

DBJ Research Center on Global Warming
Discussion Paper Series No. 66 (12/2020)

育児期女性の就業選択
—学童期の子どもが存在が労働供給に与える効果を中心に—

小澤 彩子

本論は、執筆者個人の暫定的な研究（内容、意見については執筆者個人に属するもの）であって、関心ある研究者との議論等のために作成されたものである。

育児期女性の就業選択[†]
—学童期の子どもが存在が労働供給に与える効果を中心に—

小澤 彩子

日本政策投資銀行設備投資研究所

2020年12月

要 旨

本稿では、育児期の既婚女性における労働供給について、とりわけ学童期の子どもが存在が与える効果に着目し検証を行った。「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」（2004～2017年）の個票データを用いた分析の結果、子育ての負担は確かに女性の労働供給に影響を与えており、末子に限らず0～12歳にかけての各発達段階別の子どもが存在は押し並べて就業確率を大きく低下させ、小学校低学年以降に該当する年齢の子どもが存在が正規雇用としての就業確率を低める傾向にあることが確認された。また、女性の就業確率や正規雇用確率、正規雇用としての就業継続確率には、本人の市場賃金率に関する変数のみならず、夫の毎日の家事参加といった家庭内支援に関する変数が少なからぬ影響を与えていることがわかった。以上の結果は、賃金の内生性とサンプルセレクション・バイアス、および夫婦の家事育児負担と就業決定の間に存在しうる内生性の問題を考慮した分析においてもなお支持された。子どもの就学を機に労働市場に復帰する母親は多く存在するが、いわゆる「小1の壁」の存在が問題視される中、確かに小学校低学年以上の子どもを抱える母親において家事や育児と仕事との両立がハードルとなり、とりわけ正社員としてのキャリア選択が困難となっている可能性が示唆される。

[†] 本稿の分析に際し、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」の個票データの提供を受けた。また作成にあたっては、櫻井宏二郎教授（専修大）、中里透准教授（上智大）、宇南山卓教授（京都大）、國則守生教授（法政大）、加藤晋准教授（東京大）ならびに中村純一副所長をはじめとする設備投資研究所の研究スタッフから、多数の有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。ただし、本稿の内容や意見等はすべて執筆者個人に属し、残された誤りはすべて筆者の責任に帰す。

目次

1. はじめに.....	1
2. 先行研究と本稿の特徴.....	3
3. 分析フレームワーク.....	6
3-1 労働供給モデルの枠組み.....	6
3-2 推定モデル.....	7
3-3 使用データ・変数.....	9
4. 実証分析.....	12
4-1. 記述統計.....	12
4-2. 就業形態選択関数の推定.....	13
4-3. 就業確率の決定要因.....	15
4-4. 正規雇用確率の決定要因.....	16
4-5. 雇用形態変化の決定要因.....	17
4-6. 雇用形態別労働時間の決定要因.....	18
4-7. 期待賃金率（推定値）を用いた頑健性の確認.....	19
4-8. 操作変数法による頑健性の確認.....	20
5. 結語.....	22
Appendix1：二段階推定法による賃金関数の推定.....	26
Appendix2：操作変数法による推定アプローチ.....	28
参考文献.....	30

<図表一覧>

表 1：女性の労働供給にかかる先行研究と子どもに関する変数の効果.....	33
表 2：基本統計量（就業形態別，平均値）.....	34
表 3-1, 3-2：出産前後，子の就学前後における妻の就業形態の推移表.....	35
表 4：多項プロビットモデルによる推定結果（ベースモデル：代理変数を用いた推定）.....	37
表 5：就業選択関数のプロビット推定結果（ベースモデル：代理変数を用いた推定）.....	38
表 6：雇用形態選択に関するプロビット推定結果（ベースモデル：代理変数を用いた推定）..	39
表 7：雇用形態変化に関するプロビット推定結果（ベースモデル：代理変数を用いた推定）..	40
表 8：労働時間に関するパネル推定結果（代理変数を用いた推定）.....	41
表 9：二段階推定による賃金関数の推定結果.....	42
表 10：多項プロビットモデルによる推定結果（期待賃金率（推定値）を用いた推定）.....	43
表 11：就業選択関数のプロビット推定結果（期待賃金率（推定値）を用いた推定）.....	44
表 12：雇用形態選択に関するプロビット推定結果（期待賃金率（推定値）を用いた推定）....	45
表 13：雇用形態変化に関するプロビット推定結果（期待賃金率（推定値）を用いた推定）....	46
表 14：就業選択関数の操作変数プロビットによる推定結果.....	47
表 15：雇用形態選択に関する操作変数プロビットによる推定結果.....	48
図 1：年齢階級・配偶関係別女性労働力率.....	49
図 2：核家族世帯における妻の離職状況（2017年時点，末子年齢別，過去1年以内の変化）..	49
図 3：母親の就業状況（2018年時点，末子年齢別）.....	50
図 4：市場賃金率と留保賃金率（子どもあり女性）.....	50
図 5：妻の年齢別就業形態（全期間，有配偶女性）.....	51
図 6：末子年齢別就業形態（全期間，有配偶，子どもあり女性）.....	51
図 7：夫の所得分布別 妻の就業形態（2015年）.....	52
図 8：妻の就業形態別世帯の家事・育児時間（2017年，平均値）.....	53
図 9：妻の就業形態別夫の家事育児時間（全期間，平均値）.....	53
図 10：雇用形態別・性別賃金.....	54

1. はじめに

急速な少子高齢化の進行、人口減少が見込まれるわが国において、女性をはじめとする潜在的労働力への期待はいっそう高まっている。「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律（女性活躍推進法）」が2015年に、「働き方改革を推進するための関係法律の整備に関する法律（働き方改革関連法）」が2018年に成立するなど、法的な後押しも得ながら女性の労働市場参加は既婚者を含めて一層進んでおり（図1）、2019年には女性の労働力人口が3058万人、労働力人口総数に占める女性の割合が44%と、それぞれともに過去最高値を更新した。共働き世帯の数は増加の一途をたどり、いまや専業主婦のいる世帯の2倍以上に達しており、女性を取り巻く労働環境が大きく変化している可能性が指摘されている。

一方、国際比較の観点からみると、日本女性の労働市場には依然として特異な面が残っている。OECDデータによる比較では、15～64歳の女性の就業率は2018年時点で69.6%であり、男性との差は14.3%ポイントとG7ではイタリアに次いで男女差が大きい。加えて賃金についても、男女間の賃金差が2017年時点で24.5%とG7で最も大きい水準となっている。また、労働市場に参加する女性が増えたとはいえ、近年では管理職における男女比の大きさも課題として指摘されており¹、背景に「仕事と家庭の両立が困難になる」「責任が重くなる」といった理由から昇進を望まない女性の意向が存在することも明らかとなっている²。大学進学率における男女差が小さくなり³、結婚や出産等によるキャリアの断絶に伴う機会費用が上昇する中で、依然として労働参加や賃金に大きく男女差が生じる要因や、非正規雇用・非管理職としての就労が中心を占める女性の労働供給行動⁴の背景要因を解明することは、日本の労働市場を紐解く上でも、また人口減少下における持続的な経済社会のあり方を考える上でも、とりわけ重要な関心事の一つである。

家計生産と市場生産のトレード・オフに直面する女性の留保賃金に対し大きな影響を与える要因の一つは育児であるが、働く女性が増加する中において、未就学児保育とあわせて需要が高まっているのが放課後児童クラブ（学童保育）である。政府は「新・放課後子ども総合プラン」を掲げ学童保育の受け皿拡大を進めているが⁵、この背景には、子どもが小学校に入学してから仕事と子育ての両立に困難を抱え、仕事を辞めざるを得なくなったり働き方を変更せざるを得なかったりする、いわゆる「小1の壁」があると指摘されている⁶。しかし、こうした施策が進められる一方で、客観的に「小1の壁」の存在を示し

¹ 世界経済フォーラムにより毎年公表されている「ジェンダー・ギャップ指数」によれば、2019年の日本の指数は153カ国中121位であり、このうち詳細項目にあたる「管理職の男女比」は131位である。

² 内閣府「平成25年版男女共同参画白書」における調査結果等に詳しい。

³ 文部科学省「学校基本調査」によれば、2019年時点における大学（学部）への進学率は、男子が56.6%、女子が50.7%であり、男女差は5.9%ポイントと過去最も小さくなっている。

⁴ 総務省「労働力調査」によれば、30代後半から50代前半にかけての雇用者に占める非正規雇用の割合は、男性が概ね1割以下であるのに対し、女性は5～6割に達している。

⁵ 「新・放課後子ども総合プラン」の趣旨・目的について、「共働き家庭等の『小1の壁』を打破するとともに、次代を担う人材を育成するため」と記述されている。

⁶ 放課後児童クラブの待機児童は年々増加し、2019年5月時点で過去最多の1万8261人であった。

たエビデンスは実はあまり多くない。公的な統計をみると、確かに核家族世帯における妻の離職数は末子の年齢が7～8歳の時に再びピークを迎えており（図2）、児童のいる世帯における正規の従業員・職員の割合は末子の年齢が6～11歳の頃にかけて落ち込んでいるように見受けられる（図3）。学術的な論文においては、独自の調査データを用いた分析により子どもが小学校低学年の頃に母親の就業率の低下がみられることが労働政策研究・研修機構（2013）において指摘されているほか、高久（2019）が「国民生活基礎調査」の個票データ（1995～2010年）を用いた回帰不連続デザインによる分析により、子どもの小学校入学とともに母親の就労率がおおむね10%低下することなどを明らかにしている。また、平河・浅田（2019）は東京都の市区町村について、学童保育の利用可能性（定員比率）が35～39歳・40～44歳の女性の就業率に有意に影響を与えることを示している。しかしこれらを除いて、学童期の子をもつ女性における就業変化の存在を示唆する研究はきわめて少ない。また、上記の先行研究はいずれも女性の就業率に対する影響の有無を追っているが、「小1の壁」によって雇用形態をはじめとする働き方に違いが生じているのかどうかといった点については、これまで明らかにされていない。一般的に就業行動は「働くかどうかの選択」「労働時間の選択」として扱われることが多いが、上述した日本の女性労働の特殊性を踏まえれば、永瀬（1997）が指摘するように就業形態を明示的に考慮してはじめて明らかになる点も少なくないと考えられる。学童期の子どもが存在が、就業有無をはじめ既婚女性の雇用形態や労働時間に明確な影響を与えているのかどうかをまず確かめてみたいという疑問が、本稿の第一の出発点である。

そこで本稿は伝統的な労働供給理論に従い、学童期の子ども、とりわけ小学校低学年に該当する年齢の子どもの存在が既婚女性の労働供給行動に影響を与えているか否かについて、個票データを用いた分析により実証的に明らかにすることを試みる。具体的には、非正規雇用や自営業等の非雇用者を含めた離散型の多項選択モデルに加え、「働くかどうか（就業・非就業）」、「どのような雇用形態で働くか（非正規雇用・正規雇用）」を被説明変数とする二項選択モデルをそれぞれ想定し、各選択確率に対して学童期の子どもが存在が影響を与えているか否かを確認する。あわせて、 $t-1$ 期から t 期にかけて雇用形態を変化させるかどうかに関するサブサンプルを用いた分析、および就業形態別の労働時間を被説明変数とする分析も行う。また分析においては、女性の留保賃金の高さに影響を及ぼす変数としてこれまで実証されてきた夫の収入をはじめとする諸変数のほか、夫の家事・育児に対する協力度合い等といった家庭内支援の有無を考慮した分析を行い、内生性の問題にも配慮しながら、近年における育児期女性の労働供給の特質を探ることとする。

子育てと労働供給の関係を分析した研究はこれまでに数多く存在するが、女性の労働参加が大きく進んだ2010年以降に関しては十分な検証がなされていないうえ、そのほとんどが一時点におけるクロス・セクション推定、ないしはそれらを複数年使ったプーリング推定によるものである。また、子どもの効果については先行研究の多くが未就学児のみを考

慮した分析を行っており、それ以外の研究例においても分析上末子のみが考慮されている。また、市場賃金率と労働供給における内生性の問題、およびサンプルセレクション・バイアスをともに考慮している分析はあまり多くないため、推定結果にこれらのバイアスが残っている可能性が考えられる。本稿の特徴は、既婚女性の労働供給について中間子を含めた学童期の子どもが存在に焦点をあてるとともに、個票パネルデータを用い、就業形態の違いやその変化を明示的に扱いながら、また、内生性の問題等に留意しながら、より厳密な方法により分析を試みる点にある。

本論文の構成は以下のとおりである。まず第2節で女性の就業選択をめぐる経済学分野の先行研究を概観する。その後、第3節で分析のフレームワークについて説明する。第4節で推定結果を検討し、最後に第5節で本稿の結論および課題について言及する。

2. 先行研究と本稿の特徴

女性の労働供給行動をめぐる実証研究は数多く蓄積されている。考慮されてきた変数としては、夫の所得、家族構成（子どもの年齢と数、親世代との同居等）・家庭内支援（夫の労働時間・育児参加等）、本人の属性（年齢、職歴、学歴等）、保育サービス、各種制度・職場環境等があり、女性の労働時間や就業有無・就業形態等を被説明変数に、上記の変数を説明変数として妻の労働供給関数を推定するものが多い。本人の市場賃金率に影響を与える変数のみならず、家族構成や家庭内支援に関する変数までもが考慮されている背景には、これらの変数が家計生産と市場生産とのバランスを迫られる女性の留保賃金、すなわち働いていないときの時間の主観的価値に影響を与えると考えられるためである。

例えば、世帯主である夫の所得が既婚女性の労働供給と負の相関をもつことは、いわゆる「ダグラス＝有沢法則」(Douglas (1934), 有沢 (1956)) として広く知られているが、これについては高山・有田 (1992), 大沢 (1993) をはじめ多くの研究でこれを支持する結果が報告されている。近年ではその効果が弱まっていることを指摘する研究例も出てきており、2000年代以降においては、小原 (2001) が「消費生活に関するパネル調査」(家計研究所) によるデータを用いて妻の就業状況と家計所得の関係について分析し、夫の所得が高い家計の妻が専業主婦を選択するという関係が1993年と1996年の二時点間の比較においては弱まっていることを指摘している。樋口 (2001) は世帯主である夫の所得を3年間の移動平均所得である恒常所得と1年毎の変動所得に分けて妻の新規就業・継続就業行動との関係をプロビット推定し、変動所得に関しては有意な関係が得られないものの恒常所得については有意に負の関係が認められると報告している。武内 (2004) においては女性の「就業志向」を考慮するためパネル分析が用いられ、変量効果・固定効果モデルによって世帯ごとの特性を取り除くと夫の単年度所得の効果は有意なものでなくなること、また変量効果モデルのみにおいて夫の長期所得が妻の就業に対しマイナスの効果をもつことが明らかにされている。

家族構成が労働市場参加に与える効果については、Ogawa and Ermisch (1996) が末子の年齢や親との同居といった家族構成が日本女性の労働市場参加に与える影響の強さを分析・報告している。小島 (1995), Sasaki (2002), Oishi and Oshio (2006) も同様に、親との同居が女性の労働参加にポジティブな影響を与えていることを明らかにしている。前田 (1998) は女性の就業状態に及ぼす同居親の存在について親の年齢についても着目した実証分析を行い、親との同居は女性の就業に正の効果を持つが、その年齢が 80 歳以上になると有意な負の逆効果をもたらすという興味深い結果を報告している。また永瀬 (1994, 1997), Nagase (1997) においても「祖母」との同居が既婚女性の正社員就業を大きく増加させることが明らかにされており、樋口 (1979) が指摘するように、家計内における家事担い手の不在が余暇の限界効用を高める形で、妻の就業決定メカニズムに大きく関与している可能性が示唆される。

その他、親以外からの家庭内支援をめぐることは、夫婦の家計配分や時間の使い方に着目した分析も蓄積されており、夫の通勤時間や労働時間、家事・育児への参加度・参加志向等が妻の就業に及ぼす効果が検証・確認されている (前田 (1998), 山上 (1999), 馬 (2006), 藤野 (2002), 小原 (2000), 小原・関島 (2017) 等)。近年においては夫婦の就業と家事負担が同時決定であることを考慮した分析もなされており、例えば中野 (2009) は「職業と家庭生活に関する全国調査 (1991 年)」を用いた Bivariate プロビットモデルによる推定により、夫の家事・育児参加と妻の就業決定に同時性があることを明らかにしたうえで、夫の家事・育児参加が妻の就業率を高めることを示している。また、鶴・久米 (2016) も同様に、妻の就業決定に関し夫の家事・育児参加を内生変数とした操作変数法による分析によって、夫の家事・育児時間が妻の就業に正に有意な影響を与えることを明らかにしている。

家族構成や家庭内支援に関する変数のうち、本稿の主眼である子育てと労働供給の関係については、主として結婚・出産前後における変化や未就学児の存在による影響の有無の検証を主眼に分析したものが多い。これは既婚女性の留保賃金率が図 4 のように出産育児期で上昇し、子どもが小学校に入学した頃から育児負担の減少と教育費などの経済的負担の高まりとともに少しずつ減少すると考えられてきたためであり、研究上も主としてこのカーブの頂点にあたりとされる低年齢期の子どもの存在に注目がされてきた。例えば永瀬 (1994) は「職業移動と経歴 (女子) 調査」を用いて就業形態毎に労働時間を区別した分析を行い、未就学児数が労働時間の長短にかかわらず正社員・パートいずれの就業確率に対しても負の効果があると報告している。このほか多くの研究においても、未就学児の存在が女性の労働供給にネガティブな影響を与えるという結果が報告されている。

一方、小学生以上の子どもの存在が女性の労働供給にもたらす効果については、そもそも学童期の子どもの変数に加えた研究例が比較的少ないいうえ、必ずしも統一した結果が出ていない。各研究から小学生以上の子どもに関する変数の効果を抜き出してみると、プラスの効果が確認できるもの (Waldfoegel, Higuchi and Abe (1999), Sasaki (2002)),

マイナスの効果が確認できるもの（駿河・西本（2001）、中野（2009）、鶴・久米（2016））、就労形態により結果が変わるもの（大沢（1993）、大沢・鈴木（2000））、有意な結果が得られていないもの（武内（2004）、Oishi and Oshio（2006））と様々であり、各分析に用いられている年代や年齢区分も統一的ではなく、かつ末子以外の子どもの存在は分析上考慮されていない（以上、表 1）。また、上記国内における研究例はいずれも一時点のクロス・セクションデータを用いた世帯間比較による分析がほとんどであり、近年における既婚女性の労働供給の規定要因の変化等が検証されていない。武内（2004）が指摘するように個別効果を考慮したパネル分析の必要性はほとんど言及されてこなかった⁷。加えて、理論上重要な変数とされる市場賃金率について多くの研究では代理変数を用いた分析が行われているが、より厳密には市場賃金率をコントロールした分析を行いながら、内生性の問題やサンプルセレクション・バイアス等を注意深く考慮する必要がある。

以上の点を踏まえ、本稿は次の点に留意し分析を試みる。

第 1 に、小学生以上の子どもの存在に注目し、発達段階に応じて区別した 0 歳から 12 歳までの子どもの有無をそれぞれダミー変数として用いる。具体的には、0～3 歳児を乳児、4～6 歳を幼児、7～9 歳を小学校低学年、10～12 歳を小学校高学年として区別し、女性の労働供給に対する影響の差異を確認する。また、子どもの年齢に関する変数はこれまで末子年齢を用いた分析がほとんどであるが、末子年齢による分析では例えば長子や中間子が就学年齢に達している場合にも、未就学児の末子がいる場合においてはその存在がデータ上抜け落ちてしまうこととなる。そこでデータの利点を生かしながら、末子に限らず分析対象世帯におけるすべての子どもの存在を考慮した分析を行う。

第 2 に、すべてのデータをプールした分析と並行し、労働（余暇）に対する選好の違い等といった個人（世帯）の異質性を考慮したパネル分析による検討もあわせて行う。

第 3 に、正規雇用者と非正規雇用者については同じ呼称内においてもフルタイム・パートタイム等と様々な働き方が存在することを考慮し、就業形態別の週当たり労働時間を被説明変数とした分析も行う。また、被雇用者については雇用形態間の移行に関する二項選択モデルについても分析し、雇用形態間のダイナミズムを検証する。

第 4 に、市場賃金率と労働供給との間に介在する内生性の問題を考慮するため、賃金を規定する学歴などの代理指標を用いた分析と、賃金関数の推定値を用いた分析の 2 通りの方法により分析結果を示す。賃金関数の推定にあたってはサンプルセレクション・バイアスを考慮するため、ヘックマンによる二段階推定法（Heckman, 1979）による分析を行い、就業選択関数から得られる逆ミルズ比を含めた線形賃金関数を推定することで期待賃金率を求めることとする。

第 5 に、夫婦の就業と家事負担が同時決定である可能性を考慮し、夫の家事・育児頻度

⁷ 国外においては、個人の異質性に加えて状態依存性（State-dependency）を考慮するため、被説明変数のラグ項を用いた動的なモデルによる就業決定関数の推定事例も多数見られる（Hyslop, 1999 等）。日本に関しては、これまでに Okamura and Islam（2011）が既婚女性の労働力参加における状態依存性の存在を検証し、その存在は確認できなかつたと報告している。

