

母親ペナルティと父親プレミアムは存在するか

－日本のパネルデータを用いた検証

小澤 彩子*

日本政策投資銀行／早稲田大学大学院

本稿は、男女賃金格差の要因の一つとされる「母親ペナルティ」と「父親プレミアム」について、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データを用いて検証した。分析の結果、観察されない個人の特徴を考慮すると、父親プレミアムはほとんど認められなかったが、母親であることは賃金水準と負に有意な関係を持つことが確認された。すなわち、母親ペナルティの存在が示された。時間当たり賃金率ではなく年間労働所得で評価した場合、この傾向はより顕著であり、無条件分位点回帰分析の結果、特に所得分布の中～高位層において子どもに関連する有意な賃金差が認められた。

1. はじめに

男女間の賃金格差は、国によってその程度は異なるものの、広く各国に共通する課題である。とりわけ日本の労働市場において、男女賃金格差の大きさは特筆すべき特徴の一つであり、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」によれば、男性一般労働者（短時間労働者を除く）の所定内給与額を 100 としたときの女性一般労働者の給与水準は、正社員・正職員で 77.5、それ以外で 79.8 であった（2023 年）。長期的には縮小傾向にあるが、国際的には依然として格差が大きい水準にある。

男女賃金格差の発生要因をめぐっては、子どもを持つ女性が持たない女性と比較して賃金が低い現象を指す「チャイルドペナルティ (Child penalty)」「母親ペナルティ (Motherhood wage penalty)」が近年改めて注目されている。Kleven, Landais, & Sogaard (2019) はデンマークの行政データを用いて、第 1 子の誕生後に女性の総収入が約 3 割減少し、その効果が 10 年経過しても持続することなどを明らかにした

本稿の分析にあたり、慶應義塾大学 経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・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。執筆に際しては、2 名の本誌匿名レフェリーから改善につながる重要なコメントをいただいた。また、生活経済学会第 39 回研究大会（2023 年 6 月、オンライン開催）では、討論者の水落正明教授（関西大学）をはじめ参加者の方々から多数の有益なコメントや示唆をいただいた。櫻井宏二郎教授（専修大学）には、原案の段階から貴重なご指摘とご助言をいただいた。研究の推進にあたり、花崎正晴教授（埼玉学園大学）、久保克行教授（早稲田大学）、日本政策投資銀行設備投資研究所のメンバーからも様々なご助言やご支援をいただいた。記して感謝申し上げます。ただし、本稿の内容や見解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。

* (E-mail) ayoza@dbj.jp

うえで、チャイルドペナルティが学歴などで説明できない男女賃金格差のほとんどを説明すると指摘している。こうした研究を背景に、男女賃金格差の残された要因の一つとして、チャイルドペナルティの存在が改めて注目されている¹。

米国を中心とする豊富な先行研究によれば、母親であることと賃金水準の低さとの間には、少なくとも部分的に因果関係が認められている (England, Bearak, Budig & Hodges, 2016)。一方、「父親プレミアム (Fatherhood wage premium/bonus)」の存在も指摘されており、特に高収入の父親でプレミアムが観察されるとの結果が確認されている (Cooke 2014; Glauber 2018; Icardi, Hägglund & Fernández-Salgado 2022 等)。翻って日本においては、川口 (2005, 2008) を筆頭に、竹内 (2018) や Dumauli (2019) が母親ペナルティの存在を、Yukawa (2016) が父親プレミアムの存在を検証している。しかし、豊富な欧米での知見に比べて、子育てと賃金との関係を検証した研究は数えるほどしか存在しない。さらに、日本のデータを用いて、子供を持つことと賃金水準との関係が所得分布によって異なりうる可能性を考慮した分析は、筆者の知りうる限り存在しない。そこで本稿は、日本有数の大規模家計パネルデータを用いて、母親ペナルティと父親プレミアムの検証を行う。分析にあたっては、最小二乗法 (Ordinary Least Square、以下 OLS) による分析に加え、固定効果モデルにより観察されない個人の異質性を考慮した分析を行う。さらに、比較的新しい分析手法である無条件分位点回帰 (Unconditional Quantile Regression、以下 UQR) を用いて、所得分布別の検証も試みる。

分析の対象である日本の労働市場については、その特徴として、男女の労働参加に大きな差が存在し、特に年齢別の就業パターンが性別により異なっていることが挙げられる。例えば、20~40 歳代の有配偶女性は、出産・育児を機に一旦離職し非労働力化するケースが多く、これにより女性の労働力率は 30 歳代で底を打つ「M 字カーブ」を描くことが長らく指摘されてきた。近年、女性の労働供給は増加傾向にあり、年齢別の労働力率の形状は「M 字型」から「台形」に近づきつつある²。しかし、女性の正規雇用率は 20 代後半をピークに右肩下がりで低下する「L 字カーブ」を描いており、依然として女性たちが出産・育児期に労働市場から一時退出、または働き方を変え非正規雇用として就労していることが、政府文書などでも課題として指摘されている³。このような背景のもと、少子化対策と女性の労働力化を同時に推し進め

¹ 本稿では以下、「チャイルドペナルティ」ではなく、「母親/父親ペナルティ (プレミアム)」と表現する。

² なお「M 字カーブ」の形状変化は、結婚・出産の有無や、タイミングの多様化の影響も受けられていると考えられる。このため、「M 字カーブ」の底が浅くなっているという事実だけをもって子育てと仕事の両立可能性が高まっていると述べるのは、ミスリーディングであるとの指摘もある (宇南山, 2018)。

³ 総務省「労働力調査」(2022 年)によれば、男性の正規雇用者は雇用者の 88.4%を占めるのに対し、女性では 58.2%であり、非正規雇用の割合が高い (20-49 歳、役員を除く)。また、「L 字カーブ」に関して、

る日本において、出産・育児に伴う賃金差があるかどうかを検証し、その影響が性別や収入などによって異なるかどうかを確認することは、学術的にも政策的にも意義あるものと考えられる。

本論文の構成は以下のとおりである。まず第 2 節で母親の賃金ペナルティおよび父親の賃金プレミアムに関する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およびデータの特徴について説明する。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

2.1 母親ペナルティに関する先行研究および理論的根拠⁴

母親ペナルティをめぐる実証研究は一般に、賃金や就労状況・家族情報などを含むパネルデータを用いて賃金関数⁵を推定し、子どもの有無や子どもの数に関する変数の効果を捉えることが多い。米国を中心に、欧州やアジアでもその存在が実証されている。18 か国の査読付き論文 39 本の結果をもとにメタ分析を行った Cukrowska-Torzewska & Matysiak (2020) は、母親は子どものいない女性に比べて約 4% 賃金が低いと報告している。同様に、De Linde Leonard & Stanley (2020) もメタ分析によって、米国や英国、ドイツやノルウェーを中心に顕著な母親ペナルティが存在すると結論づけている。

ではなぜ、子どもの存在が母親の労働所得に影響を与えるのだろうか。以下、先行研究において理論的根拠に挙げられることの多い代表的な仮説をみていく。なおこれらの理論は互いに排除し合うものではなく、同時に成立しうる。

(1) 人的資本理論：人的資本理論 (Becker, 1964) に基づけば、出産・育児による就業中断によって仕事に必要な知識や経験の蓄積が妨げられたり、あるいは減耗したりすることで、母親の生産性や賃金が就業を継続している女性よりも低くなること

年齢階級別の女性の正規雇用比率は 25~29 歳の 59.7% をピークに、30-34 歳で 47.6%、35-39 歳で 39.0%、40-44 歳で 35.8%、45-49 歳で 34% と、年齢とともに低下する傾向がみられる。出産後の就業継続については、「第 1 子の妊娠がわかったとき」に就業していた妻のうち、当該子が 1 歳の時も継続して就業している割合は、2005~09 年で 43.4%、2010~14 年で 57.7%、2015~19 年で 69.5% である。長期的に見ると状況は改善しているが、正職員や自営業主・家族従事者・内職の就業継続率はそれぞれ 83.4%、91.3% と高い一方で、パート・派遣のみで見た場合の継続率は 40.3% と、雇用形態による差が存在している (国立社会保障・人口問題研究所「第 16 回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査)」)。

⁴ 国外における母親ペナルティの研究動向については、例えば Gough & Noonan (2013) に詳しい。

⁵ 先行研究では、被説明変数として時間あたり賃金率を対数変換したものが使われることが多いが、年間所得の対数値を用いる例もみられる。日本では、厚生労働省「毎月勤労統計調査」(2022 年)によると、事業所規模 30 人以上の約 9 割が賞与を支給しており、賞与が個人の所得に与える影響は無視できない。従って、本稿では時給に加えて、賞与を含む年間所得も分析の対象とする。

が予測される。この仮説は多くの研究において検証され、労働市場での経験を考慮すると、母親と非母親との賃金格差は大幅に縮小することが確認されている。Budig & England (2001) は、米国の母親ペナルティの約3分の1が、過去の仕事経験と現在の職場での勤続年数によって説明されると報告している。同様に、Anderson, Blinder & Krause (2002) は、労働市場での経験の減少が米国人白人女性の母親ペナルティの約2割を説明すると述べている。Staff & Mortimer (2012) は、就業・就学していない期間を考慮すると、子どもの数が母親の賃金に与える効果は有意でなくなることを明らかにしている。

(2) 夫婦間分業と「エフォート」: Becker (1985, 1991) によれば、夫婦が協力して市場労働と家事労働を分担し、家庭内生産の最大化を図るとき、それぞれが比較優位をもつ活動に特化することで、最も高い収益を得ることが期待できる。すなわち、仮に女性が家事労働に比較優位を持ち、男性が市場労働に比較優位を持つ場合、女性が家事の多くを担うことが合理的となる。また、そうして育児や家事に第一の責任を負う女性は、労働に割り当てられるエフォート (work effort) が少なくなるため、労働生産性が低下することが予想される。一方、男性は仕事に専念することでより多くの人的資本を蓄積し、賃金を上昇させることが期待される。労力や生産性に関する客観的指標の欠如により、この仮説を明確に検証することは困難であるが、これまでの実証分析では、労働時間や配偶者の就労状況を考慮することで、少なくとも夫婦の労力配分による効果を捉える試みがなされている (Budig & Hodges, 2010 等)。

(3) 「母親に優しい」仕事: エフォートの減少に対応するため、賃金を犠牲にしても「母親に優しい」仕事を選ぶことも、母親が相対的に低賃金となる要因の一つと考えられる。実証分析では、短い労働時間や、より要求量が少なく柔軟な働き方を選べる職を「母親に優しい」仕事とみなし、パートタイムであるかどうかや、職場や働き方の特徴に関する変数を加えて賃金関数を推定するケースが多い。Waldfogel (1997) は、パートタイムであるかどうかを調整すると、母親ペナルティが数%ポイント低減することを示した。Gangl & Ziefle (2009) は、英国と米国では、育児による仕事の中断に加え自営業やパートタイムといった「母親に優しい」仕事への移動⁶が、賃金低下の主な要因だと報告している。

(4) 観察されない個人の異質性: 子供を持つことを選択した女性は、嗜好や態度などデータでは捉え難い側面において、子供がいない女性と異なる特徴を持つ可能性がある。例えば、もともとキャリア志向が少なく賃金上昇を望みにくい女性が母親に

