** 0.161	0.647 *** 0.127			
育児休暇(両方)							0.028 0.047	0.735 0.704	0.720 ** 0.348			
6歳以下の子どもあり										-0.505 *** 0.148	-1.451 *** 0.361	-1.440 *** 0.259
7~12歳の子どもあり										-0.165 0.115	-0.452 ** 0.190	-0.448 *** 0.140
13~18歳の子どもあり										0.074 0.096	-0.012 0.138	-0.011 0.098
定数項	-0.669 *** 0.243	-3.864 *** 0.995	-3.858 *** 0.836	-1.064 *** 0.265	-3.838 *** 0.936	-3.838 *** 0.726	-1.064 *** 0.265	-3.915 *** 0.995	-3.891 *** 0.776	0.386 0.415	-1.214 0.772	-1.212 ** 0.576
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2	0.020		0.029	0.062		0.071	0.062	0.072	0.072	0.031		0.040
サンプルサイズ	1687	1672	1672	1687	1672	1672	1687	1672	1672	1687	1672	1672
IV-F値		3.104			2.971			2.736			2.464	
Prob > chi2		0.001			0.002			0.004			0.009	
Wald test of exogeneity		0.000			0.000			0.000			0.000	
ALN min. chi-sq		0.243			0.199			0.213			0.081	

注: 上段は係数、下段は標準偏差

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

(続き)

被説明変数:妻の就業ダミー(就業=1、非就業=0)

	労働時間制度(特定化=14)		性別役割意識(特定化=15)		限定性1(特定化=16)		限定性2(特定化=17)		限定性2(特定化=18)		限定性2(特定化=94)		限定性2(特定化=20)	
	IV Probit 係数/s.e	2SRI 係数/s.e												
家事育児時間	0.098 *** 0.034	0.099 *** 0.031	0.199 *** 0.036	0.198 *** 0.027	0.107 *** 0.031	0.107 *** 0.028	0.131 *** 0.040	0.132 *** 0.030	0.156 *** 0.042	0.156 *** 0.032	0.163 *** 0.045	-0.159 *** 0.035	0.158 *** 0.045	0.158 *** 0.033
妻の年齢	0.049 *** 0.011	0.049 *** 0.011	0.080 *** 0.013	0.080 *** 0.009	0.051 *** 0.011	0.051 *** 0.010	0.059 *** 0.013	0.059 *** 0.010	0.066 *** 0.014	0.066 *** 0.011	0.068 *** 0.015	0.068 *** 0.012	0.067 *** 0.015	0.067 *** 0.011
両親と同居ダミー	0.402 *** 0.122	0.403 *** 0.115	0.450 *** 0.158	0.447 *** 0.100	0.407 *** 0.124	0.407 *** 0.121	0.413 *** 0.131	0.413 *** 0.101	0.424 *** 0.140	0.423 *** 0.119	0.425 *** 0.142	0.424 *** 0.109	0.424 *** 0.141	0.422 *** 0.099
負債ありダミー	0.245 *** 0.078	0.245 *** 0.067	0.310 *** 0.103	0.308 *** 0.058	0.250 *** 0.079	0.251 *** 0.074	0.264 *** 0.085	0.264 *** 0.072	0.278 *** 0.091	0.278 *** 0.077	0.282 *** 0.093	0.281 *** 0.064	0.279 *** 0.092	0.279 *** 0.070
世帯金融資産(対数)	-0.019 0.013	-0.019 0.011	-0.023 0.017	-0.023 ** 0.012	-0.019 0.013	-0.019 * 0.011	-0.020 0.014	-0.020 * 0.011	-0.021 0.015	-0.021 * 0.011	-0.021 0.015	-0.021 ** 0.011	-0.021 0.015	-0.021 * 0.011
三大都市圏ダミー	-0.040 0.078	-0.041 0.064	-0.053 0.103	-0.052 0.069	-0.041 0.079	-0.041 0.072	-0.044 0.084	-0.044 0.063	-0.046 0.090	-0.046 0.065	-0.047 0.092	-0.047 0.067	-0.047 0.091	-0.047 0.075
残差		-0.095 *** 0.031		-0.199 *** 0.027		-0.104 *** 0.029		-0.128 *** 0.031		-0.153 *** 0.032		-0.159 *** 0.035		-0.154 *** 0.032
定数項	-2.557 *** 0.735	-2.577 *** 0.705	-4.637 *** 0.820	-4.626 *** 0.581	-2.734 *** 0.697	-2.742 *** 0.617	-3.230 *** 0.862	-3.237 *** 0.649	-3.743 *** 0.917	-3.739 *** 0.677	-3.880 *** 0.975	-3.875 *** 0.745	-3.782 *** 0.969	-3.776 *** 0.694
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2		0.024		0.049		0.026		0.027		0.030		0.030		0.029
サンプルサイズ	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672	1672
IV-F値	2.549		5.761		4.487		3.185		3.268		2.938		2.895	
Prob > chi2	0.001		0.000		0.000		0.001		0.000		0.001		0.001	
Wald test of exogeneity	0.001		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
ALN min. chi-sq	0.018		0.384		0.031		0.066		0.289		0.329		0.293	