にかかる変数を内生変数とした操作変数法による分析を行い、分析結果の頑健性を確認する。

3. 分析フレームワーク

3-1 労働供給モデルの枠組み

本項および次項では、既婚女性の労働供給行動を実証分析するための静学的な労働供給モデルを概観するとともに、分析にあたっての推定方法を示す。まず、労働参加にかかる意思決定が行われるのは市場労働によって得られる賃金が留保賃金を上回る場合である。

余暇 (L) と消費 (C) の関数として効用関数 $U(L, C)$ を定義したとき、端点解における無差別曲線の絶対値である留保賃金 (w^r) は、以下により表せる。ここで T は家計が配分できる総時間、 V は非労働所得であり、このとき V の上昇は w^r を増加させる。

$$w^r = MRS_{(L,C)} |_{(L=T, C=V)} = - \frac{\partial U / \partial L}{\partial U / \partial C} (L = T, C = V)$$

いま、家計 i に属する女性の留保賃金および市場賃金について、それぞれ l 個の変数群 $X = \{X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{li}\}$ 、 k 個の変数群 $Z = \{Z_{1i}, Z_{2i}, \dots, Z_{ki}\}$ で説明される線形関数により表せるとする。

$$\ln w_i^r = \sum_{j=1}^l X_{ji} \delta_{ji} + u_{1i} \quad (1.1)$$

$$\ln w_i^m = \sum_{j=1}^k Z_{ji} \gamma_{ji} + u_{2i} \quad (1.2)$$

市場賃金が留保賃金を上回る、すなわち女性が働くときの条件は $\ln w_i^r < \ln w_i^m$ であり、(1.1) 式と (1.2) 式を用いて次のように表せる。

$$\Leftrightarrow u_{1i} - u_{2i} < \sum_{j=1}^k Z_{ji} \gamma_{ji} - \sum_{j=1}^l X_{ji} \delta_{ji} \quad (1.3)$$

このとき $W = X \cap Z = \{W_{1i}, W_{2i}, \dots, W_{ni}\}$ 、また、 $u_i = u_{1i} - u_{2i}$ を新たに定義すれば、(1.3) 式は以下に書き換えられる。

$$u_i < \sum_{j=1}^n W_{ji} \varphi_j \quad (1.4)$$

本稿の分析の中心となるプロビットモデルによる実証分析においては、(1.4) 式に従い労働供給に関するダミー変数 Y_i の変数ベクトル W に対する確率、 $\Pr(Y_i = 1 | W_{1i}, W_{2i}, \dots, W_{ni})$ を推

定する。すなわち、 u_i の W_i の条件付き期待値が標準正規分布に従うとの仮定のもと、

$$\Pr(Y_i = 1|W_i) = \Pr\left(u_i < \sum_{j=1}^n W_{ji} Y_j\right) = \Phi\left(\sum_{j=1}^n W_{ji} \varphi_j\right) \quad (1.5)$$

を推定する。このとき、 Φ は標準正規分布の累積密度関数であり、 $\Phi(-\infty) = 0$ 、 $\Phi(\infty) = 1$ であるから、 $W_{1i}, W_{2i}, \dots, W_{ni}$ がどのような値を取っても、0と1の間に収まることとなる。

3-2 推定モデル⁸

本稿では、非正規雇用を含めた既婚女性の就業決定行動を非線形モデルにより推定するが、分析にあたり、非正規雇用を含めた意思決定構造・選好について十分な理論上の合意が存在しないという問題を有する。各個人はそれぞれ最も効用が高くなる就業形態につくと考えられるが、各就業形態の選好順序や選択の類似性については、世帯間においても、また同一世帯内においても、経時的な諸要因の変化等によって異なってくる可能性も考えられる。

そこでまず、家庭内の生産・消費活動との両立のしやすさが賃金や労働時間と同様に既婚女性の就業選択における重要な変数であり、両立の難易度にかかる程度は子どもの発達段階や家庭内支援により変わるという仮説のもと、既婚女性は家計の効用を最大化する就業形態を離散的な選択肢から選択するものと仮定した標準的な労働供給分析（多項選択モデル）を行い、その結果を確認する。そのうえで、就業するか・しないかの二項選択モデルとともに、正規雇用か非正規雇用かの選択肢に類似性があると仮定した正規雇用確率に関するプロビット分析を行い、各変数の効果にそれぞれ有意な差があるかどうかを検証する。ベースとなる誘導型の推定モデルは以下のとおりである。

① 就業形態選択に関する多項プロビットモデル（無業／非正規／正規／自営業等）

まず、子どもの存在をはじめとする各説明変数が既婚女性の就業形態選択確率にどのような影響を与えるのかについて、複数選択肢からの選択を想定する多項プロビットモデルに従い推定する⁹。具体的には、既婚女性は無業（ $L_i = 0$ ）、非正規雇用（ $L_i = 1$ ）、正規雇用（ $L_i = 2$ ）、自営業や家族従業者等（ $L_i = 3$ ）、の4つの選択肢から、それぞれ効用を最大化する就業形態を選択するものとする。

$$\Pr(L_{it} = j) = P(q_{itj}^* \geq q_{itk}^*, k \neq j)$$

⁸ なお、以下本稿において「就業形態」は無業や企業と雇用関係のない自営業や自由業、家族従業者等を含む就業区分、「雇用形態」は被雇用者における就業区分の意で用いる。

⁹ 多項選択モデルの代表的な推計方法として、多項ロジットモデルが多くの研究で採用されている。多項ロジットモデルにおいてはガンベル分布の仮定によって式を解析的に解くことにより推計が簡便となる一方で、各選択肢が他の選択肢の選択確率から独立であるとするIIA（independence from irrelevant alternatives）条件を満たす必要がある。本稿においても多項プロビットモデルに先立ちまず多項ロジットモデルによって推計を行ったが、IIA特性が成立するかどうかをSeemingly unrelated estimationを用いたハウスマン検定によりテストしたところ、帰無仮説がいずれも棄却されIIAの成立を確認することができなかった。よってここでは選択肢間の誤差項間の相関を許容する多項プロビットモデルによる推計を行う。

$$\text{where } q_{itj}^* = \beta_1^j + \beta_2^j X_{it} + \beta_3^j Z_{it} + e_{it}^j; \quad q_{it0}^* = 0 \quad (3.1)$$

ここで、(3.1)式における L_{it} は個人 i の t 時点における就業形態、 q_{itj}^* は個人 i の t 時点での就業形態 j における潜在的な効用水準を指し、 β_n はパラメーター、 X_i は個人 i の就業形態選択に影響を与える各要因、 Z_i はコントロール変数を表す。

推定にあたっては、就業形態との間に同時決定のバイアスが生じる可能性を考慮し、外生変数のみを説明変数に用いた推定を行う。また、多項選択モデルにおいては同一クラスター内の誤差項の相関に配慮しながら、データをすべてプールしたプーリングデータを用いて推定する。

② 就業確率に関するモデル(有業/無業)

次に、各発達段階別の子どもが存在等が既婚女性の就業確率にそれぞれ有意な影響を与えるかどうかを検証するため、以下では二項選択モデルによる推定を行う。推定式は(3.2)式であり、被説明変数は有業であれば1、無業であれば0を取る二値変数である。推定の際には、プーリングデータとしてデータを利用したプロビットモデルによる推定と、パネルデータとして利用した変量効果プロビットモデルによる推定の両方を行う¹⁰。

β_n はパラメーター、 α_i は個別効果、 f_i は時間効果、 e_{it} は誤差項を示す。添え字 i は個人、 t は調査年を表し、 X_i は就業確率に影響を与える各変数を、 Z_i はコントロール変数を表す(以下同)。右肩の添え字 S は有業ダミーを被説明変数にした場合の推定モデルであることを表す。 S_{it}^* は潜在変数である。

$$\begin{cases} S_{it} = 1 & \text{if } S_{it}^* > 0 \\ S_{it} = 0 & \text{if } S_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{where } S_{it}^* = \beta_1^S + \beta_2^S X_{it} + \beta_3^S Z_{it} + \alpha_i^S + f_i^S + e_{it}^S \quad (3.2)$$

③ 正規雇用確率に関するモデル(正規/非正規)

第2に、各変数が既婚女性の正規雇用確率にそれぞれ有意な影響を与えるかどうかを検証するため、(3.3)式による推定を行う。被説明変数は正規雇用であれば1、非正規雇用であれば0を取る二値変数であり、推定の際にはデータをプーリングデータとして利用したプロビットモデルによる推定と、パネルデータとして利用した変量効果プロビットモデルによる推定の両方を行う。右肩の添え字 R は正規雇用ダミーを被説明変数にした場合の推定モデルであることを表す。 R_{it}^* は潜在変数を示す。

¹⁰ パネル分析について、今回の分析に用いる教育年数等は履歴情報であるため、固定効果モデルによる推定では時間不変の変数として推定モデルに含まれてしまうこととなる。また、主要変数の変動は between 方向が within 方向よりも明らかに大きくなっている。そのため本稿では、固定効果パネル推定を非線形モデルで扱うことは困難であることが知られていることも念頭に、変量効果を適用したモデルによる推定を行う。一方、期待賃金率の推定値を用いた推定では時間不変の変数が落ちてしまうという問題は回避されるため、固定効果ロジットモデルを適用した推定も行い、変量効果ロジットモデルにおける推定結果と比較したところ、変数の符号・有意性においてほぼ同様であることが確認できた。結果の掲載について本稿では割愛するが、詳細は筆者に尋ねられたい。

$$\begin{cases} R_{it} = 1 \text{ if } R_{it}^* > 0 \\ R_{it} = 0 \text{ if } R_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{where } R_{it}^* = \beta_1^R + \beta_2^R X_{it} + \beta_3^R Z_{it} + \alpha_i^R + f_i^R + e_{it}^R \quad (3.3)$$

④ 雇用形態変化に関するモデル（正規→非正規／非正規→正規）

次に、各変数が同一形態での継続就業に与える効果の有無を確認するため、データが二期以上存在する被雇用者のみにサンプルを限定し、(3.4)式による推定を行う。被説明変数は t-1 期から t 期にかけて非正規雇用から正規雇用に転換した場合を 1 とし、非正規雇用のまま就業している場合に 0 とする二値変数、ならびに正規雇用から非正規雇用に転換した場合に 1 をとり、正規雇用のまま t 期も就業している場合に 0 を取る二値変数である。分析にあたっては t-1 期から t 期にかけての変化に影響を及ぼす要因を捉えるため、説明変数は t-1 期のデータを用いることとし、データをプーリングデータとして利用したプロビットモデルによる推定を行う。右肩の添え字 C は雇用形態変化についての推定モデルであることを表す。C_{it}^{*} は潜在変数を示す。

$$\begin{cases} C_{it} = 1 \text{ if } C_{it}^* > 0 \\ C_{it} = 0 \text{ if } C_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{where } C_{it}^* = \beta_1^C + \beta_2^C X_{it-1} + \beta_3^C Z_{it-1} + \alpha_i^C + f_i^C + e_{it-1}^C \quad (3.4)$$

なお上記②、③、④のモデルについては、頑健性の確認のため、ヘックマン二段階モデルによる推定賃金値を用いた分析、さらに、夫の家事・育児変数の内生性を考慮した操作変数モデルによる推定もあわせて行う(詳細は Appendix1, Appendix 2 を参照)。また、非正規雇用と一言で言っても、パート・アルバイト、契約・嘱託社員、派遣社員などの呼称に加え労働時間を含めた契約形態について多様性が存在することを考慮し、就業形態別の週当たり労働時間を被説明変数とした線形モデルによるパネル分析も行い、同一就業形態における労働供給量に対し各変数が有意な効果を有しているかどうかの確認を行う。

3-3 使用データ・変数

本分析では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey / Keio Household Panel Survey: JHPS/KHPS)」により得られる個票データを使用する。JHPS/KHPS は、層化 2 段階抽出法により無作為に抽出された調査対象者とその配偶者を対象に毎年 1 月末時点での継続した追跡調査を実施しており、2004 年から実施されている KHPS と、2009 年から実施されている JHPS の 2 つの調査から構成される。育児期女性の就業選択行動を捉えるため、今回は 2004 年から 2017 年にわたる計 14 年分のアンバランスなパネルデータ (unbalanced panel data) から、分析対象を国内在住の 20 歳～55 歳未満の既婚女性¹¹に限定した。また、分析にあたっては 1 次産業従事者や

¹¹ 本人のデータには、その家族に関する情報も含まれており、分析にはこれらの情報も利用する。

夫が無職の場合を除いており、欠損値や外れ値を除外した後のサンプルサイズは9,698となっている。分析に使用する変数の記述統計を表2に示した。

(1) 被説明変数

変数選択について、まず多項選択モデルについては非就業の場合に0、非正規雇用の場合に1、正規雇用の場合に2、自営業等非雇用者の場合に3とするカテゴリー変数を被説明変数として用いる。また、二項選択モデルの被説明変数には有業ダミーに加え、正規雇用ダミー、雇用形態変化ダミー（非正規→正規、正規→非正規）を用いる。有業ダミーは、有業の場合に1を、無業の場合に0をとる二値変数であり、被雇用者であるかどうかや、雇用形態を問わない変数としている。無業の定義は、具体的には就業状況に関する回答として「1年前の仕事を辞めて、無業になった（離職）」「1年前、仕事に就いておらず、現在も仕事に就いていない（継続無業）」のいずれかを選択回答した者であることを示す。なお、「この1年間、介護・育児等の理由から休業していた（休業）」を選択回答した休業中の女性については、キャリアの継続性に着目する観点から有業者を含むこととする。

正規雇用ダミーは、被雇用者のうち労働日数や時間・役職の差異等にかかわらず正規雇用には就いている場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数である。なお「正規雇用」とは、質問票において本人が「常勤の職員・従業員（正規社員）」にあてはまる旨、自己申告により回答していることを意味する。

雇用形態変化モデルについては、サブサンプルとして $t-1$ 期に非正規雇用であった者にサンプルを限定したうえで、このうち t 期に正規雇用へ転換した場合に1、転換せず非正規雇用にとどまっている場合に0をとるダミー変数を用いる。正規雇用から非正規雇用へ転換する場合についても、同様のダミー変数を用いる。

(2) 説明変数

説明変数は、前節で述べた先行研究を参考に、大別すると妻の属性に関するもの、夫の属性に関するもの、世帯属性に関するものの3つで構成される。まず妻の属性に関するものとしては、妻の期待労働所得（市場賃金率）に関する代理変数として、各国の幅広い時点の賃金分布をよく説明するとされるミンサー型賃金関数の基本形を踏まえ、仕事の経験年数、経験年数の二乗項、教育年数を用いる。教育年数については、学歴データをもとに中卒は9年、高卒は12年、高専・短大卒は14年、大卒は16年、院卒は18年を割り振る。経験年数についてはデータ上の制約により、学校を卒業してからずっと就業してきたものと仮定し教育年数にそれぞれ6を加えた年数を年齢から引くことで計算する。また、内生性の問題に対処するため、Appendix1で述べる方法により推定賃金を用いた分析を行うことで頑健性の確認を行う。

夫の属性に関する変数としては、自営業・自由業・家族従業者等非雇用者であるか否か

にかかるダミー変数のほか、「ダグラス＝有沢法則」を踏まえ妻の留保賃金に影響を与える変数として年間所得（対数値）を用いるが、調査で明らかになるのは1期前の年収¹²となるため、パネルデータの特性を利用して1期後のデータを用いることとし、当該データを基準に計3年間の移動平均をとったものを年間平均所得¹³とした。なお、分析においては総務省統計局「消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）」により2005年の貨幣価値に実質化したものを対数化している。また、家庭内支援に関する変数として夫の家事・育児等の頻度（毎日、週1～数回、ほとんど・全くしない、の3カテゴリー）をそれぞれ変数に加える。

世帯属性に関する変数として、資産負債状況の代理変数としての住宅ローンダミー（住宅ローンに関する借入れの有無にかかるダミー変数）を、また親との同居・準同居ダミー（同一生計かどうかを問わず、親と同一建物ないし同一敷地内に居住しているかどうかにかかるダミー変数）を、さらに東京都をはじめ都市部において保育所や学童の待機児童数が多いこと等を踏まえ、政令市・特別区在住ダミーを、それぞれ変数に加えることとする。

その他、正規雇用確率に関する(3.3)式、および雇用形態を変化させる確率にかかる(3.4)式の推定については、サンプルがすでに就業している被雇用者に限定されることを踏まえ、コントロール変数として妻本人の職種ダミー、企業規模ダミーを加えて推定する。また(3.3)式についてはキャリアの継続性の有無を識別するため、 t 年における新規就職者かどうかにかかるダミー変数を説明変数に加える。さらに夫の家事・育児変数を内生変数とした操作変数法による推定においては、操作変数として夫と妻の学歴差（同等以上／2年以上）、夫の健康状態、ならびに夫の研修・勉強にあてる時間の有無に関するダミー変数を用いる。変数選択の根拠および変数作成の詳細についてはAppendix2を参照されたい。

最後に、本分析における主要な説明変数として、同居する子どもの年齢区分を乳児：0～3歳、幼児：4～6歳、小学校低学年：7～9歳、小学校高学年：10～12歳と定義した上で各年齢区分の子ども有無をそれぞれダミー変数化して加え、女性の労働供給に対する影響の差異を検証する¹⁴。18歳未満の子どもの数については、人数に対する労働供給の効果が非線形である可能性を考慮し、ダミー変数化（0人、1人目、2人目、3人目以上、の4カテゴリー）して変数に加える。

¹² 調査票において、就業状況は前月（1月）の状態を把握するものだが、所得については調査前年の年収を尋ねている。このため、同じ調査年のデータを用いた場合、就業状況と所得の間にずれが生じてしまうこととなる。

¹³ 恒常所得仮説を踏まえ、夫の恒常的な所得が留保賃金にもたらす効果を捉えるべく、単年ではなく計3年間の移動平均値を用いることとした。

¹⁴ ダミー化にあたっては、調査時期が毎年1月末時点であること、わが国では4月～3月生まれが同一学年に在籍することが通例であることを鑑み、生年および生まれ月のデータをもとに子どもの年齢を算出し、2・3月生まれの子どもについてはプラス1歳としたうえで、学年層毎に区分している。

4. 実証分析

4-1. 記述統計

(1) 妻の年齢別，末子年齢別妻の就業形態

モデルの推定に入る前に，JHPS/KHPS データを用いて，既婚女性の就業実態について概観しておきたい。まず図 5 で妻の年齢の変化に対する就業形態の変化を追っている。折れ線グラフをそれぞれみると，20 代後半から 30 代前半にかけては概ね 4 割から半数近くが非就業者であり，非正規・正規雇用者の割合はそれぞれ 3 割，2 割程度となっている。30 代後半以降においては非就業者の減少と非正規雇用の増加が対照的に進行し，以降非正規雇用者のウェイトが最も多くなっている。

自営業や自由業等といった非雇用者の割合は，30 代では横ばい傾向だが，40 代以降緩やかながら増加している。また，正規雇用者の割合は 40 歳頃にかけて徐々に落ち込むものの，その後はゆるやかに上昇・横ばい傾向となり，各年代において概ね 2 割前後の水準を保っている。全体を通して非就業者と非正規雇用者の動きが対照的な動きを見せており，末子年齢別の妻の就業形態をみた図 6 とあわせると，無業であった女性たちが子どもの年齢の上昇とともに，非正規雇用として労働市場に復帰している様子が改めて窺い知れる¹⁵。なお，末子年齢別の比較において，図 2，3 でみたような子の就学前後での就業トレンドの変化は，本データからは明確には確認されない。

(2) 夫の年収と妻の就業形態

また，所得分布と就業状況に関し，2015 年時点における夫の所得データを四分位群に分け，それぞれのグループ毎に妻の就業形態をみたものが図 7 である。非就業者の割合は夫の所得上位 25% 層で 33.4% と最も大きく，以降所得グループが下位層になるにつれて徐々に少なくなっており，記述統計からは「ダグラス＝有沢法則」と整合する関係性の存在がうかがえる。同時に，正規雇用者の割合は所得上位 25% 層で 14.2% と最も少なく，逆に下位 25% で 20.5% と最も多くなっていることから，夫の所得と妻の正規雇用割合との間に負の相関関係が存在する可能性も示唆されている。一方，非正規，自営業の割合に一貫した傾向はみられない。

(3) 出産前後における妻の就業形態の推移

次に，出産や子どもの就学前後で母親が働き方を変化させているかどうかを確認すべく，同一個人の実業形態変化のパターンについて， $t-1$ 期対 $t+1$ 期の比較による分布を表 3-1，3-2 に示した。まず表 3-1 に示す出産前後での就業変化について，出産 1 年前に就業者であった者のうち 3 割超と少なくない割合が，出産 1 年後に非就業化している。出生順位別にみた

¹⁵ 図 5，図 6 とともに全ての調査時点のデータをプールしたデータをもとに作成しており，同一個人の情報に複数含まれる点には留意を要する。ただし，各調査年での横断面データでも（プールした場合に比べデータ数の少なさに起因して割合の変動が激しいものの，）押し並べて見るとプーリングデータと同様の動きをしている。

無業化の割合は第1子では就業者の39.6%、第2子以降で24.9%であり、第1子出産時のインパクトが比較的大きいこともうかがえる。

一方、産後に労働市場に復帰する者も、 $t-1$ 期に非就業であった者のうち14.1%と少なからず存在し、そのほとんどにあたる7割が非正規雇用者として復帰している。復帰のタイミングに関しては、第1子出産後の復帰は10.3%、第2子以降における復帰は15.2%となっており、第1子よりも第2子以降の出生後に労働市場に復帰するパターンが多いようである。また、サンプルサイズがかなり少ないためどこまで議論を一般化できるかには疑問も残るが、出産をまたいで被雇用者間で雇用形態を変化させている者も、非正規化・正規化ともにそれぞれ1割以下とごく少数ながらも確認できる。本データ上においては数・割合ともに正規から非正規雇用への働き方の変更が目立っている。