⁶ 彼らは「母親に優しい」仕事であることの尺度として、「職業威信スコア」を用いており、母親ペナルティと威信スコアの高低が密接に関係していることも発見している。

なることを選択しやすい可能性がある。このような個人特性が、出産行動と賃金の両方に影響を与えることによるバイアスに対処するため、多くの研究ではこれらの特性が時間不変であると仮定したうえで、固定効果モデルにより分析している。例えば Anderson, Blinder & Krause (2002) は、時間不変の観察できない要因をコントロールすると、母親の賃金ペナルティが劇的に減少すると報告している。

(5) 雇用主による差別⁷：需要側からの説明として、雇用主の差別的嗜好や統計的差別理論で説明される判断・取り扱いも、母親ペナルティの要因の一つと指摘されている。Becker (1971) によれば、仮に雇用主が母親に対して属性に基づく選好を有している場合、母親を雇うことに伴うコストは、賃金に差別係数（心理的なコスト）を加えたものとなる。すなわち、限界生産性が等しい場合でも、差別係数の分だけ賃金差が発生する。また、統計的差別理論 (Phelps, 1972) によれば、労働者の生産性や行動について情報の非対称性が存在する場合、雇用主は労働者が属するグループの統計的証拠に基づいてその予測・評価を行う。このとき、仮に雇用主が「母親は仕事上のコミットメントや生産性が低い」などと信じる場合には、母親以外を優先的に採用・昇進させたり、人的資本投資機会を設けたりすることが合理的となる。Correll, Benard & Paik (2007) や Oesch, Lipps & McDonald (2017) のように、実験的手法による検証例もあるが、一連の母親ペナルティ研究では、各要因を調整した後に残る残余賃金格差が、これら雇用主の差別などによる賃金差と解釈されている。

2.2 父親プレミアムに関する先行研究および理論的根拠

父親プレミアムも、多くの点で母親ペナルティと理論的根拠をとみにしている。特に、(2) 夫婦間分業（パートナーのいる父親が時間や労力を市場労働に集中させることで、人的資本の蓄積や高賃金を達成する）、(4) 個人の異質性（高収入を予測しうる観察不可能な特性を持った男性が父親になる可能性が高いため、父親プレミアムが観察される）、(5) 雇用主による差別（父親か否かという属性の違いに基づく取り扱いの差異により、賃金差が生じる）の3つが、背景の説明に用いられている。

母親ペナルティほど研究の歴史や蓄積は厚くないが、実証研究も多数存在する。Lundberg & Rose (2000) は、米国では第1子の誕生後に母親の賃金が5%低下する一方で、父親は逆に9%上昇することを示している。Hodges & Budig (2010) は、人種や人的資本、労働供給、家族構成、妻の雇用状況といった様々な違いを調整した後も父親プレミアムが確認され、特に専門職・管理職の男性でその効果が大きいこと

⁷ なお、ここでの「差別」は法的・倫理的な意味での差別ではなく、男女が同じ人的資本量を有しているにもかかわらず、性別などの属性の違いに基づく判断によって賃金などに差異が生じることを指す。

を明らかにしている。Killewald (2013) もまた、実子と同居し、フルタイム未満で働く女性と結婚した男性が有意な賃金プレミアムを得ていると報告している。

2.3 賃金分布による違いを考慮した研究

データの充実や分析手法の高度化に伴い、賃金や所得の分布ごとの効果の違いに着目した研究も増えているが、その水準による母親ペナルティの差異については、結果が混在している。Budig & Hodges (2010) は、固定効果を考慮した条件付き分位点回帰モデル (Conditional Quantile Regression、以下 CQR) による分析の結果、母親ペナルティは低賃金の母親で最大であると報告している⁸。オーストラリア、英国、米国を対象に分析した Cooke (2014) は UQR モデル⁹を用いて、母親ペナルティは所得の上昇に伴い減少すると指摘している。一方、Wilde, Batchelder and Ellwood (2010) は、米国人母親の賃金ペナルティは高スキルの母親で大きいと報告している。同様に、England et al. (2016) は固定効果を考慮した UQR モデルによる分析を行い、母親ペナルティは高給で高度なスキルを持つ女性で最大であることを示している。

男性については、所得高位層でプレミアムが、低位層で逆にペナルティが観察される傾向にある。Cooke (2014) は、父親プレミアムのインパクトは年間所得が多い男性ほど大きく、逆に所得が少ない男性では少額ながら賃金ペナルティが生じることを報告している。Glauber (2018) も米国のデータを用いて、高賃金の男性で父親プレミアムが大きいことを示している。Icardi et al. (2022) は、観察されない個人の異質性が父親プレミアムの多くを説明すると指摘したうえで、英国とフィンランドでは賃金分布の低位層で父親ペナルティが観察されると報告している。

2.4 日本を対象とした分析

日本を対象とする研究はごくわずかである。川口 (2005) は、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の 8 年分のデータを用いて、結婚や出産が賃金に及ぼす影響を調べた。その結果、OLS モデルで確認される母親ペナルティ・父親プレミアムのほとんどは固定効果モデルで観察されず、つまり子どもの存在が賃金に与える効果は、観察されない個人の異質性に起因すると報告している。また、川口 (2008)

⁸ なおこの論文をめぐっては、後に Killewald & Bearak (2014) が、条件付き分位点を利用して定義された分位数が共変量の影響を受けることなどをもって、CQR による分析は不適切であると指摘した。Budig & Hodges (2014) ではこの批判を受け入れて UQR モデルによる再分析を行い、概ね元の結果が支持されると報告している。

⁹ ただし彼らの分析はクロスセクションであり、固定効果は考慮されていない。

ではサンプル期間を延ばして同様の分析を行い、父親プレミアムは認められず、母親ペナルティも勤続年数や経験年数を調整すると有意でなくなることを指摘している。最近では竹内（2018）が東京大学社会科学研究所「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」の5年分のデータを用いて、川口（2008）とは異なり、固定効果モデルによっても子ども1人につき4%の母親ペナルティが存在すると報告している。Dumauli（2019）は本稿と同じ JHPS/KHPS データを用いて分析し、子供1人あたり5.4%の母親ペナルティが認められたと述べている。さらに、ペナルティは大企業に勤める母親で大きいという興味深い結果も報告している。

父親プレミアムの存在に関しては、「消費生活に関するパネル調査」を用いて Yukawa（2015）が唯一の証拠を提供しており、固定効果モデルによる分析で、子供が生まれると父親の時給が平均2.3%増加することを示している。

2.5 本稿のねらいと特徴

以上述べたように、国外では父親プレミアム・母親ペナルティに関し、メカニズムの検証を含めた実証研究が豊富に蓄積されている。一方、日本では先行研究が数えるほどしか存在せず、母親や父親の賃金分布の違いに注目した分析は、筆者の知りうる限りこれまでに存在しない。そこで本稿では、日本の大規模家計パネルデータを用いて、母親ペナルティと父親プレミアムの検証を行う。

なお、分析にあたってはいくつかの推定上のバイアスに対処する必要がある。第一に、家事労働に従事し賃金を得る仕事には就いていない女性が少なからず標本から外れていることによるサンプル・セレクション・バイアスである。第1節でも触れたように、日本では出産を機に退職し、非労働力化する女性が多いことが長らく特徴として指摘されてきたが、既存研究では川口（2005、2008）を除いてこれに配慮した分析はほとんど行われていない。そこで本稿では女性サンプルについて、後述する Wooldridge（1995）、Semykina & Wooldridge（2010）が提案したサンプル・セレクション・モデルを利用し、これを考慮した結果を示す。

第二に、Waldfoegel（1997）以降の先行研究による議論を踏まえ、個人の異質性仮説を検証する意味でも、全てのデータをプールした分析と並行して固定効果モデルによる分析を行い、結果を比較する。また、そうして時間不変の欠落変数がもたらしうるバイアスに対処する。第三に、子どもの存在が賃金に与える影響が賃金分布によって異なる可能性があることを考慮し、比較的新しい分析手法である無条件分位点回帰（UQR）を用いて、各分位間での比較検証も試みる。日本のデータを用いて、賃金ペナルティ・プレミアムについて分位点回帰で分析するものは本稿が恐らく初め

てであり、その意味での貢献もあるだろう。さらに、学歴別のサブサンプルに分けた比較を行い、教育レベルによる差異が存在するかをあわせて確認する。

3. 分析フレームワーク

3.1 使用データ

分析には、慶應義塾大学経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・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を対象に、毎年2月頃の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(2014年にJHPS/KHPSとして統合)。今回は2004年から2020年まで計17年分のアンバランスなパネルデータから、分析対象を国内在住の23~55歳未満の有配偶男女に限定して分析を行う^{10,11}。

3.2 推定モデルと使用変数

3.2.1 基本モデル

子どもがいることが賃金に与える影響を分析するため、被説明変数に時間あたり賃金率の対数値または年間所得の対数値を、説明変数に子どもに関する変数を用いた多変量解析を行う。固定効果を考慮した推計モデルは(1.1)式のとおりである。

$$\ln w_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + u_i + e_{i,t} \quad (1.1)$$

ここで $X_{i,t}$ は、個人 i の t 年における母性あるいは父性を示す変数、 $Z_{i,t}$ は個人 i の t 年におけるコントロール変数、 u_i は観察されない個人の異質性(固有效果)、 $e_{i,t}$ は誤差項である。

¹⁰ 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。なお、婚外子がさほど珍しくない国では、婚姻状況を制御して分析を行っているケースが多く、実際に未婚の母親よりも既婚の母親で母親ペナルティが大きく(Budig & England 2001等)、未婚の父親よりも既婚の父親においてプレミアムが大きいことなどが示されている(Glauber, 2008; Killewald, 2013等)。一方、日本では総出生数に占める非嫡出子の割合が2020年時点で2.4%(厚生労働省「人口動態調査」と、婚外子があまり一般的でない。従って本稿では婚姻状況の違いに特段焦点を当てず、配偶者のいる男女に限定して分析する。

¹¹ このとき、例えば同一個人において期間中に無職となったりした場合は、その期間のみ分析対象から除外される。表2で対象サンプルとなる有配偶女性の就業遷移を確認すると、 t 期に無業であったもののうち19.0%が1期後に有業となり、逆に t 期に有業であったもののうち6.2%が1期後に無業となっている。除外対象がサンプルに占める割合はそれぞれ5.9%、4.3%である。

3.2.2 使用変数¹²

(1) 被説明変数

本稿では、多くの先行研究と同様に、被説明変数に時間当たり賃金率と、主な仕事から得られる年間労働所得を使用する¹³。いずれも総務省統計局「消費者物価指数(持家の帰属家賃を除く総合)」により、2020年の貨幣価値に実質化したうえで対数化した。時間当たり賃金率については、年俸・月給・週給・時給の形で収入を得ているサンプルを対象とし、年俸・月給・週給については労働時間で除して時給を求め算出した¹⁴。なお、データで得られる労働時間は週あたりの平均労働時間であるため、1か月を4.33週、年間52.14週として計算している。

(2) 説明変数

議論の中心となる説明変数は、子どもの存在あるいは子どもの数である。本稿では、子どもの数(連続変数)に加え、子どもの年齢や数が賃金にもたらす効果が非線形である可能性を考慮し、末子年齢別¹⁵のダミー(子どもなし、0~2歳、3~5歳、6~8歳、9~12歳、13~18歳の6カテゴリー)および子どもの数ダミー(0人、1人、2人、3人、4人以上、の5カテゴリー)をあわせた3つの指標を用いて、それぞれ賃金との関係を確認する。

