

第2部 気になる子どもたちへの影響

第4章 母親の就業状況が子どもの outcomes に及ぼす影響

1 はじめに

日本において、少子高齢化に伴い、労働力人口が減少しつつある背景下で、女性の就業を促進することは、重要な課題となっている。80年代以降の日本の労働市場で、女性就業における大きな変化の1つとしては、労働市場に進出する、20歳代後半および30歳代前半の女性が多くなっていることが挙げられる¹。その主な原因は、政府が就業・育児の両立支援政策や男女雇用平等政策の実施を促進したことにあると考えられる（四方・馬 2006、佐藤・馬 2008）。今後も両立支援政策の実施をさらに促進すべきとの見解を持つ者が多い。

一方、女性の就業を取り巻く環境は徐々に改善されているものの、出産前に仕事を辞めるケース、出産後に正規雇用者として職場に戻らないケースはまだ多い（馬 2005；四方・馬 2006）。その主な理由は、現在までに家計および企業のいずれにおいても「女性は家庭、男性は仕事」という意識が根深く存在することにあると考えられる。例えば、6歳未満の子供をもつ男性の1日の家事・育児時間は、アメリカやドイツは約3時間である一方で、日本は約1時間でまだ少ない。働く妻と専業主婦における家事・育児時間の差は小さく、働く女性は double-shift という問題（労働時間と家事・育児時間の狭間）に直面している（馬 2005）。また現在の日本企業で、性別役割分担の意識に基づく「男性は基幹労働力、女性は補助労働力」のような雇用・賃金・人材育成制度が実施されており、長時間労働、転勤などの勤務形態は家事・育児の主役としての女性雇用者（特に女性正規雇用者）にとって不利な労働条件となっている。こうした女性の就業・育児の問題を考慮すると、就業していない母に比べ、就業している母は家事・育児時間が相対的に少ないため、母親の就業は子どもの outcomes²にマイナスの影響を与えるのではないかというような疑問を持つことになる。もし母親の就業が子どもの outcomes にマイナスの影響を与える可能性が存在すれば、長期的視点から見ると、女性の就業を促進する政策を実施することは、次世代の国民厚生（子どもの健康や教育など）を低下させる恐れがある。そのため、女性の就業と子どもの outcomes の両方を配慮する政策考案が必要となる。したがって、女性の就業促進政策に関する中長期的評価を行う際に、母親の就業状況³が子

¹ 厚生労働省雇用均等・児童家庭局『平成22年版 働く女性の実情』（第1章、3～4頁）によると、年齢階級別の労働力率については、「30～34歳」で労働力率は2010年が10年前（2000年）と比べると最も上昇（10.7%ポイント上昇）しているが、これを配偶関係別にみると、未婚者の「30～34歳」の労働力率の上昇幅は0.7%ポイントであるが、既婚女性は10.3%ポイントと上昇幅が大きくなっている。また、「25～29歳」の既婚女性の労働力率も10年前に比べ9.2%ポイントの上昇となっており、上昇幅が大きいことがわかる。

² 本章では、調査項目に基づいて、子どもの健康状態、不登校行動、学習成績の3つの指標を、子どもの outcomes の代理指標として用いている。

³ 本章では、調査項目に基づいて就業状況は、①就業決定、②就業形態、③過去の就業状態、④就業時間

子どもの outcomes に与える影響に関する実証研究は、重要な課題となっている。また、2000年以降、母子世帯数⁴が増加している。近年、母子世帯を対象とする政策は、従来の単なる福祉援助から、就業促進政策（welfare to working）へ変更しつつある。一方、片親としてのシングルマザーとふたり親世帯の母は、直面する家計の所得制約と時間制約が異なるため、両者は就業行動に関する意思決定が異なると考えられる。そのため、女性の就業促進政策において母子世帯の母とふたり親世帯の母に関する政策のターゲットの問題を考慮する必要があるだろう。

本章では（独）労働政策研究・研修機構（以下では、「JILPT」と略称）が2011年11月に実施した「子供のいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」の個票データを活用し、内生性の問題を考慮したうえで、母親の就業状況（①母親の就業決定（就業するかどうか）、②就業形態（正規雇用者、非正規雇用者、自営業者、非就業者）、③就業のラグ効果（過去3年前、過去2年前の就業状態）、④就業時間の規則性、⑤職業キャリアタイプ、⑥就業形態に関する理想と現実の乖離状況）がそれぞれどの程度子どもの健康状態、不登校行動および学習成績に影響を与えるのか、また世帯類型別（ふたり親世帯の子ども⁵、母子世帯⁶）によって各要因の影響が異なるのかを明らかにし、女性の就業促進政策に関する客観的根拠を提供しながら、政策提言を行う。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究をサーベイし、そして第3節で計量分析の方法について述べ、第4節で実証分析の結果を説明する。最後に、実証分析から得られた結論および政策インプリケーションをまとめる。

2 先行研究のサーベイと本稿の狙い

（1）母親の就業状況と子どもの outcomes に関する経済学からの説明

新古典派の経済学で、就業決定の主体均衡モデルおよび家計生産モデル（Becker 1965, 1985 ; Gronau 1977）によると、時間制約が存在するため、子どもへの時間投入（家事・育児時間）と市場労働への時間投入（労働時間）にトレードオフ（trade-off: 二律背反）の関係が存在することが説明されている。子どもは時間集約型の財とみなすと、子どもが小さいほど二律背反の現象はより顕著となると考えられる。母親の労働時間が長くなるにつれて家事・育児時間が短くなることは、長期的に子どもの健康状態や教育などの outcomes にマイナスの影響を与えられ（時間制約仮説）。

の規則性、⑤職業キャリアタイプ、⑥理想と現実の乖離状況の6種類と定義している。

⁴ 厚生労働省「全国母子世帯等調査」によると、母子世帯数は、1988年84.92万世帯から2003年の122.54万世帯へと増加し、母子世帯の割合（母子世帯が子供のいる世帯に占める割合）は1988年の5.17%から2003年の9.49%へと上昇したことがわかる（労働政策研究・研修機構2012、29頁）。

⁵ ふたり親世帯については、本章では母子世帯の定義を参照にし、子どもおよび配偶者を持つ世帯と定義している。

⁶ 母子世帯については、本章では（1）「母親と18歳未満の子供」で構成される独立母子世帯、および子供以外の同居者がいる同居母子世帯、（2）母子世帯の母親の年齢が60歳以下、の2つの条件を満たす世帯を母子世帯と定義している。

一方、Becker (1985) の新家計経済学理論によると、仮に子どもは家計内の消費財の1種とすれば、世帯所得が高いほど、子どもの人的資本（例えば、健康や教育など）への投資が多くなることが説明されている。つまり、教育・健康の再生産のメカニズムにより、世帯所得の格差を通じて、子どもにおける健康および教育の格差が生じる可能性がある。ここに、母が就業形態を選択することを例として検討する。ダグラス＝有沢法則によると、通常既婚女性が家計の補助者として存在し、夫の所得が高いほど妻の就業確率が低くなる（あるいは労働時間が短くなる）ことが検証されている。夫の所得が高いグループの妻は自発的に非就業者（あるいは非正規雇用者）になることを選択すると、世帯所得の格差が縮小することができると考えられる。一方、90年代以降、夫の所得と妻の就業の組み合わせのパターンが変化し、夫妻とも高学歴・正規雇用者・高所得のカップル、および夫妻とも低学歴・非正規雇用者・低所得のカップルが増加している⁷。つまり、学歴・就業形態・家計所得における世帯間の格差は拡大している。非正規雇用者、非就業者に比べ、正規雇用者として就業する母は、育児時間が少なくなると同時に、より高い市場賃金を獲得できる。勤労所得が高い世帯では、質の高い家事・育児に関連する市場サービス業（例えば、家電化、保育所の普及など）を利用することで、母親の就業は必ずしも子どもの outcomes にマイナスの影響を与えないだろう（所得制約仮説）。

さらに、発達心理学の視点から、母親の子どもに対する態度および接触行動（infant-patient attachment）が子どもの outcomes に影響を与えることが説明されている。たとえば、Owen et al.(1984)、Lerner and Galambos (1985)、Tisdale and Pitt-Catsuphes (2011) は、母が仕事に対する態度および価値観は、母が子どもに接触する行動に影響を与えており、もし仕事満足度が高く、職場帰宅後の良い情緒（good mood）がある場合、母が子どもに対する態度および接触行動はより温かくなることが指摘されている。また Farel (1980) は、就業状態で現実と理想が一致しなければ、母親のストレスが高くなり、子どもの outcomes にマイナスの影響を与えることを明示している（対子どもの態度仮説）

以上より、母親の就業状況には子どもの outcomes に負の効果（時間制約仮説、対子どもの態度仮説）と正の効果（所得制約仮説）の2つが存在することが分かった。実証分析から得られる母親の就業状況の影響は2つの効果を相殺した結果であろう。以下では、欧米および日本に関する実証研究の主な結果をまとめる。

（2）実証研究のサーベイ

本節では、本章の実証分析に関連する母親の就業状況が子どもの健康状態、心理的発達、教育に与える影響に関する欧米および日本の先行研究をサーベイした上で、本章の

⁷ 大竹（2001）は1997年には高所得の夫と高所得の妻の組み合わせが増加したことを示している。

特徴をまとめる。

まず欧米に関する先行研究⁸について検討する。母親の就業状況と子どもの健康状態については、Heynes (1982)、Lerner (1994)、Hoffman and Youngblade (1999)、Gordon et al. (2007) により、母親の就業・非就業の状況が子どもの健康状態に与える影響は統計的に確認されなかったことが示されている。母親の就業状況と子どもの発達について、Belsky and Rovine (1988)、Belsky (1990)、Hoffman and Youngblade (1999) は、子どもが若いとき、母が就業していなかったグループに比べ、母が就業していたグループで子どもとの接触行動が少ないため、母親の出産後の早期就業 (early maternal employment) が子どもの発達 (例としては、攻撃行動、acting-out 行動が多発) にマイナスの影響を与えることを示している。Secret and Peck-Heath(2004)、Ingul et al. (2012) は、母が就業者のグループで子どもが不登校になる確率が低いことを示している。一方、Gottfried et al. (1988)、Owen and Cox (1988) は就学前の子どもを分析対象とし、子どもの発達における母親の就業・非就業の両グループ間の差異が小さいことを明示している。また Hoffman and Youngblade (1999)、Vandell and Ramanan (1992) は、子どもの社会情緒および認知機能の発達について、社会経済的地位が低い母子世帯およびふたり親世帯のいずれにおいても、母親の就業は男の子、女の子ともにプラスの影響を与えることを証明している。さらに、Farel (1980)、Lerner and Galambos (1985) は、母親の就業に関する理想と現実の不一致が子どもの発達にマイナスの影響を与えることを証明している。母親の就業状況と子どもの学習成績については、Eccles and Hoffman (1984)、Alessandri (1992) により、母が非就業者のグループに比べ、母が就業者のグループで女の子は成績が良い傾向にあることが示されている。また Hoffman and Youngblade (1999) は、母が非就業者のグループに比べ、母が就業者のグループで男の子、女の子とも成績が相対的に良いことを示している。

次に、日本に関する先行研究を検討する。先駆的な実証研究として、山内 (2001) は、1995 年「国民生活基礎調査」の個票データを活用し、世帯主が市場労働をする確率を就業の代理指標、子どもの持病および自覚症状数を子どもの健康状態の指標とし、母子世帯において、母が非就業者のグループに比べ、母が就業者のグループで子どもの健康状態が悪い傾向にあることを示している。母親の就業状況が子どもの肥満症に与える影響に関する分析結果はそれぞれ異なっている。李 (2012) は日本家計パネル調査の個票データ (JHPS) を用い、母親の労働時間が長いほど、男の子が肥満症になる確率が高いことを指摘している。一方、Mitsuhashi et al. (2012) は、岡山県の就学前の子どもに関する調査のデータを用い、母親の労働時間が長いほど、子どもは肥満症になる確率が低い傾向にあることを示している。

⁸ 母親の就業状況を含む、女性の役割の変化と子どもの健康に関する詳細なサーベイについては、Aube et al.(2000)を参照されたい。

日本における母親の就業と子どもの outcomes に関する先行研究において、いくつかの課題が残されている。

第 1 に、母親の就業決定（就業するかどうか）と子どもの健康状態に関する分析がほとんどであり、他の就業状況（たとえば、就業形態、就業時間の規則性、職業キャリアタイプ、理想と現実の乖離など）に関する分析は行われていないため、これらの要因の影響は明確ではない。また就業状況の影響にラグの効果（過去の就業状況が調査時点の子どもの状況に影響与えること）が存在すると考えられるが、これまでの研究ではラグ効果を考慮した分析が行われていない。

第 2 に、母親の就業と子どもの健康状態における内生性の問題が存在する可能性はあると考えられるが、先行研究ではこの問題に対処していない。

第 3 に、子どもの outcomes については、先行研究において、子どもの健康状態のみを焦点とした分析がほとんどであり、子どもの不登校行動および学習成績に関する分析はほとんど行われておらず、母親の就業状況が子どもの発達および教育に与える影響は、明確ではない。

第 4 に、母親の就業状況の影響については、家計生産モデルによると、ふたり親世帯において妻の就業状況は夫の就業状況や育児参加などに依存、つまり家計内の joint-decision の問題が存在すると考えられる。それに対して、シングルマザーは片親となっており、配偶者（夫）の就業・育児参加などによる joint-decision の影響を自然に取り除くことができる。そのため、母子世帯のサンプルを用いる分析で、母親の就業の影響における純粋な効果を考察することができると考えられる。すなわち、母親の就業状況が子供の outcomes に与える影響に関する実証分析で、シングルマザーグループは一種の「準自然実験」グループになると考えられる。しかし、先行研究では世帯類型の比較分析が行われていない。