(4) 子の就学前後における妻の就業形態の推移

同様に、子の就学前後で母親の就業状況がどのように変化しているかについての推移表を表3-2に示した。小学校1年生に在学する子どもがいる女性について、子どもが就学前に無業であったうちの31.8%が就学1年後（子どもが小学校2年生）の段階で労働市場に復帰している。また、その内訳は出産の場合と同様約8割とほとんどが非正規雇用としての復帰である。出生順位別の差異をみると、第1子就学後の就業復帰が23.5%、第2子以降で32.8%であり、出産時と同様ライフステージが進むほど労働市場に復帰している実態がうかがえる。以上から、いわゆる「託児効果」によって子の就学後に非正規雇用として労働市場に復帰する女性が多いことが確認できる。また、サンプルサイズが小さい点に留意する必要があるが、この間非正規のうちの6.3%が正規雇用へとキャリアアップをはかっている。

一方インパクトは劣るが、子の就学前後で母親が非労働力化している事実も観察される。割合は子の就学前に就業者であった者のうちの10.7%であり、離職直前の雇用形態は5割が非正規、1割が正規である（残りは自営業等）。出生順位別の差異をみると、就業者中無業化する者の割合は第1子就学後で14.3%、第2子以降で10.2%であり、比較的、第1子のインパクトが大きいこともうかがえる。子どもの就学前後で非労働力化する者の割合が就業者中1割にのぼるという意味では、確かに就業選択における「小1の壁」の存在も示唆されるところではあるが、厳密な検討については次項以降の計量分析に委ねることとする。

4-2. 就業形態選択関数の推定

続いて以下では、第3節で示した各モデルによる実証分析の結果を示す。まず表4は多項プロビットモデルによる就業形態選択関数の推定結果である。基準カテゴリーは非就業であり、推計されるパラメーターは原則として非就業時のパラメーターからの差として識別されている。

(1) 子どもに関する変数の効果

以下限界効果に着目して結果をみていく¹⁶。子どもの存在ダミーはいずれも無業確率を高める傾向にあり、限界効果の大きさは自営業者・非正規雇用については乳児がいる場合に、正規雇用者については小学校低学年の児童がいる場合に最も大きくなっている。乳児ダミーの限界効果をみると、正規雇用以外の就業確率に対しては有意にマイナスの影響を与えており、乳児のいる世帯はそうでない場合に比べ、妻が非正規雇用として働く確率が28.2%ポイント、自営業として働く確率が3.1%ポイント低くなっている。幼児、小学校低学年の存在はいずれも有意に被雇用者として働く確率にマイナスに有意な影響を与えており、幼児がいる世帯ではそうでない場合に比べ、妻の非正規雇用確率が12.9%ポイント、正規雇用確率が2.5%ポイント低く、小学校低学年の児童がいる世帯は非正規雇用確率が6.1%ポイント、正規雇用確率が3.9%ポイント低い結果となっている。高学年児童についても、正規雇用について係数・限界効果ともに有意にマイナスとなっている。

子どもの数ダミーについては、非正規雇用かそうでないかで限界効果の符号が異なっている。具体的には、子どもの数ダミーは非正規雇用確率に対してプラスに有意であり、限界効果は子どもが3人以上の世帯において最も大きく17.1%ポイントである。一方、正規雇用・自営業等として働く確率に対しては一部有意でないものもあるが、いずれも限界効果の符号条件はマイナスとなっている。正規雇用については第1子ダミーの限界効果が有意かつ最も大きく、1人目の子どもがいる世帯においてはそうでない場合に比べ妻の正規雇用確率が5.5%ポイント下降する結果となっている。

(2) その他の変数の効果

その他主要な変数について、妻の教育年数の増加は非正規雇用確率に対してはマイナスに、正規雇用確率、自営業等の確率に対してはプラスに有意であり、妻の教育年数が1年長くなるほど妻の非正規雇用確率は約0.2%ポイント低く、正規雇用確率、自営業等確率はそれぞれ約1~2%ポイント高くなっている。また夫の年収に対する各就業形態確率の限界効果は自営業者等を除いてマイナスに有意であり、被雇用者について「ダグラス=有沢法則」が成立していることが確認できる。夫の年収の1%上昇にともなう限界効果は非正規雇用確率に対して約15%ポイント、正規雇用確率に対して約7%ポイントと計算されている。その他、多項選択モデルによる推定結果からは、住宅ローンがある世帯においては妻が被雇用者として働く確率が3~4%ほど高いこと、親が同居・準同居している世帯においては妻の正規雇用確率が5%ほど高いことなどが示されている。

¹⁶ Greene (2003) などで示されているように、多項選択モデル等においては係数推定量の符号と限界効果の符号が一致しない場合も考えられるため、限界効果をあわせて算出し各変数の効果を判断する必要がある。

4.3. 就業確率の決定要因¹⁷

次に、以下 (3.2) 式以降の二項選択モデルによって、子どもダミーをはじめとする各変数の効果を改めて確認していく。まず就業するか・しないかにかかる就業選択関数について、表 5 に全ての調査時点のデータをプールしプロビットモデルを用いて推定した結果（以下、(1) Pooled モデル）、ならびに各個人の個別効果を確率変数として想定した変量効果プロビットモデルによる分析結果（以下、(2) Random Effect モデル）を示した。なお、Pooled モデルにおいてはクラスター構造に対して頑健な標準誤差を計算しており、データをプールした場合に生じる、同一個人に依存する誤差項間の相関は修正されている。

(1) Pooled, (2) Random Effect モデルの比較においては、妻本人の賃金率に関する変数を除いて、符号条件・有意水準ともに概ね整合する結果が得られている。尤度比検定によれば変量効果プロビットの定式化が支持されているが、以下 (1) Pooled モデルとあわせてそれぞれ結果をみていく。

(1) 子どもに関する変数の効果

子どもダミーの効果をみると、年齢層の違いにかかわらずすべての子どもの存在が、子どもがいないか 13 歳以上の場合に比べ就業確率に対して有意にマイナスの影響を与えている。また、その効果は子どもの年齢が低いほど大きくなることが限界効果から確認できる。本稿の着目する小学校以上の児童の存在は、(1) Pooled モデルでは低学年で 8.2%ポイント、高学年で 3.0%ポイント、(2) Random Effect モデルによる分析では低学年で 5.4%ポイント、高学年で 2.0%ポイント、それぞれ既婚女性の就業確率を下げる効果を有している。また、18 歳未満の子どもの人数については子どもの人数を問わず概ね符号条件がプラスとなっており、(1) Pooled モデルにおける 3 人目以上ダミーのみにおいて、唯一有意性が示されている。正に有意、かつ限界効果が最も大きいことから、子どもが多い家庭ほど、子どもがいない家庭に比べ家計補助の観点から働く確率を高めている可能性も示唆される。

(2) その他の変数の効果

妻の市場賃金率に関する代理変数について、教育年数については先行研究同様に符号条件が正であるが、いずれのモデルにおいても就業確率に対する有意な効果は確認されない。また、(2) Random Effect モデルのみにおいて経験年数、2 乗項がそれぞれ有意となっており、一定の年齢までは潜在経験年数が長いほど就業していることが示唆されている。

夫の年収については限界効果がマイナス約 12~20%ポイントと、大きな負の効果を有していることも確認される。すなわち、本分析においては「ダグラス=有沢法則」が支持され

¹⁷ なお、分析期間には 2008 年秋のいわゆるリーマン・ショックを契機とした金融危機時が含まれていること、また 2010 年代以降は景気拡大と人手不足要因によって労働需給が逼迫した時期であることを踏まえると、分析対象期間の前半と後半はやや異なる労働環境下にあったといえる。これを踏まえて 2011 年を境としサンプルを二期間に分けた分析も行ったところ、両者の比較においては多少の限界効果の大小の変化はあるが、符号条件・有意水準ともに概ね大きな変化はみられなかった。

ている。また、興味深いのは夫の家事・育児頻度ダミーの効果である。上述したとおり、内生性の問題により係数推定にバイアスが生じている可能性があることに留意する必要があるが、夫の家事頻度が毎日である場合、また週1～数回である場合は、ほとんど・全くしない場合に比べて妻の就業確率が高いという結果がいずれも有意水準1%で確認される。一方、育児頻度においては符号条件が逆に負となり、その頻度が週1～数回である場合は就業確率を有意に押し下げることが確認される。労働政策研究・研修機構(2007)等で指摘されている「ニーズ仮説(世帯内での家事の総量の増加により世帯員それぞれの家事遂行量が増加する)」に従って解釈すれば、家計全体の育児負荷の大きさが反映されていることを示しているとも考えられる¹⁸。その他、住宅ローン、親との同居ダミーについては、いずれのモデルにおいても就業確率に対しポジティブな影響が確認され、先行研究と整合する結果が得られている。

4.4. 正規雇用確率の決定要因

次に、被雇用者の雇用形態をめぐり、非正規雇用であるか正規雇用であるかどうかにかかると雇用形態選択関数の推定結果を表6に示した。前4.3項で確認した就業選択関数の場合に比べ、符号条件等にややばらつきがみられる結果となっている。なお、本モデルにおいても尤度比検定により変量効果モデルの定式化が支持されている。

(1) 子どもに関する変数の効果

各変数の効果をみると、まず本稿の関心である子どもダミーについて、小学校低学年、高学年の児童の存在はいずれのモデルにおいても正規雇用確率に対しマイナスに有意な影響を与えている。具体的に各モデルをみていくと、(1) Pooled モデルにおいては乳児の存在が正規雇用確率に対して有意に正の効果を持つことが確認できる一方、小学校低学年以降ではその符号が逆転し、5～10%水準でその存在が正規雇用確率に対し負に有意な影響を与えている。限界効果はいずれも約マイナス4%ポイントである。また(2) Random Effect モデルにおいては、幼児期以降の子どもの存在が1%水準で有意に正規雇用確率に対し負の効果を与えている。限界効果は幼児がいる世帯においてはマイナス4.0%ポイント、低学年の子どもがいる場合にマイナス3.7%ポイント、高学年の子どもがいる場合にマイナス3.0%ポイントとなっている。以上の結果は、これまであまり焦点が当たってなかった学童期の児童の存在が、母親の正規雇用確率に少なからず影響しているという事実を明らかにしている。

子どもの数はその人数にかかわらず符号条件がいずれのモデルにおいてもマイナスであり、(1) Pooled モデルにおいては有意に正規雇用確率に対してマイナスの効果を与えていることが確認される。限界効果は2人目ダミーに比べ、1人目、3人目以上の場合に大きい傾

¹⁸ これらの家事・育児変数についてはその密度(時間)が考慮されていないため、厳密な分析・解釈は難しいが、実際に夫婦の家事・育児時間の平均値を妻の就業形態別にみると(図10, 11)、夫婦の育児時間の合計値は妻が非就業の場合に最も長く、夫の育児頻度別では、とりわけ「週に1回～数回」のグループにおいてその傾向が反映されている。

向にある。

(2) その他の変数の効果

その他主要な変数について、まず賃金の代理変数として用いた変数については、いずれも有意な効果は確認されない。夫の年収についてはマイナスの符号条件であり、(2) Random Effect モデルにおいては5%水準で有意に正規雇用確率に対し負の影響を与えている。図7の記述統計にも表れていたように、夫の年収が高いほど、妻が「家計補助的労働」の側面から非正規雇用としての就労を選択しているとの見方もできる。また、就業選択の場合と同様、夫が毎日家事をしている場合には、ほとんど・全くしない場合に比べて妻の正規雇用確率が有意に高まることが確認される。また、親の同居ダミーはいずれのモデルにおいても符号条件が正であり、(1) Pooled, (2) Random Effect モデル双方においていずれも正規雇用確率に対する有意な正の効果が確認できる。すなわち、就業確率のみならず正規雇用確率に対しても、夫の毎日の家事支援や家事の代替手たる親との同居が少なからず影響を持っていることが示される。一方、家事頻度が週数回および育児頻度については有意性・符号条件が安定していない。

その他、コントロール変数として用いた新規入職者ダミーについては1%水準で正に有意であり、労働市場への復職者が非正規雇用中心であることを裏付ける結果となっている。

4-5. 雇用形態変化の決定要因

前4-4項では、新規入職者をコントロールしたうえでも小学校以上の児童の存在が正規雇用確率を低めていることが確認されたが、では、実際にどのような者が継続就業し、雇用形態を変化させているのであろうか。またその規定要因は前項で見たものと整合するだろうか。以上を確認するため、 $t-1$ 期に非正規雇用として働いていた者が t 期に正規化する確率、さらにその逆として、 $t-1$ 期に正規雇用として働いていた者が t 期に非正規化する確率に関するプロビット分析を行い、表7にその結果を掲載した。推定はいずれもプーリングモデルによっている¹⁹。

結果を見る限り、予想に反して子どもに関する変数は正規化・非正規化いずれの雇用形態変化についても有意な影響を与えていないことが確認される。また、その他の変数についてもやや意外な結果が得られている。具体的には、教育年数の増加は正規化確率に対してマイナスに有意な影響を、潜在経験年数については一定の年数までは非正規化確率に対してプラスに有意な影響を有しており、必ずしも学歴や就業経験といった人的資本の蓄積が正規化や正規雇用としての就業継続にはつなげていないことを示している。また夫の年収については正規化・非正規化いずれの確率に対してもマイナスに有意であり、夫の年収が高いほど同じ雇用形態にとどまることを示している。元の雇用形態がどうであれ、夫の年収にみ

¹⁹ 内生性の有無にかかる検討結果については次の脚注を参照。

られる非労働所得が高いほどより良い給与条件等を探すインセンティブがないことを反映している可能性がある²⁰。

夫の家事・育児変数については、夫の毎日の家事参加ダミーが非正規化確率に対してマイナスに有意となっており、夫の家事参加が毎日の場合には、そうでない場合に比べ妻が正規雇用にとどまる確率が有意に高い結果となっている。また、育児頻度についても符号条件はいずれも非正規化確率に対してマイナスであり、週数回ダミーにおいては10%水準でマイナスに有意となっている。以上を見る限り、夫の家事や育児参加が一定程度正規雇用としての就業継続を促すことが確認されるものの、子どもに関する変数が雇用形態変化を強く規定しているというわけではなさそうである。

4.6. 雇用形態別労働時間の決定要因

さて、以上は呼称ベースでみた雇用形態の選択ないし変化についてみてきたが、同一の呼称による雇用形態についても、労働時間を含めた契約形態には多様性が存在することに配慮する必要がある。そこで雇用形態別の週当たり労働時間を被説明変数とした労働時間関数の推定をあわせて行い、各変数の変化に対して労働時間の長さには有意な差がみられるのかどうかを検証した。各就業形態について、プーリングモデル、変量効果モデル、固定効果モデルによる分析をそれぞれ行い、検定の結果支持されたモデルの結果のみを表8に記載している。

まず子どもダミーについて、非正規雇用者については幼児と高学年、正規雇用者については乳児から高学年にかけてのすべての子どもダミー、自営業については低学年・高学年ダミーの符号条件がマイナスであるが、いずれも有意な影響は確認されない。また、子どもの数については概ね符号条件がマイナスの傾向にあるが、有意なのは自営業の1人目、3人以上ダミーのみである。また、夫の年収の符号条件はいずれもマイナスであるが、自営業のみについて有意であることから、自営業者のみが夫の収入をはじめとする非労働所得や子どもの数に応じて顕著に労働供給量を変化させていることが示唆される。

その他、教育年数については正規雇用者のグループで、潜在経験年数については非正規雇用者のグループで、それぞれプラスに有意である。すなわち、正規雇用者は学歴が高いほど労働時間が長い傾向、非正規雇用者については経験年数が長いほど労働時間が長い傾向にあることが示唆される。また、夫の自営業・家族従業者等ダミーは妻の労働時間に対してプラスの影響を持つ傾向にあり、非正規雇用・自営業等の妻の労働時間に対しては有意な効果を有している。就業選択・雇用形態選択モデルにおいて影響が少なからず確認された夫の家事・育児頻度についてはほとんど有意な効果が確認されず、自営業者のみにおいて、夫の育児参加が週数回である場合に妻の労働時間が有意に短くなっている。親との同居ダミーについては自営業者等非雇用者のみにおいてプラスに有意であり、親と同居している世帯に

²⁰ JHPS/KHPS データにおける妻の離職・転職理由をみると、「より良い条件の仕事を探すため」が次点の回答理由から倍以上の差をつけて最も多く、全回答理由のうち3割を占めている。

において妻の労働時間が長い結果となっている。

以上の結果はフレックスタイム勤務かどうかといった勤務形態の違いや妻の職種・企業規模をコントロールした推定によるものであり、被雇用者については、世帯に関する変数よりも学歴や経験年数といった賃金を規定する要因、また勤務形態や職種といった職場要因が、それぞれ労働時間に影響を与えている様子が読み取れる。一方、自営業者については、子どもの数や夫の年収、親との同居有無等といった世帯に関する変数の違いによって、労働時間に変化がみられることが示されている。

4.7. 期待賃金率（推定値）を用いた頑健性の確認

次に、サンプルセレクション・バイアスを考慮したうえで賃金関数を推定し、その推定値を用いた構造型のプロビット分析を行うことで、以上でみた結果の頑健性について確認する。

(1) 多項プロビットモデルの頑健性

まず多項プロビットモデルによる分析結果を表 10 に示した。代理変数を用いた場合と比べて、やや全体的に限界効果が大きい傾向にあるが、符号条件・有意性ともに概ね同様の結果が得られている。

(2) 二項プロビットモデルの頑健性

続いて二項選択モデルについて、就業選択関数の推定結果を表 11 に、雇用形態選択関数の推定結果を表 12 に示した。就業選択、雇用形態選択ともに若干の限界効果の大小や有意水準の変化はみられるものの、主要変数については符号条件・有意性について概ね整合する結果が得られている。また、賃金率の推定値は正規雇用確率には有意な影響をもたないが、就業確率に対して強い効果を有していることが確認できる。

以下、結果を具体的にみていく。まず表 11 について、本稿のコアとなる子どもに関する変数については、(2) Random Effect モデルにおける小学校高学年の存在の効果が非有意となった以外は、代理変数を用いたケースと同様いずれも概ねマイナスに有意な影響を有している。限界効果はやや大きく出ており、ベースモデルと同様に乳児で最も大きい。具体的には、それぞれ (1) Pooled モデルで乳児マイナス 3.6%ポイント、幼児マイナス 15.1%ポイント、低学年 9.4%ポイント、高学年マイナス 2.9%ポイント、(2) Random Effect モデルで乳児マイナス 29.7%ポイント、幼児マイナス 11.6%ポイント、低学年 6.7%ポイントである。子どもの数については、符号条件に変化はないものの代理変数を用いた場合と比べて有意であると判定されるケースが増えており、限界効果とあわせて解釈すると、子どもが増えるほど就業していることを示す結果となっている。その他、コントロール変数として用いた政令市・特別区ダミーの符号条件が変化し、大都市ほど非就業確率が多い結果となっている。

表 12 に示した雇用形態選択関数の推定結果についても、上述のとおり大きく結果が変わ

るような変数はなく、4.4 項での結果を概ね支持する結果が得られている。(1) Pooled モデル、(2) Random Effect モデルによる分析いずれにおいても、小学校低学年以上の児童がいる場合に有意に正規雇用確率が低くなる結果となっており、限界効果は(1) Pooled モデルでは低学年でマイナス 3.7%ポイント、高学年でマイナス 4.1%ポイント、(2) Random Effect モデルによる分析では低学年でマイナス 4.0%ポイント、高学年でマイナス 3.1%ポイントである。(2) Random Effect モデルについては、幼児の存在も正規雇用確率に対してマイナスに有意であり、限界効果は 5.1%ポイントとなっている。

子どもの数に関しても、代理変数を用いた場合と同様正規雇用確率との関係は負の傾向にあり、(1) Pooled モデルにおいては 2 人目よりも 1 人目、3 人目以上の限界効果が大きい傾向にある。(2) Random Effect モデルについては非有意のままであり、3 人目以上の符号条件がマイナスからプラスへ変化している。また育児頻度が毎日の場合については、(1) Pooled モデルに加えて新たに(2) Random Effect モデルにおいて、有意な正の効果が確認される。その他、(1) Pooled モデルにおける親同居ダミーの効果が非有意化しているほか、コントロール変数として用いた政令市・特別区ダミーの符号条件が一部変化しているが、ベースモデルと同様いずれのモデルにおいても有意な効果は確認されない。

最後に、雇用形態変化に関する分析について、同様に推定賃金値を用いた推定結果を表 12 で示している。まず非正規から正規化への移行に関するモデルについて、符号条件に変化はないものの、代理変数を用いた場合に比べて一部の変数の有意水準に変化がみられる。具体的には、子ども 1 人目ダミー、2 人目ダミーがそれぞれ正規化確率に対して 10%水準で新たに正に有意になっているほか、夫の年収の効果が非有意になっている。しかしながら概ね主要結果に変化はなく、代理変数を用いた場合と同様各年齢別の子どもの存在の有無ダミーはいずれも非有意であり、雇用形態の変化に対する明らかな影響は認められない。