その他のコントロール変数は、第2節で述べた先行研究を踏まえ、本人の人的資本に関するもの、夫婦間分業に関するもの、仕事の特徴に関するもの、その他属性に関するもの、の4つで構成される。人的資本については、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、現在の仕事における勤続年数、勤続年数の二乗項、学歴ダミーを用いる。仕事の経験年数については、川口(2011)などを参考に、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¹⁶。

夫婦間分業に関する変数は、配偶者の就業状態ダミー(無職、非正規雇用、正規雇

¹² 以下、量的変数については、外れ値を考慮するため全て上下1%をトリミングして用いている。

¹³ なお、調査票では就業状況は前月(1月)の状態を把握する一方、所得については調査前年の1~12月にかけての年収を尋ねているため、両者の間に期ずれが生じる。この点を考慮するため、パネルデータの特性を利用し1期後のデータと他のデータを突合した分析も行ったが、本稿全体を通じて結果に大きな差異はなかった。

¹⁴ 男女とも推計に利用したサンプルのうち95%以上が月給あるいは時給の形で収入を報告している。就業属性をみると、時給で報告した者の大半は非正規雇用であり、特に女性については85%がパートタイマー・アルバイトであった。賞与については、男性の約8割、女性の約4割に支給が確認される。

¹⁵ 調査時期が各年2月頃であることを踏まえ、誕生年および誕生月のデータをもとに早生まれを考慮し、学年ごとに年齢が一致するよう調整した。

¹⁶ 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。このように潜在的な経験年数を求めることは一般的であるものの、一度労働市場から退出することなどは想定されていないため、実際の就業年数を過大評価する可能性がある点には留意が必要である。

用、自営業等の4カテゴリー)を用いる。また、市場労働に対する比較優位を捉えるため、夫婦間の学歴差ダミー(妻の方が高学歴、夫と妻の学歴は同じ、夫の方が高学歴、の3カテゴリー)をこの代理指標として用いる¹⁷。

仕事の特徴に関する変数は、正規雇用ダミー、役職者ダミー、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミーを用いる¹⁸。また、被説明変数を年間労働所得とするモデルについては、本人の週あたり平均労働時間の対数値を変数に加えて、労働時間による影響を統制する。

最後に、居住地域における賃金水準や保育所などへのアクセシビリティの違いが夫婦間分業やエフォートに影響を及ぼす可能性を考慮し、調査年次・居住地域・市郡規模についてもダミー変数を用いてコントロールする。分析に使用する変数の基本統計量は表1のとおりである。

なお、母親ペナルティの推定にあたっては、就業者データのみを用いることによるセレクション・バイアスを考慮するため、予めすべての期間ごとに就業選択関数を推定し、そこから計算される逆ミルズ比(λ)と説明変数の期間平均を共変量として利用する形で賃金関数を推定する¹⁹。1段階目と2段階目の推計における説明変数の重複によって生じる多重共線性の問題に配慮しながら、1段階目の就業選択関数では被説明変数に有業ダミーを、説明変数に夫年収の対数値²⁰、夫の週あたり労働時間の対数値、子どもの有無、および年ダミー、市郡規模ダミーを用いる。

¹⁷ 学歴ダミーおよび比較優位ダミーは基本的に時間不変とみなせるため、OLSモデルのみで用いる。

¹⁸ 正規雇用ダミーは、労働日数や時間・役職の差異にかかわらず正規雇用には就いている場合に1、そうでない場合にゼロをとるダミー変数であり、調査票において本人が「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。役職者ダミーは、「役職あり」または「経営者」である旨回答している場合に1をとるダミー変数である。

¹⁹ 逆ミルズ比が説明変数に含まれる固定効果推定では一致推定量が得られないが、Wooldridge(1995)およびSemykina & Wooldridge(2010)で提案された推定量に従い、説明変数の期間平均をコントロールするMundlakの手法を用いて、セレクション・バイアスに対処しながら固定効果を考慮する。本稿では統計パッケージソフト「Stata」のユーザー開発コマンドである「xtheckmanfe」を用い、標準誤差は50回のブートストラップ法を用いて推定している。

²⁰ 「ダグラス=有沢法則」および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ている。

表 1-A 基本統計量

【パネルA】基本統計量：主要変数

	有配偶・有業女性 子どもなし (N=3044)					有配偶・有業女性 子どもあり (N=10257)				
	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
時間当たり賃金率 (円)	1387.16	1018.98	1270.06	58.83	13856.81	1294.32	960.51	1184.78	42.62	23094.69
年間所得 (万円)	211.71	150.05	154.12	1.06	797.02	166.07	106.16	147.49	1.00	796.18
子どもの人数						1.87	2	0.77	1	7
潜在経験年数 (年)	25.94	29	8.26	1	39	22.17	23	6.10	1	39
勤続年数 (年)	8.71	7	7.97	0	35	5.71	4	6.29	0	34
週平均労働時間 (時間)	30.45	30	14.99	3	78	26.32	25	13.88	3	78

	有配偶・有業男性 子どもなし (N=3848)					有配偶・有業男性 子どもあり (N=14907)				
	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
時間当たり賃金率 (円)	2409.94	1838.75	2116.13	221.74	19813.15	2554.50	1856.49	2447.73	183.54	25695.52
年間所得 (万円)	578.25	535.91	248.07	16.08	1381.51	592.26	562.57	228.66	16.09	1387.41
子どもの人数						1.88	2	0.79	1	8
潜在経験年数 (年)	26.99	30	8.02	2	39	22.40	23	6.73	1	39
勤続年数 (年)	16.09	16	10.93	0	41	14.40	14	8.80	0	40
週平均労働時間 (時間)	46.87	48	14.67	6	90	47.06	48	15.69	6	90

表 1-B 基本統計量 (つづき)

【パネルB】基本統計量：ダミー変数

	有配偶・有業女性 全体 (N=13301)		有配偶・有業男性 全体 (N=18755)	
	%	標準偏差	%	標準偏差
子どもの数ダミー (0人)	22.89	0.42	20.52	0.40
子どもの数ダミー (1人)	26.11	0.44	27.00	0.44
子どもの数ダミー (2人)	37.34	0.48	37.97	0.49
子どもの数ダミー (3人)	11.83	0.32	12.32	0.33
子どもの数ダミー (4人以上)	1.83	0.13	2.19	0.15
末子年齢別子どもダミー (0~2歳)	6.67	0.25	12.41	0.33
末子年齢別子どもダミー (3~5歳)	10.14	0.30	12.67	0.33
末子年齢別子どもダミー (6~8歳)	12.55	0.33	13.06	0.34
末子年齢別子どもダミー (9~12歳)	20.10	0.40	18.27	0.39
末子年齢別子どもダミー (13~18歳)	27.66	0.45	23.07	0.42
学歴ダミー (中学)	1.61	0.13	2.70	0.16
学歴ダミー (高校)	48.20	0.50	46.48	0.50
学歴ダミー (短大・高専)	32.47	0.47	9.51	0.29
学歴ダミー (大学・大学院)	17.72	0.38	41.31	0.49
配偶者, 就業ダミー (無職)	0.77	0.09	30.00	0.46
配偶者, 就業ダミー (非正規雇用)	2.77	0.16	43.28	0.50
配偶者, 就業ダミー (正規雇用)	81.90	0.39	17.21	0.38
配偶者, 就業ダミー (自営業等)	14.56	0.35	9.51	0.29
比較優位ダミー (妻優位)	18.99	0.39	18.62	0.39
比較優位ダミー (夫婦同等)	50.62	0.50	48.25	0.50
比較優位ダミー (夫優位)	30.39	0.46	33.13	0.47
正規雇用ダミー	24.75	0.43	83.28	0.37
役職者ダミー	4.45	0.21	40.37	0.49
業種ダミー (農林漁業)	1.36	0.12	1.34	0.12
業種ダミー (建設業)	3.50	0.18	13.99	0.35
業種ダミー (製造業)	11.21	0.32	24.75	0.43
業種ダミー (卸売・小売)	20.72	0.41	11.71	0.32
業種ダミー (金融保険不動産業)	5.45	0.23	4.51	0.21
業種ダミー (運輸通信業)	3.60	0.19	14.04	0.35
業種ダミー (電気ガス水道業)	0.62	0.08	1.59	0.13
業種ダミー (サービス (飲食・宿泊))	9.00	0.29	2.53	0.16
業種ダミー (サービス (医療・福祉))	21.31	0.41	4.21	0.20
業種ダミー (サービス (教育・学習支援))	7.83	0.27	3.33	0.18
業種ダミー (サービス (その他))	11.28	0.32	10.22	0.30
業種ダミー (公務)	3.40	0.18	7.08	0.26
業種ダミー (その他 (鉱業を含む))	0.71	0.08	0.70	0.08
職種ダミー (農林漁業作業者)	1.20	0.11	1.22	0.11
職種ダミー (生産・運輸関係職業)	10.19	0.30	35.09	0.48
職種ダミー (販売・サービス関係職業)	38.97	0.49	21.54	0.41
職種ダミー (事務・技術・管理関係職業)	48.62	0.50	41.51	0.49
職種ダミー (その他)	1.02	0.10	0.63	0.08
企業規模ダミー (1-4人)	12.82	0.33	14.06	0.35
企業規模ダミー (5-29人)	24.01	0.43	16.49	0.37
企業規模ダミー (30-99人)	17.38	0.38	13.33	0.34
企業規模ダミー (100-499人)	18.68	0.39	19.41	0.40
企業規模ダミー (500人以上)	22.07	0.41	29.45	0.46
企業規模ダミー (官公庁)	5.04	0.22	7.25	0.26
地域ダミー (北海道・東北)	9.47	0.29	8.85	0.28
地域ダミー (関東)	34.13	0.47	34.95	0.48
地域ダミー (中部)	19.63	0.40	17.89	0.38
地域ダミー (近畿)	17.70	0.38	19.58	0.40
地域ダミー (中国・四国)	8.17	0.27	8.28	0.28
地域ダミー (九州)	10.89	0.31	10.45	0.31
市群規模ダミー (政令市, 特別区)	29.07	0.45	29.54	0.46
市群規模ダミー (その他の市)	60.72	0.49	61.13	0.49
市群規模ダミー (町村)	10.21	0.30	9.33	0.29

(注) 1. パネルBにおける%項目は、各ダミー変数が1をとる割合を示す

2. 年間労働所得を全変数モデルでOLS推定したサンプルをベースとする統計量を示す

3.2.3 UQR モデル

本稿では、賃金分布ごとの効果の違いを考慮・検証するため、Killewald & Bearak (2014)、England et al. (2016) などの議論に従い、UQR モデルによる分析をあわせて行う。Firpo, Fortin & Lemieux (2009) により提案された UQR は、従来の分位点回帰手法である CQR の弱点を克服する形で提案され、CQR を利用した Budig & Hodges (2010) への批判 (Killewald & Bearak, 2014) 以降、賃金ペナルティ・プレミアムの文脈でも多くの研究で採用されている。

CQR は、被説明変数の条件付き分布がモデルに導入される共変量 Z の影響を受けて定義されるため、推定される説明変数 X の限界的变化が被説明変数に与える影響は、“ Z を共変量として設定した” 条件下での分位点への影響となり、解釈や結果の比較が限定的なものとなる。一方、UQR で得られる推定量は、被説明変数の無条件分布の分位点に対する説明変数の影響となるため、より一般化可能な結果が期待できる。本稿では Rios-Avila (2020)、Rios-Avila & Maroto (2022) を参考に、固定効果を考慮しながら無条件分位点回帰を行う²¹。手順としては、被説明変数を (2.1) 式による Recentered Influence Function (以下、RIF) に変換し、続いてこれをさらに線形モデルにより回帰する。RIF は、頑健推定の場面などで活用される影響関数 (Influence Function、IF) について、期待値がその統計量になるよう再調整したものと定義される。

$$\begin{aligned} \text{RIF}(Y: q_\tau, F_Y) &= q_\tau + \text{IF}(Y: q_\tau, F_Y) \\ &= q_\tau + (\tau - I\{Y \leq q_\tau\})/f_Y(q_\tau) \end{aligned} \quad (2.1)$$