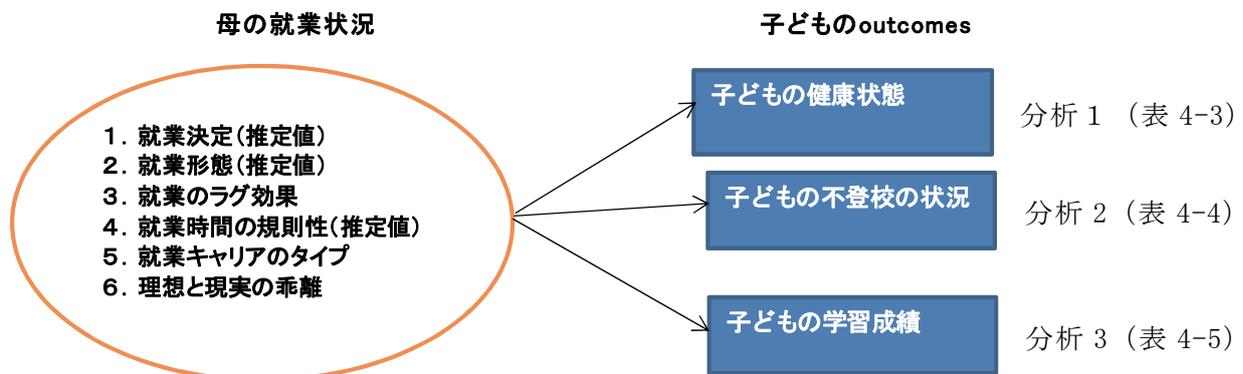
先行研究に対して、本章の分析は以下の特徴を持つ。

第 1 に、母親の就業状況および子どもの outcomes に関する多面的分析を行う。(1) まず、広義で母親の就業状況を取り上げる。具体的には、母親の就業状況を、①就業決定、②就業形態、③就業のラグ効果（調査時点 2 年前および 3 年前の就業状況）、④就業時間の規則性、⑤職業キャリアタイプ、⑥理想と現実の乖離状況の 6 種類に分けてそれぞれの影響を明らかにする。(2) 次に、子どもの outcomes については、①健康状態、②不登校行動、③学習成績の 3 種類の代理指標を用いてそれぞれの分析を行い、3 つの側面から、母親の就業状況が子どもの outcomes に与える影響を検討する（図 4-1 参照）。

第 2 に、構造型推定モデルを用いて内生性の問題に対処した分析を行う。具体的な方法については、以下の第 3 節を参照されたい。

第 3 に、ふたり親世帯と母子世帯に関するそれぞれの分析を行い、母親の就業状況が子どもの outcomes に与える影響における、世帯類型間の差異も考察する。

図 4 - 1 分析作業の図式



出所：筆者作成。

3 計量分析の枠組み

(1) 推定モデル

子どもが健康になる確率、および子どもが不登校になる確率に関する分析では、構造型プロビット分析モデルを用いる。推定モデルを(1.1)式、(1.2)式、(1.3)式に示す。

$$y_i^* = \beta_w Work_i + \beta_x X_i + u_i \quad \Pr(y_i = 1) = \Pr(y_i^* > 0) = \Pr(u_i > -\beta_w Work_i - \beta_x X_i) \quad (1.1)$$

X : 母親の学歴、世帯所得、子どもの年齢、子どもの性別、子どもの兄弟数、地域

$$Work_i^* = \beta_x' X_i' + v_i \quad \Pr(Work = 1) = \Pr(Work_i^* > 0) = \Pr(v_i > -\beta_x' X_i') \quad (1.2)$$

X' : 母親の学歴、母親の年齢、母親の年齢の2乗、母親の健康状態、子どもの健康状態、世帯所得、末子の年齢、子どもの数、配偶者の家事・育児分担、親との同居、失業率

$$\text{cov}(u_i, v_i) \neq 0 \quad (1.3)$$

$$y_i^* = \beta_w \overline{work}_i + \beta_x X_i + u_i \quad \Pr(y_i = 1) = \Pr(y_i^* > 0) = \Pr(u_i > -\beta_w \overline{Work}_i - \beta_x X_i) \quad (1.4)$$

ここで、添え字 i は個人（本章では子どもを持つ母）、 $\Pr(y^* > 0)$ は子どもが健康になる確率、 $\Pr(Work^* > 0)$ は母がある就業状態に置かれる確率（たとえば、就業者になること⁹）、

⁹ 就業形態および就業時間の規則性に関する分析で、多項ロジットモデルを用いてそれぞれの推定値を算

$$\text{出した。} \Pr(I_{si}^* = s) = \frac{\exp(\sum_{j=0}^p \beta_s M_{sj} + \varepsilon_{si})}{\sum_{n=1}^m \exp(\sum_{j=0}^p \beta_n M_{nj} + \varepsilon_{ni})} \quad (n = 1, 2, \dots, m, j \neq s)$$

$Work$ は就業状況、 \overline{work} は就業状況の推定値、 X は就業状況以外の変数（たとえば、母親の学歴、子どもの年齢、兄弟の数など）、 X' はある就業状況になることに影響を与える各変数、 β_w 、 β'_w 、 β_x 、 β'_x は各推定係数、 u 、 v は誤差項をそれぞれ示す。子どもが健康になる確率あるいは不登校になる確率に関するプロビット分析の推定式は (1.1) 式で示し、母が就業者になる確率に関するプロビット分析の推定式は (1.2) 式で示す。

(1.1) 式を用いた分析に、調査時点における子どもの outcomes と母親の就業の変数をそのまま用いると、(1.3) 式で示されるような内生性の問題が存在する可能性がある。たとえば、子どもの健康が良くないため、母が非就業者になることを選択する可能性が存在する。この問題に対処するため、本章では (1.4) 式で示すような、操作変数法に類似する二段階の推定を行う。二段階の推定における識別問題に対処するため、(1.2) 式で配偶者（夫）の家事・育児分担の割合、母親の年齢、母親の健康状態、子どもの健康状態、親との同居、失業率を識別変数として用いている。Hausman 検定によると、就業・非就業の決定、就業形態の選択、就業時間の規則性に関する分析結果で、内生性の問題が顕著である一方で、過去の就業状況（3年前、2年前）、過去の職業キャリアタイプ、理想と現実の乖離に関する分析では、内生性の問題が顕著ではない。そのため、就業・非就業決定、就業形態の選択、就業時間の規則性を説明変数として用いた分析で、(1.4) 式で示されるような構造型プロビット分析モデルを用いる（後出表 4-3、表 4-4、表 4-5 の推定 1、推定 2、推定 4）。一方、過去の就業状況（3年前、2年前）、過去の職業キャリアタイプ、理想と現実の乖離に関する分析では、(1.1) 式で示す誘導型プロビット分析モデルを用いる（後出表 4-3、表 4-4、表 4-5 の推定 3、推定 5、推定 6）。

母親の就業状況と子どもの学習成績に関する分析では、順序ロジット分析モデルを用いる。内生性の問題に対処するため、上記と同じような二段階の推定を行う。(2) 式は構造型順序ロジットモデルを示す。

$$\begin{aligned}
 p_{ij} = \Pr(y_i = j) &= \Pr(k_{j-1} < \beta_w \overline{Work}_i + \beta_x X_i + \varepsilon_i \leq k_j) \\
 &= \Phi(k_j - \beta_w \overline{Work}_i - \beta_x X_i) - \Phi(k_{j-1} - \beta_w \overline{Work}_i - \beta_x X_i) \quad (2)
 \end{aligned}$$

(2) 式で j は順序カテゴリ、 k は順位カテゴリの集合、 $\Phi(\cdot)$ は累積分布関数をそれぞれ示す¹⁰。

(2) 用いたデータと変数の設定

分析では JILPT が 2011 年 11 月に実施した「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」の個票データを用いる。この調査は住民基本台帳から層化二段

¹⁰ 順序ロジットに関する数理的説明については、Aitchison and Silvey (1957)、Cameron and Trivedi (2005) を参照されたい。

無作為抽出法によって標本を抽出した。調査対象は2011年11月1日（調査時点）に末子が18歳未満のふたり親世帯またはひとり親世帯であり、調査対象者数はふたり親世帯が2,000世帯、ひとり親世帯が2,000世帯となっている。調査範囲は日本全国47都道府県の175地域単位が含まれている。訪問留置回収法によって調査を行った。回収した有効票数が2,118票、うちふたり親世帯が1,435票、母子世帯が699票、父子世帯が84票となっている¹¹。本章では、ふたり親世帯と母子世帯の個票データを用いている。この調査で調査対象者（子どもの保護者）および子どもに関する質問項目を設けており、第1人目から第4人目までの子どもに関する健康状態、不登校状況、学習成績状況などに関する情報を取得できるため、母親の就業状況と子どものoutcomesに関する実証分析は可能である。

分析で用いたデータセットは以下のように構築した。まず第1人目から第4人目までの子どもの情報に関するデータセット、および子どもの母親の情報に関するデータセットをそれぞれ作成した。次に子どものデータセットと母親のデータセットをマッチングして新たな親子ペアのデータセットを構築した。

被説明変数は、以下のように設定した。

子どものoutcomesに関する分析で、以下のような3種類の被説明変数を設定した¹²。

第1に、子どもの健康状態については、「1. おおむね良好」と回答した場合=1、「2. 軽い持病あり」、「3. 重病、難病あり」と回答した場合=0のように二値変数を設定した。

第2に、子どもの不登校（年間30日以上学校を欠席すること）については、「1. 不登校経験あり（現在は不登校していない）」あるいは「2. 現在不登校中」と回答した場合=1、それ以外=0のように二値変数を設定した。

第3に、子どもの学習成績については、「1. かなり遅れている、2. やや遅れている、3. 普通、4. まあまあ良好、5. 成績良好」のような順序カテゴリ変数を設定した。

説明変数（表4-1参照）については、主に子ども要因変数、母要因変数、家族要因変数、地域要因変数、父要因変数の5つのグループに分けてそれぞれの変数を設定した。

第1に、子ども要因変数については、子どもの年齢、性別、兄弟の数、末子の年齢を設定した。

第2に、母要因変数については、以下のように設定した。

¹¹ この調査の概要および集計結果の詳細については、JILPT調査シリーズNo.95『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査（第1回子育て世帯全国調査）』を参照されたい。

¹² 母親の就業状況の推定値を求めるため、母親の就業確率関数、母親の就業形態の選択関数、母親の就業時間の規則性関数を推定した（付表4-1、付表4-2、付表4-3参照）。これらの分析で用いた被説明変数は、以下のように設定した。母親の就業状況に関する分析で、以下のような3つの被説明変数を設定した。第1に、母親の就業決定に関する分析で、「就業している=1、就業していない（給食活動もしていない）、就業していない（求職中）=0」のように、二値変数を設定した。第2に、母親の就業形態の選択に関する分析で、カテゴリ変数（1. 正規雇用者、2. 非正規雇用者、3. 自営業者、4. 非就業者）を設定した。第3に、母親の就業時間の規則性に関する選択関数で、カテゴリ変数（1. 規則的、2. おおむね規則的、3. おおむね不規則、4. 不規則）を設定した。

まず、母親の就業状況については、(1) 就業ダミー、(2) 就業形態に関する4つのダミー（正規雇用者、非正規雇用者、自営業者、非就業者）、(3) 過去（3年前、2年前）の就業状況に関する4つのダミー変数（全く就業していなかった、半年未満、半年以上1年未満、1年以上）、(4) 就業時間の規則性に関する4つのダミー変数（規則的、おおむね規則的、おおむね不規則、不規則）、(5) 職業キャリアタイプに関する5つのダミー変数、つまり一社継続型（学校卒業後についた勤務先でずっと働き続けてきた型）、転職継続型（転職経験はあるが、学校卒業後は働き続けてきた型）、退職復帰型（退職して現在は無職だが、今後働く予定がある型）、完全退職型（退職しており、今後も働く予定がない型）の各ダミー変数、(6) 理想と現実の乖離状況に関する3つのダミー変数、具体的に一致型（就業形態は理想と現実が同じである場合＝1、それ以外＝0）、上方意欲型（現状が非正規雇用者、非就業者であるが、理想が正規雇用者の場合、および現状が非就業者であるが、理想が非正規雇用者の場合＝1、それ以外＝0）、下方意欲型（現状が正規雇用者であるが、理想が非正規雇用者あるいは非就業者の場合、および現状が非正規雇用者であるが、理想が非就業者の場合＝1、それ以外＝0）を、それぞれ設定した。前述したように、内生性の問題を対処するため、分析で就業ダミー、就業形態ダミー、就業時間の規則性ダミーの各推定値を用いている¹³。

¹³ これらの推定値を求めるための分析結果については、付表4-1、付表4-2、付表4-3を参照されたい。

表 4 - 1 説明変数の設定

変数名		変数の設定	
子どもの変数	年齢		2011年-子どもの生年
	兄弟の数		子どもの数-1
	男性ダミー		子どもが男性の子=1、女性の子=0
	末子の年齢		2011-末子の生年
母の変数	母の就業状況	①就業・非就業	就業している=1、就業していない=0
		②就業形態	正規雇用者ダミー(正社員・正規職員=0、それ以外=0) 非正規雇用者ダミー(嘱託・契約社員、派遣社員、パート・アルバイト、日雇い=1、それ以外=0) 自営業者ダミー(自営業、自営業の手伝い、内職=1、それ以外=0) 非就業者ダミー(就業していない者=1、就業している者=0)
		③過去の就業状況(3年前、2年前)	全く就業していなかったダミー(全く就業していなかった=1、それ以外=0) 半年未満ダミー(就業期間が半年未満=1、それ以外=0) 半年以上1年未満ダミー(就業期間が半年以上1年未満=1、それ以外=0) 1年以上ダミー(年間を通じて就業していた=1、それ以外=0)
		④就業時間の規則性	規則的ダミー(規則的=1、それ以外=0) おおむね規則的(おおむね規則的=1、それ以外=0) おおむね不規則(おおむね不規則=1、それ以外=0) 不規則(不規則=1、それ以外=0)
		⑤職業キャリアタイプ	一社継続型ダミー(学校卒業後についた勤務先でずっと働き続けてきた=1、それ以外=0) 転職継続型(転職経験はあるが、学校卒業後は働き続けてきた=1、それ以外=0) 退職復帰型(出産や育児などで退職したものの、再就職して働き続けている=1、それ以外=0) 就業中断型(退職しており、今後も働く予定がある=1、それ以外=0) 完全退職型(退職しており、今後も働く予定がない場合およびその他=1、それ以外=0)
		⑥理想と現実の乖離	一致型(現在の就業形態と理想の就業形態が同じな場合=1、それ以外=0) 上方意欲型(現在が非就業者、非正規雇用者であるが、理想が正規雇用者である場合、および現在が非就業者であるが、理想が非正規雇用者になる場合=1、それ以外=0) 下方意欲型(現在が正規雇用者であるが、理想が非正規雇用者、非就業者である場合、および現在が非正規雇用者であるが、理想が非就業者である場合=1、それ以外=0)
	母の学歴	中学校卒ダミー 高校卒ダミー 専修学校卒ダミー 短大卒ダミー 大学卒ダミー	(中学校=1、それ以外=0) (高等学校=1、それ以外=0) (専修学校・各種学校=1、それ以外=0) (短大・高等専門学校=1、それ以外=0) (大学・大学院=1、それ以外=0)
	母の健康状態	健康ダミー	よい、まあよい=1、それ以外=0
	母の年齢		2011-母の生年
	親との同居の状況	親との同居ダミー	同居中=1、それ以外=0
父の変数	父の家事・育児の分担	0割ダミー	あなたがほとんどやっている場合、配偶者が単身赴任中の場合、配偶者がいない場合=1、それ以外=0
		2割ダミー	あなたが8割、配偶者が2割程度=1、それ以外=0
		3割ダミー	あなたが7割、配偶者が3割程度=1、それ以外=0
		4割ダミー	あなたが6割、配偶者が4割程度=1、それ以外=0
		5割ダミー	あなたと配偶者が半々程度=1、それ以外=0
		6割以上ダミー	配偶者がより多くやっている場合=1、それ以外=0
世帯の変数	世帯所得(母の所得を除く)	所得第1~5分位	「世帯総所得-母の所得」により算出
	地域ダミー		北海道、東北、関東A、関東B、中部、近畿、中国、四国、九州の10つ
	失業率		2011年47都道府県別失業率