4.8. 操作変数法による頑健性の確認

最後に、夫婦の就業と家事育児負担が同時決定である可能性を考慮する観点から、夫の家事・育児参加を内生変数とした操作変数法の分析により頑健性を確認する²¹。

(1) 就業確率に関するモデルの頑健性

まず就業選択関数について、(1) 代理変数を用いたモデル、(2) 賃金率の推定値を用いたモデルとし、操作変数法による分析結果を表 14 に示した。操作変数の妥当性について、いずれのモデルについても過剰識別制約にかかる帰無仮説は棄却されていないが、一方で操作変数の弱相関に関する F 統計量は Stock and Yogo の 25%臨界値 3.09 をそれぞれ下回っている。すなわち、ここで推定された IV 推定の推定量には弱い操作変数の問題によるバイアスが発生している可能性があり、この点に留意して以下結果をみていく必要がある。

²¹ なお雇用形態変化に関するモデルについては、内生変数の存在が検定により棄却されたため、ここでは結果を掲載していない。

そのうえで、子どもの存在ダミーについては操作変数プロビットモデルの限界効果をみるといずれも負の符号条件を有しており、(1a)モデルにおいては低学年以上で有意に、(2a)モデルにおいてすべての年齢において有意に、就業確率に対してマイナスの効果を与えている。限界効果はベースモデルと比較してやや上振れしている。一方、弱操作変数の問題に対して比較的頑健であるとされる制限情報最尤推定量（以下、LIML）モデルにおいてはほとんど有意な効果がみられない。また子どもの数ダミーに関しては、(1b)、(2b)に示したLIMLモデルも含むすべてのモデルで就業確率に対してプラスに有意となっており、限界効果とあわせると、子どもの数が増えるほど就業していることが示唆される。本人の賃金に関しては、(1)代理変数、(2)推定値いずれにおいてもほとんど有意な効果は確認されず、(2b)LIMLモデルのみにおいて推定賃金率がプラスに有意となっている。

夫の年収については、(2a)を除くすべてのモデルにおいて有意な負の効果が確認され、改めて「ダグラス＝有沢法則」の成立が確認される。また、夫の家事・育児参加にかかる変数について、毎日または週数回の家事参加は妻の就業確率に対してプラスに有意に、育児参加は逆にマイナスに有意に効いている。すなわち、夫婦の家事負担と就業決定の同時性を考慮した場合にも夫の家事参加は妻の就業を押し上げる効果を有し、逆に育児参加は「ニーズ仮説」も踏まえて妻の就業を押し下げる効果があることが示唆される。符号条件はいずれも表5、表11にみた推定結果と同様である。その他、夫の自営業等ダミーについてはいずれも符号条件がプラスであり、(1)代理変数モデルにおいてのみ新たに就業確率へのポジティブな効果が確認される。また住宅ローンダミー、親との同居有無は、表5の推定からやや一部のモデルについて有意性が落ちるが、いずれも妻の就業確率に対してプラスの効果を有していることが確認される。

(2) 正規雇用確率に関するモデルの頑健性

次に正規雇用か非正規雇用かという雇用形態選択について、操作変数法による推定結果を表15に示した。操作変数に関する諸検定について、いずれのモデルについても過剰識別制約にかかる帰無仮説は棄却されておらず、かつ操作変数の弱相関に関するF統計量はStock and Yogoの25%臨界値を上回っており、操作変数としての妥当性が示唆される。

各変数の効果についても、概ねベースモデルと整合する結果が得られている。(1)代理変数を用いたモデルにおいては小学校低学年以上の子どもの存在が、(2)賃金推定値を用いたモデルにおいては幼児以降の子どもの存在が、それぞれ妻の正規雇用確率に対し有意にマイナスの影響を与えている。限界効果の大きさもほぼベースモデルと同様であり、違和感のない水準である。子どもの数ダミーについても、子どもの人数にかかわらずいずれもその存在が有意に正規雇用確率に対してマイナスの効果を有していることが確認される。限界効果については、ベースモデルとは異なり2人目<3人目以上<1人目の順となっている。一方、夫の年収については、符号条件は変わらずマイナスであるものの有意にはなっていない。同様に、親との同居ダミーも符号条件は変わらずプラスである一方で、有意な結果とはなっ

ていない。

内生変数とした夫の家事・育児参加については、限界効果とあわせて解釈すると、毎日または週数回の家事参加・育児参加はともに妻の正規雇用確率に対してプラスに有意である。すなわち、同時決定の可能性を考慮しても夫の家事・育児参加は妻の正規雇用就業にポジティブな影響を与えていることが示唆される。その他、コントロール変数として用いた新規入職者ダミーについてはいずれのモデルにおいても1%水準で有意、かつ限界効果も大きいことから、労働市場への復職者が非正規雇用中心であることを改めて裏付ける結果となっている。その他、住宅ローンダミーや政令市・特別区ダミーはベースモデルにおいては統一した結果が得られていないが、操作変数法による推定においてはいずれも符号条件がプラスであり、有意なモデルも少なくない。すなわち、大都市在住であるほど、また住宅ローンを抱えているほど、妻の正規雇用確率が高い結果となっている。

5. 結語

本稿の特色は、個々人の最新のパネルデータをもとに、育児期の既婚女性における労働供給行動について中間子を含む0歳から12歳までの各発達段階別にみた子どもの存在がもたらす効果の違いに着目し、内生性やサンプルセレクション・バイアスの問題に配慮しながら、就業形態間の比較やダイナミズムの検証、労働供給の決定要因の検討を行った点にある。以上の分析から示唆される主要な結果について、以下では定式化が支持された変量効果プロビットモデルによる推定結果をベースとし、頑健性確認の結果とあわせて結果を概括する。

まず、子どもの存在に関する変数について、既婚女性の就業選択においては乳児期から小学校高学年に至るまでいずれの年代の子どもの存在も就業確率を低くする傾向にある。また限界効果から、とりわけ子どもが小さいほど影響が大きいことが確認できる。図4でみた既婚女性の留保賃金は、これまで先行研究で検証されてきた通り確かに乳児の子どもがいるときにピークを迎えている可能性が示唆される。

一方、正規雇用か非正規雇用かどうかの選択確率については、各年代の子どもの存在が一律に一方への効果をもつわけではない。例えば乳児については非有意ながら限界効果の符号条件がプラスであり、乳児の存在が正規雇用として働くことを必ずしも妨げるわけではなさそうである。一方でまた、幼児・小学校低学年・高学年の子どもについてはその存在が正規雇用確率を有意に低くする傾向にある。とりわけ小学校低学年以上については、操作変数プロビットを含むすべてのモデルにおいて正規雇用確率に対しマイナスに有意な効果を有しており、結果の頑健性が確認された。すなわち、小学生以上の子どもがいる場合には正規雇用が選択されず、非正規雇用が選択されている。山口(2014)ではホワイトカラー正社員の従業員データを用いて、末子年齢が6歳以上の場合に管理職割合の男女格差が有意に大きくなっていることを明らかにし、このライフステージにおいて女性の

育児と仕事の両立がより困難になり、男女の伝統的分業がより強化されている可能性がある」と報告している。近年、未就学児を有する家庭に対する支援は企業・社会双方で充実してきているが、一方で小学校低学年以上の子どもを抱える母親において家事や育児と仕事との両立が高いハードルとして存在し、とりわけ労働時間や勤務地の制約等が強い正社員としてのキャリア選択が困難となっている可能性も示唆される。

18歳以下の子どもの人数については、モデルによって一部有意でないものもあるが符号条件について一貫しており、子どもの人数にかかわらず、就業確率に対しては概ね一貫してプラスの影響、正規雇用確率にはマイナスの影響を有する傾向にある。就業選択関数の限界効果は1人目<2人目<3人目以上の順に大きく、雇用形態選択関数の限界効果においては1人目におけるインパクトの大きさが目立っている。教育費などの経済的負担の高まり等も背景に子どもの人数が増えるほど就労する傾向にあるが、その雇用形態としてはとりわけ育児と両立がしやすい非正規雇用が選択されていることがうかがえる。

その他、夫の年収が高収入であるほど就業確率や正規雇用確率が有意に低くなることが確認され、近年においても「ダグラス＝有沢法則」が成り立つことが確認された。とりわけ就業選択については、操作変数法による推定を含む全てのモデルにおいてマイナスに有意な効果が確認されており、年収1%増にとまなう限界効果もベースモデルで10~20%程度と女性の労働供給に対して比較的大きなインパクトを持っている。

また、本分析においては既婚女性の就業選択・雇用形態選択において、夫の毎日の家事参加が一貫して重要な役割を果たしていることが明らかとなった。育児参加については一部有意でないモデルもみられるが、全体としては就業確率に対してはマイナスの、正規雇用確率に対してプラスの影響を持つ傾向にある。育児参加のマイナスの効果は上述したように夫婦の育児総量の増加を反映しているものと考えられる。これらの結果は夫婦の労働供給と家事負担の同時性を考慮した操作変数法による推定によってもなお頑健であり、かつ親との同居有無も先行研究と同様に就業確率等とプラスの相関関係が確認されている。以上から、家庭内における日常的支援の有無が既婚女性の労働供給における鍵となっている可能性が示唆される。

一方、雇用形態変化に関するプロビット分析、および労働時間を被説明変数とした分析結果からは、職種や勤務形態といったキャリア特性や職場要因が少なからず影響を与えていることが確認できるなかで、子どもの存在にかかる変数群が雇用形態や労働時間を有意に変化させているわけではないことが示唆される。とりわけ被雇用者については、その存在により労働時間が短くなったり連続的な時間の流れの中で非正規化したりするといった意味での「壁」の存在は、いずれの年代の子どもに対しても確認されない。他方、自営業者等においては子どもの数の増加や夫の収入増に対して有意に労働時間が短い傾向に、また親と同居している場合には労働時間が長い傾向にあり、諸要因の変化に応じて労働供給量を変化させている可能性も示唆される。以上の結果は、企業等で働く被雇用者における、労働時間選択の自由度の小ささ等を反映しているのではなかろうか。なお夫の家事・

育児変数については、夫の毎日の家事参加および週数回の育児参加によって妻が正規雇用にとどまる確率を高めていることも確認された。

以上本稿の分析により、これまで指摘されてきた未就学児に加え、幼児や小学校低学年以降の子どもの存在も就業確率に対して有意にマイナスの影響を有しており、かつその存在が正規ではなく非正規雇用としての就労確率を高める傾向にあることが明らかとなった。雇用形態変化に関する二項プロビット分析の結果も踏まえれば、これは正規から非正規へと働き方の転換を余儀なくされているというよりも、再就職時に育児等と両立しやすい非正規雇用が選択されていることの影響も強いものと考えられるが、その効果は新規入職者であるかどうかの属性をコントロールしてもなお有意であったことから、少なからず上記の意味での「壁」の存在がうかがえる。雇用の不安定性等を伴っても、最大効用を得られる働き方として女性が自発的に非正規雇用を選択するのはなぜなのか、また逆に正規雇用をしない理由は何かについてはもう少し踏み込んだ分析が必要となるが、夫の毎日の家事支援といった家庭内支援の有無が既婚女性の就業選択や雇用形態選択・雇用形態変化に影響を与えているという本稿の結果からは、既婚女性の労働供給における日常的なサポートの重要性が示唆されている。

少子高齢化の流れの中で女性労働力に対し一層の需要が高まる中、女性労働力が縁辺労働力ではなく基幹労働力としてその力を十分に発揮して働けるように環境を整備することは、経済の効率性・公平性双方の観点から期待される点である。また一般に非正規社員は正社員中心の日本型雇用システムの中心部の外側に位置付けられており、その労働条件は正規労働者に比べて低く、雇用が不安定で、賃金が少なく²²・伸びず、能力開発の機会が少ないことが知られている（岩田・大沢（2015）第4章等）。加えて非正社員は正社員に比べ、消費水準が相対的に低下することを明らかにした研究もある（阿部（2013））。働き方をめぐるニーズや価値観が多様化する中、長時間労働の傾向が強い正社員以外の多様かつ柔軟な働き方が存在することは望ましいことであり、事実大多数の労働者は自発的に非正規雇用を選択している。しかし一方で、少なからず指摘されている「不本意非正規」の存在²³や長期的なキャリア形成・生産性向上の観点等からは、結婚・出産前後での継続就業をはじめ、出産・育児等による離職後も正規雇用としての再就職・キャリアアップが「いま一步選択されうる」環境整備に目を向けていくことが、あわせて求められるのではなかろうか。

なお、本稿の分析にはいくつかの課題が残されている。まず頑健性の確認に用いた操作

²² 図 10 をみても、正社員・正職員とそれ以外では所定内給与でみた賃金に大きな差があることが確認される。またその男女差は特に正社員・正職員以外で顕著である。

²³ 本分析で用いたデータについても、非正規雇用で就業している理由として「正規社員で働くことを希望していたが、雇ってくれる会社がなかったから」と答えた労働者が各時点で6～8%存在することが確認できる。この存在を考慮しつつ、正規雇用確率に関するモデルにおいては不本意非正規をサンプルから除いた分析も行ったが、概ね主要結果に変化はなかった。

変数モデルについて、表 14 の就業選択関数については操作変数が弱相関性の点で適切とはいえない。ここでは利用可能なデータから適切な操作変数を見出せなかったが、この点については今後の課題としたい。またモデルに関し、本稿では労働参加や雇用形態選択にかかる決定要因・メカニズムはいずれのライフステージ・フェーズにおいても同じであるという仮定に従い分析を行っているが、実際には初職の雇用形態や継続状況等により、各選択確率の決定要因は異なってくる可能性も考えられる。さらに、個人の労働供給選択において現時点のみならず将来時点まで含めた生涯にわたる効用水準が勘案されていると考えるならば、動学最適化を取り込んだ構造形のダイナミック・プログラミング・モデルによる推定も考えられる。就業履歴情報等を活用しながら、これらについて今後より十分に考慮した分析が求められる。

その他、就学児童が末子であるか長子であるかといった出生順位の違いによる影響の差異の確認は、記述統計の範囲を超えて十分に検証できていない。これについては交差項等を用いた更なる分析の可能性が残されており、より精緻な分析・解釈に向けて引き続きのデータの蓄積を待った更なる分析が期待される。また今回は変数に扱えなかったが、勤務先の育児支援策の実態等家庭内支援以外の変数に着目した分析を行うとことも、育児期の女性の労働供給の特質や家庭内支援を超えた今後の社会環境整備を考えるうえでは有用であろう。これら本稿で検証できなかった点については、筆者の今後の研究課題としたい。

Appendix1：二段階推定法による賃金関数の推定

賃金関数の推定においては、就労しているサンプルのみを用いて推定することに伴うセレクション・バイアスを考慮するため、Heckman (1979) による二段階推定法により、就業選択関数を推定したうえで、そこから計算される逆ミルズ比 (λ) を変数に含めた線形賃金関数を最小二乗法により推定し、期待賃金率を求めることとする。

具体的には、1段階目の就業選択関数では、潜在経験年数、経験年数の二乗項、教育年数、夫年収の対数値、18歳未満の子どもの数ダミー、各発達段階別の子どもの有無ダミー、年ダミー、地域ダミー、政令市・特別区ダミーを用いる。賃金関数では、1段階目で用いた説明変数から留保賃金には影響を与えるが市場賃金には影響を与えないであろう変数を除いたものに、企業規模ダミー、職種ダミー、修正項 λ を投入する。推定式は回帰式 (A1.1)、セレクション式 (A1.2) で表され、 Z_i は市場賃金に影響を与える人的資本等の各要因を、 S_i は就業決定に影響を与える各要因を表すものとする。

$$\ln W_i = \delta + \gamma Z_i + u_{1i} \quad (\text{A1.1})$$

$$\theta S_i + u_{2i} > 0 \quad (\text{A1.2})$$

なお、推定上の仮定は以下である。

$$\begin{aligned} u_1 &\sim N(0, \sigma) \\ u_2 &\sim N(0, 1) \\ \text{corr}(u_1, u_2) &= \rho \end{aligned}$$

表 9 が賃金関数の推定結果であり、下段に1段階目のセレクション関数を、上段に2段階目の賃金関数を示した。被説明変数は妻の時間あたり賃金の対数値²⁴である。逆ミルズ比は統計的に有意であり、確かにセレクション・バイアスを考慮する必要性があったことが確認される。また係数がプラスであることから、就業確率が低い人々の収入は就業していれば高い傾向にあることも窺える。

推定された賃金関数のパラメーターを概観すると、まず潜在経験年数は賃金に対し有意な影響がないが、その2乗項と教育年数は賃金に対して有意にプラスの影響を与えている。推定された教育の収益率は1年あたり3.3%であり、少なからず教育による一般的な人的資本の蓄積が女性の賃金に影響を与えていることが確認される。また各ダミー変数の効果を

²⁴ 時間あたり賃金は妻の主な仕事からの収入によるものであり、月給または週給により賃金支払いを受けている場合には週当たりの平均労働時間等を用いて時給換算した。なお、年棒制または日給支払いによって給与支払いを受けている者については、上記の時給換算が困難なことから除外している。

みてみると、政令市・特別区に在住している者はそれ以外のものに比べて賃金率が 6.8%ポイント高く、企業規模別では、従業員数が 5～29 人の場合は 4 人以下の企業に勤務の場合比べ有意に賃金率が低くなっている。一方、官公庁勤務の場合は有意に高くなっている。

職種別では、小売店・卸売店の店主や店員、外交員、不動産仲介などの販売従事者をベースとし、管理的職種、事務従事者、運輸・通信従事者、情報処理技術者、専門的・技術的職業従事者で賃金が有意に高いことが確認される。

Appendix2：操作変数法による推定アプローチ

夫の家事・育児参加と妻の就業決定が同時決定であるとき、内生性の問題によって説明変数の係数値にはバイアスが生じることが推測される。そこで、夫の家事・育児参加を内生変数とした操作変数法による分析を行う。推定モデルは第3節で論じたモデルを簡略化し、以下に表せる。

$$\begin{cases} S_{it} = 1 & \text{if } S_{it}^* > 0 \\ S_{it} = 0 & \text{if } S_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$S_{it}^* = \beta_1^S + \beta_2^S X_{it} + \beta_4^S P_{it} + e_{it}^S \quad (\text{A2.1})$$

$$S_{it} = \gamma_1^S + \gamma_2^S X_{it} + \gamma_3^S \theta_{it} + v_{it}^S \quad (\text{A2.2})$$

このとき、 S_{it} は就業ないし雇用形態選択決定にかかる二値変数であり、 S_{it}^* はその潜在変数である。 P_{it} は個人*i*の時点*t*における家事・育児頻度にかかる変数、 θ_{it} は P_{it} を説明する操作変数であり、二変量正規分布に従う誤差項間において、以下の仮定が満たされるものとする。

$$\text{Cov}(e_{it}, v_{it} | X_{it}, \theta_{it}) = \rho$$

操作変数としては、夫の家事・育児参加にのみ影響を与え、妻の労働供給をめぐる意志決定には関与しない操作変数を用いる必要がある。先行研究によれば夫婦間の家事分担の規定要因としては、①相対資源仮説、②時間制約仮説、③性別役割分業意識などが関連することが指摘されており（藤野・川田（2009）等）、夫の家事育児参加の規定要因として、学歴差や収入差、労働時間や帰宅時間、性別役割分業意識等が用いられることが多い。そこで本稿では先行研究にならい、夫と妻の学歴差（相対的資源仮説）、夫の研修・勉強時間の有無（時間制約仮説）、加えて夫の健康状態（鶴・久米（2016）、労働政策研修・研究機構（2015））に関するダミー変数を、それぞれ操作変数として用いる。夫と妻の学歴差ダミーは、夫と妻の学歴が同等以上の場合に1を、それ以外の場合に0を取る二値変数（ただし、雇用形態選択モデルについてはモデルの当てはまりにより、夫と妻の学歴が2年以上の場合に1を、それ以外の場合に0をとる二値変数とする）、夫の研修・勉強時間の有無ダミーは、夫が毎日または週数回以上仕事のための研修・勉強時間を確保している場合に1、それ以外の場合に0を取る二値変数、夫の健康状態ダミーは、夫の健康状態が5段階評価で「よい」、もしくは「まあよい」の場合に1を、それ以外の場合に0をとる二値変数である。分析については操作変数プロビットモデルに加え、操作変数の弱さに対して比較的頑健であるとされる制限情報最尤推定量（LIML）による分析の2つの結果を示す。

なお、操作変数の妥当性については、それぞれのモデルの特性に従いながら、内生変数の外生性についてはWald統計量による検定（Wald test of exogeneity）またはDurbin-Wu-

Hausman 検定 [帰無仮説：すべての変数は外生変数である] を，過剰識別制約については Amemiya-Lee-Newey (ALN) による最小カイ二乗統計または Hansen の J 統計量による過剰識別検定 [帰無仮説：操作変数は誤差項と相関しない (直交条件を満たす)] を，弱相関については Cragg and Donald 統計量によって検定し，合わせて明記する。操作変数の強さの判定においては，より精緻な臨界値とされる Stock and Yogo (2005) の基準を参照する。

参考文献

- Douglas, P. H. (1934) *'The Theory of Wages'* New York: The Macmillan Company.
- Durbin, J. A., and Macfadden, D. L. (1984) "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption," *Econometrica*, 52(2), pp.345-362.
- Greene, W. H. (2003) *'Econometric Analysis'*, 5th Edition, Prentice Hall.
- Heckman, J.J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), pp.153-161.
- Hyslop, Dean R. (1999) "State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women," *Econometrica*, 67(6), pp. 1255-1294.
- Nagase, N. (1997) "Wage Differentials and Labour Supply of Married Women in Japan: Part - time and Informal Sector Work Opportunities," *The Japanese Economic Review*, 48(1), pp.29-42.
- Nakamura, J., and Ueda, A. (1999) "On the Determinants of Career Interruption by childbirth among Married Women in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 13(1), pp.73-89.
- Ogawa, N., and Ermisch, J. F. (1996) "Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Women," *Journal of Labor Economics*, 14(4), pp. 677-702.
- Oishi, A. S., and Oshio, T. (2006) "Coresidence with Parents and A Wife's Decision to Work in Japan," *The Japanese Journal of Social Security Policy*, 5(1), pp. 35-48.
- Okamura, K., and Islam, N. (2011) "Inter-temporal Labour Force Participation among Married Women in Japan," *The Japanese Economic Review*, 62(4), pp.562-580.
- Sasaki, M. (2002) "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women," *The Journal of Human Resources*, 37(2), pp.429-440.
- Waldfogel, J., Higuchi, Y., and Abe, M. (1999) "Family leave policies and women's retention after childbirth: Evidence from the United States, Britain, and Japan," *Journal of Population Economics*, 12, pp.523-545.
- 阿部修人 (2013) 「若年者の直面する雇用・所得リスクに関する一考察：パネルデータと予備的貯蓄モデルを用いた動学分析」, *経済研究*, 64(3), 193-203 頁.
- 有沢廣己 (1956) 「賃金構造と経済構造：低賃金の意義と背景」 中山伊知郎編『賃金基本調査』(第1章), 東洋経済新報社, 40-57 頁.
- 岩田正美・大沢真知子編著, 日本女子大学現代女性キャリア研究所編『なぜ女性は仕事を辞めるのか：5155人の軌跡から読み解く』 青弓社, 2015年.
- 大沢真知子(1993)「既婚女性の労働供給分析」大沢真知子著「経済変化と女子労働」(第2章), 日本経済評論社, pp.29-65.
- 大沢真知子・鈴木春子 (2000) 「女性の結婚・出産および人的資本の形成に関するパネルデータ分析：出産退職は若い世代で本当に増えているのか」, *季刊家計経済研究*, 48, 45-53 頁.
- 大森義明 (2008) 『労働経済学』 日本評論社.
- 川口大司 (2017) 『労働経済学：理論と実証をつなぐ』 有斐閣.