ここで q_τ は τ パーセントタイルにおける賃金の対数値 $Y = [y_1, y_2, y_3, \dots, y_N]$ の観測値、 F_Y は賃金 Y の累積分布関数を示す。 $f_Y(q_\tau)$ は、 q_τ で評価された Y の確率密度関数、 $I\{Y \leq q_\tau\}$ は $Y \leq q_\tau$ のとき I は 1 を、 $Y > q_\tau$ のとき 0 をとる指示関数である。右辺第二項は影響関数であり、IF の定義によって $E(\text{IF}(Y: q_\tau, F_Y)) = 0$ が満たされる。また、この特性により $E(\text{RIF}(Y: q_\tau, F_Y)) = q_\tau$ が導かれる。説明変数 X の分布の変化が q_τ に与える影響を捉えるため、推定にあたっては変換後の $\text{RIF}(Y: q_\tau, F_Y)$ と説明変数 X の間に線形関係が成立するものと仮定する。

$$\begin{aligned} \text{RIF}(Y: q_\tau, F_Y) &= X'\gamma + \varepsilon_i, \\ E(\varepsilon_i) &= 0 \end{aligned} \quad (2.2)$$

両辺期待値をとると次式に表せる。 \bar{X} は、 X の無条件平均である。

²¹ 統計パッケージ Stata15 および 18 により、ユーザー開発コマンド「rifhdreg」を用いた。

$$q_{\tau} = E(RIF(Y: q_{\tau}, F_Y)) = E(X'\gamma) + E(\varepsilon_i) = \bar{X}'\gamma \quad (2.3)$$

このとき限界的な効果は (2.4) 式に表せる。 γ は、 X の分布を限界的に変化 ($\Delta X_k = 1$) させたときの統計量への影響を示す。

$$\frac{\partial q_{\tau}}{\partial \bar{X}_k} = \gamma_k \quad (2.4)$$

τ パーセンタイルの賃金分布における賃金ペナルティ・プレミアムの UQR 推定値は、これを応用して、RIF により変換された被説明変数を (1.1) 式と同様に回帰することにより得られる。本稿では、0.10 分位点から 0.90 分位点まで、5 つの分位点における効果を推定する。なお、標準誤差の推定には 100 回のブートストラップ法を用いる。

3.3 分析データの特徴

続いて本稿が扱うデータの特徴を確認すべく、期間中の 2 時点間で就業属性を変化させた個人がどの程度存在するかを表 2 に示した。まず、 $t+1$ 期時点で評価すると、有配偶女性サンプルのうち 29.5%が無業である。また、全体の 43.3%が非正規雇用、17.8%が正規雇用であり、非正規雇用が多数を占めていることも確認される。一方、有配偶男性サンプルでは、無業の割合は 0.7%にとどまり、82.1%とほとんどが正規雇用となっている。

二時点間の就業属性の変化を追うと、男性サンプルでは t 期に正規雇用であった者のうち 97.9%が 1 期後も正規雇用を継続しているが、女性については 90.3%の継続率となっている。すなわち、正社員・正職員として働く有配偶女性の約 1 割が、1 期後に非正規雇用や無業へと働き方を変化させている。女性については無業の継続率 (81.0%)、非正規雇用の継続率 (88.5%) が、それぞれ男性と比べて高いことも特徴的である。

さらに女性について、上記の傾向が子どもの有無や末子年齢とどのように関係しているかを確認するため、図 3 にサンプル全体での雇用形態と子どもの人数・年齢との関係を示した。図からは、子どもの数が増えるほど正規雇用割合が減少し、無業などの割合が増える傾向にあることが確認される。また、子どもの成長 (末子年齢の上昇) に従い、無業の割合が減少する一方で、非正規雇用割合が増加していることも確認される。

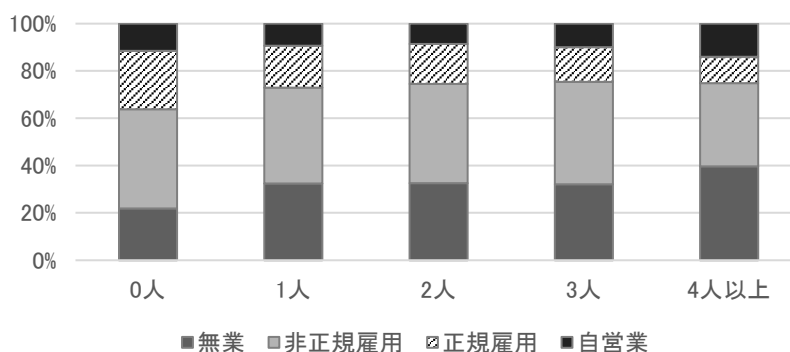
表 2 二時点間での就業属性変化

女性		t+1期				
		無業	非正規雇用	正規雇用	自営業	有業計
t期	無業	81.0%	14.5%	0.9%	3.6%	19.0%
	非正規雇用	6.6%	88.5%	3.3%	1.6%	93.4%
	正規雇用	3.5%	5.3%	90.3%	0.9%	96.5%
	自営業	9.5%	10.6%	2.1%	77.8%	90.5%
	有業計	6.2%	56.3%	25.5%	12.0%	93.8%
計		29.5%	43.3%	17.8%	9.4%	70.5%

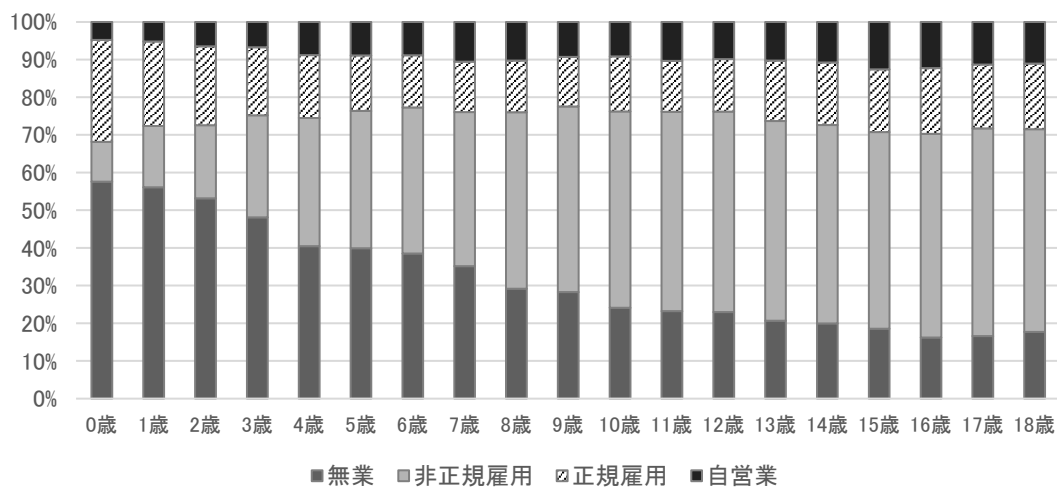
男性		t+1期				
		無業	非正規雇用	正規雇用	自営業	有業計
t期	無業	29.9%	15.7%	40.3%	14.2%	70.1%
	非正規雇用	2.0%	65.9%	26.7%	5.4%	98.0%
	正規雇用	0.5%	0.7%	97.9%	0.9%	99.5%
	自営業	0.5%	1.2%	4.9%	93.4%	99.5%
	有業計	0.5%	2.6%	82.4%	14.6%	99.5%
計		0.7%	2.7%	82.1%	14.6%	99.3%

図 3 子どもの人数・末子年齢別にみた有配偶女性の就業属性

(1) 子どもの人数別



(2) 子どもの末子年齢別



4. 実証分析

4.1 パネルデータ分析

続いて本節では、パネルデータを用いた多変量解析により、母親ペナルティおよび父親プレミアムの実証分析を行う。第3節で示した(1.1)式について、性別ごとに推計した結果が表4~7である。人的資本のみを考慮したベースラインモデルと、夫婦間分業や仕事の特徴なども考慮した全変数モデルによる結果をそれぞれ示した。いずれのモデルも、子どもの数(連続変数)、子どもの数ダミー、末子年齢別子どもダミーの3つを説明変数として別々に推定を行い、子どもに関する変数のパラメーター推定値のみを抜粋して掲出している。

4.1.1 女性の時間当たり賃金率に与える影響

まず女性について、被説明変数を時間当たり賃金率の対数値とした推定結果が表4である。Pooled OLSによる推定結果をみると、仕事の経験年数や学歴といった人的資本変数のみを考慮した場合(列1)、子どもに関する変数は押並べて負に有意であり、母親ペナルティの存在が確認される。しかし、夫婦間分業や仕事の特徴を考慮すると(列2)、子ども変数と賃金との有意な関係は失われる傾向にある。すなわち、子どもの存在による賃金差は、夫婦間分業や「母親に優しい」仕事に就いていることに、少なからず影響を受けていると考えられる。

また、固定効果モデルによって観察不可能な個人属性を考慮すると(列3、4)、子ども変数は、全変数モデル(列4)では子どもの数(連続変数)および子ども2人ダミーのみで負に有意となるなど、母親ペナルティの存在は部分的なものとなる²²。推定された係数値によれば、職業特性などを踏まえたうえでの子ども1人あたりの平均ペナルティは、1.8%である。一方、ベースラインモデルにおいて固定効果とセレクション・バイアスの双方を考慮すると(列5)、以上の有意性は失われる傾向にあることも確認される²³。

4.1.2 女性の年間労働所得に与える影響

同様に、表5に被説明変数を年間労働所得とした推定結果を示した。OLSによる推定では全てのモデルにおいて、子どもに関する変数の符号条件が負に有意であるこ

²² なお、児童のいる世帯当たりの平均児童数が1.65人と約2人であることを踏まえると(厚生労働省「国民生活基礎調査」(2023年))、2人ダミーのみが有意であったという部分的な結果であっても、現実の家族構成に照らして一定の意味を持つものと考えられる。

²³ ただし、各年における逆ミルズ比の係数は部分的にしか有意でなく、セレクション・バイアスの存在について強く支持はされていない(時間当たり賃金率・年間労働所得を用いた場合に共通)。

とが確認される(列 1、2)。モデル間の係数値の比較によれば、人的資本変数に加えて夫婦間分業や仕事の特徴を考慮すると(列 2)、子ども変数の負の影響は、ほとんどのケースで小さくなっている。すなわち、時給で評価した場合と同様に、夫婦間分業や仕事の特徴が一定程度、母親ペナルティを説明していることが確認される。

個人の異質性を考慮した固定効果モデルによる推定では、時給分析とは異なり子ども変数の有意性は落ちず、全てのモデルで顕著に有意となっている点が注目される。全変数モデルによれば(列 4)、様々な影響を考慮した後も確認される子ども 1人あたりの平均ペナルティは 8.0%である。また、末子年齢別の子どもダミーからは、2歳までの乳児の存在が最もインパクトが大きいこと、子どもの数ダミーによる推定からは、子どもの人数が増えるにつれてペナルティが大きくなっていることも確認される。さらに、ベースラインモデルについてサンプル・セレクション・バイアスを考慮した場合(列 5)も、有意性は失われていない²⁴。