出所：JILPT2011「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」より著者作成

表4-2 記述統計量

	全体（二人親世帯＋母子世帯）			二人親世帯			母子世帯		
	サイズ	平均値	標準偏差	サイズ	平均値	標準偏差	サイズ	平均値	標準偏差
子どもの健康	2600	0.9315	0.2526	2439	0.9332	0.2498	1051	0.8801	0.3250
子どもの不登校の割合	1087	0.0304	0.1717	1018	0.0265	0.1608	444	0.0923	0.2898
子どもの成績	1675	3.4609	0.9832	1549	3.4810	0.9687	810	3.2123	1.0649
母の就業率(推定値)	2377	0.6211	0.1903	2233	0.6088	0.1872	911	0.8286	0.1177
就業形態(推定値)									
正規雇用者	2377	0.1793	0.1305	2233	0.1703	0.1259	911	0.3242	0.1291
非正規雇用者	2377	0.3610	0.1303	2233	0.3550	0.1295	911	0.4656	0.1085
自営業者	2377	0.0863	0.0602	2233	0.0889	0.0608	911	0.0446	0.0284
非就業者	2377	0.3734	0.1934	2233	0.3858	0.1906	911	0.1656	0.1157
3年前の就業状況									
全く就業していなかった	2428	0.3797	0.4854	2282	0.3935	0.4886	959	0.1741	0.3794
半年未満	2428	0.0618	0.2408	2282	0.0631	0.2432	959	0.0563	0.2306
半年以上1年未満	2428	0.0700	0.2552	2282	0.0679	0.2517	959	0.0782	0.2686
1年以上	2428	0.4885	0.5000	2282	0.4755	0.4995	959	0.6913	0.4622
2年前の就業状況									
全く就業していなかった	2421	0.3738	0.4839	2276	0.3902	0.4879	954	0.1509	0.3582
半年未満	2421	0.0508	0.2196	2276	0.0488	0.2154	954	0.0587	0.2352
半年以上1年未満	2421	0.0727	0.2597	2276	0.0738	0.2615	954	0.0587	0.2352
1年以上	2421	0.5027	0.5001	2276	0.4873	0.4999	954	0.7317	0.4433
就業時間の規則性(推定値)									
規則的	1608	0.4857	0.5000	1478	0.4797	0.4998	869	0.4960	0.5003
おおむね規則的	1608	0.3464	0.4760	1478	0.3512	0.4775	869	0.3360	0.4726
おおむね不規則的	1608	0.0659	0.2482	1478	0.0690	0.2536	869	0.0644	0.2457
不規則	1608	0.1020	0.3027	1478	0.1001	0.3003	869	0.1036	0.3049
職業キャリアタイプ									
一社継続型	2562	0.1737	0.3789	2402	0.1803	0.3845	1040	0.0808	0.2726
転職継続型	2562	0.1975	0.3982	2402	0.1973	0.3981	1040	0.2327	0.4228
退職復帰型	2562	0.3813	0.4858	2402	0.3684	0.4825	1040	0.5548	0.4972
就業中断型	2600	0.1288	0.3351	2439	0.1312	0.3377	1051	0.0733	0.2607
完全退職型・その他	2562	0.1167	0.3211	2402	0.1228	0.3259	1040	0.0585	0.2333
理想と現実の乖離状況									
一致型	1204	0.6968	0.4598	1096	0.7089	0.4545	701	0.5706	0.4953
上方意欲型	1204	0.2633	0.4406	1096	0.2509	0.4337	701	0.3552	0.4789
下方意欲型	1204	0.0307	0.1727	1096	0.0401	0.1735	701	0.0742	0.2150
母子世帯	2600	0.0619	0.2411						
母の学歴									
中学校	2510	0.0526	0.2233	2358	0.0505	0.2190	985	0.0944	0.2926
高校	2510	0.3964	0.4892	2358	0.3897	0.4878	985	0.4832	0.5000
専門学校	2510	0.1622	0.3687	2358	0.1620	0.3685	985	0.1513	0.3585
短大	2510	0.2319	0.4221	2358	0.2366	0.4251	985	0.1848	0.3883
大学・大学院	2510	0.1570	0.3638	2358	0.1612	0.3678	985	0.0863	0.2809
年齢	2600	39	6	2439	39	6	1051	40	6
健康	2552	0.3358	0.4724	2393	0.3431	0.4748	1028	0.2160	0.4117
親との同居	2600	0.2581	0.4377	2439	0.2530	0.4348	1051	0.3292	0.4702
所得五分位									
所得第1五分位	2600	0.2104	0.4077	2439	0.1825	0.3863	1051	0.6175	0.4862
所得第2五分位	2600	0.0173	0.1304	2439	0.0144	0.1190	1051	0.0866	0.2814
所得第3五分位	2600	0.1773	0.3820	2439	0.1726	0.3780	1051	0.2322	0.4224
所得第4五分位	2600	0.2977	0.4573	2439	0.3153	0.4647	1051	0.0371	0.1891
所得第5五分位	2600	0.2973	0.4572	2439	0.3153	0.4647	1051	0.0266	0.1611
子どもの年齢	2600	9.1642	5.2308	2439	9.0554	5.2454	1051	11.2750	4.5508
男の子	2600	1	0	2439	1	0	1051	1	0
子どもの数	2600	2	1	2439	2	1	1051	2	1
地域									
北海道	2557	0.0473	0.2124	2397	0.0471	0.2120	1041	0.0663	0.2489
東北	2557	0.0841	0.2776	2397	0.0834	0.2766	1041	0.0893	0.2854
関東A	2557	0.2628	0.4402	2397	0.2683	0.4431	1041	0.2046	0.4036
関東B	2557	0.0321	0.1762	2397	0.0330	0.1786	1041	0.0240	0.1532
中部	2557	0.1971	0.3979	2397	0.1977	0.3984	1041	0.1748	0.3800
近畿	2557	0.1502	0.3573	2397	0.1481	0.3553	1041	0.1825	0.3865
中国	2557	0.0645	0.2457	2397	0.0647	0.2460	1041	0.0701	0.2555
四国	2557	0.0297	0.1699	2397	0.0288	0.1672	1041	0.0307	0.1727
九州	2557	0.1322	0.3388	2397	0.1289	0.3352	1041	0.1575	0.3645

出所：JILPT2011「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」より著者計算。

注：1)各推定で用いる被説明変数と説明変数が異なるため、サンプルサイズが異なることに留意しておく必要がある。ここに元の変数のサンプルサイズをまとめている。

2)全体のサンプルサイズは、母子世帯の割合に基づいて調整したものである。ふたり親世帯と母子世帯のサンプルサイズは元のサンプルに基づくものである。

次に、母親の学歴、母親の年齢、母親の健康ダミーを設定した。母親の教育水準が高いほど、子どもの人的資本（教育や健康）への投資が多くなると考えられる。また調査時点の子どもの健康状態は、遺伝要因の影響を受ける可能性がある。その遺伝要因をコントロールするため、母親の健康ダミーを設定した。母親の年齢および親との同居状況は、母親の就業決定、就業形態の選択に影響を与えると考えられる。就業決定関数、就業形態の選択関数でこれらの変数を用いる。

第3に、先行研究で、McCulloch and Heather (2002) は、世帯所得が子どもの認知能力に影響を与えることを指摘している。また、Dooley and Stewart (2004) は、世帯所得が子どもの成績に影響を及ぼすことを示している。世帯所得は家庭環境要因の一つとして子どもの outcomes に影響を与えており、低所得層に比べ、高所得層で子どもの教育や健康への投資が相対的に多い可能性がある。世帯所得の影響をコントロールするため、世帯所得階層ダミー（所得第1～5分位の5つのダミー変数）を設定した。多重共線性の問題に対処するため、世帯所得は世帯総所得から母親の所得を引いたものとした。子どものデータセットにおける世帯所得変数の設定については、まず、上記と同じ方法で世帯所得を算出した。次に、同一世帯における各子どものデータセットに世帯単位で計算した世帯所得の数値をそれぞれ代入した。

第4に、地域ごとに、環境状況、健康に関する公的投資の状況、医療サービスの状況などが異なると考えられる。こうした地域間の格差をコントロールするため、地域ブロックに関する9つの地域ダミー変数（北海道、東北、関東A、関東B、近畿、中部、中国、四国、九州）を設定した。また、失業率が母親の就業決定および就業形態の選択に影響を与えるため、母親の就業に関する分析では2011年の47都道府県別失業率を用いる。

第5に、母親の就業に関する分析で、家計時間配分モデルによると、夫の家事・育児時間は妻の就業選択に影響を与えることが説明されている¹⁴。家計内における性別役割分業の影響をコントロールするため、父の家事・育児の分担状況に関する6つのダミー変数（0割、2割、3割、4割、5割、6割）を設定した。

また、以下のように分析で用いるサンプルを選定した。

第1に、分析対象について、子どもの健康状態に関する分析では18歳未満の子どもを分析対象とし、子どもの不登校および子どもの学習成績に関する分析では、小学生、中学生、高校生（年齢約6～18歳未満）を分析対象とした。

第2に、母親の就業状況と子どもの outcomes に着目するため、母がいない世帯を除外し、また各変数の欠損値および未回答者を除外した。

第3に、今回の調査では母子世帯が相対的に多く抽出された。上記のように構築した

¹⁴ 馬 (2007) は、慶應家計パネル調査のデータ (KHPS) を用いて夫の家事・育児時間は母親の就業決定および労働時間に影響を与えることを示している。

データセットで、全体のサンプルが 4,380、母子世帯が 1,265、非母子世帯（ふたり親世帯＋父子世帯）が 3,115 となっている。母子世帯の全体サンプルに占める割合が 28.89% で相対的に高い。そのため、2009 年国民生活基礎調査を用いて算出した母子世帯の割合（6.10%）¹⁵に基づいて、母子世帯数を調整したもの¹⁶を非母子世帯のサンプルに追加して新たなデータセットを構築した。全体に関する分析では、こうした母子世帯の割合を調整したサンプルを用いる。

各変数に関する記述統計量は、表 4-2 でまとめた。分析では、サンプルを全体グループ（ふたり親世帯と母子世帯の合計）、サブサンプル（ふたり親世帯、母子世帯）の 3 つに分けてそれぞれ分析を行い、それらの決定要因における世帯類型間の差異も比較する。

4 計量分析の結果

（1）母親の就業状況と子どもの健康状態に関する分析結果

表 4-3 は、母親の就業状況と子どもが健康である確率に関する分析結果をまとめた。分析結果に基づいて、以下のことが確認された。

第 1 に【推定 1】、母が非就業者の場合に比べ、母が就業者の場合、子供が健康になる確率はそれぞれ 22.41%ポイント（全体）、20.75%ポイント（ふたり親世帯）、106%ポイント（母子世帯）高い。ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、調査時点で母が就業しているグループで、子どもが健康である可能性が高く、また母親の就業・非就業の状況が子どもの健康状態に与える影響はふたり親世帯より母子世帯で大きいことが示された。

第 2 に【推定 2】、母が非就業者の場合に比べ、母が正規雇用者の場合、子どもが健康である確率はそれぞれ 14.82%ポイント（全体）、13.58%ポイント（ふたり親世帯）、64.52%ポイント（母子世帯）高い。一方、母が非正規雇用者の場合、子どもが健康である確率はそれぞれ 11.23%（全体）、10.14%（ふたり親世帯）、40.81%ポイント（母子世帯）低い。母が自営業者の場合、子どもが健康である確率はそれぞれ 83.21%ポイント（全体）、84.21%ポイント（ふたり親世帯）、76.15%ポイント（母子世帯）高い。ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、母が非就業者のグループに比べ、母が正規雇用者、自営業のグループで子どもの健康状態が良い傾向にある一方で、母が非正規雇用者のグループで子どもの健康状態が悪い傾向にある。

それらの推定結果の理由については、以下のことが考えられる。子どもの健康に影響

¹⁵ 労働政策研究・研修機構（2012）『シングルマザーの就業と経済的自立』労働政策研究報告書 No.140 の 29 ページの「第 Q&A②-1 表 母子世帯数とその比率の推計」を参照されたい。

¹⁶ 母子世帯数の調整については、まず、全体のサンプル数および 2009 年母子世帯の割合（6.10%）に基づいて適切な母子世帯数を算出した。次に乱数表を作成した。乱数表に基づいて適切な母子世帯数に合せて母子世帯の標本を抽出した。

を与える影響には所得制約効果と時間制約効果の2つがある。自営業者の場合、労働時間を調整することが可能であるため、時間制約の問題は相対的に小さい。そのため、ここでは正規雇用者と非正規雇用者のみを比較する。企業の人事制度上で賃金と雇用形態（あるいは労働時間）はセットとして設定されている。つまり、雇用・賃金の組み合わせのパターンは大きく分けると、正規雇用・高賃金、および非正規雇用・低賃金の2種類となっている。一般的に時間制約の問題は、正規雇用者が非正規雇用者より顕著であると考えられる。所得制約効果（高賃金か、低賃金か）が時間制約効果（正規雇用者か、非正規雇用者か）より大きければ、母が正規雇用者になると、相対的に高い賃金を獲得することができるため、家計の消費水準が上昇し、子どもへの健康投資がより多くなる。結果、子どもの健康状態が良い傾向にある可能性がある。本章の分析結果により、母が雇用者の場合、時間制約効果より、むしろ所得制約効果のほうが子どもの健康状態に大きな影響を与えることが示された。「母が正規雇用者⇒高賃金を獲得⇒子どもが良い健康状態」というような相関関係が存在することがうかがえる。

第3に【推定3】、3年前の母親の就業状況の影響（推定3-1）については、母子世帯において、3年前に母が全く就業していなかったグループに比べ、母が1年以上就業していたグループで子どもが健康である確率は6.27%ポイント高いものの、ふたり親世帯では3年前の母親の就業状況が子どもの健康状態に有意な影響を与えていない。一方、2年前の母親の就業状況の影響（推定3-2）については、全体およびふたり親世帯で、2年前に母が全く就業していなかったグループに比べ、母が1年以上就業していたグループで子どもが健康である確率は2.78%ポイント（全体）、2.76%ポイント（ふたり親世帯）高いが、母子世帯で2年前の母親の就業状況が子どもの健康状態に与える影響は、統計的な有意性が確認されなかった。母親の就業状況が子どもの健康状態に与える影響にラグ効果が確認されたものの、世帯類型ごとに、タイムトレンドによるラグ効果が異なることが示された。