- 小島宏 (1995)「結婚, 出産, 育児および就業」大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』(第4章), 大蔵省印刷局, 61-87頁.
- 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, 35-45頁.
- 小原美紀 (2001)「専業主婦は裕福な家庭の象徴か? : 妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」, *日本労働研究雑誌*, 493, 15-29頁.
- 小原美紀・関島梢恵(2017)「通勤時間が夫婦の時間配分に与える影響」, *経済分析*, 195, 91-116頁.
- 駿河輝和・西本真弓(2001)「既婚女性の再就業に関する実証分析」, *季刊家計経済研究*, 50, 56-62頁.
- 高久玲音 (2019)「小学校一年生の壁と日本の放課後保育」, *日本労働研究雑誌*, 707, 68-78頁.
- 高山憲之・有田富美子(1992)「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」, *日本経済研究*, 22, 19-45頁.
- 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*, 527, 76-88頁.
- 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業意識を考慮した実証分析」, *経済分析*, 198, 50-71頁.
- 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*, 39(1), 121-135頁.
- 永瀬伸子(1994)「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析:パートと正社員」, *日本労働研究雑誌*, 418, 31-42頁.
- 永瀬伸子 (1997)「女性の就業選択:家庭内生産と労働供給」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』(第9章), 東京大学出版会, 279-312頁.
- 樋口美雄(1979)「勤労家計の労働供給機構:昭和49年就業構造基本調査個票を使って」*三田商学研究*, 22 (2), 131-152頁.
- 樋口美雄 (2001)「家計は企業リストラにどう対応しようとしているのか:所得格差・消費行動・就業行動・能力開発の変化」『雇用と失業の経済学』(第4章), 日本経済新聞社, 155-196頁.
- 平河茉璃絵・浅田義久 (2018)「学童保育の拡大が女性の就業率に与える影響」, *日本労働研究雑誌*, 692, 59-71頁.
- 藤野敦子 (2002)「子どものいる既婚女性の就業選択:夫の働き方, 性別役割意識が及ぼす影響」, *季刊家計経済研究*, 56, 48-55頁.
- 藤野敦子・川田菜穂子 (2009)「労働者の生活時間配分データを用いた男性の家事, 育児時間の規定要因」, *季刊家計経済研究*, 84, 80-89頁.
- 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.

- 前田信彦(1998)「家族のライフサイクルと女性の就業:同居親の有無とその年齢効果」, *日本労働研究雑誌*, 459, 25-38 頁.
- 山上俊彦(1999)「出産・育児と女子就業との両立可能性について」, *季刊社会保障研究*, 35 (1), 52-64 頁.
- 山口一男(2014)「ホワイトカラー正社員の管理職割合の男女格差の決定要因」, *日本労働研究雑誌*, 648, 17-32 頁.
- 労働政策研究・研修機構(2013)「子育てと仕事の狭間にいる女性たち: JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析」, 労働政策研究報告書 (No.159).
- 労働政策研究・研修機構編(2007)「育児期における男性の家事・育児分担」『仕事と生活:体系的両立支援の構築に向けて』プロジェクト研究シリーズ (No.7) (第3部第1章), 184-201 頁.
- 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」『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』資料シリーズ (No.160) (第1章), 12-39 頁.

表 1：女性の労働供給にかかる先行研究と子どもに関する変数の効果

	データの種類	モデル	就業形態の分類	市場賃金率に関する変数	子どもに関する変数の効果
高山・有田(1992)	クロス・セクション	多項ロジット	フルタイム・パートタイム・非就業	都道府県別データ	・満2歳以下の幼児がいる場合、就業形態の別を問わず就業率が低くなる
大沢(1993)	クロス・セクション	①プロビット ②多項ロジット	①就業・非就業 ②正規雇用・非正規雇用・非就業	Heckman型賃金関数を用いた推計値	・末子年齢6歳以下の子どもがいる場合、正規・非正規いずれで働く確率も低くなる ・7-14歳の子どもでは、正規就業率は低下するが、非正規就業率は増加する ・15歳以上では、非正規として働く確率を高める
永瀬(1994)	クロス・セクション	多項ロジット	パートタイム(短時間/長時間)・正社員(短時間/長時間)・その他	教育年数、離職年数	・未就学児数の増加は、労働時間や地位にかかわらず就業率を低下させる
Ogawa and Ermisch(1996)	クロス・セクション	多項ロジット	フルタイム・パートタイム・家族従業者等・非就業	Heckman型賃金関数を用いた推計値	・末子年齢の上昇(1歳未満、1-5歳、6歳以上)とともに、女性の就業率は高まる ・とりわけパートで顕著な上昇がみられる
永瀬(1997), Nagase(1997)	クロス・セクション	多項ロジット	正社員・パートタイム・家族従業 & 自営業・内職・非就業	教育年数、就業年数	・未就学児数の増加は非就業率を大きく高めるが、非雇用就業では程度は低い ・パートと正社員との間で、効果に大きな差はない
前田(1998)	クロス・セクション	ロジット	①就業・非就業②正規雇用・非就業 ③パートタイム・非就業	学歴ダミー	・6歳未満の子ども数は、就業率に対していずれもマイナスの効果を持つ ・とりわけ正社員における就業率の低下が著しい
Nakamura and Ueda(1999)	クロス・セクション	ロジット	就業継続・非継続	「賃金構造基本調査」による推計値	・子どもの数は出産後の就業継続率にプラスの効果をもつ
Waldfoegel et al.(1999)	クロス・セクション(日本)	プロビット	就業・非就業	学歴ダミー	・末子年齢または1-5歳未満の子どもがいる場合、就業率が低下する ・5-18歳未満の場合は、就業率に対しプラスの効果がある(米英ではマイナス)
大沢・鈴木(2000)	パネル (Pooled分析, 1993-96年)	多項ロジット	常勤就業・非正規就業・非就業	教育年数、就業経験年数	・末子年齢0-2歳、3-5歳の子どもがいる場合、いずれの就業率も低下する ・10歳以上では、非正規のみにおいて就業率が高くなる
小原(2001)	パネル (時点比較, 1993-97年)	①プロビット ②多項ロジット	①就業・非就業 ②フルタイム・パートタイム・非就業	学歴ダミー	・子どもの数は、いずれの就業率にもマイナスの効果を持つ (96年のフルタイム雇用に対してのみ非有意)
駿河・西本(2001)	パネル (Pooled分析, 1993-96年)	プロビット	退職後の再就業・非就業	学歴ダミー	・子どもの存在は再就業率に負の影響を与える ・末子年齢が高くなるほど再就業率が高くなるが、ピークは小学校低学年である
Sasaki(2002)	クロス・セクション	ロジット	就業・非就業	学歴ダミー、就業経験年数	・未就学児の数は、就業率にマイナスの効果をもつ ・7-18歳の子ども数は、プラスの影響をもつ
藤野(2002)	クロス・セクション	多項ロジット	正規就業・非正規就業・非就業	学歴ダミー	・0-3、4-6歳児の子ども数の存在は、正規就業率には影響を与えないが、非正規就業率にマイナスの効果を与える
武内(2004)	パネル (パネル分析, 1993-98年)	fixed-effectロジット random-effectロジット	就業・非就業	就業経験年数、学歴ダミー	・未就学児の存在は、妻の就業率にマイナスの効果を持つ ・小学校低学年(6-8歳)、高学年(9歳)以上の末子の存在は、就業率に影響を与えない
Oishi and Oshio(2006)	クロス・セクション	①プロビット ②操作変数プロビット	就業・非就業	学歴ダミー	・6歳以下の子どもの存在は、女性の就業率にマイナスの効果をもつ ・7-12歳の子ども数の存在は、有意な効果を持たない
中野(2009)	クロス・セクション	Bivariateプロビット	就業・非就業	学歴ダミー	・末子が未就学児、または小学校低学年の場合、就業率が低くなる ・高学年の子ども数の存在は、就業率に対し有意な効果を持たない
鶴・久米(2016)	クロス・セクション	操作変数プロビット	就業・非就業	—	・末子年齢6歳以下、7-12歳の子ども数の存在は、就業率に負の影響をもつ ・13-18歳の子ども数の存在は、就業率に対し有意な効果を持たない

- (備考) 1. 国内の個票データを用いて女性の労働供給関数を推定した、90年代以降の主な研究に限り掲載している
2. 子どもに関する変数の効果については、各研究の主眼として扱われているかどうかにかかわらず有意な結果を抜粋して記載している
3. 市場賃金率に関する変数については、賃金率等の代理変数として使用する旨が明記されているかにかかわらず、年齢以外の人的資本等に関する変数を筆者が抜粋のうえ記載している

表 2：基本統計量（就業形態別，平均値）

	非就業 N=3155	非正規雇用 N=4083	正規雇用 N=1433	自営業等 N=1027
妻・年齢(歳)	40.13 (6.64)	42.69 (6.05)	42.26 (6.59)	43.27 (6.05)
妻・教育年数(年)	13.45 (1.62)	13.18 (1.52)	13.61 (1.69)	13.30 (1.76)
妻・潜在経験年数(年)	20.68 (6.85)	23.51 (6.25)	22.64 (7.13)	23.97 (6.18)
夫・非雇用者ダミー	0.14 (0.34)	0.11 (0.31)	0.10 (0.30)	0.45 (0.50)
夫・年収(3年移動平均, 万円)	679.84 (325.92)	596.48 (244.86)	585.42 (255.18)	614.99 (323.27)
夫・家事頻度ダミー(毎日)	0.13 (0.34)	0.17 (0.38)	0.36 (0.48)	0.17 (0.37)
夫・家事頻度ダミー(週数回)	0.29 (0.45)	0.29 (0.45)	0.26 (0.44)	0.24 (0.43)
夫・育児頻度ダミー(毎日)	0.19 (0.40)	0.12 (0.32)	0.22 (0.42)	0.15 (0.35)
夫・育児頻度ダミー(週数回)	0.25 (0.43)	0.12 (0.33)	0.10 (0.30)	0.13 (0.33)
住宅ローンありダミー	0.50 (0.50)	0.56 (0.50)	0.56 (0.50)	0.54 (0.50)
親同居ダミー	0.18 (0.39)	0.27 (0.44)	0.33 (0.47)	0.28 (0.45)
子ども1人目ダミー	0.26 (0.44)	0.27 (0.45)	0.24 (0.43)	0.27 (0.44)
子ども2人目ダミー	0.40 (0.49)	0.37 (0.48)	0.36 (0.48)	0.30 (0.46)
子ども3人以上ダミー	0.18 (0.38)	0.14 (0.35)	0.10 (0.30)	0.13 (0.33)
乳児ダミー(0~3歳)	0.27 (0.45)	0.06 (0.25)	0.15 (0.36)	0.08 (0.28)
幼児ダミー(4~6歳)	0.29 (0.45)	0.13 (0.34)	0.16 (0.37)	0.15 (0.35)
低学年ダミー(7~9歳)	0.31 (0.46)	0.23 (0.42)	0.19 (0.39)	0.22 (0.41)
高学年ダミー(10~12歳)	0.27 (0.44)	0.31 (0.46)	0.22 (0.41)	0.24 (0.43)
政令市, 特別区ダミー	0.31 (0.46)	0.29 (0.45)	0.27 (0.44)	0.31 (0.46)
		非正規雇用 N=4031	正規雇用 N=1424	自営業等 N=1019
妻・職種ダミー(販売従事者)		0.20 (0.40)	0.08 (0.27)	0.19 (0.39)
妻・職種ダミー(サービス職従事者)		0.27 (0.44)	0.08 (0.27)	0.22 (0.41)
妻・職種ダミー(管理的職種)		0.00 (0.02)	0.01 (0.11)	0.00 (0.04)
妻・職種ダミー(事務従事者)		0.23 (0.42)	0.38 (0.49)	0.17 (0.38)
妻・職種ダミー(運輸・通信従事者)		0.01 (0.09)	0.00 (0.06)	0.02 (0.15)
妻・職種ダミー(製造・建築・保守・運搬などの作業)		0.11 (0.32)	0.07 (0.25)	0.13 (0.34)
妻・職種ダミー(情報処理技術者)		0.00 (0.05)	0.02 (0.12)	0.01 (0.10)
妻・職種ダミー(専門的・技術的職業従事者)		0.16 (0.36)	0.35 (0.48)	0.20 (0.40)
妻・職種ダミー(その他)		0.01 (0.11)	0.01 (0.09)	0.05 (0.22)

(備考) 1. JHPS/KHPS データから，推定に使用したサンプルを用いて筆者作成
 2. 下段括弧内の数値は標準偏差を表す

表 3-1 : 出産前後, 子の就学前後における妻の就業形態の推移表

出産1年前から出産1年後にかけての就業状況変化(全体, n=644)

	t+1期				合計		
	非就業	非正規雇用	正規雇用	自営業等			
非就業(t-1期)	286 (85.9%)	34 (10.2%)	2 (0.6%)	11 (3.3%)	333 (100%)	非就業→就業 非就業者のうち	47 (14.1%)
非正規雇用(t-1期)	63 (52.9%)	46 (38.7%)	4 (3.4%)	6 (5.0%)	119 (100%)	就業→非就業 就業者のうち	100 (32.2%)
正規雇用(t-1期)	18 (12.2%)	11 (7.4%)	118 (79.7%)	1 (0.7%)	148 (100%)	非正規→正規 非正規雇用のうち	4 (3.4%)
自営業等(t-1期)	19 (43.2%)	6 (13.6%)	0 (0.0%)	19 (43.2%)	44 (100%)	正規→非正規 正規雇用のうち	11 (7.4%)

出産1年前から出産1年後にかけての就業状況変化(第1子, n=202)

	t+1期				合計		
	非就業	非正規雇用	正規雇用	自営業等			
非就業(t-1期)	61 (89.7%)	6 (8.8%)	0 (0.0%)	1 (1.5%)	68 (100%)	非就業→就業 非就業者のうち	7 (10.3%)
非正規雇用(t-1期)	38 (70.4%)	13 (24.1%)	0 (0.0%)	3 (5.6%)	54 (100%)	就業→非就業 就業者のうち	53 (39.6%)
正規雇用(t-1期)	12 (17.1%)	6 (8.6%)	51 (72.9%)	1 (1.4%)	70 (100%)	非正規→正規 非正規雇用のうち	0 (0.0%)
自営業等(t-1期)	3 (30.0%)	1 (10.0%)	0 (0.0%)	6 (60.0%)	10 (100%)	正規→非正規 正規雇用のうち	6 (8.6%)

出産1年前から出産1年後にかけての就業状況変化(第2子以降, n=437)

	t+1期				合計		
	非就業	非正規雇用	正規雇用	自営業等			
非就業(t-1期)	224 (84.8%)	28 (10.6%)	2 (0.8%)	10 (3.8%)	264 (100%)	非就業→就業 非就業者のうち	40 (15.2%)
非正規雇用(t-1期)	22 (35.5%)	33 (53.2%)	4 (6.5%)	3 (4.8%)	62 (100%)	就業→非就業 就業者のうち	43 (24.9%)
正規雇用(t-1期)	5 (6.5%)	5 (6.5%)	67 (87.0%)	0 (0.0%)	77 (100%)	非正規→正規 非正規雇用のうち	4 (6.5%)
自営業等(t-1期)	16 (47.1%)	5 (14.7%)	0 (0.0%)	13 (38.2%)	34 (100%)	正規→非正規 正規雇用のうち	5 (6.5%)

(備考) 1. JHPS/KHPS データより筆者作成

2. t-1 期, t+1 期のデータによる比較のため, 対象期間は 2005 年~2016 年である

表 3-2：就業形態の推移表

子どもが小学校に入学する1年前から入学1年後にかけての就業状況変化(全体, n=1448)

	t+1期				合計		
	非就業	非正規雇用	正規雇用	自営業等			
非就業(t-1期)	437 (68.2%)	158 (24.6%)	8 (1.2%)	38 (5.9%)	641 (100%)	非就業→就業 非就業者のうち	204 (31.8%)
非正規雇用(t-1期)	44 (9.5%)	381 (82.3%)	29 (6.3%)	9 (1.9%)	463 (100%)	就業→非就業 就業者のうち	86 (10.7%)
正規雇用(t-1期)	11 (6.3%)	6 (3.4%)	153 (87.9%)	4 (2.3%)	174 (100%)	非正規→正規 非正規雇用のうち	29 (6.3%)
自営業等(t-1期)	31 (18.2%)	40 (23.5%)	6 (3.5%)	93 (54.7%)	170 (100%)	正規→非正規 正規雇用のうち	6 (3.4%)

子どもが小学校に入学する1年前から入学1年後にかけての就業状況変化(第1子, n=166)

	t+1期				合計		
	非就業	非正規雇用	正規雇用	自営業等			
非就業(t-1期)	52 (76.5%)	13 (19.1%)	0 (0.0%)	3 (4.4%)	68 (100%)	非就業→就業 非就業者のうち	16 (23.5%)
非正規雇用(t-1期)	9 (15.0%)	44 (73.3%)	5 (8.3%)	2 (3.3%)	60 (100%)	就業→非就業 就業者のうち	14 (14.3%)
正規雇用(t-1期)	3 (15.0%)	0 (0.0%)	16 (80.0%)	1 (5.0%)	20 (100%)	非正規→正規 非正規雇用のうち	5 (8.3%)
自営業等(t-1期)	2 (11.1%)	5 (27.8%)	1 (5.6%)	10 (55.6%)	18 (100%)	正規→非正規 正規雇用のうち	0 (0.0%)

子どもが小学校に入学する1年前から入学1年後にかけての就業状況変化(第2子以降, n=1282)

	t+1期				合計		
	非就業	非正規雇用	正規雇用	自営業等			
非就業(t-1期)	385 (67.2%)	145 (25.3%)	8 (1.4%)	35 (6.1%)	573 (100%)	非就業→就業 非就業者のうち	188 (32.8%)
非正規雇用(t-1期)	35 (8.7%)	337 (83.6%)	24 (6.0%)	7 (1.7%)	403 (100%)	就業→非就業 就業者のうち	72 (10.2%)
正規雇用(t-1期)	8 (5.2%)	6 (3.9%)	137 (89.0%)	3 (1.9%)	154 (100%)	非正規→正規 非正規雇用のうち	24 (6.0%)
自営業等(t-1期)	29 (19.1%)	35 (23.0%)	5 (3.3%)	83 (54.6%)	152 (100%)	正規→非正規 正規雇用のうち	6 (3.9%)