以上から、観察されない個人の異質性を含め賃金に影響を与えうる様々な要因を考慮しても、母親ペナルティは一貫して確認されたと結論できる²⁵。

4.1.3 男性の時間当たり賃金率に与える影響

続いて男性サンプルの推定結果をみていく。被説明変数を時間あたり賃金率とした表 6 によれば、OLS による推定では子ども変数と賃金との間に正に有意な関係が認められ、父親プレミアムの存在が示唆される(列 1、2)。また、モデル間の係数値の比較から、これらのプレミアムは、女性とは異なり夫婦間分業や仕事の特徴に大きく左右されないことが確認される。

一方、固定効果モデルを用いて観察不可能な個人の特性を考慮すると、以上で認められた有意な関係のほとんどは失われる(列 3、4)。すなわち時給で評価した場合、子どもを持つ男性の賃金プレミアムは観察不可能な個人の特性により説明可能であると考えられ、これを考慮すると父親プレミアムの傾向は支持されないことが示された。

4.1.4 男性の年間労働所得に与える影響

同様に、表 7 で被説明変数を年間所得の対数値とした場合の結果をみていく。OLS

²⁴ 推計上の制約により、このモデルのみ労働時間の影響を統制できていない。他方で頑健性の確認のため、年間所得を年間労働時間で割ったもので同様に推計を行っても、有意性に変化はなかった。

²⁵ なお、係数を比較すると、Pooled OLS による推定よりも固定効果モデルによる推定の方が、賃金に対する子ども変数の負の影響が全体的に大きくなっている。すなわち、時間不変の個別属性を考慮しない場合、OLS 推定では正の方向にバイアスが生じている可能性が示唆される。この点は竹内(2018)の結果と整合するが、欧米での知見とは異なっている。

表 4 推定結果（女性／被説明変数：時間当たり賃金率）

	Pooled OLS		Fixed Effects		Semykina and Wooldridge (2010)
	(1) 人的資本のみ	(2) 全変数	(3) 人的資本のみ	(4) 全変数	(5) 人的資本のみ
子どもの数（連続）	-0.0166 *** [0.00]	-0.0089 * [0.00]	-0.0228 ** [0.01]	-0.0178 * [0.01]	-0.0103 [0.01]
子どもの数ダミー （ベース：子どもなし）					
子ども1人	-0.035 *** [0.01]	-0.0113 [0.01]	-0.0202 [0.02]	-0.018 [0.02]	-0.0076 [0.03]
子ども2人	-0.0413 *** [0.01]	-0.0176 [0.01]	-0.0647 *** [0.02]	-0.051 ** [0.02]	-0.0499 [0.03]
子ども3人	-0.0384 ** [0.02]	-0.0044 [0.02]	-0.0675 ** [0.03]	-0.0497 [0.03]	-0.0085 [0.04]
子ども4人以上	-0.1391 *** [0.03]	-0.1271 *** [0.03]	-0.0772 [0.06]	-0.076 [0.06]	-0.0932 [0.06]
末子年齢別子どもダミー （ベース：子どもなし）					
0～2歳	-0.0544 ** [0.02]	-0.0135 [0.02]	-0.0512 [0.04]	-0.0477 [0.04]	-0.0194 [0.05]
3～5歳	-0.0186 [0.02]	-0.0018 [0.02]	-0.061 ** [0.03]	-0.0443 [0.03]	-0.0712 * [0.04]
6～8歳	-0.0506 *** [0.02]	-0.0081 [0.02]	-0.0475 * [0.03]	-0.0313 [0.03]	-0.0608 * [0.03]
9～12歳	-0.0506 *** [0.01]	-0.0137 [0.01]	-0.0398 * [0.02]	-0.0333 [0.02]	-0.0458 [0.03]
13～18歳	-0.0557 *** [0.01]	-0.0242 ** [0.01]	-0.0233 [0.02]	-0.0185 [0.02]	-0.016 [0.02]
サンプルサイズ（モデルごとに共通）	14540	13078	14540	13174	14060

(注)

1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散に対して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. 計 12～15 本の推定結果から、子どもに関するパラメーターの推定値のみ抜粋して記載している
4. 人的資本のみのモデルでは、潜在経験年数とその二乗項、勤続年数と二乗項、学歴（Pooled OLS のみ）、および年、地域、市郡規模をコントロールしている。全変数モデルでは、これに加えて配偶者の就業形態、夫婦間の比較優位（Pooled OLS のみ）、正規雇用ダミー、役職者ダミー、業種および職種、企業規模についてコントロールしている。年間所得を被説明変数とする推定については、このほか労働時間をコントロールしている
5. ハウスマン検定の結果、いずれも有意水準 1% で固定効果モデルが採択されている
6. 以下、表 5～7 に同じ

による推定では、時給で評価した場合と同様、子どもに関する変数と賃金との間に正に有意な関係が確認される（列 1、2）。全変数モデルによると、時給で評価した場合と同様に、父親プレミアムは末子の年齢が高いほど大きい傾向にあり、その水準も 3～5%前後と概ね時給を用いた場合に近い（列 2）。一方、固定効果モデルによって観察不可能な個人属性を考慮すると、年齢別ダミーの一部や子ども 1 人ダミーにおいて部分的に正に有意となっているものの、OLS モデルで統計的に有意であった効果は失われる傾向にある（列 3、4）。すなわち時給の場合と同様に、年収でみた場合の父親プレミアムも、観察不可能な個人属性によってその多くが説明されると解釈できる。

表 5 推定結果（女性／被説明変数：年間労働所得）

	Pooled OLS		Fixed Effects		Semykina and Wooldridge (2010)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	人的資本のみ	全変数	人的資本のみ	全変数	人的資本のみ	
子どもの数（連続）	-0.0682 *** [0.01]	-0.0543 *** [0.01]	-0.0925 *** [0.01]	-0.0803 *** [0.01]	-0.1032 *** [0.02]	
子どもの数ダミー （ベース：子どもなし）	子ども1人	-0.1355 *** [0.02]	-0.1116 *** [0.01]	-0.0961 *** [0.02]	-0.0812 *** [0.02]	-0.1020 *** [0.04]
	子ども2人	-0.1657 *** [0.02]	-0.1448 *** [0.01]	-0.1853 *** [0.03]	-0.1666 *** [0.03]	-0.2100 *** [0.05]
	子ども3人	-0.219 *** [0.02]	-0.1675 *** [0.02]	-0.2986 *** [0.05]	-0.2549 *** [0.04]	-0.3068 *** [0.07]
	子ども4人以上	-0.2926 *** [0.04]	-0.2228 *** [0.04]	-0.3706 *** [0.09]	-0.3025 *** [0.08]	-0.4719 *** [0.16]
末子年齢別子どもダミー （ベース：子どもなし）	0～2歳	-0.3412 *** [0.03]	-0.4385 *** [0.03]	-0.6874 *** [0.05]	-0.6378 *** [0.05]	-0.5984 *** [0.07]
	3～5歳	-0.2682 *** [0.02]	-0.2734 *** [0.02]	-0.4607 *** [0.04]	-0.3933 *** [0.04]	-0.4603 *** [0.06]
	6～8歳	-0.2523 *** [0.02]	-0.1908 *** [0.02]	-0.3187 *** [0.04]	-0.2541 *** [0.04]	-0.4063 *** [0.05]
	9～12歳	-0.1535 *** [0.02]	-0.1039 *** [0.02]	-0.136 *** [0.03]	-0.1045 *** [0.03]	-0.2110 *** [0.05]
	13～18歳	-0.0877 *** [0.02]	-0.0474 *** [0.01]	-0.0404 * [0.02]	-0.0284 [0.02]	-0.0776 ** [0.03]
サンプルサイズ（モデルごとに共通）	14783	13301	14783	13401	14060	

表 6 推定結果（男性／被説明変数：時間当たり賃金率）

	Pooled OLS		Fixed Effects		
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	人的資本のみ	全変数	人的資本のみ	全変数	
子どもの数（連続）	0.0141 *** [0.00]	0.0134 ** [0.00]	0.0073 [0.01]	-0.0003 [0.01]	
子どもの数ダミー （ベース：子どもなし）	子ども1人	0.0473 *** [0.01]	0.0462 *** [0.01]	0.0358 ** [0.02]	0.0326 * [0.02]
	子ども2人	0.0647 *** [0.01]	0.0641 *** [0.01]	0.0183 [0.02]	0.0096 [0.02]
	子ども3人	0.0524 *** [0.02]	0.0528 *** [0.02]	0.0312 [0.03]	0.0108 [0.03]
	子ども4人以上	0.0161 [0.03]	0.0035 [0.03]	0.075 [0.05]	0.014 [0.05]
末子年齢別子どもダミー （ベース：子どもなし）	0～2歳	0.0302 * [0.02]	-0.0012 [0.02]	0.0236 [0.02]	0.0289 [0.03]
	3～5歳	0.0254 [0.02]	0.0157 [0.02]	0.0005 [0.03]	-0.0003 [0.03]
	6～8歳	0.0568 *** [0.02]	0.0494 *** [0.02]	0.0192 [0.02]	0.0101 [0.03]
	9～12歳	0.0527 *** [0.01]	0.0522 *** [0.01]	0.0158 [0.02]	0.0055 [0.02]
	13～18歳	0.0699 *** [0.01]	0.0761 *** [0.01]	0.0332 * [0.02]	0.0281 [0.02]
サンプルサイズ（モデルごとに共通）	19928	17602	19928	17752	

表 7 推定結果（男性／被説明変数：年間労働所得）

	Pooled OLS		Fixed Effects		
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	人的資本のみ	全変数	人的資本のみ	全変数	
子どもの数（連続）	0.0136 *** [0.00]	0.0187 *** [0.00]	0.0069 [0.01]	0.0032 [0.01]	
子どもの数ダミー （ベース：子どもなし）	子ども1人	0.0352 *** [0.01]	0.0304 *** [0.01]	0.0251 *** [0.01]	0.0202 ** [0.01]
	子ども2人	0.0634 *** [0.01]	0.0627 *** [0.01]	0.0208 [0.01]	0.008 [0.01]
	子ども3人	0.039 *** [0.01]	0.0504 *** [0.01]	0.0257 [0.02]	0.0164 [0.02]
	子ども4人以上	0.0209 [0.02]	0.0664 *** [0.02]	0.0314 [0.03]	0.0244 [0.03]
末子年齢別子どもダミー （ベース：子どもなし）	0～2歳	0.0547 *** [0.01]	0.0322 *** [0.01]	0.0251 ** [0.01]	0.0173 [0.01]
	3～5歳	0.0557 *** [0.01]	0.0462 *** [0.01]	0.0291 ** [0.01]	0.0208 [0.01]
	6～8歳	0.0545 *** [0.01]	0.0509 *** [0.01]	0.0211 * [0.01]	0.0148 [0.01]
	9～12歳	0.0405 *** [0.01]	0.0468 *** [0.01]	0.0218 * [0.01]	0.0165 [0.01]
	13～18歳	0.0442 *** [0.01]	0.0511 *** [0.01]	0.0238 ** [0.01]	0.0179 * [0.01]
サンプルサイズ（モデルごと）	21210	18755	21210	18909	

4.2 UQR モデル・学歴別サブサンプルによる分析

4.2.1 賃金分布による効果の違い

続いて表 8・表 9 には、無条件分位点回帰による推定結果を示した。男性サンプルについては、推定値のほとんどが統計的に有意ではなかったため、以降の分析では女性サンプルの推定結果のみ掲出している²⁶。