第4に【推定4】、母親の就業の規則性については、ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、母親の就業の規則性の状況は子どもの健康に有意な影響を与えていない。

第5に【推定5】、職業キャリアタイプについては、ふたり親世帯で一社継続型グループに比べ、退職復帰型グループで子どもが健康である確率は3.44%ポイント高い。一方、母子世帯で、子どもの健康状態における母親の職業キャリアタイプ間の差異は確認されなかった。

第6に【推定6】、ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、母親の就業形態に関する理想と現実の乖離状況は、子どもの健康状態に有意な影響を与えていない。

表4-3 母親の就業状況と子どもの健康状態に関する分析結果

	全体		二人親世帯		母子世帯	
	限界効果	z 値	限界効果	z 値	限界効果	z 値
推定1：母の就業決定						
レファレンスグループ：非就業者						
就業者	0.2241 ***	5.15	0.2075 ***	4.73	1.0640 ***	6.92
母子世帯	-0.0624 **	-2.32				
サンプルサイズ	2377		2233		911	
対数尤度	-563.5145		-521.8920		-314.0589	
推定2：母の就業形態						
レファレンスグループ：非就業者						
正規雇用者	0.1482 ***	6.51	0.1358 ***	5.79	0.6452 ***	8.52
非正規雇用者	-0.1123 ***	-4.69	-0.1014 ***	-4.02	-0.4081 ***	-6.07
自営業者	0.8321 ***	11.2	0.8421 ***	10.83	0.7615 ***	3.47
母子世帯	0.0068	1.13				
サンプルサイズ	2377		2233		911	
対数尤度	-439.9127		-413.5193		-165.1939	
推定3-1：母の就業のラグ効果（3年前）						
レファレンスグループ：まったく就業していなかった						
半年未満	-0.0080	-0.37	-0.0131	-0.59	0.0118	0.23
半年以上1年未満	-0.0072	-0.35	0.0007	0.03	-0.0088	-0.19
1年以上	0.0198	1.67	0.0164	1.36	0.0627 **	2.01
母子世帯	-0.0281	-1.16				
サンプルサイズ	2316		2233		911	
対数尤度	-570.6663		-528.4907		-331.8870	
推定3-2：母の就業のラグ効果（2年前）						
レファレンスグループ：まったく就業していなかった						
半年未満	0.0170	0.79	0.0208	0.94	-0.0100	-0.19
半年以上1年未満	0.0071	0.37	0.0082	0.42	0.0406	0.84
1年以上	0.0278 **	2.28	0.0276 **	2.24	0.0517	1.57
母子世帯	0.0246	-1.02				
サンプルサイズ	2309		2233		911	
対数尤度	-568.9254		-527.8195		-165.1939	
推定4：母の就業時間の規則性						
レファレンスグループ：規則的						
おおむね規則的	-0.0067	-0.49	0.0021	0.10	-0.0220	-0.90
おおむね不規則的	0.0111	0.43	0.0094	0.37	-0.0004	-0.01
不規則	-0.0266	-1.18	-0.0286	-1.23	0.0120	0.30
母子世帯	-0.0183	-0.74				
サンプルサイズ	1537		468		1414	
対数尤度	-360.3108		-324.2010		-277.9123	
推定5：母の職業キャリアのタイプ						
レファレンスグループ：一社継続型						
転職継続型	0.0028	0.15	0.0045	0.25	-0.0049	-0.08
退職復帰型	0.0371	2.20	0.0344 **	2.05	0.0288	0.60
就業中断型	-0.0062	-0.37	-0.0002	-0.01	-0.0386	-0.84
完全退職型・その他	-0.0041	-0.21	0.0004	0.02	-0.0789	-1.18
母子世帯	-0.0194	-0.86				
サンプルサイズ	2437		2286		972	
対数尤度	-590.4568		-546.5998		-344.6466	
推定6：就業形態に関する理想と現実の乖離						
レファレンスグループ：一致型						
上方意欲型	0.0059	0.36	0.0119	0.66	-0.0455	-1.72
下方意欲型	-0.0393	-0.89	-0.0441	-0.96	0.0595	0.71
母子世帯	-0.0081	-0.30				
サンプルサイズ	1155		1067		649	
対数尤度	-276.3644		-246.5810		-217.6934	

出所：JILPT2011「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」より著者計算。

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)母親の学歴、世帯所得、子供の年齢、子供の性別、子供の兄弟数、地域を推定したが、掲載で省略している。

3)全体のサンプルサイズは、母子世帯の割合に基づいて調整したものである。ふたり親世帯と母子世帯のサンプルサイズは元のサンプルに基づくものである。

第7に、上記の各推定で、母親の就業状況を含む他の条件が一定であれば、調査時点に母が就業するかどうかの状況（母親の就業決定）の差異をコントロールすると、子どもが健康になる確率は、母子世帯がふたり親世帯に比べて6.24%ポイント低い。一方、母親の就業形態、就業のラグ効果、就業時間の規則性、職業キャリアタイプ、就業形態に関する理想と現実の乖離の差異をコントロールすると、子どもの健康状態における母子世帯と非母子世帯間の差異は統計的に有意ではない。母親の就業状況が子どもの健康状態に与える影響における世帯類型間の差異を検討する際に、就業決定（就業するかどうかの二次元の選択行動）のみならず、母親の就業形態、就業のラグ効果、就業時間の規則性、職業キャリアタイプ、就業形態に関する理想と現実の乖離などの各要因の影響も考慮する必要がある。

（2）母親の就業状況と子どもの不登校行動に関する分析結果

表4-4に、母親の就業状況と子どもが不登校になる確率に関する分析結果をまとめた。分析結果から、以下の結論が得られた。

第1に【推定1】、母が非就業者の場合に比べ、母が就業者の場合、子供は不登校になる確率はそれぞれ4.89%ポイント（全体）、4.26%ポイント（ふたり親世帯）、66.61%ポイント（母子世帯）低い。他の条件が一定であれば、調査時点に母が就業しているグループで子どもが不登校になる可能性は低く、またその効果は、ふたり親世帯が母子世帯より大きいことが確認された。

第2に【推定2】、母が非就業者の場合に比べ、母が正規雇用者の場合、子供は不登校になる確率はそれぞれ6.43%ポイント（全体）、6.28%ポイント（ふたり親世帯）、57.64%ポイント（母子世帯）低い。母が非正規雇用者の場合、子供は不登校になる確率はそれぞれ5.71%ポイント（全体）低く、また統計的な有意水準が10%であるが、母が非正規雇用者の場合、子供は不登校になる確率は4.19%ポイント（ふたり親世帯）、46.08%ポイント（母子世帯）低いことが示された。

第3に【推定3】、3年前の母親の就業状況の影響について、推定3-1によると、3年前に母が全く就業していなかったグループに比べ、母が1年以上就業していたグループで子どもが不登校になる確率はそれぞれ1.87%ポイント（全体）、2.45%ポイント（ふたり親世帯）低い。2年前の母親の就業状況の影響について、推定3-2によれば、2年前に母が全く就業していなかったグループに比べ、母が1年以上就業していたグループで子どもが不登校になる確率はそれぞれ1.94%ポイント（全体）、2.36%ポイント（ふたり親世帯）低い。ただし、推定3-1、推定3-2のいずれにおいても、母子世帯に関する分析で母親の過去の就業状況のダミー変数のいずれも統計的に有意ではない。ふたり親世帯で子どもの不登校行動に母親の就業状況におけるラグ効果があることが示された。一方、母子世帯でそのラグ効果が確認されなかった。

表4-4 母親の就業状況と子どもの不登校行動に関する分析結果

	全体		二人親世帯		母子世帯	
	限界効果	z 値	限界効果	z 値	限界効果	z 値
推定1：母の就業決定						
レファレンスグループ：非就業者						
就業者	-0.0489 **	-2.08	-0.0426 **	-2.08	-0.6661 ***	-3.96
母子世帯	0.0257 *	1.69				
サンプルサイズ	860		956		384	
対数尤度	-101.7075		-87.2057		-103.6988	
推定2：母の就業形態						
レファレンスグループ：非就業者						
正規雇用者	-0.0643 **	-2.24	-0.0628 **	-2.47	-0.5764 ***	-2.99
非正規雇用者	-0.0571 **	-2.12	-0.0419 *	-1.90	-0.4608 *	-1.96
自営業者	0.0128	0.35	0.0115	0.39	-9.18E-01	-1.48
母子世帯	0.0512 **	2.19				
サンプルサイズ	860		956		384	
対数尤度	-99.8787		-84.9479		-104.9682	
推定3-1：母の就業のラグ効果（3年前）						
レファレンスグループ：全く就業していなかった						
半年未満	-0.0122	-1.39	-0.0090	-1.51	0.0002	0.00
半年以上1年未満	-0.0027	-0.25	-0.0039	-0.50	0.0361	0.45
1年以上	-0.0187 **	-2.31	-0.0245 ***	-3.19	-0.0403	-1.04
母子世帯	0.0120	0.97				
サンプルサイズ	882		956		384	
対数尤度	-108.2058		-90.1050		-114.7728	
推定3-2：母の就業のラグ効果（2年前）						
レファレンスグループ：全く就業していなかった						
半年未満	-0.0017	-0.12	0.0017	0.14	-0.0601	-1.19
半年以上1年未満	-0.0002	-0.01	0.0002	0.02	0.0343	0.48
1年以上	-0.0194 **	-2.10	-0.0236 ***	-2.80	-0.0616	-1.42
母子世帯	0.0128	1.00				
サンプルサイズ	880		956		384	
対数尤度	-108.3888		-90.5995		-113.8428	
推定4：母の就業時間の規則性						
レファレンスグループ：規則的						
おおむね規則的	-0.0100 0	-0.65	-0.0002	-0.95	0.0390	1.20
おおむね不規則的	-	-	-	-	-0.0265	-0.44
不規則	-0.0103	-0.50	-0.0002	-0.65	0.0505	0.98
母子世帯	0.0437	1.46				
サンプルサイズ	403		466		327	
対数尤度	-65.1590		-50.0239		-86.5769	
推定5：母の職業キャリアのタイプ						
レファレンスグループ：一社継続型						
転職継続型	-0.0106 *	-1.70	-0.0104 *	-1.66	-0.0685	-1.33
退職復帰型	-0.0076	-1.23	-0.0092	-1.46	0.0151	0.28
就業中断型	-0.0175 ***	-2.58	-0.0165 **	-2.38	-0.0523	-0.99
完全退職型・その他	-0.0036	-0.47	-0.0040	-0.51	0.0685	0.87
母子世帯	0.0141	1.30				
サンプルサイズ	989		991		428	
対数尤度	-111.6336		-97.3715		-121.9063	
推定6：就業形態に関する理想と現実の乖離						
レファレンスグループ：一致型						
上方意欲型	0.0201	1.05	0.0013	0.04	0.0000	0.24
下方意欲型	0.0238	0.52	0.0040	0.05	0.0006	0.87
母子世帯	0.0617 *	1.64				
サンプルサイズ	277		348		244	
対数尤度	-41.2127		-32.4527		-31.0570	

出所：JILPT2011「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」より著者計算。

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)世帯所得、子供の年齢、子供の性別、子供の兄弟数、地域を推定したが、掲載で省略している。

3)全体のサンプルサイズは、母子世帯の割合に基づいて調整したものである。ふたり親世帯と母子世帯のサンプルサイズは元のサンプルに基づくものである。

第4に【推定4】、母親の就業の規則性については、ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、子どもの不登校に及ぼす影響で就業の規則性間の差異が確認されなかった。

第5に【推定5】、職業キャリアタイプについては、一社継続型グループに比べ、就業中断型グループで子どもの不登校になる確率はそれぞれ1.75%ポイント（全体）、1.65%ポイント（ふたり親世帯）低い。一方、母子世帯で、不登校になる確率における母親の職業キャリアタイプ間の差異が確認されなかった。

第6に【推定6】、母親の就業形態に関する理想と現実の乖離状況については、ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、子どもの不登校になる確率における一致型、上方意欲型、下方意欲型間の差異が小さい。

第7に、他の条件が一定であれば、母親の就業のラグ効果（2年前、3年前）、就業時間の規則性、就業形態における現実と理想の乖離をコントロールしても、不登校になる確率における母子世帯とふたり親世帯間の差異は統計的に有意ではない。一方、母子の就業決定、就業形態、職業キャリアタイプをコントロールすると、ふたり親世帯に比べ、母子世帯の場合、不登校になる確率は2.57～6.17%高い。

（3）母親の就業状況と子どもの学習成績に関する分析結果

表4-5に、母親の就業状況と子どもの学習成績に関する分析結果をまとめた。以下のことが示された。

第1に【推定1】、ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、子どもの学習成績における就業者と非就業者の両グループ間の差異が確認されなかった。

第2に【推定2】、ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、子どもの学習成績における就業形態間の差異が確認されなかった。

第3に【推定3-1、推定3-2】、ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、過去2年前、3年前の母親の就業状況が子どもの学習成績に有意な影響を与えていない。

第4に【推定4】、母子世帯で、「規則的」と回答したグループに比べ、「おおむね規則的」と回答したグループの場合、子どもの学習成績が悪い傾向にある。一方、全体およびふたり親世帯において、統計的な有意水準が10%であるが、「規則的」と回答したグループに比べ、「おおむね不規則」と回答したグループの場合、子どもの学習成績が少し良い傾向にある。ふたり親世帯で、母親の就業がおおむね不規則になっても、父は代替的役割を分担すれば、母親の就業の規則性が子どもの成績にマイナスの影響を与えていない一方で、母子世帯で、母一人で仕事と家事・育児を分担するケースが多いため、就業の不規則性が子どもの学習成績に負の影響を与える結果が得られたと考えられる。