(備考) 1. JHPS/KHPS データより筆者作成

2. t-1 期, t+1 期のデータを用いるため, 対象期間は 2005 年~2016 年である

表 4：多項プロビットモデルによる推定結果（ベースモデル：代理変数を用いた推定）

	ベースライン=非就業							
	非正規雇用		正規雇用		自営業等		非就業	
	係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果	限界効果	
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは中学生以上)								
乳児(0~2歳児クラス相当)	-1.436 *** (0.11)	-0.282 ***	-0.698 *** (0.12)	0.001	-0.892 *** (0.12)	-0.031 **	0.311 ***	
幼児(3~5歳児クラス相当)	-0.681 *** (0.08)	-0.129 ***	-0.511 *** (0.09)	-0.025 *	-0.379 *** (0.10)	0.000	0.154 ***	
小学校低学年	-0.393 *** (0.07)	-0.061 ***	-0.455 *** (0.08)	-0.039 ***	-0.241 *** (0.09)	0.002	0.097 ***	
小学校高学年	-0.118 * (0.06)	-0.006	-0.214 *** (0.08)	-0.022 **	-0.172 ** (0.08)	-0.010	0.038 ***	
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)								
1人	0.128 (0.10)	0.069 ***	-0.299 ** (0.12)	-0.055 ***	-0.161 (0.13)	-0.020	0.006	
2人	0.345 *** (0.12)	0.107 ***	-0.022 (0.15)	-0.029	-0.156 (0.16)	-0.038 **	-0.040	
3人以上	0.611 *** (0.16)	0.171 ***	0.035 (0.20)	-0.044 *	-0.060 (0.21)	-0.041 **	-0.086 ***	
妻・潜在経験年数(年)	-0.010 (0.03)	-0.006	-0.007 (0.04)	-0.002	0.077 * (0.05)	0.011 *	-0.002	
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	0.000 (0.00)	0.000	0.000 (0.00)	0.000	-0.001 (0.00)	0.000	0.000	
妻・教育年数(年)	-0.007 (0.03)	-0.018 ***	0.133 *** (0.03)	0.021 ***	0.091 ** (0.04)	0.009 **	-0.011 *	
夫・年収(対数)	-0.902 *** (0.10)	-0.146 ***	-0.915 *** (0.13)	-0.068 ***	-0.540 *** (0.13)	0.006	0.209 ***	
夫・自営業等ダミー	-0.496 *** (0.11)	-0.199 ***	-0.328 ** (0.15)	-0.061 ***	1.085 *** (0.13)	0.261 ***	-0.001	
住宅ローンありダミー	0.317 *** (0.08)	0.033 *	0.446 *** (0.10)	0.041 ***	0.348 *** (0.10)	0.015	-0.089 ***	
親同居ダミー	0.259 *** (0.10)	0.027	0.428 *** (0.11)	0.051 ***	0.141 (0.12)	-0.009	-0.069 ***	
政令市、特別区ダミー	0.001 (0.09)	-0.007	0.029 (0.12)	0.003	0.083 (0.12)	0.010	-0.006	
定数項	6.230 *** (0.71)		3.806 *** (0.84)		-0.011 (0.96)			
地域ダミー			Yes					
年次ダミー			Yes					
サンプルサイズ			9,950					
擬似対数尤度			-11084.5					

- (備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、クラスター構造に頑健な頑健標準誤差を表す
2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. すべての説明変数の係数が 0 であるという帰無仮説は棄却されている
4. 限界効果は各個人の限界効果の平均値であり、標準誤差はデルタ法により計算されている

表 5：就業選択関数のプロビット推定結果（ベースモデル：代理変数を用いた推定）

	就業選択(就業=1, 非就業=0)			
	(1) Pooled		(2) Random Effect	
	係数	限界効果	係数	限界効果
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)				
乳児(0~2歳児クラス相当)	-0.831 *** (0.07)	-0.258	-1.305 *** (0.13)	-0.169
幼児(3~5歳児クラス相当)	-0.420 *** (0.05)	-0.131	-0.635 *** (0.11)	-0.082
小学校低学年	-0.263 *** (0.05)	-0.082	-0.414 *** (0.09)	-0.054
小学校高学年	-0.097 ** (0.04)	-0.030	-0.153 * (0.08)	-0.020
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)				
1人	-0.010 (0.07)	-0.003	0.039 (0.13)	0.005
2人	0.124 (0.09)	0.039	0.039 (0.17)	0.005
3人以上	0.269 ** (0.12)	0.084	0.189 (0.21)	0.025
妻・潜在経験年数(年)	0.012 (0.02)	0.004	0.160 *** (0.05)	0.021
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	0.000 (0.00)	0.000	-0.003 *** (0.00)	0.000
妻・教育年数(年)	0.024 (0.02)	0.007	0.036 (0.04)	0.005
夫・年収(対数)	-0.643 *** (0.08)	-0.200	-0.886 *** (0.14)	-0.115
夫・自営業等ダミー	-0.007 (0.08)	-0.002	0.147 (0.15)	0.019
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	0.492 *** (0.07)	0.153	0.617 *** (0.10)	0.080
週数回	0.220 *** (0.05)	0.068	0.212 *** (0.08)	0.027
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	-0.114 (0.07)	-0.036	-0.115 (0.10)	-0.015
週数回	-0.293 *** (0.06)	-0.091	-0.239 *** (0.09)	-0.031
住宅ローンありダミー	0.281 *** (0.06)	0.087	0.395 *** (0.10)	0.051
親同居ダミー	0.247 *** (0.07)	0.077	0.276 ** (0.13)	0.036
政令市, 特別区ダミー	0.017 (0.06)	0.005	0.058 (0.14)	0.007
定数項	4.005 *** (0.51)		4.827 *** (1.01)	
地域ダミー	Yes		Yes	
年次ダミー	Yes		Yes	
サンプルサイズ/グループ数	9,837		9,837 / 2,251	
疑似決定係数	0.124			
対数尤度	-5404.3		-3668.6	
尤度比検定			3471.3 ***	

(備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散を考慮した頑健標準誤差を表す

(Pooled モデルについてはクラスター構造に対して頑健な標準誤差、パネル推定は White の修正誤差)

2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. いずれの推計においても、すべての説明変数の係数が 0 であるという帰無仮説は棄却されている
4. 限界効果は各個人の限界効果の平均値であり、標準誤差はデルタ法により計算されている
5. 変量効果モデルについては、変量効果を考慮した限界効果を算出している

表 6: 雇用形態選択に関するプロビット推定結果 (ベースモデル: 代理変数を用いた推定)

	雇用形態選択 (正規雇用=1, 非正規雇用=0)			
	(1) Pooled		(2) Random Effect	
	係数	限界効果	係数	限界効果
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)				
乳児 (0~2歳児クラス相当)	0.435 *** (0.11)	0.113	0.052 (0.30)	0.003
幼児 (3~5歳児クラス相当)	0.002 (0.09)	0.001	-0.701 *** (0.23)	-0.040
小学校低学年	-0.142 * (0.07)	-0.037	-0.643 *** (0.18)	-0.037
小学校高学年	-0.139 ** (0.07)	-0.036	-0.517 *** (0.17)	-0.030
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)				
1人	-0.312 *** (0.10)	-0.081	-0.380 (0.25)	-0.022
2人	-0.226 * (0.12)	-0.059	-0.383 (0.30)	-0.022
3人以上	-0.344 ** (0.17)	-0.090	-0.379 (0.37)	-0.022
妻・潜在経験年数(年)	-0.016 (0.04)	-0.004	0.053 (0.12)	0.003
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	0.000 (0.00)	0.000	-0.002 (0.00)	0.000
妻・教育年数(年)	0.009 (0.03)	0.002	0.272 (0.21)	0.016
夫・年取(対数)	-0.167 (0.11)	-0.043	-0.919 ** (0.43)	-0.053
夫・自営業等ダミー	0.057 (0.14)	0.015	-0.044 (0.36)	-0.003
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	0.440 *** (0.09)	0.115	0.484 * (0.26)	0.028
週数回	0.142 * (0.08)	0.037	-0.088 (0.16)	-0.005
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	0.190 * (0.11)	0.050	0.336 (0.26)	0.019
週数回	0.010 (0.10)	0.003	-0.037 (0.22)	-0.002
住宅ローンありダミー	0.077 (0.08)	0.020	-0.057 (0.22)	-0.003
親同居ダミー	0.162 * (0.09)	0.042	0.729 * (0.42)	0.042
政令市、特別区ダミー	0.050 (0.10)	0.013	-0.424 (0.38)	-0.024
新規入職者ダミー	-0.830 *** (0.12)	-0.217	-0.978 *** (0.35)	-0.056
妻・職種ダミー (ベース=販売従事者)				
サービス職従事者	-0.090 (0.14)	-0.024	-0.714 *** (0.25)	-0.041
管理的職種	2.376 *** (0.42)	0.620	1.961 (1.43)	0.113
事務従事者	0.788 *** (0.13)	0.206	1.223 *** (0.46)	0.071
運輸・通信従事者	0.187 (0.48)	0.049	-0.871 (0.86)	-0.050
製造・建築・保守・運搬などの作業	0.172 (0.15)	0.045	-0.031 (0.36)	-0.002
情報処理技術者	1.541 *** (0.39)	0.402	2.795 (3.28)	0.161
専門的・技術的職業従事者	0.918 *** (0.13)	0.239	0.950 (0.64)	0.055
その他	-0.001 (0.25)	0.000	-0.144 (0.53)	-0.008
妻・企業規模ダミー (ベース=従業員数 1-4人)				
従業員数 5-29人	0.091 (0.18)	0.024	0.946 ** (0.47)	0.055
従業員数 30-99人	0.101 (0.19)	0.026	0.800 * (0.46)	0.046
従業員数 100-499人	0.076 (0.19)	0.020	0.423 (0.45)	0.024
従業員数 500人以上	0.206 (0.19)	0.054	0.786 (0.48)	0.045
官公庁	0.506 ** (0.22)	0.132	1.071 (1.20)	0.062
定数項	-0.301 (0.76)		-2.327 (3.08)	
地域ダミー	Yes		Yes	
年次ダミー	Yes		Yes	
サンプルサイズ/グループ数	5,379		5,379 / 1,530	
疑似決定係数	0.196			
対数尤度	-2492.2		-1445.7	
尤度比検定			2093.0 ***	

(備考) 表の見方等については表 5 の注釈に同じ

表 7: 雇用形態変化に関するプロビット推定結果 (ベースモデル: 代理変数を用いた推定)

	雇用形態変化(正規化=1)		雇用形態変化(非正規化=1)	
	係数	限界効果	係数	限界効果
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)				
乳児(0~2歳児クラス相当)	0.030 (0.17)	0.002	0.068 (0.22)	0.006
幼児(3~5歳児クラス相当)	0.154 (0.14)	0.009	-0.037 (0.21)	-0.003
小学校低学年	0.116 (0.11)	0.007	0.160 (0.18)	0.014
小学校高学年	0.106 (0.10)	0.006	-0.152 (0.18)	-0.013
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)				
1人	0.184 (0.15)	0.011	0.058 (0.20)	0.005
2人	0.181 (0.17)	0.011	0.099 (0.21)	0.008
3人以上	0.126 (0.21)	0.007	0.256 (0.28)	0.022
妻・潜在経験年数(年)	0.087 (0.06)	0.005	0.126 * (0.08)	0.011
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	-0.002 (0.00)	0.000	-0.003 * (0.00)	0.000
妻・教育年数(年)	-0.090 *** (0.03)	-0.005	-0.063 (0.04)	-0.005
夫・年収(対数)	-0.223 * (0.12)	-0.013	-0.277 ** (0.12)	-0.024
夫・自営業等ダミー	0.023 (0.13)	0.001	-0.075 (0.20)	-0.006
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	0.112 (0.12)	0.007	-0.461 *** (0.15)	-0.039
週数回	0.157 (0.10)	0.009	-0.253 (0.16)	-0.021
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	-0.017 (0.14)	-0.001	-0.070 (0.20)	-0.006
週数回	-0.204 (0.15)	-0.012	-0.487 * (0.27)	-0.041
住宅ローンありダミー	0.122 (0.09)	0.007	0.094 (0.12)	0.008
親同居ダミー	0.057 (0.09)	0.003	-0.186 (0.14)	-0.016
政令市、特別区ダミー	-0.037 (0.10)	-0.002	-0.351 * (0.18)	-0.030
妻・職種ダミー (ベース=販売従事者)				
サービス職従事者	0.146 (0.16)	0.009	-0.395 (0.26)	-0.034
管理的職種	2.658 *** (0.83)	0.156		
事務従事者	0.578 *** (0.15)	0.034	-0.524 *** (0.20)	-0.045
運輸・通信従事者	0.692 * (0.36)	0.041	0.439 (0.66)	0.037
製造・建築・保守・運搬などの作業従事者	0.215 (0.18)	0.013	-0.322 (0.26)	-0.027
情報処理技術者	1.559 *** (0.49)	0.092		
専門的・技術的職業従事者	0.766 *** (0.16)	0.045	-0.419 * (0.22)	-0.036
その他			0.237 (0.53)	0.020
定数項	-0.865 (0.91)		0.504 (1.24)	
地域ダミー	Yes		Yes	
年次ダミー	Yes		Yes	
サンプルサイズ/グループ数	3,977		1,385	
疑似決定係数	0.093		0.127	
対数尤度	-459.4		-223.8	

- (備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散を考慮した頑健標準誤差を表す
2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. いずれの推計においても、すべての説明変数の係数が0であるという帰無仮説は棄却されている
4. t-1期からt期にかけての変化に影響を及ぼす要因を捉えるため、説明変数はt-1期のデータを用いた
5. それぞれのモデルにおいて、職種ダミーの一部は共線性の問題が考えられ推計から除外されている
6. 限界効果は各個人の限界効果の平均値であり、標準誤差はデルタ法により計算されている

表 8：労働時間に関するパネル推定結果（代理変数を用いた推定）

	週当たり労働時間			(左表の続き)	週当たり労働時間		
	非正規雇用 Fixed Effect 係数	正規雇用 Random Effect 係数	自営業 Random Effect 係数		非正規雇用 Fixed Effect 係数	正規雇用 Random Effect 係数	自営業 Random Effect 係数
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)							
乳児(0~2歳児クラス相当)	0.069 (1.44)	-1.452 (1.73)	0.637 (2.41)				
幼児(3~5歳児クラス相当)	-1.591 (1.40)	-1.634 (1.43)	0.945 (1.80)				
小学校低学年	0.784 (0.78)	-0.608 (1.27)	-0.044 (1.82)				
小学校高学年	-0.330 (0.63)	-0.051 (1.08)	-0.302 (1.42)				
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)							
1人	0.313 (1.01)	-1.109 (1.28)	-4.831 ** (2.17)				
2人	-0.999 (1.50)	0.314 (1.47)	-4.090 (2.60)				
3人以上	-2.491 (1.90)	-0.717 (2.26)	-6.143 * (3.35)				
妻・潜在経験年数(年)	7.454 *** (1.09)	0.412 (0.50)	-0.830 (1.04)				
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	-0.004 (0.02)	-0.006 (0.01)	0.022 (0.02)				
妻・教育年数(年)		0.811 ** (0.37)	0.561 (0.61)				
夫・年収(対数)	-2.310 (1.93)	-1.434 (0.91)	-3.880 * (2.12)				
夫・自営業等ダミー	3.850 ** (1.93)	0.580 (1.62)	5.888 *** (2.23)				
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くない)							
毎日	1.079 (0.81)	1.651 (1.16)	0.806 (2.28)				
週数回	0.794 (0.65)	1.044 (1.04)	0.457 (1.79)				
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くない)							
毎日	0.384 (0.95)	-1.094 (1.65)	1.341 (2.08)				
週数回	0.931 (0.99)	-1.326 (1.50)	-2.977 * (1.73)				
住宅ローンありダミー	-1.107 (0.85)	0.502 (0.95)	2.034 (2.01)				
親同居ダミー	0.361 (1.85)	1.259 (1.21)	4.484 * (2.38)				
政令市・特別区ダミー	3.856 (3.98)	-0.463 (1.20)	2.402 (1.90)				
				妻・勤務時間制度ダミー (ベース=通常勤務)			
				フレックスタイム	-0.774 (0.82)	-1.880 (2.21)	-5.462 *** (2.09)
				変形労働時間制	-0.774 (0.86)	-2.437 * (1.39)	-7.483 *** (2.71)
				裁量労働制	-5.209 ** (2.30)	2.477 (3.97)	-3.133 (2.21)
				時間管理なし	-0.812 (4.49)	6.495 (4.65)	-1.674 (2.49)
				妻・職種ダミー (ベース=販売従事者)			
				サービス職従事者	-0.018 (1.22)	4.279 (2.66)	-5.693 ** (2.66)
				管理的職種	6.983 *** (1.76)	7.161 ** (3.43)	
				事務従事者	0.965 (1.32)	3.853 * (2.19)	-11.519 *** (3.11)
				運輸・通信従事者	-1.739 (2.14)	6.654 (8.07)	-14.187 *** (3.78)
				製造・建築・保守・運搬などの作業者	1.573 (1.46)	5.074 * (2.63)	-9.513 *** (3.58)
				情報処理技術者	11.394 *** (4.29)	4.868 (4.00)	-4.403 (9.24)
				専門的・技術的職業従事者	0.073 (1.52)	4.679 ** (2.24)	-6.739 ** (3.42)
				その他	1.187 (1.59)	-2.837 (6.77)	-10.149 *** (3.63)
				妻・企業規模ダミー (ベース=従業員数1-4人)			
				従業員数5-29人	-0.446 (3.05)	7.430 * (3.86)	1.565 (1.94)
				従業員数30-99人	-1.985 (3.41)	8.752 ** (3.74)	-3.379 (2.37)
				従業員数100-499人	-1.574 (3.72)	8.687 ** (3.82)	-5.530 ** (2.65)
				従業員数500人以上	-0.456 (3.50)	8.375 ** (3.75)	-2.301 (2.53)
				官公庁	-0.182 (3.26)	8.631 ** (3.76)	-1.044 (3.11)
				定数項	-160.0 *** (27.87)	20.190 ** (10.12)	54.503 *** (18.83)
				地域ダミー	Yes	Yes	Yes
				年次ダミー	Yes	Yes	Yes
				サンプルサイズ/グループ数	3,055 / 1,039	997 / 369	650 / 266
				Breusch-Pagan検定(LM統計量)		88.19 ***	102.15 ***
				Hausman検定(カイニ乗統計量)	75.44 ***		

- (備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散を考慮した頑健標準誤差を表す
2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. いずれの推計においても、すべての説明変数の係数が0であるという帰無仮説は棄却されている
4. それぞれのモデルにおいて、職種ダミーの一部は共線性の問題が考えられ推計から除外されている
5. それぞれの就業形態について、変量効果モデルと固定効果モデルのうち、検定によって採択されたモデルの推計結果を掲載している

表 9：二段階推定による賃金関数の推定結果

	妻・市場賃金率(時給換算, 対数値)			
	2段階推定		(参考) OLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
賃金関数(第2段階)				
妻・潜在経験年数(年)	-0.008	(0.007)	0.000	(0.003)
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	0.000 **	(0.000)	0.000	(0.000)
妻・教育年数(年)	0.033 ***	(0.005)	0.034 ***	(0.003)
政令市, 特別区ダミー	0.068 ***	(0.016)	0.045 ***	(0.010)
妻・企業規模ダミー(ベース=従業員数 1-4人)				
従業員数 5-29人	-0.071 **	(0.030)	-0.085 ***	(0.020)
従業員数 30-99人	-0.036	(0.031)	-0.063 ***	(0.020)
従業員数 100-499人	-0.009	(0.031)	-0.026	(0.020)
従業員数 500人以上	0.015	(0.031)	0.012	(0.020)
官公庁	0.148 ***	(0.043)	0.171 ***	(0.027)
妻・職種ダミー(ベース=販売従事者)				
サービス職従事者	0.010	(0.021)	0.010	(0.013)
管理的職種	0.838 ***	(0.178)	0.620 ***	(0.090)
事務従事者	0.216 ***	(0.021)	0.223 ***	(0.014)
運輸・通信従事者	0.291 ***	(0.082)	0.250 ***	(0.058)
製造・建築・保守・運搬などの作業者	-0.011	(0.025)	-0.012	(0.017)
情報処理技術者	0.656 ***	(0.090)	0.565 ***	(0.061)
専門的・技術的職業従事者	0.382 ***	(0.024)	0.384 ***	(0.015)
その他	0.108	(0.081)	0.107 *	(0.056)
逆ミルズ比	0.125 ***	(0.039)		
定数項	6.311 ***	(0.113)	6.351 ***	(0.064)
地域ダミー	Yes		Yes	
年次ダミー	Yes		Yes	
就業状態選択関数(第1段階)				
妻・潜在経験年数(年)	-0.001	(0.014)		
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	0.000	(0.000)		
妻・教育年数(年)	0.030 ***	(0.010)		
夫・自営業等ダミー	-0.032	(0.042)		
夫・年収(対数)	-0.665 ***	(0.037)		
子どもの有無ダミー(ベース=子どもなしまたは13歳以上)				
乳児(0~2歳児クラス相当)	-0.926 ***	(0.050)		
幼児(3~5歳児クラス相当)	-0.467 ***	(0.041)		
小学校低学年	-0.331 ***	(0.038)		
小学校高学年	-0.127 ***	(0.040)		
18歳未満の子ども数ダミー(ベース=0人)				
1人	-0.014	(0.045)		
2人	0.157 ***	(0.052)		
3人以上	0.329 ***	(0.070)		
住宅ローンありダミー	0.291 ***	(0.030)		
親同居ダミー	0.237 ***	(0.034)		
政令市, 特別区ダミー	0.005	(0.032)		
定数項	4.251 ***	(0.265)		
地域ダミー	Yes			
年次ダミー	Yes			
サンプルサイズ(観測数/未観測数)	9,322	(6,110 / 3,212)	14,440	
決定係数	0.137		0.136	

- (備考) 1. 標準誤差については、不均一分散を考慮した頑健標準誤差を計算している
 2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
 3. すべての説明変数の係数が 0 であるという帰無仮説は棄却されている