まず時間当たり賃金率を被説明変数とした有配偶女性のサンプルについて、分位点ごとの係数値をプロットした図 10 から、賃金分布全体にわたって子ども変数の効果が概ね一定であることが確認される。特に 0.50 分位点で、子ども 4 人以上ダミーを除くすべての子ども変数が負に有意となっている。しかし、特定の分位点における顕著な傾向や、分位点ごとの差異はみられない。

一方、年間労働所得を被説明変数とした場合、子どもの数と賃金との関係は所得分布によって異なる可能性が示唆される。特に低所得層では影響が比較的小さく、中～高所得層では大きい傾向にある。具体的には、0.50 および 0.75 分位点で全ての子ども

²⁶ 男性については、時給・年間所得ともに、一部の分位点でのみ部分的に有意な賃金プレミアムが確認される。一方で、使用する子ども変数によっては、分布の両端で非有意ながらも符号条件が負となるケースも確認された。推定されたパラメーターの多くが非有意であるため、明確な結論を導くことはできないが、欧米における傾向とは異なり、所得分布に対して山なり、あるいはM字様のカーブを描く傾向にある。

表 8 推定結果（女性・UQR モデル／被説明変数：時間当たり賃金率）

		N=12, 427				
		分位点(.10)	分位点(.25)	分位点(.50)	分位点(.75)	分位点(.90)
子どもの数（連続）		-0.0226 *** [0.01]	-0.0105 * [0.01]	-0.0162 ** [0.01]	-0.0123 [0.02]	-0.0203 [0.03]
子どもの数ダミー （ベース：子どもなし）	子ども1人	-0.0269 * [0.02]	-0.0071 [0.01]	-0.0244 * [0.01]	0.0078 [0.03]	-0.0379 [0.04]
	子ども2人	-0.0397 ** [0.02]	-0.019 [0.01]	-0.047 *** [0.01]	-0.0361 [0.04]	-0.0857 [0.08]
	子ども3人	-0.0801 *** [0.02]	-0.0283 * [0.02]	-0.0494 ** [0.02]	-0.0129 [0.05]	-0.0441 [0.09]
	子ども4人以上	-0.129 ** [0.07]	-0.0805 * [0.05]	-0.0471 [0.03]	-0.1075 [0.09]	-0.0619 [0.20]
	末子年齢別子どもダミー （ベース：子どもなし）	0～2歳	-0.0513 * [0.03]	-0.0379 *** [0.01]	-0.0563 *** [0.02]	0.0269 [0.06]
	3～5歳	-0.0328 [0.02]	-0.0304 ** [0.01]	-0.0591 *** [0.02]	0.0071 [0.05]	-0.138 [0.10]
	6～8歳	-0.0135 [0.02]	-0.0135 [0.01]	-0.0537 *** [0.02]	-0.0216 [0.05]	-0.0599 [0.09]
	9～12歳	-0.0151 [0.02]	-0.011 [0.01]	-0.0352 *** [0.02]	-0.0124 [0.04]	-0.0915 [0.08]
	13～18歳	-0.0192 [0.01]	-0.0031 [0.01]	-0.0252 ** [0.01]	-0.0018 [0.03]	-0.039 [0.05]

表 9 推定結果（女性・UQR モデル／被説明変数：年間労働所得）

		N=12, 673				
		分位点(.10)	分位点(.25)	分位点(.50)	分位点(.75)	分位点(.90)
子どもの数（連続）		-0.0381 [0.04]	-0.05 *** [0.02]	-0.0697 *** [0.02]	-0.1369 *** [0.03]	-0.0496 * [0.03]
子どもの数ダミー （ベース：子どもなし）	子ども1人	0.003 [0.06]	-0.0277 [0.02]	-0.0696 *** [0.02]	-0.1268 *** [0.04]	-0.1048 ** [0.04]
	子ども2人	-0.0857 [0.09]	-0.0655 ** [0.03]	-0.1271 *** [0.03]	-0.2819 *** [0.06]	-0.1339 *** [0.05]
	子ども3人	-0.0859 [0.12]	-0.1656 *** [0.04]	-0.2165 *** [0.05]	-0.3914 *** [0.07]	-0.1645 *** [0.06]
	子ども4人以上	-0.2239 [0.23]	-0.2516 *** [0.08]	-0.3398 *** [0.09]	-0.6068 *** [0.18]	-0.2164 ** [0.10]
	末子年齢別子どもダミー （ベース：子どもなし）	0～2歳	-0.8835 *** [0.16]	-0.4847 *** [0.05]	-0.3706 *** [0.04]	-0.6296 *** [0.09]
	3～5歳	-0.5579 *** [0.13]	-0.3281 *** [0.05]	-0.2837 *** [0.04]	-0.3127 *** [0.07]	-0.1553 * [0.08]
	6～8歳	-0.2904 *** [0.10]	-0.1968 *** [0.04]	-0.2183 *** [0.04]	-0.2619 *** [0.05]	-0.1423 * [0.08]
	9～12歳	0.0301 [0.08]	-0.0533 [0.03]	-0.1365 *** [0.03]	-0.1948 *** [0.05]	-0.0859 [0.06]
	13～18歳	0.0851 [0.06]	0.0185 [0.02]	-0.0447 * [0.02]	-0.0812 ** [0.04]	-0.0517 [0.04]

- (備考) 1. 係推定量下段括弧内の数値は、100回のブートストラップ法により計算した標準誤差を表す
 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. 表2（全変数モデル）で用いた説明変数を用いて、固定効果を考慮している

も変数が負に有意であり、いずれも0.75分位点付近で最も負のインパクトが大きくなっている。すなわち、所得の中～高位層にかけて母親ペナルティが大きい傾向にあることがうかがえる。ただし、末子年齢別でみると、0歳から小学校低学年（8歳以下）までの子どもがいる母親についてはグラフの形状が異なり、所得の低位層で最も

負のインパクトが大きくなっている²⁷。また、最高位層（0.90 分位点）付近では影響が小さくなっていることも確認される。

4.2.2 学歴別の効果の違い

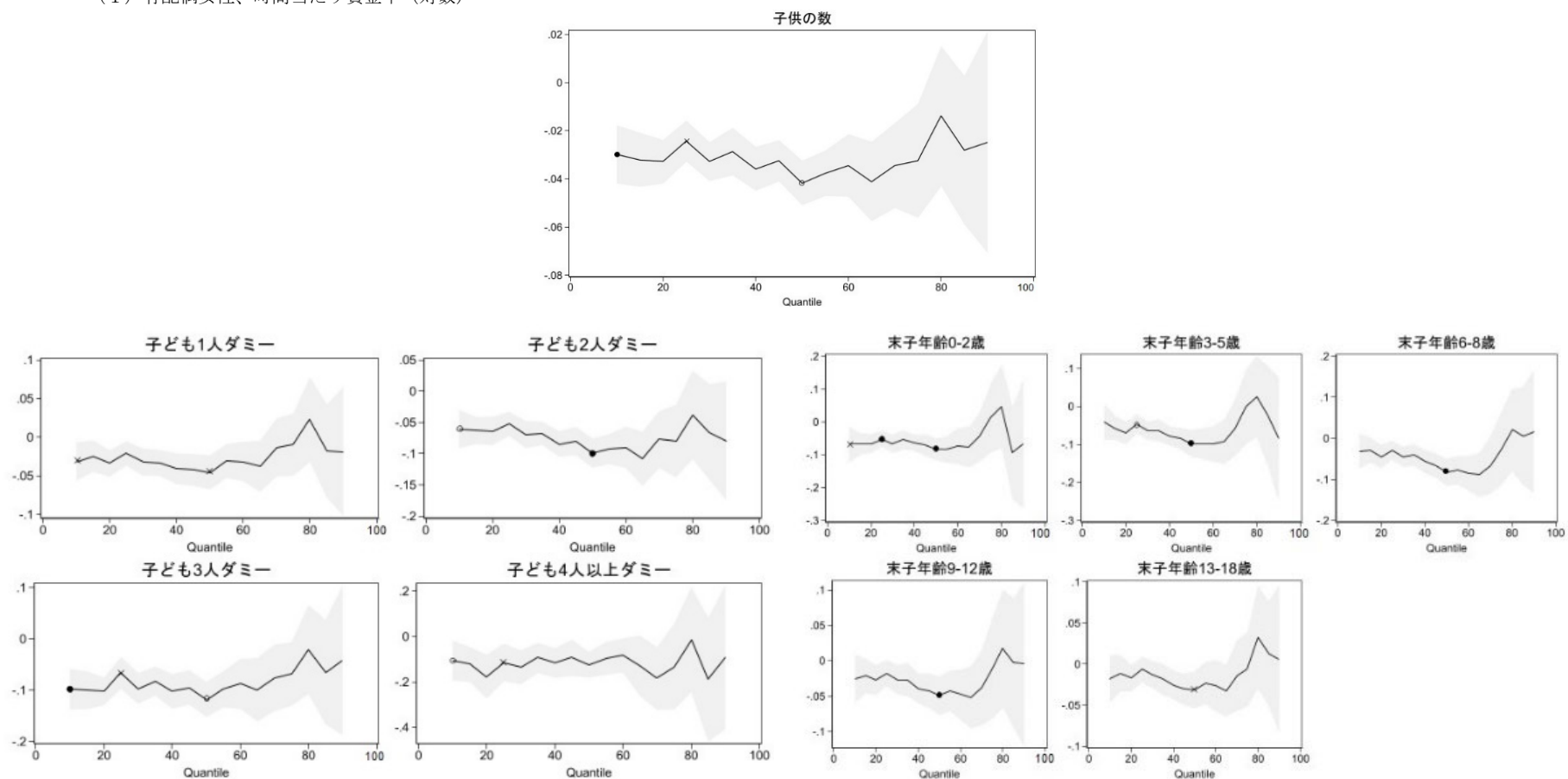
最後に、年間労働所得を被説明変数とするモデルについて、女性サンプルを学歴別に 2 つのサブサンプルに分けて推定し、子どもを持つことと賃金水準との関係が学歴によって異なるかどうかを確認する。表 11 によれば、子どもの数（連続変数）はいずれのサンプルでも負に有意となっており、推定された子ども 1 人あたりの平均的なペナルティは、高専・短大卒以下で 6.1%、大卒以上で 18.6%と、大卒以上の女性でよりインパクトが大きいことが確認される。また、表からは学歴にかかわらず子どもの人数が増えるほど・末子年齢が低いほど、ペナルティが大きくなる傾向にあることが確認される。すなわち、母親ペナルティは高学歴かつ子沢山、あるいは小さい子供がいる場合に大きいことが示唆される。一方、末子年齢別の推定からは、高専・短大卒以下の女性でも小さい子どもがいる場合には、大卒女性よりも負のインパクトが大きくなっていることが確認される。

その他、学歴別の推定からは、年間労働所得と有意な関係にある変数が、学歴によって異なることも明らかとなっている。賃金の決定要因に関し、例えば高専・短大卒以下では本人の潜在経験年数や雇用形態、業種、企業規模といった「母親に優しい」働き方に関する変数が年間労働所得と有意な関係を持つ一方で、大卒以上では本人の勤続年数や雇用形態に加えて、夫の働き方も所得に有意な影響を与えていることが示唆される。