表4-5 母親の就業状況と子どもの学習成績に関する分析結果

	全体		二人親世帯		母子世帯	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
推定1：母の就業決定						
レファレンスグループ：非就業者						
就業者	-0.1466	-0.35	-0.2000	-0.46	0.3723	0.34
母子世帯	-0.1514	-0.73				
サンプルサイズ	1539		1427		698	
対数尤度	-2020.1098		-1850.4208		-961.7668	
推定2：母の就業形態						
レファレンスグループ：非就業者						
正規雇用者	-0.0212	-0.04	0.0055	0.01	1.3648	0.98
非正規雇用者	0.3199	0.5	0.1636	0.25	-2.9724 *	-1.75
自営業者	1.2946	1.34	1.1959	1.22	-2.4347	-0.57
母子世帯	-0.1063	-0.49				
サンプルサイズ	1539		1427		698	
対数尤度	-2019.2169		-1849.7636		-958.8346	
推定3-1：母の就業のラグ効果（3年前）						
レファレンスグループ：まったく就業していなかった						
半年未満	0.0503	0.22	0.0340	0.14	0.1827	0.49
半年以上1年未満	-0.2694	-1.36	-0.3181	-1.53	-0.4667	-1.32
1年以上	-0.0316	-0.28	-0.0385	-0.33	0.1726	0.84
母子世帯	-0.3775 *	-1.85				
サンプルサイズ	1502		1427		698	
対数尤度	-1984.1588		-1811.2599		-964.4853	
推定3-2：母の就業のラグ効果（2年前）						
レファレンスグループ：まったく就業していなかった						
半年未満	0.1829	0.7	0.1667	0.61	0.0426	0.10
半年以上1年未満	-0.0583	-0.29	-0.1289	-0.62	-0.0856	-0.23
1年以上	-0.0836	-0.73	-0.0884	-0.74	0.2234	0.98
母子世帯	-0.3540 *	-1.73				
サンプルサイズ	1502		1427		698	
対数尤度	-1982.7319		-1812.0406		-960.9317	
推定4：母の就業時間の規則性						
レファレンスグループ：規則的						
おおむね規則的	-0.0267	-0.22	0.0084	0.07	-0.3920 **	-2.35
おおむね不規則的	0.3856 *	1.61	0.4084 *	1.66	0.2394	0.74
不規則	-0.1059	-0.49	-0.2332	-1.01	0.1293	0.48
母子世帯	-0.5284 **	-2.38				
サンプルサイズ	1113		1017		625	
対数尤度	-1443.4670		-1302.9234		-838.3132	
推定5：母の職業キャリアのタイプ						
レファレンスグループ：一社継続型						
転職継続型	-0.0143	-0.08	-0.0251	-0.13	0.5244	1.35
退職復帰型	-0.0069	-0.04	0.0085	0.04	0.5834 *	1.82
就業中断型	-0.0783	-0.48	-0.0940	-0.57	0.6119 **	2.03
完全退職型・その他	0.0176	0.09	0.0144	0.07	0.1387	0.35
母子世帯	-0.2933	-1.48				
サンプルサイズ	1570		1451		747	
対数尤度	-2070.2272		-1887.2312		-1035.6435	
推定6：就業形態に関する理想と現実の乖離						
レファレンスグループ：一致型						
上方意欲型	0.1079	0.7	0.0836	0.49	-0.1336	-0.74
下方意欲型	1.0479 **	2.39	1.0153 **	2.21	0.2216	0.40
母子世帯	-0.3049	-1.25				
サンプルサイズ	832		750		508	
対数尤度	-1093.4545		-975.0235		-675.0328	

出所：JILPT2011「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」より著者計算。

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)母親の学歴、世帯所得、子供の年齢、子供の性別、子供の兄弟数、地域を推定したが、掲載で省略している。

3)全体のサンプルサイズは母子世帯の割合に基づいて調整したものである。ふたり親世帯と母子世帯のサンプルサイズは元のサンプルに基づくものである。

第5に【推定5】、ふたり親世帯で母親の職業キャリアタイプが子どもの学習成績に与える影響は統計的に有意ではない。一方、母子世帯で、「一社継続型」（学校卒業後についた勤務先でずっと働き続けてきた）グループに比べ、「就業中断型」（退職して現在無職だが、今後働く予定がある）グループで子どもの成績が相対的に良いことが確認された。また統計的な有意水準が10%であるが、「一社継続型」グループに比べ、「退職復帰型」（出産や育児などで退職したものの、再就職して働き続けている）グループで子どもの成績が良い傾向にある。母親の職業キャリアタイプが子どもの学習成績に与える影響は、母子世帯がふたり親世帯より大きく、母子世帯で仕事と家事・育児の両立をしやすい「退職復帰型」、家事・育児に専念する「就業中断型」のグループで子どもの学習のパフォーマンスが良い傾向がみられる。

第6に【推定6】、全体およびふたり親世帯で、一致型グループに比べ、下方意欲型グループで子どもの学習成績が良い傾向にある。ふたり親世帯で、母が子どもの育成を仕事より重視する場合、子どもの学習成績が良いことがうかがえる。この推定結果は人的資本理論によって説明できる。子どもの教育への投資（金銭、時間など）を子どもへの人的資本への投資とみなすと、下方意欲型グループで、母が子どもへの人的資本への投資が相対的に多いため、子どもの学習のパフォーマンスが良い傾向にあると考えられる。一方、ふたり親世帯に比べ、母子世帯の母親の大多数は、所得制約と時間制約の両方に直面して対応せざるをえないため、就業形態における理想と現実との乖離状況は、子どもの学習成績に与える影響に大きな差異がない結果が得られたと考えられる。

第7に、他の条件が一定であれば、3年前の就業状況のラグ効果をコントロールしても、ふたり親世帯グループに比べ、母子世帯グループで子どもの成績が悪くなる傾向にある。一方、母親の就業決定、就業状態、2年前の就業状況のラグ効果、就業時間の規則性、職業キャリアタイプ、就業形態における理想と現実との乖離状況をコントロールすると、子どもの成績におけるふたり親世帯と母子世帯間の差異は統計的に有意ではない。

5 結論と政策示唆

本章では、JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査2011」の個票データを用い、18歳未満の子どもの分析対象とし、内生性の問題を考慮したうえで、母親の就業状況が子どものoutcomesに与える影響に関する実証分析を行った。主な結論は以下の通りである。

第1に、子どもの健康状態については、(1) ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、母が非就業者のグループに比べ、母が就業者のグループで、子どもが健康になる確率が高く、また母親の就業決定が子どもの健康状態に与える影響は母子世帯がふたり親世帯より大きい。(2) ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、母が非就業者のグループに比べ、母が正規雇用者のグループで子どもの健康状態が良い傾向にある一方

で、母が非正規雇用者のグループで子どもの健康状態が悪い傾向にある。(3) 母親の就業状況が子どもの健康状態に与える影響にラグ効果が確認されたものの、世帯類型ごとに、タイムトレンドによるラグ効果が異なる。(4) ふたり親世帯で一社継続型グループに比べ、退職復帰型グループで子どもが健康になる確率は高い。ただし、母子世帯で、子どもの健康状態における母親の職業キャリアタイプ間の差異は確認されなかった。

第2に、子どもの不登校行動については、(1) ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、母が非就業のグループに比べ、母が就業者のグループで、子どもが不登校になる可能性は低く、また母親の就業・非就業の状況が子どもの不登校行動に与える影響はふたり親世帯が母子世帯より大きい。(2) ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、母が非就業者の場合に比べ、母が正規雇用者の場合、子供は不登校になる確率は低く、また母子世帯で母が非正規雇用者の場合、子供は不登校になる確率は低い。(3) ふたり親世帯で子どもの不登校行動に母親の就業状況におけるラグ効果があることが示された。一方、母子世帯でそのラグ効果は確認されなかった。(4) ふたり親世帯で一社継続型グループに比べ、就業中断型グループで子どもの不登校になる確率は低い。ただし、母子世帯で、その確率における母親の職業キャリアタイプ間の差異は確認されなかった。(5) ふたり親世帯、母子世帯とも、母親の就業の規則性、母親の就業形態に関する理想と現実の乖離状況のいずれも、子どもの不登校になる確率に与える影響は確認されなかった。

第3に、子どもの学習成績については、(1) ふたり親世帯の分析結果で、「規則的」と回答したグループに比べ、「おおむね不規則」と回答したグループの場合、子どもの学習成績が良い傾向にある。一方、母子世帯で、「規則的」と回答したグループに比べ、「おおむね規則的」と回答したグループの場合、子どもの学習成績が悪い傾向にある。(2) 母子世帯で、「一社継続型」グループに比べ、「就業中断型」グループで子どもの成績が相対的に良い傾向にある。(3) ふたり親世帯で、一致型グループに比べ、下方意欲型グループで子どもの学習成績が良い傾向にある。(4) 母親の就業・非就業の状況、母親の就業形態、母親の過去の就業状況（就業状況のラグ効果）のいずれも、子どもの学習成績に有意な影響を与えていない。

第4に、母親の就業状況を含む他の条件が一定であれば、子どもが不健康になる確率、不登校になる確率は、母子世帯がふたり親世帯に比べて相対的に高く、子どもの学習成績は、母子世帯がふたり親世帯より悪い傾向にある。母子世帯で母親の就業状況以外の要因も、子どもの outcomes が相対的に低いことに影響を与えることがうかがえる。

上記の実証研究の諸結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。

第1に、母親の就業状況と子どもの outcomes については、時間制約効果より、むしろ所得制約効果の影響が大きいことがうかがえる。女性の就業を促進する政策は、子どもの outcomes を向上させる可能性が存在することが示された。今後、次世代の厚生をさらに改善する視点からも、女性の継続就業を促進し、とくに女性の正規雇用者としての仕

事と家事・育児の両立を促進する政策に取り組む必要がある。

第2に、母子世帯で父（家事・育児をすることが可能である協力者）が不在であるため、ふたり親世帯の母に比べ、母子世帯の母にとって時間制約の影響が大きいと考えられる。母子世帯の母が非正規雇用者になれば、時間制約の問題を一定程度に回避できる可能性があるものの、非正規雇用者はワーキングプアの問題に直面している（馬・Mckenzie 2012;馬 2012）。そのため、母子世帯の母が非正規雇用者として働くと、低賃金しか得られないため、子どもの健康・教育への投資が少なくなり、長期的視点からみると子どもの健康状態が悪い傾向があると考えられる。したがって、母子世帯向けの政策については、シングルマザーの生活自立を支援する視点から、従来の単なる福祉援助政策から就業促進政策（welfare to work policy）へ変更する必要があると考えられるが、母子世帯のワーキングプア問題に対処する観点から、母子世帯の母親の就業を促進すると同時に、非正規雇用者として働いても低賃金しか獲得できない母子世帯に対する経済的援助政策を実施することも必要であろう（大石 2012）¹⁷。

第3に、分析結果により、ふたり親世帯において一社継続型グループに比べ、退職復帰型グループで子どもが健康になる確率は高く、一致型グループに比べ、下方意欲型グループで子どもの学習成績が良い傾向にあり、また母子世帯で、「一社継続型」グループに比べ、「就業中断型」グループで子どもの成績が相対的に良い傾向にあり、ふたり親世帯で、一致型グループに比べ、下方意欲型グループで子どもの学習成績が良い傾向にあることがわかった。その理由については、家計消費財の1種とする子どもは時間集約型であるため、母が育児により多い時間を投入することが必要であるからである。とくに幼い子どもを持って働く母グループで、時間制約の問題はより顕著に現われていると考えられる。育児期に、母は仕事と家事・育児の挟間にあり、育児のため、仕事をやめざるをえない状況に置かれる可能性は高い。子どもを持つ女性の継続就業を促進するため、政府、企業、地域は連携し、子育てをしやすい環境を構築することが必要であろう。企業で柔軟な働き方に関するファミリー・フレンドリー政策を徹底的に実施することや政府が子ども向けの保育・教育サービスを整備させることなどは、今後の重要な課題となる。

最後に、本章では実証分析により、ふたり親世帯、母子世帯のいずれにおいても、母親の就業状況が子どもの outcomes に一定程度に影響を与えることは明らかになったが、今回の調査で子どもの健康状態、学習成績は調査対象者となる両親の回答（主観的判断）に基づくものであり、両親の子どもの学習成績に関する評価にバイアスがある可能性が存在する。これらの被説明変数に関する客観的指標を用いる分析は今後の課題としたい。また、子どもの不登校行動および学習成績は、教育供給側としての学校状況の影響を受

¹⁷ 大石（2012）は、子ども・子育て支援のポイントとしては、親への就労支援および親の就労状態に関係なく子どもに経済的な保障をすることが必要だと主張している。

けていると考えられる。学校状況を含むさらなる分析も必要であろう。さらに個体間の異質性の問題や内生性の問題などに対処するため、これらの課題に関するパネルデータを用いる分析は、今後の研究課題としたい。

参考文献

- 大石亜希子 (2012)「子育て支援政策の課題—就労に関係なく保障を」日本経済新聞 2012年5月1日朝刊『経済教室』
- 大竹文雄 (2001)『雇用問題を考える』大阪大学出版会
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局 (2010)『平成22年版 働く女性の実情』、厚生労働省
- 佐藤一磨・馬欣欣(2008)「育児休業法の改正が女性の継続就業に及ぼす影響」樋口美雄等(編)『日本の家計行動のダイナミズムⅣ—制度の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会、pp.119-139
- 四方理人・馬欣欣 (2006)「90年代における両立支援政策は有配偶女性の就業を促進したか」樋口美雄等(編)『日本の家計行動のダイナミズムⅡ—税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会、pp.169-190
- 馬欣欣 (2005)「出産・育児と日本女性の就業行動の分析」KUMQRP Discussion Paper Series DP2005-024
- 馬欣欣 (2007)「生活時間と生活格差」樋口美雄・瀬古喜美等(編)『日本の家計行動のダイナミズムⅢ—経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会、pp.193-222
- 馬欣欣 (2012)「世帯主の就業形態と有子現役世帯の貧困の動態分析—二人世帯と一人世帯の比較」樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie 等(編)『パネルデータによる政策評価分析 (3) 親子関係と家計行動のダイナミズム—財政危機下の教育・健康・就業』慶應義塾大学出版会、pp.161-181
- 馬欣欣・C.R.Mckenzie(2012)「母子世帯の貧困—就業形態の影響について」労働政策研究・研修機構(編)『シングルマザーの就業と経済的自立』、JILPT 労働政策研究報告書 No.140、pp.30-60
- 山内太 (2001)「子供の健康資本と親の時間配分行動—親は家計内健康格差に回避的か—」『季刊社会保障研究』Vol.37.No.1、pp.73-84
- 李青雅 (2012)「母親の就業と子どもの肥満」樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie 等(編)『パネルデータによる政策評価分析 (3) 親子関係と家計行動のダイナミズム—財政危機下の教育・健康・就業』慶應義塾大学出版会
- 労働政策研修・研究機構 (編) (2012)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 (第1回子育て世帯全国調査)』JILPT 調査シーズ No.95

労働政策研究・研修機構(編) (2012) 『シングルマザーの就業と経済的自立』、JILPT 労働政策研究報告書 No.140

Aitchison, J. and S. D. Silvey(1957) “The Generalization of Probit Analysis to the Case of Multiple Responses” *Biometrika*, 44,pp.131-140.

Alessandri, S. M.(1992) “Effects of Maternal Work Status in Single-parent Families on Children’s Perceptions of Self and Family and School Achievement,” *Journal of Experimental Child Psychology*, 54, pp.417-433.