表 10：多項プロビットモデルによる推定結果（期待賃金率（推定値）を用いた推定）

	ベースライン=非就業						非就業 限界効果
	非正規雇用		正規雇用		自営業等		
	係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果	
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは中学生以上)							
乳児(0~2歳児クラス相当)	-2.008 *** (0.10)	-0.318 ***	-1.443 *** (0.13)	-0.020	-1.644 *** (0.15)	-0.051 ***	0.389 ***
幼児(3~5歳児クラス相当)	-0.881 *** (0.08)	-0.143 ***	-0.789 *** (0.10)	-0.026 **	-0.623 *** (0.11)	-0.008	0.177 ***
小学校低学年	-0.518 *** (0.07)	-0.069 ***	-0.620 *** (0.10)	-0.033 ***	-0.432 *** (0.10)	-0.007	0.109 ***
小学校高学年	-0.160 ** (0.07)	-0.012	-0.273 *** (0.09)	-0.020 **	-0.192 ** (0.09)	-0.006	0.038 ***
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)							
1人	0.215 ** (0.10)	0.068 ***	-0.121 (0.13)	-0.033 **	-0.005 (0.14)	-0.009	-0.026
2人	0.512 *** (0.12)	0.109 ***	0.261 * (0.15)	-0.009	0.116 (0.16)	-0.019	-0.081 ***
3人以上	1.007 *** (0.16)	0.191 ***	0.624 *** (0.22)	-0.012	0.458 ** (0.22)	-0.019	-0.160 ***
妻・推計賃金(時給・対数値)	5.741 *** (0.30)	0.498 ***	8.922 *** (0.34)	0.618 ***	6.373 *** (0.38)	0.192 ***	-1.308 ***
夫・年収(対数)	-1.538 *** (0.12)	-0.209 ***	-1.784 *** (0.15)	-0.095 ***	-1.171 *** (0.14)	-0.007	0.311 ***
夫・自営業ダミー	-0.473 *** (0.12)	-0.189 ***	-0.339 ** (0.16)	-0.055 ***	1.157 *** (0.14)	0.245 ***	-0.001
住宅ローンありダミー	0.501 *** (0.09)	0.052 ***	0.675 *** (0.11)	0.039 ***	0.567 *** (0.11)	0.020 **	-0.111 ***
親同居ダミー	0.340 *** (0.10)	0.037 *	0.470 *** (0.13)	0.032 **	0.297 ** (0.13)	0.004	-0.072 ***
政令市、特別区ダミー	-0.442 *** (0.10)	-0.052 **	-0.643 *** (0.14)	-0.044 ***	-0.316 ** (0.14)	0.003	0.093 ***
定数項	-29.280 *** (1.89)		-50.437 *** (2.13)		-37.710 *** (2.53)		
地域ダミー			Yes				
年次ダミー			Yes				
サンプルサイズ			9,198				
擬似対数尤度			-8807.0				

- (備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、クラスター構造に頑健な標準誤差を表す
2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. すべての説明変数の係数が0であるという帰無仮説は棄却されている
4. 限界効果は各個人の限界効果の平均値であり、標準誤差はデルタ法により計算されている

表 11：就業選択関数のプロビット推定結果（期待賃金率（推定値）を用いた推定）

	就業選択(就業=1, 非就業=0)			
	(1) Pooled		(2) Random Effect	
	係数	限界効果	係数	限界効果
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)				
乳児(0~2歳児クラス相当)	-1.363 *** (0.07)	-0.360	-2.534 *** (0.19)	-0.297
幼児(3~5歳児クラス相当)	-0.571 *** (0.06)	-0.151	-0.986 *** (0.14)	-0.116
小学校低学年	-0.357 *** (0.05)	-0.094	-0.575 *** (0.11)	-0.067
小学校高学年	-0.110 ** (0.05)	-0.029	-0.153 (0.10)	-0.018
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)				
1人	0.114 (0.08)	0.030	0.437 *** (0.14)	0.051
2人	0.330 *** (0.09)	0.087	0.744 *** (0.19)	0.087
3人以上	0.682 *** (0.12)	0.180	1.251 *** (0.23)	0.147
妻・推計賃金(時給, 対数値)	4.982 *** (0.21)	1.317	10.494 *** (0.63)	1.230
夫・年収(対数)	-1.183 *** (0.09)	-0.313	-1.746 *** (0.19)	-0.205
夫・自営業等ダミー	-0.021 (0.09)	-0.005	0.208 (0.18)	0.024
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	0.269 *** (0.07)	0.071	0.451 *** (0.11)	0.053
週数回	0.132 ** (0.06)	0.035	0.186 ** (0.09)	0.022
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	-0.133 * (0.08)	-0.035	-0.076 (0.12)	-0.009
週数回	-0.293 *** (0.07)	-0.077	-0.226 ** (0.11)	-0.026
住宅ローンありダミー	0.432 *** (0.06)	0.114	0.779 *** (0.11)	0.091
親同居ダミー	0.294 *** (0.07)	0.078	0.541 *** (0.14)	0.063
政令市, 特別区ダミー	-0.354 *** (0.07)	-0.094	-0.871 *** (0.16)	-0.102
定数項	-26.310 *** (1.35)		-59.846 *** (3.82)	
地域ダミー	Yes		Yes	
年次ダミー	Yes		Yes	
サンプルサイズ/グループ数	9,099		9,099 / 2,190	
疑似決定係数	0.271			
対数尤度	-4278.7		-2879.7	
尤度比検定			2798.1 ***	

(備考) 表の見方等については表5の注釈に同じ

表 12：雇用形態選択に関するプロビット推定結果（期待賃金率（推定値）を用いた推定）

	雇用形態選択(正規雇用=1, 非正規雇用=0)			
	(1) Pooled		(2) Random Effect	
	係数	限界効果	係数	限界効果
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)				
乳児(0~2歳児クラス相当)	0.396 *** (0.12)	0.100	-0.167 (0.37)	-0.010
幼児(3~5歳児クラス相当)	-0.032 (0.09)	-0.008	-0.834 *** (0.25)	-0.051
小学校低学年	-0.144 * (0.08)	-0.037	-0.664 *** (0.18)	-0.040
小学校高学年	-0.161 ** (0.07)	-0.041	-0.507 *** (0.16)	-0.031
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)				
1人	-0.306 *** (0.09)	-0.077	-0.307 (0.23)	-0.019
2人	-0.212 ** (0.11)	-0.054	-0.133 (0.27)	-0.008
3人以上	-0.337 ** (0.17)	-0.085	0.049 (0.37)	0.003
妻・推計賃金(時給, 対数値)	0.586 (0.88)	0.148	4.044 (4.39)	0.245
夫・年取(対数)	-0.167 (0.12)	-0.042	-0.783 * (0.43)	-0.047
夫・自営業等ダミー	0.058 (0.14)	0.015	0.024 (0.32)	0.001
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くない)				
毎日	0.468 *** (0.10)	0.118	0.513 ** (0.23)	0.031
週数回	0.151 * (0.08)	0.038	-0.094 (0.16)	-0.006
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くない)				
毎日	0.235 ** (0.11)	0.059	0.453 * (0.25)	0.027
週数回	0.039 (0.10)	0.010	0.108 (0.24)	0.007
住宅ローンありダミー	0.085 (0.08)	0.021	-0.096 (0.21)	-0.006
親同居ダミー	0.124 (0.09)	0.031	0.645 ** (0.30)	0.039
政令市, 特別区ダミー	-0.021 (0.12)	-0.005	-0.717 (0.50)	-0.043
新規入職者ダミー	-0.775 *** (0.12)	-0.196	-0.698 ** (0.28)	-0.042
妻・職種ダミー (ベース=販売従事者)				
サービス従事者	-0.151 (0.14)	-0.038	-0.760 *** (0.25)	-0.046
管理的職種	1.702 * (0.88)	0.430	-1.515 (3.57)	-0.092
事務従事者	0.645 *** (0.23)	0.163	0.471 (0.92)	0.029
運輸・通信従事者	0.069 (0.53)	0.017	-2.013 (1.52)	-0.122
製造・建築・保守・運搬などの作業者	0.135 (0.15)	0.034	0.091 (0.38)	0.005
情報処理技術者	1.132 (0.72)	0.286	0.496 (2.93)	0.030
専門的・技術的職業従事者	0.699 * (0.38)	0.177	-0.299 (1.61)	-0.018
その他	0.102 (0.27)	0.026	-0.058 (0.65)	-0.003
妻・企業規模ダミー (ベース=従業員数 1-4人)				
従業員数 5-29人	0.114 (0.19)	0.029	1.093 ** (0.51)	0.066
従業員数 30-99人	0.134 (0.19)	0.034	0.926 ** (0.44)	0.056
従業員数 100-499人	0.050 (0.19)	0.013	0.463 (0.41)	0.028
従業員数 500人以上	0.205 (0.19)	0.052	0.706 * (0.41)	0.043
官公庁	0.505 * (0.28)	0.128	1.016 (1.16)	0.062
定数項	-4.232 (5.65)		-26.780 (27.79)	
地域ダミー	Yes		Yes	
年次ダミー	Yes		Yes	
サンプルサイズ/グループ数	5,035		5,035 / 1,478	
疑似決定係数	0.205			
対数尤度	-2262.9		-1344.8	
尤度比検定			1836.2 ***	

(備考) 表の見方等については表5の注釈に同じ

表 13：雇用形態変化に関するプロビット推定結果（期待賃金率（推定値）を用いた推定）

	雇用形態変化(正規化=1)		雇用形態変化(非正規化=1)	
	Pooled		Pooled	
	係数	限界効果	係数	限界効果
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)				
乳児(0~2歳児クラス相当)	0.017 (0.19)	0.001	0.076 (0.23)	0.006
幼児(3~5歳児クラス相当)	0.120 (0.14)	0.007	0.016 (0.21)	0.001
小学校低学年	0.057 (0.12)	0.003	0.151 (0.19)	0.013
小学校高学年	0.102 (0.10)	0.006	-0.259 (0.18)	-0.022
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)				
1人	0.263 * (0.15)	0.015	-0.063 (0.21)	-0.005
2人	0.285 * (0.17)	0.016	0.196 (0.21)	0.016
3人以上	0.194 (0.21)	0.011	0.339 (0.29)	0.028
妻・推計賃金(時給, 対数値)	-1.259 * (0.71)	-0.073	-2.291 ** (1.03)	-0.191
夫・年収(対数)	-0.159 (0.13)	-0.009	-0.246 * (0.13)	-0.020
夫・自営業等ダミー	0.074 (0.14)	0.004	-0.073 (0.22)	-0.006
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	0.111 (0.13)	0.006	-0.384 ** (0.17)	-0.032
週数回	0.175 (0.11)	0.010	-0.236 (0.17)	-0.020
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)				
毎日	-0.045 (0.15)	-0.003	0.082 (0.21)	0.007
週数回	-0.232 (0.15)	-0.013	-0.694 * (0.37)	-0.058
住宅ローンありダミー	0.135 (0.10)	0.008	0.043 (0.14)	0.004
親同居ダミー	0.020 (0.10)	0.001	-0.181 (0.16)	-0.015
政令市、特別区ダミー	0.031 (0.12)	0.002	-0.323 (0.23)	-0.027
妻・職種ダミー (ベース=販売従事者)				
サービス従事者	0.177 (0.16)	0.010	-0.488 * (0.28)	-0.041
管理的職種	3.678 *** (1.08)	0.212		
事務従事者	0.865 *** (0.23)	0.050	-0.082 (0.28)	-0.007
運輸・通信従事者	1.167 *** (0.43)	0.067	1.149 * (0.68)	0.096
製造・建築・保守・運搬などの作業員	0.045 (0.21)	0.003	-0.579 ** (0.29)	-0.048
情報処理技術者	2.493 *** (0.71)	0.144		
専門的・技術的職業従事者	1.251 *** (0.33)	0.072	0.359 (0.46)	0.030
その他			0.318 (0.56)	0.026
定数項	6.940 (4.60)		16.102 ** (6.86)	
地域ダミー	Yes		Yes	
年次ダミー	Yes		Yes	
サンプルサイズ/グループ数	3,722		1,240	
疑似決定係数	0.099			
対数尤度	-421.3		-195.7	

(備考) 表の見方等については表7の注釈に同じ

表 14：就業選択関数の操作変数プロビットによる推定結果

	就業選択(就業=1, 非就業=0)					
	(1)代理変数		(2)期待賃金率(推定値)			
	(1a) IV Probit 係数	限界効果	(1b) LIML 係数	(2a) IV Probit 係数	限界効果	(2b) LIML 係数
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)						
乳児(0~2歳児クラス相当)	0.233 (0.27)	-0.264	0.123 (0.23)	0.629 *** (0.18)	-0.364	0.539 (0.47)
幼児(3~5歳児クラス相当)	0.296 (0.18)	-0.150	0.184 (0.19)	0.600 *** (0.10)	-0.166	0.543 (0.37)
小学校低学年	0.310 ** (0.13)	-0.091	0.203 (0.16)	0.518 *** (0.07)	-0.101	0.481 (0.30)
小学校高学年	0.164 ** (0.07)	-0.037	0.110 (0.08)	0.270 *** (0.04)	-0.034	0.255 * (0.15)
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)						
1人	0.225 *** (0.06)	0.000	0.150 * (0.09)	0.324 *** (0.04)	0.032	0.314 ** (0.15)
2人	0.165 *** (0.04)	0.046	0.109 ** (0.05)	0.249 *** (0.05)	0.088	0.246 *** (0.09)
3人以上	0.154 ** (0.08)	0.102	0.101 *** (0.04)	0.189 * (0.10)	0.193	0.194 *** (0.05)
妻・潜在経験年数(年)	-0.020 (0.01)	0.000	-0.015 (0.01)			
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	0.000 (0.00)	0.000	0.000 (0.00)			
妻・教育年数(年)	-0.016 (0.01)	0.006	-0.010 (0.01)			
妻・推計賃金(時給, 対数値)				0.630 (0.59)	1.334	0.489 * (0.29)
夫・年収(対数)	-0.305 *** (0.12)	-0.209	-0.190 *** (0.02)	-0.286 ** (0.14)	-0.321	-0.297 *** (0.03)
夫・自営業等ダミー	0.100 ** (0.04)	0.008	0.058 ** (0.03)	0.051 (0.04)	0.005	0.044 (0.05)
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)						
毎日または週数回	1.626 *** (0.12)	0.103	1.044 *** (0.40)	1.541 *** (0.14)	0.052	1.486 * (0.78)
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)						
毎日または週数回	-2.181 *** (0.33)	-0.067	-1.427 ** (0.73)	-2.449 *** (0.12)	-0.056	-2.371 ** (1.20)
住宅ローンありダミー	0.111 ** (0.06)	0.092	0.073 *** (0.02)	0.068 (0.05)	0.115	0.079 *** (0.03)
親同居ダミー	0.167 *** (0.05)	0.073	0.107 *** (0.02)	0.067 * (0.04)	0.072	0.076 *** (0.03)
政令市, 特別区ダミー	-0.036 (0.03)	-0.001	-0.026 (0.02)	-0.069 (0.05)	-0.100	-0.058 ** (0.03)
定数項	2.324 *** (0.68)		2.004 *** (0.19)	-3.009 (3.16)		-1.432 (1.73)
地域ダミー	Yes		Yes	Yes		Yes
年次ダミー	Yes		Yes	Yes		Yes
サンプルサイズ	9,108		9,108	8,420		8,420
対数尤度	-14624.8			-12988.5		
決定係数(Uncentered)			0.243			-0.598
操作変数の弱相関検定(Cragg-Donald Wald F統計量)			2.54			1.391
過剰識別制約検定(Amemiya-Lee-Newey統計量)	0.286	(0.593)		0.053	(0.819)	
過剰識別制約検定(Hansen J統計量)			0.398	(0.528)		0.022
外生性検定(Wald カイニ乗統計量)	93.48 ***			646.63 ***		
外生性検定(Durbin-Wu-Hausman カイニ乗統計量)			19.535 ***			19.535 ***

- (備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散を考慮した頑健標準誤差を表す
2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. 過剰識別制約検定の統計量の右段括弧内の数値は、p 値を表す
4. いずれの推計においても、すべての説明変数の係数が 0 であるという帰無仮説は棄却されている
5. 夫の家事・育児頻度ダミーをそれぞれ内生変数とし、操作変数として、夫と妻の学歴差(同じかそれ以上)、夫の健康状態、夫の研修・勉強にあてる時間の有無に関するダミー変数を用いた推定を行っている

表 15：雇用形態選択に関する操作変数プロビットによる推定結果

	雇用形態選択(正規雇用=1, 非正規雇用=0)						雇用形態選択(正規雇用=1, 非正規雇用=0)							
	(1)代理変数		(2)期待賃金率(推定値)				(1)代理変数		(2)期待賃金率(推定値)					
	(1a) IV Probit 係数	限界効果	(1c) LIML 係数	(2a) IV Probit 係数	限界効果		(2c) LIML 係数	(1a) IV Probit 係数	限界効果	(1b) LIML 係数	(2a) IV Probit 係数	限界効果	(2b) LIML 係数	
子どもの有無ダミー (ベース=子どもなしまたは13歳以上)														
乳児(0~2歳児クラス相当)	-0.271 (0.31)	0.091	-0.066 (0.13)	-0.346 (0.27)	0.077	-0.094 (0.11)	新規入職者ダミー	-0.620 *** (0.17)	-0.222	-0.170 *** (0.02)	-0.594 *** (0.14)	-0.196 (0.02)	-0.155 *** (0.02)	
幼児(3~5歳児クラス相当)	-0.337 (0.21)	0.006	-0.114 (0.10)	-0.421 ** (0.19)	-0.006	-0.143 * (0.08)	妻・職種ダミー (ベース=販売従事者)							
小学校低学年	-0.435 *** (0.15)	-0.036	-0.140 * (0.08)	-0.481 *** (0.14)	-0.037	-0.150 ** (0.07)	サービス従事者	-0.080 (0.07)	-0.025	-0.005 (0.02)	-0.145 * (0.08)	-0.040	-0.018 (0.02)	
小学校高学年	-0.317 *** (0.07)	-0.049	-0.105 ** (0.04)	-0.362 *** (0.07)	-0.051	-0.114 *** (0.04)	管理的職種	1.747 *** (0.46)	0.609	0.776 *** (0.10)	0.929 (0.62)	0.502	0.457 ** (0.19)	
18歳未満の子ども数ダミー (ベース=0人)							事務従事者	0.625 *** (0.13)	0.211	0.242 *** (0.02)	0.456 *** (0.16)	0.192	0.165 *** (0.04)	
1人	-0.356 *** (0.07)	-0.086	-0.132 *** (0.04)	-0.351 *** (0.07)	-0.080	-0.123 *** (0.03)	運輸・通信従事者	0.077 (0.21)	0.085	0.012 (0.08)	-0.030 (0.25)	0.093	-0.035 (0.09)	
2人	-0.181 *** (0.07)	-0.048	-0.076 *** (0.03)	-0.187 *** (0.07)	-0.045	-0.072 ** (0.03)	製造・建築・保守・運搬などの作業者	0.153 * (0.08)	0.042	0.056 ** (0.03)	0.136 * (0.51)	0.034	0.046 * (0.16)	
3人以上	-0.201 ** (0.10)	-0.077	-0.084 ** (0.03)	-0.201 * (0.10)	-0.073	-0.078 ** (0.03)	情報処理技術者	1.318 *** (0.43)	0.437	0.588 *** (0.11)	0.780 (0.51)	0.394	0.363 ** (0.16)	
妻・潜在経験年数(年)	-0.009 (0.02)	0.002	-0.004 (0.01)				専門的・技術的職業従事者	0.855 *** (0.18)	0.259	0.343 *** (0.03)	0.588 ** (0.24)	0.242	0.227 *** (0.07)	
妻・潜在経験年数(年)の2乗項	0.000 (0.00)	0.000	0.000 (0.00)				その他	0.010 (0.19)	-0.033	-0.009 (0.06)	0.039 (0.21)	0.008	-0.004 (0.07)	
妻・教育年数(年)	0.008 (0.02)	-0.001	0.005 (0.01)				妻・企業規模ダミー (ベース=従業員数 1-4人)							
妻・推計賃金(時給, 対数値)				0.708 (0.45)	0.028	0.262 (0.17)	従業員数 5-29人	0.074 (0.09)	0.038	0.027 (0.03)	0.126 (0.10)	0.041	0.043 (0.03)	
夫・年収(対数)	-0.081 (0.06)	-0.033	-0.030 (0.02)	-0.083 (0.07)	-0.026	-0.027 (0.02)	従業員数 30-99人	0.145 (0.09)	0.043	0.043 (0.03)	0.186 * (0.10)	0.051	0.053 * (0.03)	
夫・自営業等ダミー	0.037 (0.07)	0.038	0.014 (0.02)	0.055 (0.07)	0.040	0.019 (0.02)	従業員数 100-499人	0.130 (0.09)	0.042	0.046 (0.03)	0.115 (0.09)	0.036	0.036 (0.03)	
夫・家事頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)							従業員数 500人以上	0.219 ** (0.09)	0.072	0.077 *** (0.03)	0.229 ** (0.09)	0.075	0.074 ** (0.03)	
毎日または週数回	-1.216 *** (0.26)	0.076	-0.412 ** (0.18)	-1.098 *** (0.29)	0.078	-0.343 ** (0.16)	官公庁	0.610 *** (0.15)	0.169	0.265 *** (0.05)	0.572 *** (0.17)	0.186	0.245 *** (0.05)	
夫・育児頻度ダミー (ベース=ほとんど・全くしない)							定数項	-0.128 (0.39)		0.373 ** (0.15)	-4.761 * (2.88)		-1.359 (1.04)	
毎日または週数回	1.564 ** (0.65)	0.027	0.525 (0.34)	1.550 *** (0.53)	0.031	0.514 * (0.26)	地域ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
住宅ローンありダミー	0.071 (0.05)	0.027	0.029 ** (0.01)	0.093 ** (0.05)	0.028	0.033 ** (0.01)	年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
親同居ダミー	0.005 (0.05)	0.037	0.007 (0.02)	0.008 (0.05)	0.025	0.006 (0.02)	サンプルサイズ	4,963	4,963	4,635	4,635	4,635		
政令市, 特別区ダミー	0.094 ** (0.04)	0.017	0.029 * (0.02)	0.018 (0.06)	0.006	0.000 (0.02)	対数尤度	-7135.1			-6676.5		4,635	
							決定係数(Uncneterd)			0.174			0.207	
							操作変数の弱相関検定(Cragg-Donald Wald F統計量)			6.274			8.072	
							過剰識別制約検定(Amemiya-Lee-Newey統計量)	2.823	(0.093)		1.721	(0.190)		
							過剰識別制約検定(Hansen J統計量)			2.466	(0.116)		1.852	(0.174)
							外生性検定(Wald カイニ乗統計量)	25.66	***		19.87	***		
							外生性検定(Durbin-Wu-Hausman カイニ乗統計量)			11.339	***		8.847	**