²⁷ 本稿のデータによれば、ちょうど末子年齢 6~8 歳頃を境に、母親の労働参加の有無や就業形態が変化していることが示唆されている。例えば、末子の年齢が上がるにつれて無業の割合は減少し、末子年齢が 8 歳の時点で 3 割を切る形となっている。また、正規雇用比率も低下するが、末子が小学校 3~4 年生頃にあたる 9 歳の時点で底を打ち、その後は上昇トレンドに転じている（図 3）。このような変化を背景に、母親ペナルティの現れ方が所得分布ごとに異なることで、グラフの形状が末子年齢の水準により変化している可能性が考えられる。

図 10 分位点回帰における子ども変数の効果

(1) 有配偶女性、時間当たり賃金率（対数）



備考) 丸、白抜き丸、×印は、各分位点 (0.10、0.25、0.50、0.75、0.90) において、1%、5%、10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す

(2) 有配偶女性、年間労働所得（対数）

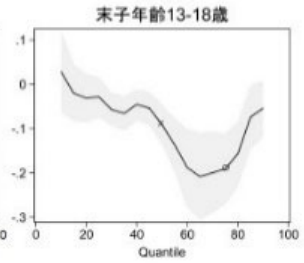
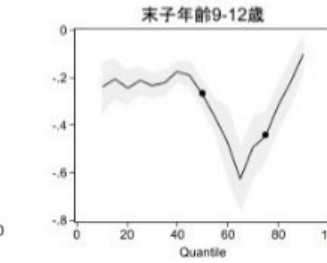
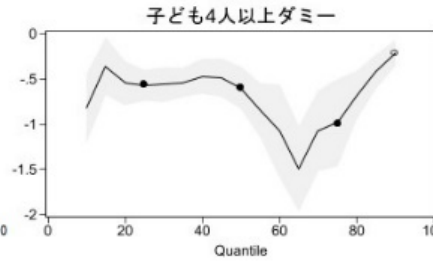
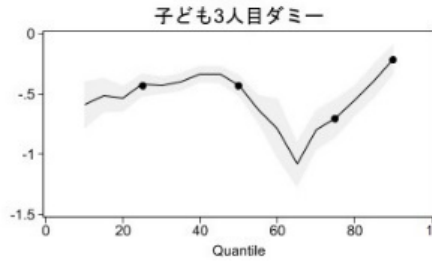
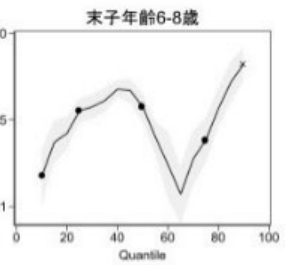
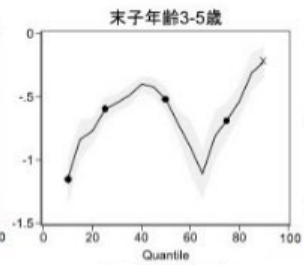
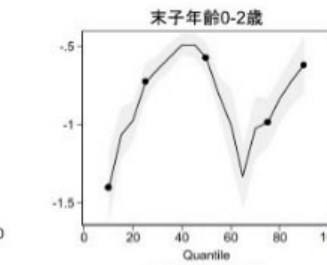
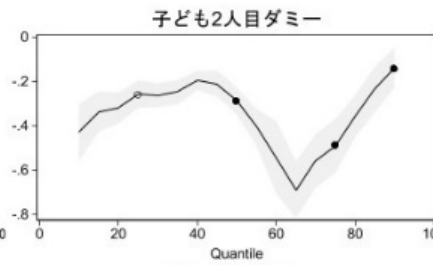
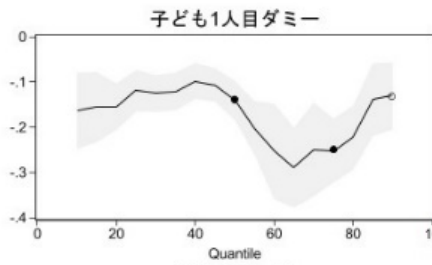
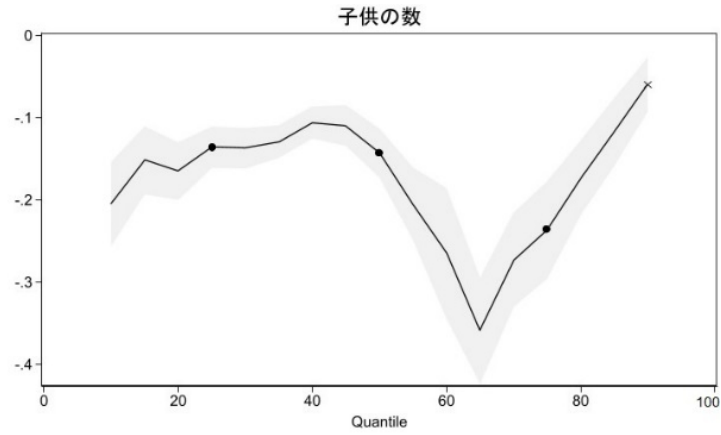


表 11 推定結果（学歴別／被説明変数：年間労働所得）

	Fixed Effects		Fixed Effects		Fixed Effects	
	高専・短大以下	大卒以上	高専・短大以下	大卒以上	高専・短大以下	大卒以上
子どもの数（連続）	-0.061 *** [0.01]	-0.1862 *** [0.04]				
子どもの数ダミー （ベース：子どもなし）						
子ども1人			-0.0403 [0.03]	-0.2675 *** [0.05]		
子ども2人			-0.105 *** [0.03]	-0.4695 *** [0.09]		
子ども3人			-0.1885 *** [0.05]	-0.5918 *** [0.13]		
子ども4人以上			-0.2954 *** [0.09]	-0.4704 *** [0.16]		
末子年齢別子どもダミー （ベース：子どもなし）						
0～2歳					-0.6769 *** [0.06]	-0.5499 *** [0.06]
3～5歳					-0.4439 *** [0.05]	-0.2495 *** [0.08]
6～8歳					-0.2763 *** [0.04]	-0.2156 *** [0.07]
9～12歳					-0.1136 *** [0.03]	-0.1374 * [0.07]
13～18歳					-0.0297 [0.02]	-0.0707 [0.06]
潜在経験年数	0.1001 *** [0.04]	-0.1507 [0.26]	0.0968 ** [0.04]	-0.1579 [0.25]	0.0577 * [0.03]	-0.1708 [0.26]
潜在経験年数の二乗項	-0.084 *** [0.02]	-0.0732 [0.06]	-0.0819 *** [0.02]	-0.0978 [0.06]	0.004 [0.02]	0.0317 [0.06]
勤続年数	0.0569 *** [0.00]	0.0885 *** [0.01]	0.0569 *** [0.00]	0.0889 *** [0.01]	0.053 *** [0.00]	0.0896 *** [0.01]
勤続年数の二乗項	-0.2313 *** [0.02]	-0.2579 *** [0.04]	-0.2309 *** [0.02]	-0.2643 *** [0.04]	-0.2163 *** [0.02]	-0.2724 *** [0.04]
週平均労働時間（対数）	0.1803 *** [0.01]	0.2721 *** [0.04]	0.1801 *** [0.01]	0.2682 *** [0.04]	0.1684 *** [0.01]	0.2671 *** [0.04]
夫・就業ダミー （ベース：無職）						
非正規雇用	0.0169 [0.08]	-0.2315 * [0.13]	0.0162 [0.08]	-0.2439 * [0.13]	-0.006 [0.07]	-0.1462 [0.14]
正規雇用	0.0079 [0.07]	-0.2761 *** [0.10]	0.0061 [0.07]	-0.276 *** [0.10]	-0.0139 [0.07]	-0.2658 ** [0.12]
自営業等	0.0451 [0.08]	-0.2844 * [0.17]	0.0442 [0.08]	-0.2838 * [0.16]	0.0361 [0.08]	-0.2297 [0.18]
正規雇用ダミー	0.4084 *** [0.04]	0.313 *** [0.08]	0.4072 *** [0.04]	0.3083 *** [0.08]	0.3977 *** [0.04]	0.338 *** [0.08]
役職者ダミー	0.0181 [0.03]	-0.0095 [0.06]	0.0182 [0.03]	-0.0134 [0.05]	0.0062 [0.03]	-0.0206 [0.05]
定数項	1.966 * [1.19]	8.5886 [6.45]	2.0343 * [1.23]	9.0573 [6.41]	2.6258 *** [0.93]	8.4967 [6.60]
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
職種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
市郡規模ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
自由度修正済み決定係数	0.2421	0.2635	0.2424	0.2672	0.2725	0.2858
サンプルサイズ	11009	2392	11009	2392	11009	2392

(注) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散に対して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. ハウスマン検定の結果、いずれも有意水準1%で固定効果モデルが採択されている

5. 結語

本稿は、日本における母親ペナルティおよび父親プレミアムの存在について、2004年から2020年の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票パネルデータを用いて検証した。分析結果を端的に要約すると、父親プレミアムはほとんど観察されない一方で、母親ペナルティの存在は確認された。具体的には、時間当たり賃金率の対数値で評価した場合、観察されない個人の特性を考慮すると、子供の存在と男性の賃金との間に有意な関係はほとんど認められなかった。一方で、女性については、子どもの数 (連続変数) などが、賃金に対して負に有意な関係を持つことが確認された。

賞与などを含む年間労働所得の対数値で評価すると、母親ペナルティの存在はより顕著に確認される。子供の存在と年間労働所得の関係は負に有意であり、子どもを持つ女性は持たない女性に比べて年間労働所得が低い傾向にある。人的資本や夫婦間分業、労働時間を含む仕事の特徴、観察されない個人の異質性を考慮したうえで観察された母親ペナルティの水準は、子ども1人あたり8.0%であった。日本における子ども1人あたりの母親ペナルティは、竹内 (2018) で4%、Dumauli (2019) で5.4%と推定されており、本稿の結果はややこれらの水準を上回るものの、概ね整合している。また、ペナルティは子どもの人数が増えるほど大きく、末子年齢別では2歳までの乳児がいる場合に最も大きい傾向にあることが確認された。これらのペナルティは、いわゆる残余ペナルティと呼ばれる、いわゆる「雇用主による差別」を要因とする賃金差、あるいはデータ制約により統制できていない要因、例えば時間可変の個別要因などによるものと解釈できる。また、この結果はセレクション・バイアスに対してもある程度頑健な結果である。一方、男性については時給の場合と同じく、個人固有の効果を考慮すると子ども変数と賃金との有意な関係は認められないことが確認された。すなわち先行研究と同様に、父親プレミアムの多くは観察されない個人の異質性により説明され、高収入を予測しうる特性を持った男性が父親になる可能性が高いことが、プレミアムの主要因であると考えられる。

さらに、UQRおよび学歴別の推定からは、年間労働所得で評価した場合、England et al. (2016) やWilde et al. (2010) らと同様に、母親ペナルティが高学歴、中～高所得の女性で大きい傾向にあることが確認された。このことは、高スキル・高賃金のキャリアで人的資本損失の機会費用が高いことを示している (England et al., 2016)、またはAnderson, Blinder & Krause (2003) やWild et al. (2010) らが主張するように、高度な熟練を必要とする仕事にはより多くの「エフォート」が必要となるため、育児との両立が難しく賃金に対する負のインパクトが大きくなっていることを示しているか

もしれない。あるいは、出産・育児を機に非労働力化する女性が多かった日本の状況を踏まえて再解釈するならば、比較的所得の高い女性が一種の所得効果によって、労働供給量を敢えて減らし「母親に優しい」働き方を選択する形で、余暇や子どもとの時間に回している可能性も考えられる。一方、男性については、欧米のように賃金・所得分布の高位層においてプレミアムが多いという明確な傾向は確認されなかった。本稿ではこのほか、子どもを持つことの賃金に対する効果が、母親については夫婦間分業や仕事の特徴に影響を受けることが示唆される一方、男性はあまり影響を受けていないことも示された。