Aube, J., J. Fleury and J. Smetana(2000) “Changes in Women’s Roles: Impact on and Social Policy Implications for Mental Health of Women and Children,” *Development and Psychopathology*,12,pp.633-656.

Becker, G. S. (1965) “A Theory of the Allocation of Time,”*Economic Journal*, 75(299), pp.493-517.

Becker, G. S.(1985) “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor,” *Journal of Labor Economics*, 3(1), pp.33-58.

Belsky, J. and M. J. Rovine(1988) “Nonmaternal Care in the First Year of Life and the Security of Infant-parent Attachment,” *Child Development*, 59, pp.157-167.

Belsky, J.(1990) “Parental and Nonparental Child Care and Children’s Socioemotional Development: A Decade in Review,” *Journal of Marriage and the Family*, 52, pp.885-903.

Cameron, A. C.and P. K. Trivedi(2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press.

Dooley, M. and J. Stewart(2004) “Family Income and Child Outcomes in Canada,” *The Canadian Journal of Economics*, 37(4),pp.898-917.

Ecceles, J. P. and L. W. Hoffman(1984) “Sex Roles, Socialization, and Occupational Behavior,” in Stevenson, H. and A. Siegal(Eds.) *Child Development Research and Social Policy*, pp.367-410, Chicago: Chicago University Press.

Farel, A. N.(1980) “Effects of Preferred Maternal Roles, Maternal Employment, and Sociographic Status on School Adjustment and Competence,” *Child Development*, 50, pp.1179-1186.

Gronau, R.(1977) “Leisure, Home Production, and Work:The Theory of the Allocation of Time Revisited,” *Journal of Political Economy*, 85(6), pp.1099-1123.

Gordon, R. A, R. Kaestner and S. Korenman(2007)“The Effects of Maternal Employment on Child Injuries and Infectious Disease,”*Demography*,44(2),pp.307-333.

Gottfried, A. E., A. W. Gottfried and K. Bathurst(1988) “ Maternal Employment, Family Environment and Children’s Development: Infancy through the School Year,” in Gottfried,

- A. E. and A. W. Gottfried(Eds.) *Maternal Employment and Children's Development: Longitudinal Research*,pp.11-58.New York: Plenum Press.
- Heynes, B.(1982) "The Influence of Parents' work on Children's School Achievement," in Kamerman, S. B. and C. D. Hayes (Eds.)*Families that Work: Children in a Changing World*,Washington, DC: National Academy Press.
- Hoffman, L. W. and L. M. Youngblade (1999) *Mothers at Work: Effects on Children's Well-being*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Ingul,J.M., C. A. Klockner, W. K. Silverman and H. M. Nordahl(2012) "Adolescent School Absenteeism: Modeling Social and Individual Risk Factors," *Child and Adolescent Mental Health*, 17(2),pp.93-100.
- Lerner, J. V.and N. L. Galambos(Eds.)(1985) "Employed Mothers and Their Children," *Reference Books on Family Issues*, 17, New York: Garland.
- Lerner, J. V.(1994) *Working Women and Their Families*, Thousand Oaks, CA: Sage.
- McCulloch, A. and E. J. Heather(2002) "Child Development and Family Resources: Evidence from the Second Generation of the 1958 British Birth Cohort," *Journal of Population Economics*, 15(2), pp.283-304.
- Mitsubishi,T. E. Suzuki, S. Takao and Ho. Doi(2012) "Maternal Working Hours and Early Childhood Overweight in Japan: A Population-based Study," *Journal of Occupational Health*,54,pp.25-33.
- Owen, M. T., P. A. Easterbrooks, Chase-Landsdale and W. A. Goldberg (1984) "The Relation between Maternal Employment Status and the Stability of Attachment to Mother and Father," *Child Development*, 55, pp.1894-1901.
- Owen M. T. and M. J. Cox(1988) "Maternal Employment and the Transition to Parenthood," in Gottfried, A. E. and A. W. Gottfried(Eds.) *Maternal Employment and Children's Development: Longitudinal Research*,pp.85-119.New York: Plenum Press.
- Secret, M. and C. Peck-Heath(2004) "Maternal Labor Force Participation and Child Well-being in Public Assistance Families," *Journal of Family Issues*, May 2004, pp.520-541.
- Tisdale,S. and M.Pitt-Catsuphes(2011) "Linking Social Environments with the Well-being of Adolescents in Dual-Earner and Single Working Parent Families," *Youth & Society*, 44(1), pp.118-140.
- Vandell, D. L. and J. Ramanan (1992) "Effects of Early and Recent Maternal Employment on Children from Low-Income Families," *Child Development*, 63, pp.938-949.

付表4-1 母親の就業決定に関する分析結果

	推定係数	標準偏差	限界効果
母子世帯	0.5328 ***	0.0751	0.1716
母の年齢	0.1072 ***	0.0383	0.0371
母の年齢の2乗	-0.0014 ***	0.0005	-0.0005
母の学歴（中学校）			
高校	0.3520 ***	0.1093	0.1195
専門学校	0.4589 ***	0.1214	0.1438
短大	0.3443 ***	0.1187	0.1125
大学・大学院	0.4151 ***	0.1262	0.1308
母の健康ダミー	0.0288	0.0555	0.0100
子供の健康ダミー	0.1667 *	0.0889	0.0597
子供の数	0.0387	0.0302	0.0134
末子の年齢	0.0828 ***	0.0076	0.0287
世帯所得（第1五分位）			
第2五分位	0.2771 *	0.1592	0.0888
第3五分位	0.1929 **	0.0768	0.0646
第4五分位	0.0256	0.0775	0.0088
第5五分位	-0.3835 ***	0.0787	-0.1388
配偶者の家事・育児分担（0割）			
2割	0.2358 ***	0.0680	0.0782
3割	0.5236 ***	0.1054	0.1558
4割	-0.0104	0.1659	-0.0036
5割	0.8512 ***	0.1480	0.2209
5割以上	0.3709	0.3512	0.1142
親と同居	0.3797 ***	0.0595	0.1248
失業率	-0.0904 ***	0.0251	-0.0313
定数項	-2.6246 ***	0.7467	
サンプルサイズ	3144		
対数尤度	-1686.469		

出所：JILPT2011「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」より著者計算。

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)18歳未満の子どもを持つ母を対象とした推定。

3)プロビットモデルを用いた推定。

付表4-2 母親の就業形態の選択関数

	正規雇用者		非正規雇用者		自営業者	
	推定係数	標準偏差	推定係数	標準偏差	推定係数	標準偏差
母子世帯	1.6781 ***	0.1629	0.7777 ***	0.1362	-0.0763	0.2206
母の年齢	0.2917 ***	0.0830	0.1700 ***	0.0634	0.3090 ***	0.1136
母の年齢の2乗	-0.0037 ***	0.0010	-0.0024 ***	0.0008	-0.0030 **	0.0014
母の学歴（中学校）						
高校	0.8346 ***	0.2662	0.5956 ***	0.1868	0.5386	0.3857
専門学校	1.4776 ***	0.2854	0.5314 **	0.2112	0.9000 **	0.4039
短大	1.2703 ***	0.2804	0.4194 **	0.2048	0.5021	0.4051
大学・大学院	1.7205 ***	0.2905	0.1440	0.2242	0.7275 *	0.4183
母の健康ダミー	0.4139 **	0.2028	0.0449	0.1571	0.8747 **	0.3488
子供の健康ダミー	0.1607	0.1194	0.0952	0.1001	0.1569	0.1562
子供の数	-0.1140 *	0.0674	0.0153	0.0544	0.2530 ***	0.0829
末子の年齢	0.1471 ***	0.0160	0.1551 ***	0.0135	0.0439 **	0.0208
世帯所得（第1五分位）						
第2五分位	0.5354 *	0.3273	0.6839 **	0.2977	0.5006	0.4847
第3五分位	0.2792 *	0.1606	0.2718 **	0.1399	0.4122 *	0.2135
第4五分位	0.1288	0.1667	0.0200	0.1390	-0.3617	0.2276
第5五分位	-0.8500 ***	0.1761	-0.5704 ***	0.1410	-0.5272 **	0.2163
配偶者の家事・育児分担（0割）						
2割	0.7632 ***	0.1558	0.4763 ***	0.1194	-0.1955	0.2040
3割	1.6742 ***	0.2162	0.7209 ***	0.1924	0.3617	0.2915
4割	1.0251 ***	0.3390	-0.3584	0.3584	0.7048 *	0.3958
5割	2.4906 ***	0.2977	1.1899 ***	0.2914	0.6345	0.4291
5割以上	1.6832 ***	0.5291	-1.1899	0.8150	-1.5423	0.9800
親と同居	0.7478 ***	0.1229	0.4710 ***	0.1082	1.0494 ***	0.1543
失業率	-0.2541 ***	0.0546	-0.0976 **	0.0445	-0.1455 **	0.0714
定数項	-8.2549 ***	1.6833	-4.2522 ***	1.2635	-10.6657 ***	2.3752
サンプルサイズ	3452					
対数尤度	-3825.997					
自由度調整済未決定係数	0.1217					

出所：JILPT2011「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」より著者計算。

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)18歳未満の子どもを持つ母を対象とした推定。

3)多項ロジットモデルを用いた推定。レファレンスグループは「非就業者」。

付表4-3 母親の就業時間の規則性に関する分析結果

	おおむね規則的		おおむね不規則的		不規則	
	推定係数	標準偏差	推定係数	標準偏差	推定係数	標準偏差
母子世帯	-0.3325	0.1340	-0.0425	0.2566	-0.3345	0.2098
母の年齢	-0.1133 *	0.0761	-0.0895	0.1377	-0.0419	0.1264
母の年齢の2乗	0.0017 ***	0.0009	0.0014 **	0.0017	0.0005	0.0015
母の学歴（中学校）						
高校	-0.4526	0.2210	-0.3717	0.4239	-0.2296	0.3843
専門学校	-0.0313	0.2433	0.5712	0.4449	0.8151 **	0.4005
短大	-0.2978	0.2382	0.1304	0.4482	0.2099	0.4049
大学・大学院	-0.5310	0.2526	-2.1104	0.6609	-0.4181	0.4489
母の健康ダミー	-0.4237 *	0.1052	-0.3577	0.2003	-0.1142	0.1656
子供の健康ダミー	-0.0501	0.1662	0.1266	0.3286	-0.0638	0.2727
子供の数	0.0368 *	0.0585	-0.2576	0.1139	0.1122	0.0940
末子の年齢	-0.0045 **	0.0136	-0.0683 **	0.0255	0.0131	0.0226
世帯所得（第1五分位）						
第2五分位	0.0304	0.2209	0.2073	0.3695	-0.8117 *	0.4873
第3五分位	-0.0278	0.1345	-0.6326	0.2745	-0.0763	0.2078
第4五分位	-0.3076	0.1485	-0.2834	0.2745	-0.5158 **	0.2402
第5五分位	-0.2750	0.1576	-0.2257	0.2977	-0.5883 **	0.2559
配偶者の家事・育児分担（0割）						
2割	0.0012	0.1371	0.4712	0.2464	-0.2740	0.2351
3割	0.4939	0.1986	0.4607	0.3873	0.6565 **	0.2905
4割	-0.7944	0.3855	0.1074	0.6524	-0.0235	0.4830
5割	-0.4750	0.2206	-1.0882	0.6187	-2.7701 ***	1.0169
5割以上	-1.1833	0.8271	-1.1809	0.9770	1.1218 **	0.6411
親と同居	0.0129 *	0.1002	0.1822	0.1860	-0.0920	0.1648
失業率	0.0208 **	0.0470	0.1134 *	0.0867	-0.0840	0.0771
定数項	2.0215	1.5482	0.2530	2.7560	-0.2349	2.5665
サンプルサイズ	2392					
対数尤度	-2575.862					
自由度調整済未決定係数	0.0401					

出所：JILPT2011「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」より著者計算。

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)18歳未満の子どもを持つ母を対象とした推定。

3)多項ロジットモデルを用いた推定。レファレンスグループは「規則的」。

第5章 児童虐待リスクが高いのは専業主婦か働く主婦か

1 はじめに

児童虐待に対する世間の関心がかつてないほど高まっている。そのきっかけとなったのが、児童虐待に関する公的統計の充実である。実は、1990年以前は、児童虐待に関する全国規模の公的統計がなかった。1990年度から厚生労働省が児童相談所における児童虐待相談対応件数、1999年度から警察庁が児童虐待事件の検挙件数等の公表を始めたことで、児童虐待の全容とその増加傾向をはっきりと捉えることができるようになった。その後、2000年に児童虐待防止法が施行され、児童虐待の定義（身体的虐待、性的虐待、ネグレクト、心理的虐待）が明確化され、住民の通報義務や立ち入り調査等における警察官の援助等が法的に規定されることとなった（竹沢 2010）。さらに、2000年代に入ってから児童虐待に関する新聞やテレビ報道が大幅に増え、児童虐待が社会問題として一般市民からも高い関心を集めるようになった。

児童虐待はどこでも誰でも起こりうることである。それを未然に防ぐためにも、児童虐待を引き起こす危険因子を明らかにし、児童虐待が子どもたちにもたらす影響の深刻さを統計数字で科学的に検証することが重要である。しかし残念ながら、こうした実証研究が、日本ではあまり見られない。とくに、児童虐待の加害者の約6割が母親であることが統計的に示されているものの、児童虐待を引き起こす可能性のある母親側の危険因子については、ほとんど未解明のままである。

日本では母親による虐待事案の99.9%は、犯罪に至るほど悪質なものではない¹。しかし、虐待を受けた児童はその後さまざまな面で不利な影響を受ける可能性が高いことが欧米の研究で明らかになっている。例えば、米国の研究によると、児童虐待の被害者が、成人後に望まない妊娠をする確率が高く（Dietz 他 1999）、また自分自身の子どもを虐待する世代間連鎖が見られる（Kaufman and Zigler 1987; Widom 1989）。さらに、虐待を受けた児童が学校で学業成績の不振、不登校、薬物乱用等の問題行動を引き起こす確率が比較的高く、卒業後の就業状況も全般的に悪いとの研究結果がある（Starr and Wolfe 1991; Felitti 他 1998）。

なぜ母親が理性と母性本能も飛び越えてわが子の虐待に走ってしまうのか。Goldman 他（2003）は、児童虐待を引き起こす危険因子を、（1）親の失業、うつ病、被虐待経験等の「親・保護者ファクター」、（2）貧困、ひとり親家庭等の「家庭的ファクター」、（3）病気・障害等の「子どもファクター」および（4）孤立無援状態にいる「環境ファクター」という4つのドメイン（Domain）に分類し、児童虐待はそれぞれのファクターが複雑に絡み合う結果としている。