(左表の続き)

(備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散を考慮した頑健標準誤差を表す

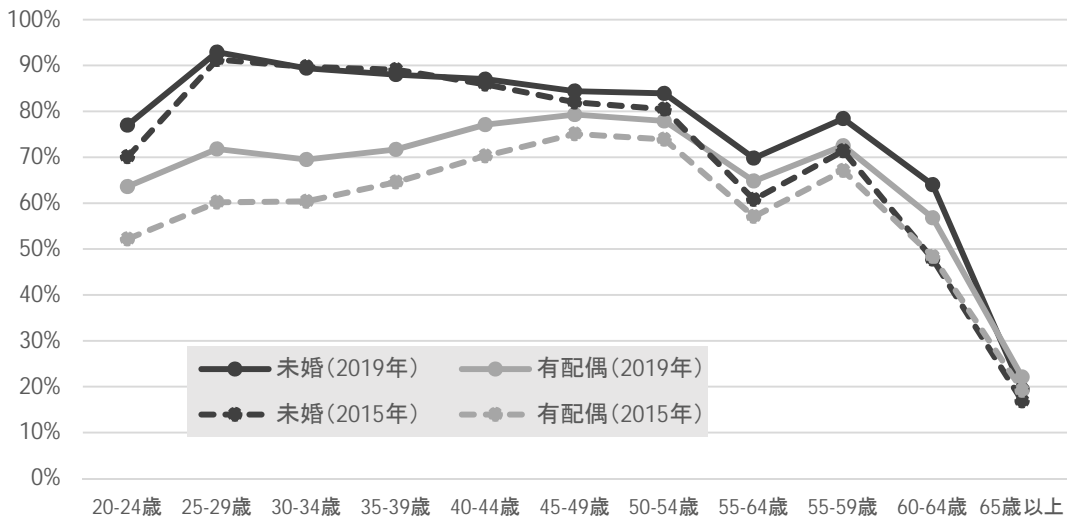
2. ***, **, * 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す

3. 過剰識別制約検定の統計量の右段括弧内の数値は、p 値を表す

4. いずれの推計においても、すべての説明変数の係数が 0 であるという帰無仮説は棄却されて

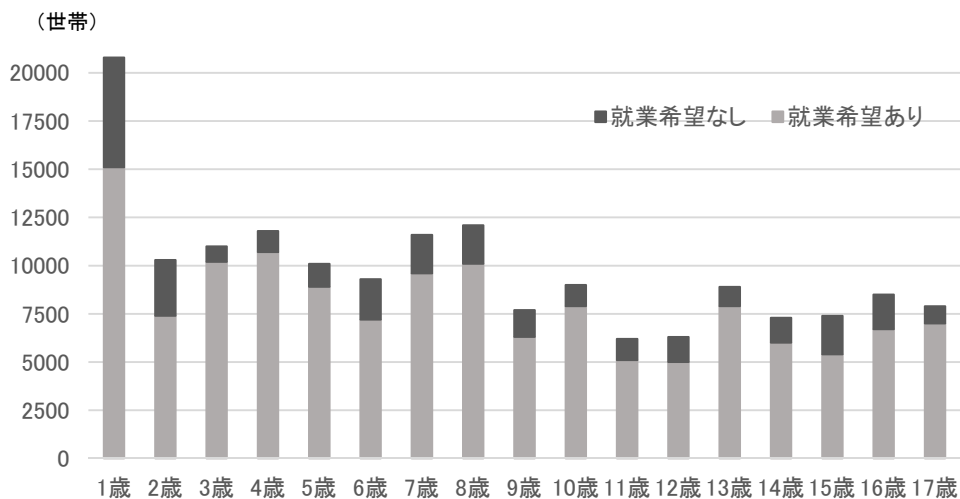
5. 夫の家事・育児頻度ダミーをそれぞれ内生変数とし、操作変数として、夫と妻の学歴差(2年以上)、夫の健康状態、夫の研修・勉強にあてる時間の有無に関するダミー変数を用いた推定を行っている

図 1：年齢階級・配偶関係別女性労働力率



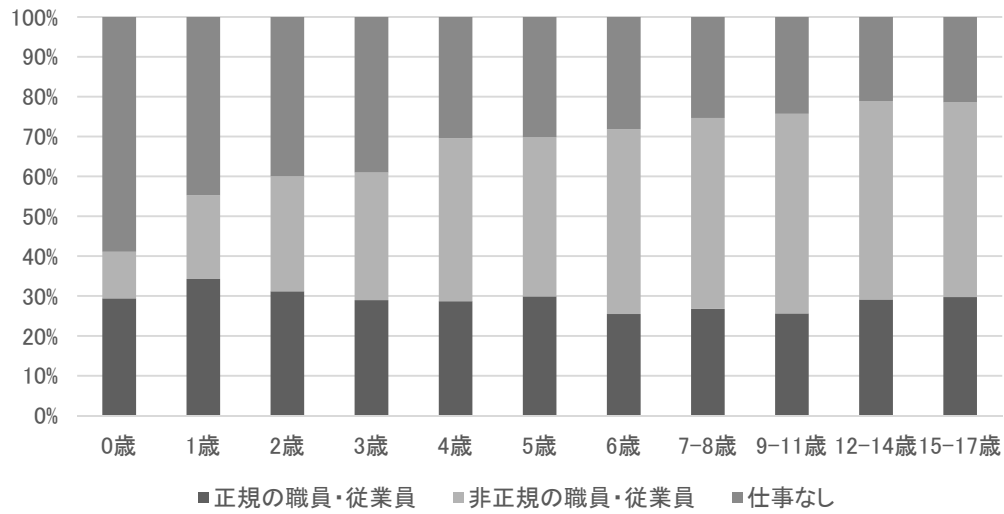
(備考) 総務省「労働力調査」

図 2：核家族世帯における妻の離職状況（2017年時点，末子年齢別，過去1年以内の変化）



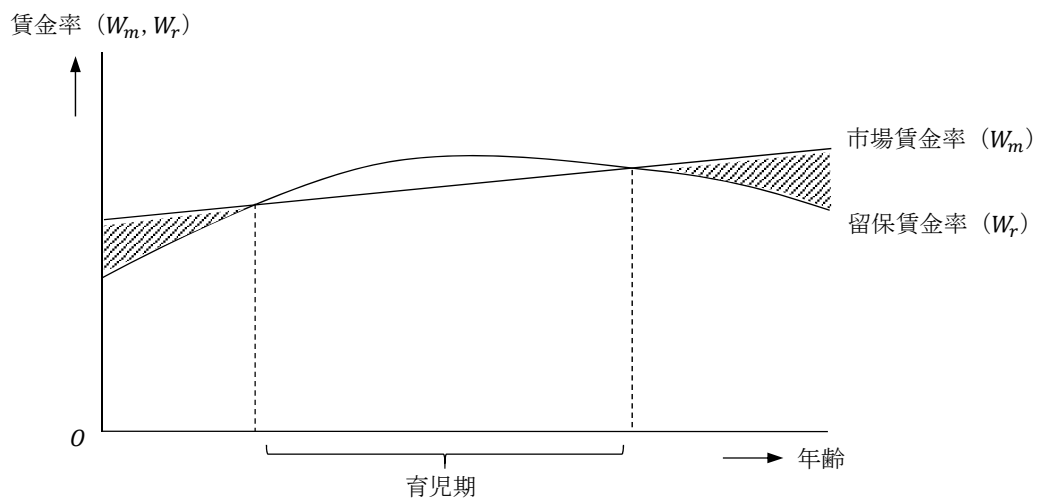
(備考) 総務省「就業構造基本調査」

図 3：母親の就業状況（2018年時点，末子年齢別）



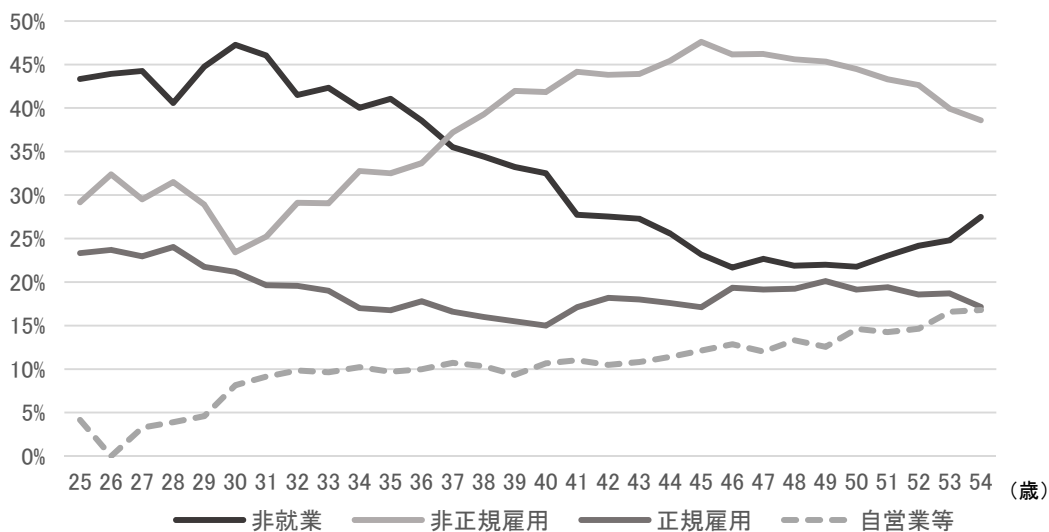
(備考) 総務省「国民生活基礎調査」

図 4：市場賃金率と留保賃金率（子どもあり女性）



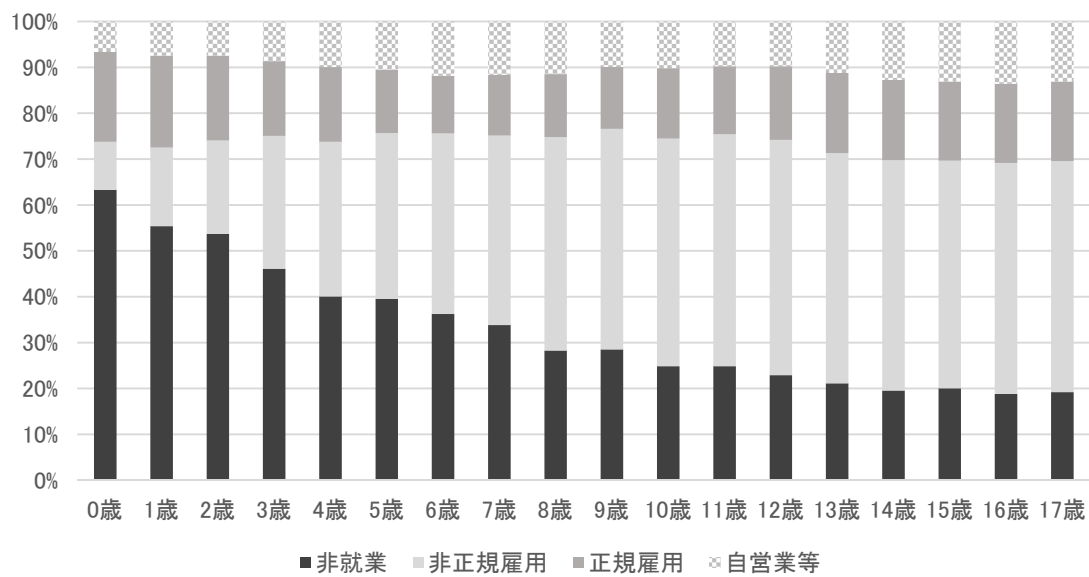
(備考) 大沢（1993）を参考に筆者作成

図 5：妻の年齢別就業形態（全期間，有配偶女性）



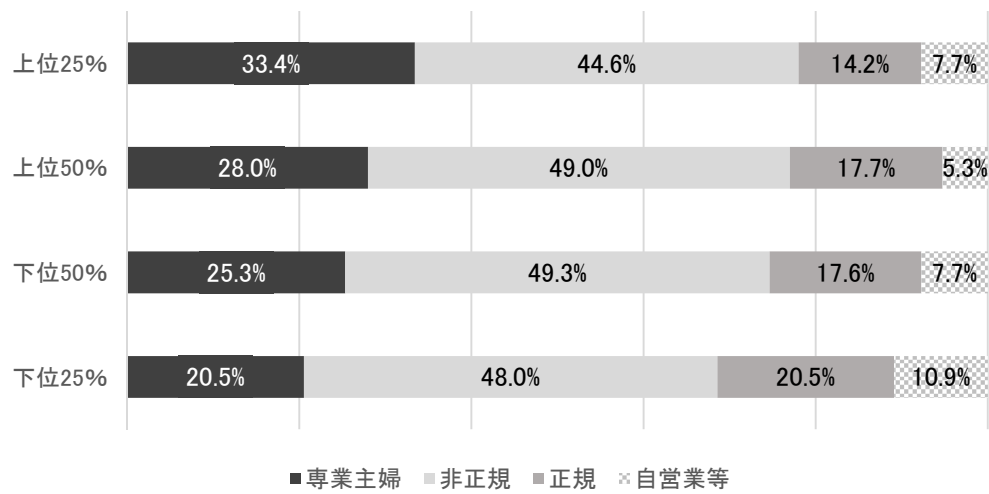
(備考) JHPS/KHPS データより筆者作成

図 6：末子年齢別就業形態（全期間，有配偶，子どもあり女性）



(備考) JHPS/KHPS データより筆者作成

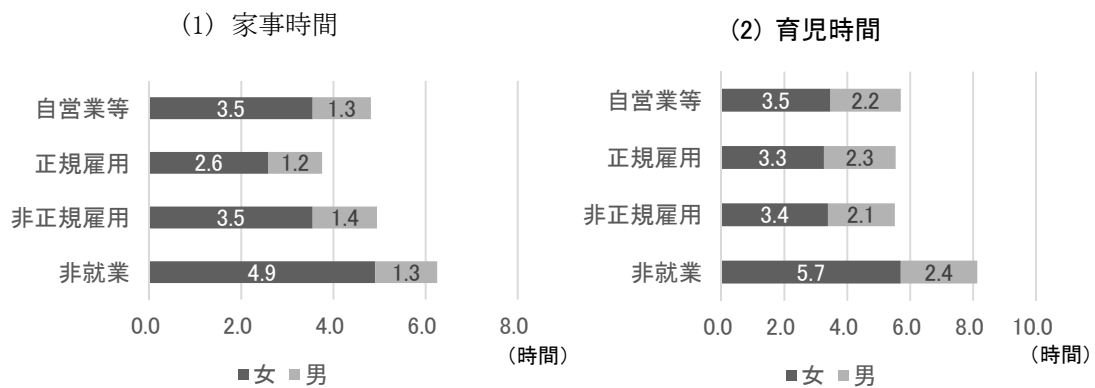
図 7：夫の所得分布別 妻の就業形態（2015 年）



(備考) 1. JHPS/KHPS データより筆者作成

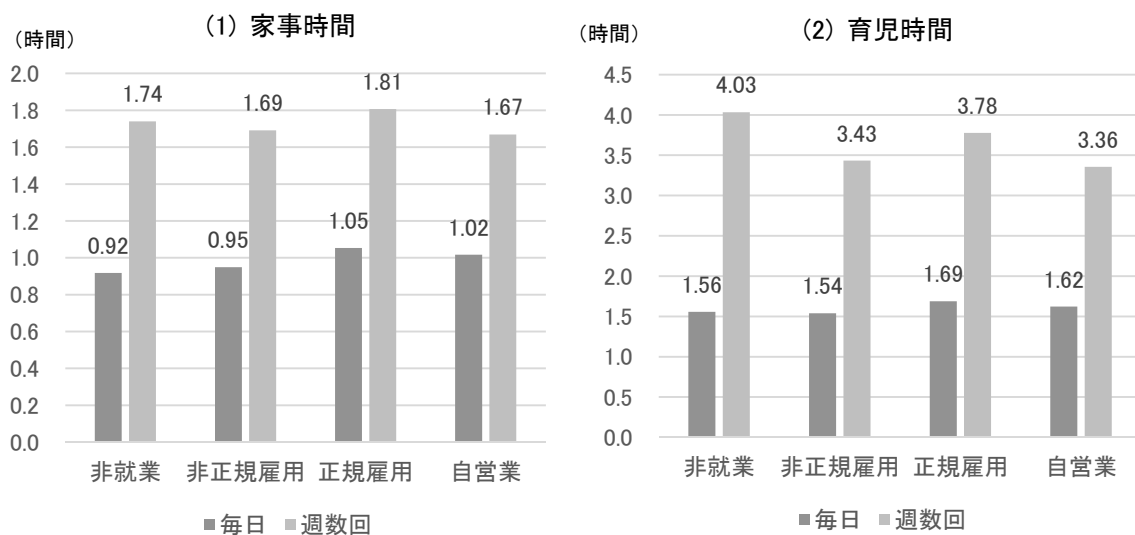
2. それぞれ第1四分位数：421.0 万円，第2四分位数：563.6 万円，第3四分位数：749.4 万円であった (n=1378)

図 8：妻の就業形態別世帯の家事・育児時間（2017年，平均値）



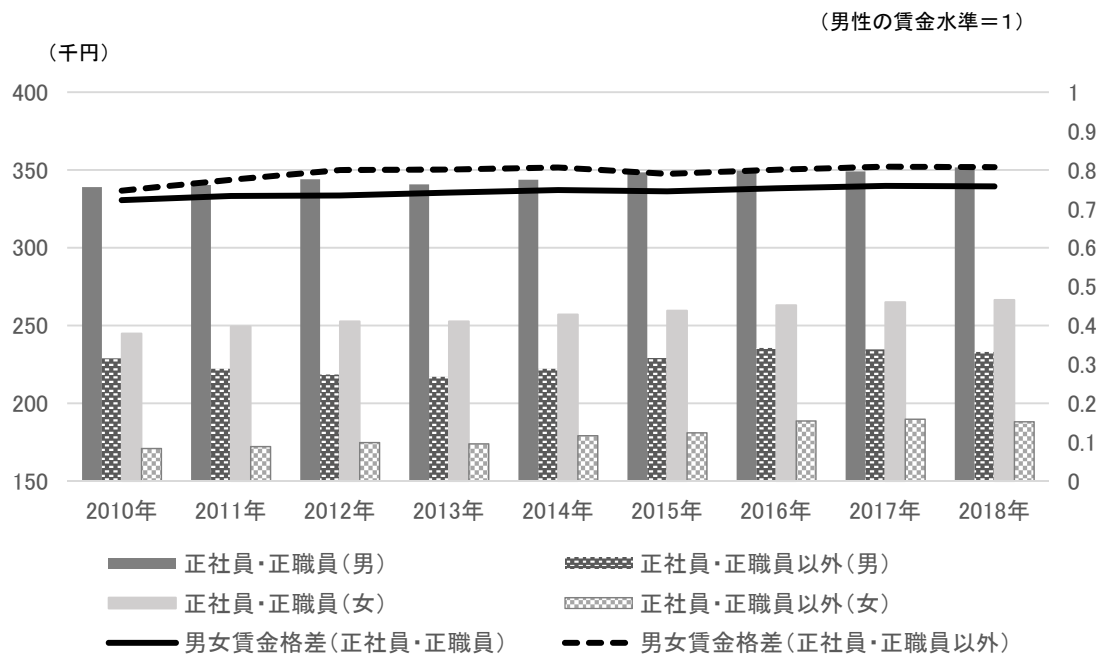
(備考) 1. JHPS/KHPS データより筆者作成
2. 頻度については考慮されていない

図 9：妻の就業形態別夫の家事育児時間（全期間，平均値）



(備考) 1. JHPS/KHPS データより筆者作成
2. 凡例の「毎日」「週数回」は，それぞれ頻度を意味する

図 10：雇用形態別・性別賃金



(備考) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」(産業計, 学歴計, 企業規模計, 民営・公営の所定内給与額平均)