以上の結果は、出産・育児が労働市場での成果に与える影響が男女間で非対称であることを裏付けるものであり、とりわけ夫婦間分業や仕事の特徴の影響が無視できないものであることを浮き彫りにしている。女性が出産・育児を経て「母親に優しい」仕事を選択する理由は各家庭の事情によって様々であり、母親に優しい仕事を選択することの「是非」は、従来の厚生概念を超えてウェルビーイングの観点からも評価されるべきところ、一概にそれらを「ペナルティ」とネガティブに呼ぶべきではないかもしれない。しかしあえて述べるならば、女性が賃金の低さと関連する「母親に優しい」仕事を選択し、実際に低い収入を得ているという事実には目を向けるべきだろう。第2節でみたように、さらに夫婦間分業の合理性が強化されうる問題を内包しているからである。また、日本では少子化対策と女性の労働力化を同時に推し進めているが、真に男女差の縮小を志向するのであれば、「母親に優しくない」働き方、例えば長時間労働が高賃金の達成に不可欠となるような処遇条件などについては、やはり見直す必要があるだろう²⁸。

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、時間を通じて変化しない個人の特性は統制されているが、時間可変の欠落変数²⁹がある場合、本分析ではこれを考慮できていないため、推定結果に何らかのバイアスが残存している可能性がある。推定戦略については、データの制約を踏まえながら、因果をより適切に捕捉できる方法が実践できるのであればそれが望ましい³⁰。加えて、今回の分析では、過去に離職した経験の有無や離職期間の長短が本稿の結果に与える影響について検討できていない。就業履歴情報を用いた分析により、離職に伴うコスト³¹や人的資本への影響を踏まえた分析

²⁸ 以上は、男女間賃金格差が縮まらないのは（職業毎に異なる）長時間労働や予測不可能な労働に対する賃金プレミアムが存在するためだと指摘し、フレキシビリティの確保が重要だとする Goldin (2014) の主張とも整合している。

²⁹ 推定に含まれていない時間可変の個人特性として、例えば体力や労働意欲、スキルの変化などが考えられる。

³⁰ 操作変数法を利用した分析に関して、今回は賃金を説明しながら推定式の誤差項と相関しない、理論上・方法論上妥当性の高い操作変数を見つけることができなかった。

³¹ 国外では例えば Jones, Kim & Park (2020) が米国の就業履歴情報を用いて、出産・育児などに伴うキャリ

を行うこと、および出産・育児前後での同一個人内の変化を追うことも、チャイルドペナルティの検証としてありうべきであろう。

最後に、なぜ年間労働所得で評価した場合に顕著に母親ペナルティが観察されたのかについて、本稿の分析のみでは明確な答えを示すことができていない。データの算出上、時給が労働時間によって可変であることや、労働時間や欠勤率の差異、およびそれらを踏まえた賞与や各種手当に差が生じていることが可能性として考えられるが、あくまで推測の域を超えない³²。これについては実際の賃金支払いに関する企業データなどを用いながら、より詳細な分析を行うことが必要である³³。以上、本稿で十分に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。

参考文献

- Anderson, D. J., Binder, M., and Krause, K. (2002) “The Motherhood Wage Penalty: Which Mothers Pay It and Why?,” *The American Economic Review*, 92(2), pp. 354-358.
- Anderson, D. J., Binder, M., and Krause, K. (2003) “The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work-Schedule Flexibility,” *Industrial and Labor Relations Review*, 56(2), pp. 273-294.
- Becker, Gary S. (1964) ‘*Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education,*’ National Bureau of Economic Research.
- Becker, G. S. (1971) ‘*The Economics of Discrimination,*’ 2nd Edition, University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1991) ‘*A Treatise on the Family,*’ Enlarged edition, Harvard University Press.
- Becker, G. S. (1985) “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor,” *Journal of Labor Economics*, 3(1), pp. S33-S58.
- Budig, M. J., and England, P. (2001) “The Wage Penalty for Motherhood,” *American*

ア中断の賃金への影響について検討している。

³² ただし、年間所得を年間労働時間（週当たり労働時間に52.14をかけて算出）で割ったもの、および、賞与そのものを被説明変数とする分析も行ったところ、第4節で示した結果と概ね整合する結果が得られることが確認された。賞与を用いた分析については、女性の場合サンプル数が時給を用いた場合の半数以下になってしまう問題があるが、賞与を含む年間所得と母親ペナルティとの関係性を一定程度支持するものと考えられる。

³³ 例えば日本の製造業企業1社の人事データを用いて分析を行ったKato, Kawaguchi & Owan (2013) は、結婚や出産に伴って女性に収入の減少がみられることを確認したうえで、長時間労働が昇進確率を高めるという関係が、女性にのみ成立していることを明らかにしている。

- Sociological Review*, 66(2), pp. 204-225.
- Budig, M. J., and Hodges, M. J. (2010) "Differences in Disadvantage: Variation in the Motherhood Penalty across White Women's Earnings Distribution," *American Sociological Review*, 75(5), pp. 705-728.
- Budig, M. J., and Hodges, M. J. (2014) "Statistical Models and Empirical Evidence for Differences in The Motherhood Penalty across the Earnings Distribution," *American Sociological Review*, 79(2), pp.358-364.
- Cooke, L. P. (2014) "Gendered Parenthood Penalties and Premiums across the Earnings Distribution in Australia, the United Kingdom, and the United States," *European Sociological Review*, 30(3), pp. 360-372.
- Correll, S. J., Benard, S., and Paik, I. (2007). Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty?," *American Journal of Sociology*, 112(5), pp. 1297-1338.
- Cukrowska-Torzewska, E., and Matysiak, A. (2020) "The Motherhood Wage Penalty: A Meta-Analysis," *Social Science Research*, 88-89, 102416.
- De Linde Leonard, M., and Stanley, T. D. (2020) "The Wages of Mothers' Labor: A Meta-Regression Analysis," *Journal of Marriage and Family*, 82, pp. 1534-1552.
- Dumauli, M. T. (2019) "Motherhood Wage Penalty in Japan: What Causes Mothers to Earn Less in Regular Jobs?," *Business and Economic Horizons*, 15(3), pp. 375-392.
- England, P., Bearak, J., Budig, M. J., and Hodges, M. J. (2016) "Do Highly Paid, Highly Skilled Women Experience the Largest Motherhood Penalty?," *American Sociological Review*, 81(6), pp. 1161-1189.
- Firpo, S., Fortin, N. M., and Lemieux, T. (2009) "Unconditional Quantile Regressions," *Econometrica*, 77(3), pp. 953-973.
- Gangl, M., and Ziefle, A. (2009) "Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States," *Demography*, 46(2), pp. 341-369.
- Glauber, R. (2018) "Trends in the Motherhood Wage Penalty and Fatherhood Wage Premium for Low, Middle, and High Earners," *Demography*, 55, pp. 1663-1680.
- Goldin, C. (2014) "A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter," *American Economic Review*, 104(4), pp.1091-1119.
- Gough, M., and Noonan, M. (2013) "A Review of the Motherhood Wage Penalty in the United States," *Sociology Compass*, 7(4), pp. 328-342.

- Hodges, M. J., and Budig, M. J. (2010) "Who Gets the Daddy Bonus? Organizational Hegemonic Masculinity and the Impact of Fatherhood on Earnings," *Gender and Society*, 24(6), pp. 717-745.
- Icardi, R., Hägglund, A. E., and Fernández - Salgado, M. (2022) "Fatherhood and Wage Inequality in Britain, Finland, and Germany," *Journal of Marriage and Family*, 84(1), pp. 273-290.
- Jones, J. B., Kim, M., and Park, B. G. (2020) "The Wage Penalty for Married Women of Career Interruptions: Evidence from the 1970s and the 1990s," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(4), pp. 783-807.
- Kato, T., Kawaguchi, D., & Owan, H. (2013) "Dynamics of the Gender Gap in the Workplace: An Econometric Case Study of a Large Japanese Firm (Revised)," *RIETI Discussion Paper Series*, 13-E-038.
- Killewald, A. (2013) "A Reconsideration of the Fatherhood Premium: Marriage, Coresidence, Biology, and Fathers' Wages," *American Sociological Review*, 78(1), pp. 96-116.
- Killewald, A., and Bearak, J. (2014) "Is the Motherhood Penalty Larger for Low-Wage Women? A Comment on Quantile Regression," *American Sociological Review*, 79(2), pp. 350-357.
- Kleven, H., Landais, C., and Søgaard, J. E. (2019) "Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark," *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), pp. 181-209.
- Lundberg, S., and Rose, E. (2000) "Parenthood and the Earnings of Married Men and Women," *Labour Economics*, 7, pp. 689-710.
- Oesch, D., Lipps, O., and McDonald, P. (2017) "The Wage Penalty for Motherhood: Evidence on Discrimination from Panel Data and a Survey Experiment for Switzerland," *Demographic Research*, 37, pp. 1793-1824.
- Phelps, E. S. (1972) "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, 62(4), pp. 659-661.
- Rios-Avila, F. (2020) "Recentered Influence Functions (RIFs) in Stata: RIF Regression and RIF Decomposition," *The Stata Journal*, 20(1), pp. 51-94.
- Rios-Avila, F., and Maroto, M. L. (2022) "Moving Beyond Linear Regression: Implementing and Interpreting Quantile Regression Models with Fixed Effects,"

- Sociological Methods & Research*, 53(2), pp. 639-682.
- Semykina, A., and Wooldridge, J. M. (2010) “Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection,” *Journal of Econometrics*, 157(2), pp. 375-380.
- Staff, J., and Mortimer, J. T. (2012) “Explaining the Motherhood Wage Penalty during the Early Occupational Career,” *Demography*, 49(1), pp. 1-21.
- Wilde, E. T., Batchelder, L., and Ellwood, D. T. (2010) “The Mommy Track Divides: The Impact of Childbearing on Wages of Women of Differing Skill Levels,” *NBER Working Papers*, 16582.
- Waldfogel, J. (1997) “The Effect of Children on Women’s Wages,” *American Sociological Review*, 62(2), pp. 209-217.
- Wooldridge, J. M. (1995) “Selection Corrections for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions,” *Journal of Econometrics*, 68(1), pp. 115-132.
- Yukawa, S. (2015) “Effects of Fatherhood on Male Wage and Labor Supply in Japan,” *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 15(2), pp. 437-474.
- 宇南山卓 (2018) 「出生率向上の政策効果：子育てと就業の両立支援」福田慎一編『検証 アベノミクス「新三本の矢」：成長戦略による構造改革への期待と課題』第3章，東京大学出版会，pp. 93-123.
- 川口章 (2005) 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」，『日本労働研究雑誌』，535，pp. 42-55.
- 川口章 (2008) 「結婚や出産によって賃金はどう変わるのか：結婚・出産プレミアムの男女比較」『ジェンダー経済格差』第7章，勁草書房，pp. 157-190.
- 川口大司 (2011) 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」阿部顕三・大垣昌夫・小川一夫・田淵隆俊編『現代経済学の潮流2011』第3章，東洋経済新報社，pp. 67-98.
- 竹内麻貴 (2018) 「現代日本における Motherhood Penalty の検証」，『フォーラム現代社会学』，17，pp. 93-107.