¹ 例えば、2011年度の児童虐待の相談対応件数（児童相談所ベース）と検挙件数（警察庁発表）はそれぞれ59,862件と384件であり、検挙率は0.64%である。

一方、Paxson and Waldfogel (1999) は親が持つ「資源」(Resource) の多寡こそが児童虐待のキー要素と指摘する。その「資源」とは、所得等の「経済的資源」だけではなく、子育てに投じる「時間的資源」、および「育児時間 (parental time)」の質も含まれている。例えば、低所得の有業シングルマザーの場合、経済的資源と時間的資源の両方が乏しく、ただでさえ少ない育児時間を質の高いものにする程の体力と精神状態にないことが多い。1990-1996年の米国州別データを用いた研究によると、シングルマザー比率の高い州ほど、母親の就業率が高い州ほど、児童虐待の報告件数が多い。

本研究では、こうした欧米の先行研究を参考にしながらも、これまでに実証研究の蓄積が少なかった日本の児童虐待のメカニズムを探ってみた。具体的には、まず Paxson and Waldfogel (1999、2002) にならって、2000-2010年都道府県別パネルデータを用いて、母親の就業率、母子世帯の割合、失業率等の社会経済的要素が児童虐待相談対応件数(率)とどのような関係にあるのかを推定してみた。次に Goldman 他 (2003) の理論モデルを参考にしながら、母親の個票データから、過去に児童虐待を行った疑いがあると報告したケースに着目し、4つのドメインの危険因子を全て考慮した統計的推定を行った。

さまざまな危険因子のうち、筆者がとくに注目しているのが母親の就業状況である。Paxson and Waldfogel (1999、2002) が行った米国の州別推定では、母親の就業率の高い州ほど、児童虐待の報告件数が高いとの結果が得られている。しかし、この結果が個人レベルでも当てはまるとは限らないと筆者らも認めている。

実際、日本では児童虐待リスクが高いのが専業主婦か働く主婦かについて、明確な答えが得られにくい。ただし、米国の既婚女性に比べて、日本の既婚女性は金銭面で多少の不利益を被っても、長時間労働を避ける傾向が強いとの実証研究がある(周 2013)。つまり、働く主婦は、専業主婦よりも子育て時間が少ないという点では日米が共通しているものの、日本ではそもそも児童虐待のリスクを高めてしまう程の長時間労働をする主婦が非常に少ないという点が重要なヒントとなる。

実証分析の結果、母親における現在の就業状況と、児童虐待との間に関連性がないものの、過去の就業コースは一定の説明力を持っている。具体的には、最終学校を卒業してから現在までおおむね働き続けてきた「継続就業型」主婦と「職業引退型」主婦との間に児童虐待の発生確率に顕著な差が見られなかったものの、「退職復帰型」主婦における児童虐待リスクが比較的高いことが明らかになった。一度労働市場から身を引いたものの、再就職に伴う心身の緊張と疲労は、児童虐待の引き金になった可能性が高い。

2 研究の背景

(1) 児童虐待相談が急増、主な虐待者の6割が母親

児童相談所に寄せられた児童虐待相談件数が急増している。1990年当時、日本全国で児童相談所に寄せられた児童虐待相談の対応件数は、年間1千件程度に過ぎなかった。しかし、

その後児童虐待相談の対応件数が年々増え、2011年現在、児童相談所が対応した児童虐待の相談件数は年間6万件弱－児童千人あたり2.9件²－に上っており、直近の10年間では年平均10%のペースで増加している。相談対応件数の急増に比例して、警察庁がとりまとめている児童虐待検挙事件の被害児童数も年々増加し、2011年現在では398人となっており、10年前の約2倍に達している（図5－1）³。

図5－1 児童虐待相談対応件数、検挙事件の被害児童数と死亡児童数の推移



出所：児童虐待検挙事件の被害児童数、死亡児童数は、警察庁『少年非行等の概要』、『児童虐待および福祉犯の検挙状況』、児童虐待相談の対応件数（児童相談所ベース）は厚生労働省『社会福祉行政業務報告』より筆者が作成。

注：2010年度の相談対応件数は、東日本大震災の影響により、福島県を除いて集計した数値である。

表5－1 児童虐待の種別と親が虐待者となる割合（2010年度）

	相談対応	検挙事件
虐待の種別		
身体的虐待	38.2%	76.7%
性的虐待	2.5%	19.0%
ネグレクト	32.5%	4.3%
心理的虐待	26.7%	0.0%
主な虐待者/検挙人員に占める		
母親の割合	61.5%	30.4%
（実母の割合）	60.4%	27.5%
父親の割合	31.5%	69.6%
（実父の割合）	25.1%	28.3%

注：原データの出所は、図5－1に同じ。

² 児童人口は、総務省統計局『人口推計年報（2011年10月1日現在推計人口）』の0～17歳人口をもとに算出。ちなみに、米国における児童虐待の報告は、児童千人あたり9.2件であり（データ出所：米国健康と人的資源省子ども局“Child Maltreatment2010”）、日本よりもはるかに高い水準にある。

³ 一方、検挙事件の死亡児童数は横ばいで推移してきた。その一因として、死亡リスクの高い乳幼児の比率が減ったことで死亡数の増加が抑制されていると竹沢(2010)は指摘している。

検挙事件の加害者は父親（とくに養父、内縁の父）が全体の約7割を占めているのに対して、児童相談所に寄せられた児童虐待相談事案の約6割は、実母が主な虐待者となっている（表5-1）。虐待の種別をみると、「身体的虐待」（38.2%）と「育児放棄（ネグレクト）」（32.5%）で全体の約7割を占めている。

（2）虐待を受けた「子ども」が「親」となった時

虐待経験は、子どもたちのその後にどのような影響を与えるのであろうか。前述のように、欧米の研究によると、児童虐待の被害者が、成人した後に虐待の世代間連鎖、望まない妊娠、学業成績の不振および芳しくない就業状況等不利な出来事に見舞われることが多い。では、日本でも同様な傾向が見られるのであろうか。

表5-2は、現在子育て中の女性を対象に、彼女たち自身が「親から暴力を振るわれた」ことの有無とその後の状況を比較したものである。児童虐待防止法第2条では、「身体への暴行」も児童虐待の1つとしており、本節では親から暴力を振るわれた場合「身体的虐待を受けた」と解釈している⁴。

表5-2を見ると、児童虐待が日本では次の側面において負の連鎖をもたらしている可能性が高いと考えられる。

- ① 児童虐待の世代間連鎖。被虐待経験があった母親の23.2%は自分の子どもにも身体的虐待（行き過ぎた体罰）を行い、9.9%は育児放棄になった時期があると回答している。一方、被虐待経験のない母親における同比率は、それぞれ5.4%と1.3%しかない。
- ② 10代での若年出産とシングルマザー比率。被虐待経験を持つ母親における10代での若年出産比率は3.5%で、被虐待経験のない母親の1.7倍である。また、シングルマザーの9.0%が被虐待経験を持っているのに対して、既婚マザーは同4.8%で、シングルマザーの被虐待経験率が高い。
- ③ 中学校卒・高校中退比率。被虐待経験を持つ母親の10.2%は、最終学歴が中学卒となっている。シングルマザーで被虐待経験がある場合、中卒・高校中退比率が19.0%に達している。一方、被虐待経験のない母親の同比率は4.3%である。
- ④ 不利な就業状況。無職比率、非正規比率および平均年収を就業の成果指標としてみた場合、被虐待経験を持つ母親の就業状況が全般的に悪いと言える。被虐待経験を持つ母親の無職比率は、42.5%であり、被虐待経験のない母親より5.3ポイント高い。また、就業者の平均年収で比較しても、被虐待経験のある母親は50万円ほど低くなっている。

⁴ 調査では、「親から暴力を振るわれたこと」の有無のみを聞いており、暴力を受けた頻度や具体的時期についてはたずねていない。

表5-2 親から身体的虐待を受けた経験の有無とその後の状況

	全体			既婚マザー			シングルマザー		
	なし	あり		なし	あり		なし	あり	
自分の子どもに行き過ぎた体罰	5.4%	23.2%	***	5.3%	22.6%	***	7.3%	32.8%	***
自分の子どもに育児放棄	1.3%	9.9%	***	1.2%	9.7%	***	3.4%	13.8%	***
10代出産比率	2.1%	3.5%		2.0%	3.2%		3.4%	8.6%	**
中卒・高校中退比率	4.3%	10.2%	**	4.2%	9.7%	**	7.0%	19.0%	***
現在無職比率	37.2%	42.5%		38.6%	43.5%		15.1%	25.9%	**
非正規比率（有業者）	70.4%	74.3%		71.1%	74.3%		59.0%	74.4%	**
本人税込年収（万円、有業者）	176.4	125.6	***	175.3	121.8	*	194.0	187.3	
被虐待経験率	5.0%			4.8%			9.0%		
N	1,935	120		1,294	62		641	58	

出所：JILPT「子どものいる世帯における生活状況および保護者の就業に関する調査2011」の個票データより筆者が集計したものである。

注：(1)*は、ピアソンのカイ二乗検定（Pearson's chi-square test）に基づき、虐待を受けたグループと受けなかったグループとの差が統計的に有意であることを示している。

*** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$.

(2)「全体」に関する集計値は、世帯類型別の加重平均値である。母集団におけるシングルマザー（母子世帯）と既婚マザー（ふたり親世帯）の割合を、厚生労働省「国民生活基礎調査2010」を基に、それぞれ5.79%、94.21%としている。

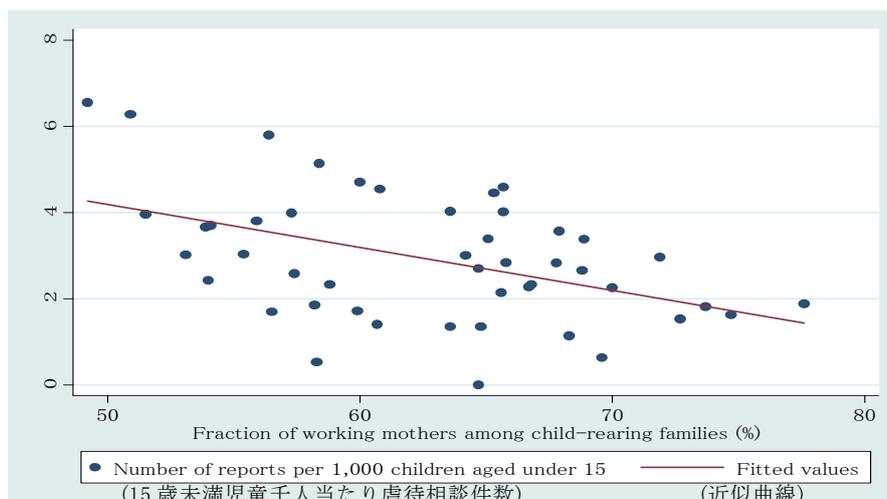
3 母親の就業率と児童虐待の相関関係—都道府県別データ

このように、児童虐待を受けた「子ども」が「親」となった時に、その被虐待経験が自分の子育て方式や、自分の教育と就業成果に暗い影を落とす可能性がある。では、児童虐待は、母親の就業状態とはどのような関係があるのであろうか。

米国の州別パネルデータを用いた Paxson and Waldfogel(2002)の分析では、有業母親を持つ子どもの割合が0.05ポイント上昇すると、児童虐待の報告件数が8%上昇すると推定されている。しかし、日本では、このような関係が見られないようである。

図5-2の散布図をみると、都道府県別母親の就業率と児童虐待の相談率との間に、むしろ弱い負の相関関係があることが分かる ($r = -0.4621$)。児童虐待の相談率に影響を与えそうな他の要因（ひとり親世帯の割合、離婚率、失業率等）の影響を考慮しても、母親の就業率と児童虐待相談率との間に負の相関関係が見られる（Case1:OLSモデル）。一方、都道府県の固定効果と年次効果をさらにコントロールした固定効果モデル（Case2）の推定結果によると、母親の就業率と児童虐待の相談率との相関関係は統計的に有意ではない。これは、同一都道府県において、推定期間中（2000～10年）における児童虐待相談率の変化が、母親の就業率と連動していないことを意味している。

図5-2 母親の就業率と児童虐待の相談率の関係図(2010年、都道府県)



注：(1)母親の就業率とは、児童のいる世帯における妻有業世帯の割合である。
 原データは、厚生労働省「国民生活基礎調査2010」によるものである。
 (2)「相談率」とは、15歳未満児童千人あたり児童相談所に寄せられた児童虐待の相談対応件数である。児童数と相談対応件数は、それぞれ総務省統計局「国勢調査2010」、厚生労働省「社会福祉行政業務報告例2010」によるものである。

表5-3 児童虐待相談率の推定結果(推計対象：47都道府県×3年(2000,2005,2010年))

	(1)OLSモデル			(2)固定効果モデル		
	係数	S.E.		係数	S.E.	
母親の就業率(%)	-0.0483	0.0136	***	0.0323	0.0280	
ひとり親世帯の割合(%)	-0.0250	0.0711		0.0588	0.0701	
離婚率(人口千対)	-0.0734	0.5220		0.1143	1.2862	
核家族世帯の割合(%)	0.0029	0.0224		-0.1742	0.0960	*
失業率(%)	-0.0256	0.1241		-0.1467	0.2467	
勤労者世帯平均実月収(万円)	-0.0066	0.0100		-0.0293	0.0178	*
年ダミー(2005年) ※CG=2000年	1.0635	0.1288	***	0.5794	0.2016	***
年ダミー(2010年)	2.3980	0.2652	***	1.5634	0.3033	***
定数項	4.1554	2.1318	**	10.7677	5.5631	**
N	141			141		
決定係数(R-squared)	0.5209			0.7278	(グループ内)	

出所：「母親の就業率」と「ひとり親世帯の割合」は厚生労働省「国民生活基礎調査(H13,H16,H22年)」、「離婚率」と「核家族世帯の割合」は厚生労働省「人口動態調査(H12,H17,H22)」、失業率が総務省統計局「労働力調査(H12,H17,H22年)」、「勤労者世帯平均実月収」は総務省統計局「家計調査(H12,H17,H22)」によるものである。

注：(1)「母親の就業率」とは、児童のいる世帯のうち、母親有業世帯の割合である。「ひとり親世帯の割合」とは、児童のいる世帯のうち、ひとり親世帯の割合である。「CG」は比較グループの略称である。

(2)***P<0.01,**P<0.05,*P<0.1.