注: 上段は係数、下段は標準偏差

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

図表 6. 夫の家事育児負担が妻の働き方に与える影響（プロビット法・操作変数プロビット法）

(1) 正社員・非正社員

被説明変数: 夫の家事・育児負担割合

推計方法: biprobit	係数	標準偏差	z値	サンプルサイズ
正社員	0.006	0.002	3.30 ***	1344
非正社員	-0.006	0.002	-3.29 ***	1344
LR-test($\rho=0$)	0.000			

被説明変数: 夫の家事・育児時間

推計方法: biprobit	係数	標準偏差	z値	サンプルサイズ
正社員	0.002	0.005	0.45	1077
非正社員	-0.001	0.005	-0.28	1077
LR-test($\rho=0$)	0.000			

注: ρ は誤差項の相関を表す。

(2) 労働時間、勤務形態等

被説明変数: 夫の家事・育児負担割合

				Wald	ALN
労働時間が恒常的に長い					
IV	0.002	0.021	0.10	1332	0.756 0.249
Probit	0.008	0.002	3.96 ***	1344	
夜勤など労働時間が不規則					
IV	0.041	0.023	1.82 *	1332	0.100 0.368
Probit	0.006	0.002	2.38 **	1344	
休日出勤が多い					
IV	-0.028	0.025	-1.12	1332	0.167 0.323
Probit	0.003	0.002	1.30	1344	
出張が多い					
IV	-0.040	0.037	-1.09	1332	0.167 0.215
Probit	0.006	0.003	1.91 *	1344	
出張が多い					
IV	-0.019	0.046	-0.41	1332	0.431 0.669
Probit	0.006	0.004	1.58	1344	
単身赴任が多い					
IV	-0.086	0.059	-1.46	1332	0.091 0.994
Probit	0.004	0.004	0.89	1344	

被説明変数: 夫の家事・育児時間

				Wald	ALN
労働時間が恒常的に長い					
IV	0.022	0.057	0.38	1077	0.683 n.a.
Probit	-0.003	0.006	-0.40	1077	
夜勤など労働時間が不規則					
IV	0.085	0.054	1.59	1068	0.175 n.a.
Probit	0.011	0.006	1.86 *	1077	
休日出勤が多い					
IV	0.008	0.050	0.15	1068	0.987 n.a.
Probit	0.005	0.006	0.80	1077	
出張が多い					
IV	-0.006	0.082	-0.08	1068	0.977 n.a.
Probit	0.000	0.011	-0.04	1077	
転勤が多い					
IV	0.089	0.096	0.93	1068	0.368 n.a.
Probit	0.001	0.011	0.10	1077	
単身赴任が多い					
IV	-0.140	0.117	-1.20	1068	0.253 n.a.
Probit	-0.018	0.021	-0.87	1077	

注：検定の結果、支持された推計方法に網掛けをしている。

付表1. 夫の家事・育児負担と夫の所得を内生変数とした操作変数プロビット推計

被説明変数: 妻の就業ダミー(就業=1、非就業=0)

	Probit 係数/s.e	IV Probit 係数/s.e	Probit 係数/s.e	IV Probit 係数/s.e
夫の家事負担割合	0.010 *** 0.002	0.089 *** 0.020		
夫の家事負担時間			0.005 0.004	0.136 *** 0.031
夫の所得	-0.345 *** 0.084	-0.542 0.428	-0.364 *** 0.095	-0.573 0.404
妻の年齢	0.017 *** 0.004	0.035 *** 0.008	0.024 *** 0.005	0.066 *** 0.011
子どもありダミー	-0.084 ** 0.077	0.581 *** 0.198		
両親と同居ダミー	0.258 *** 0.100	-0.028 0.167	0.328 *** 0.108	0.352 ** 0.146
負債ありダミー	0.200 *** 0.061	0.177 * 0.101	0.210 *** 0.067	0.315 *** 0.090
世帯金融資産(対数)	0.015 0.011	0.035 0.024	0.002 0.012	0.006 0.023
三大都市圏ダミー	0.030 0.062	0.139 0.105	-0.004 0.069	0.017 0.097
定数項	1.549 *** 0.529	-0.167 2.770	1.497 ** 0.608	0.002 2.669
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2	0.037		0.027	
サンプルサイズ	2075	2079	1684	1672
Wald test of exogeneity		0.000		0.000
ALM min. chi-sq		0.181		n.a.

注: 上段は係数、下段は標準偏差

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

IVIは、ベンチマークに、性別役割分担意識の変数と限定的な働き方を表すダミー変数を追加