もちろん、こうした都道府県別の分析結果には情報の限界がある。前述のように、少なくとも4つのドメインの複合的ファクターが、児童虐待の生成要因として考えられる。都道府県別マクロデータで把握できるファクターは、そのほんの一部に過ぎない。例えば、児童虐待の発生と深く関わる母親の精神状態、幼少期の成育環境、現在の生活環境等の要因は、個人レベルのマイクロデータからしか把握できない。都道府県レベルのマクロデータでは観察されないこれらのファクターが母親の就業状態と密接な関係にあるため、その影響が除かれなければ、母親の就業と児童虐待との因果関係を正確に特定することは困難である。

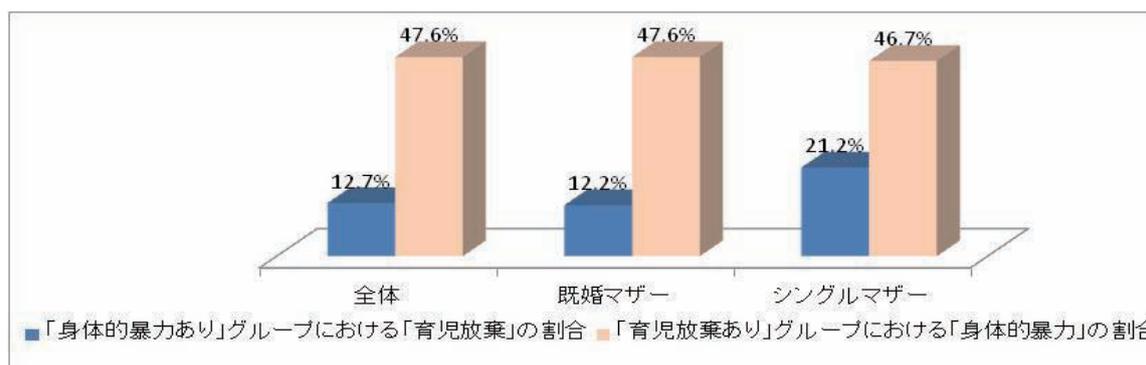
4 児童虐待リスクが高いのは専業主婦か働く主婦か

そこで本節では、個人レベルのマイクロデータを用いて、母親の就業状況と児童虐待の発生確率との関係を厳密に検証してみたい。ただし、母親の就業状況は、現在の就業状態だけではなく過去3年間の就業状態と最終学校を卒業してから現在までの就業コースも含まれたものである。用いるデータは、(独)労働政策研究・研修機構(JILPT)が2011年11月に実施した「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」の個票である⁵。

(1) 個票分析で用いる児童虐待の定義

個票分析に用いる児童虐待とは、調査対象者(母親)が「自分の子どもに行き過ぎた体罰を与えたことがある」(身体的暴力)または「育児放棄になった時期がある」(育児放棄)と回答した場合を指している。ただし、上記の児童虐待行為の有無は過去の累積経験値なので、「ある」と答えた母親が現在も児童虐待を行っているとは限らないことを留意されたい⁶。

図5-3 「身体的暴力」と「育児放棄」の同時発生割合



注:「全体」に関する集計値は、世帯類型別の加重平均値である。

ちなみに、「身体的暴力」と「育児放棄」との間に一定の関連性(相関係数 $r=0.212$)が見られている。子どもに「身体的暴力」を加えた経験のある母親のうち、同時に「育児放棄」

⁵ この調査の詳細については、JILPT(2012)を参照されたい。

⁶ 2011年現在、「身体的暴力」または「ネグレクト」といった児童虐待を行っている母親の割合が、児童虐待の累積経験率(7.1%)と児童虐待の報告率(2.9%)の間になるとと思われる。

を経験した者が、全体の 12.7%（既婚マザー12.2%、シングルマザー21.1%）である。他方、「育児放棄」経験者のうち、子どもに「身体的暴力」を加えた経験のある者が、全体の 47.6%（既婚マザー47.6%、シングルマザー46.7%）に及んでいる（図5-3）。つまり、「身体的暴力」が「育児放棄」とむすびつかないことが多いものの、「育児放棄」の場合半々の割合で「身体的暴力」も同時に発生しているといえる。

図5-4 現在(2011年)の就業状態と児童虐待の発生割合

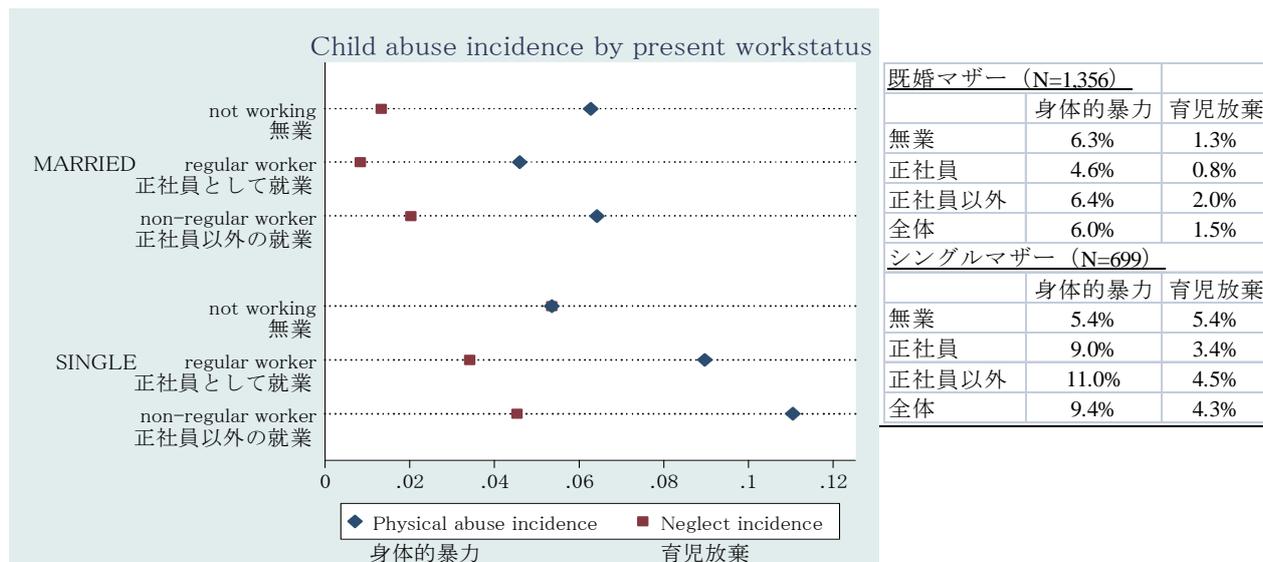


図5-5 過去3年間(2008~10年)の就業状態と児童虐待の発生割合

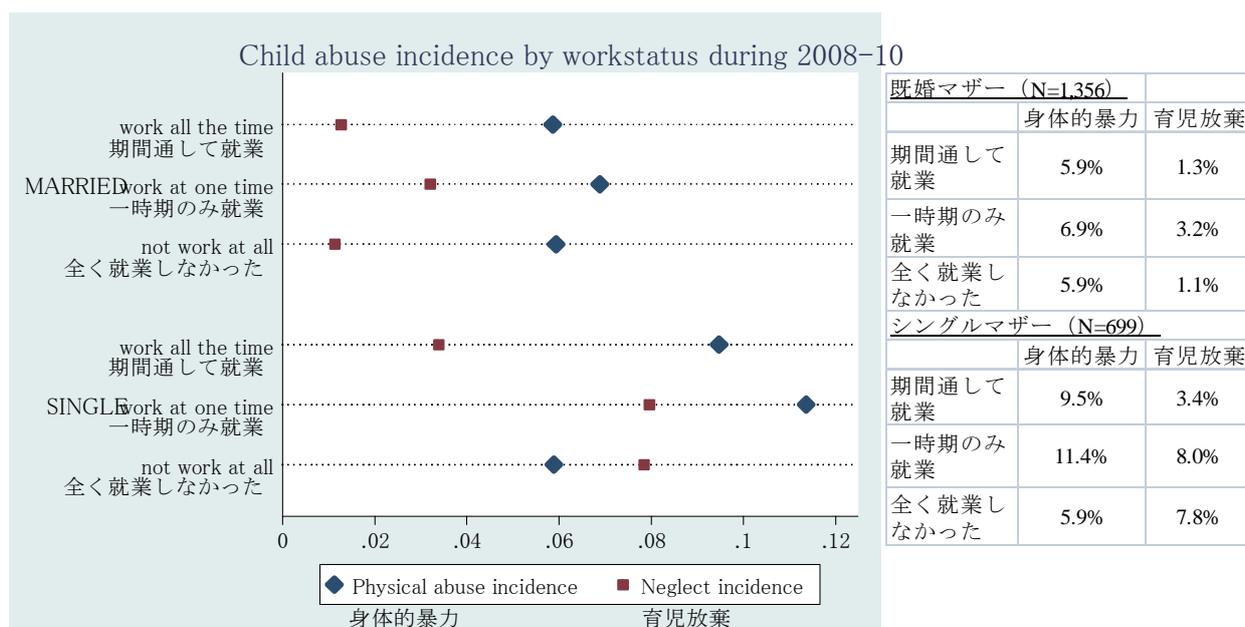
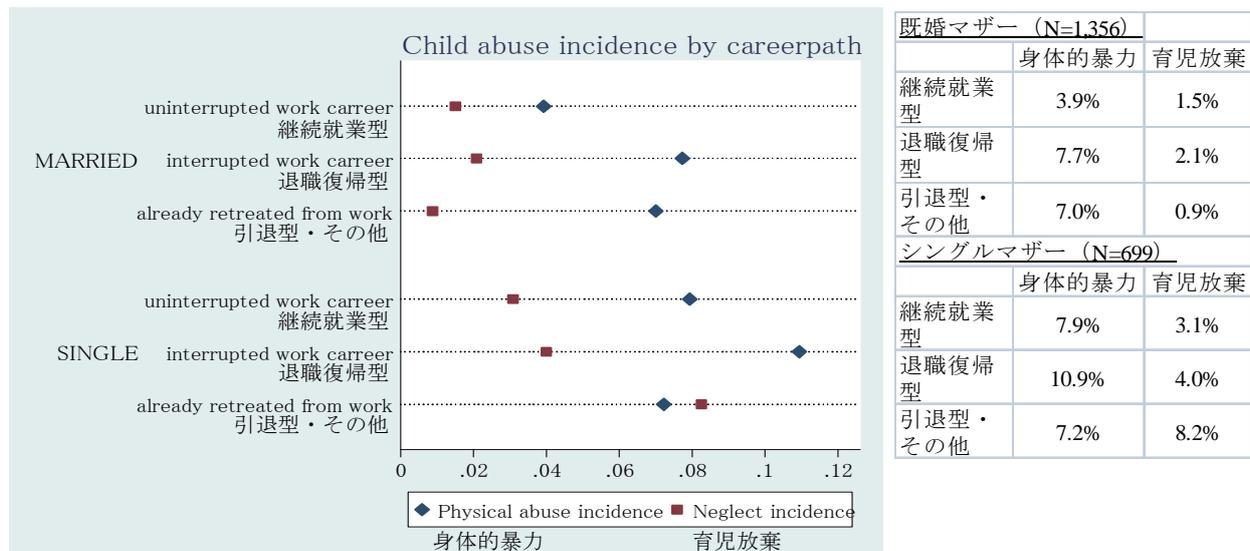


図5-6 これまでの就業コースと児童虐待の発生割合



(2) 母親の就業状況と児童虐待：グラフで見る

図5-4～図5-6は、それぞれ母親における「現在(2011年)の就業状態」、「過去3年間(2008-10年)の就業有無」および「最終学校を卒業してからこれまでの就業コース」別にみた児童虐待の発生割合である。

図5-3-1を見ると、現在「正社員」の母親は、「身体的暴力」や「育児放棄」いずれについても、児童虐待を行ったことがある割合が低くなっている。一方、専業主婦（「無業」）とパート主婦（「正社員以外」）は、児童虐待の発生割合がそれほど変わらない。シングルマザーに限ってみれば、「無業」の状態では、育児放棄の発生割合が5.4%で最も高く、パート等「正社員以外」の就業状態では、身体的暴力の発生割合が11.0%で最も高い。

そして、過去の3年間（2008～10年）の就業状態で見ると、「一時期のみ就業していた」と回答した母親は、「身体的暴力」と「育児放棄」を行う割合がいずれも高くなっている。シングルマザーに限ってみても、同じような傾向が見られる（図5-5）。

最後に、最終学校を卒業してから現在までの就業コースを、おおむね働き続けてきた「就業継続型」、一旦退職したものの再就職して働き続けている「退職復帰型」および「退職型・その他」の3類型に分けてみた場合、「退職復帰型」と回答した母親は、「身体的暴力」と「育児放棄」を行う割合がいずれも高くなっている（図5-6）。

(3) 母親の就業状況と児童虐待：他の危険因子の影響を考慮した場合

前述のように、児童虐待の誘発要因は、多元的であり、少なくとも4つのドメインの危険因子が複雑に絡み合っている可能性がある。例えば、母親の就業有無は、家庭的ファクター（非労働所得の多寡、シングルマザーかどうか等）に少なからずに影響されており、後者は児童虐待の発生確率にも影響を与えそうな要因の1つである。つまり、図5-3のグラフで

観察されている母親の過去の就業状態や就業コースと児童虐待との関連付けが、家庭的ファクター等を介した見せかけの相関関係に過ぎない可能性もある。

そこで、本節では母親の就業状態以外に、児童虐待の発生確率に影響を与えそうな4つのドメインのファクターを考慮した Probit モデルで、母親の就業状態と児童虐待の発生確率との因果関係を厳密に推定している。なお、4つのドメインとは、①「母親の個人ファクター」（現在年齢、初産年齢、学歴、健康状態、うつ傾向の有無、未成年期の被虐待経験、両親の離婚経験）、②「家庭的ファクター」（母子世帯、世帯年収、しつけ傾向）、③「子どもファクター」（子ども数、病気の子どもの有無）および④「環境ファクター」（夫以外の子育て支援者の有無、居住地域）のことである。

（現在の就業状態よりもこれまでの就業コースが重要）

表5-4は、「身体的暴力」の発生確率を推計したものである。ちなみに、図5-4と図5-5では、正社員よりも非正社員、過去の3年間に「期間通して就業または無業」の者よりも「一時期のみ就業していた」者が、「身体的暴力」を行う割合が高くなっているようである。しかし、表5-4の推定結果では、現在および過去3年間の就業状態が、「身体的暴力」の発生確率に、有意な影響を与えていないことが分かった。つまり、他の危険因子を同程度に持っている場合、母親が専業主婦か、働く主婦かで「身体的暴力」の発生確率がほとんど変わらないことが分かった。

「身体的暴力」の発生確率に顕著な影響を与えているのは、「最終学校を卒業してから今までの就業コース」である。図5-6でも明らかになったように、これまでおおむね働き続けてきた「就業継続型」の母親より、一旦退職したものの再就職している「退職復帰型」の母親が「身体的暴力」を行う割合が高くなっている。表5-4の推定結果でも、「就業継続型」母親に比べて、「退職復帰型」母親が「身体的暴力」を行う確率が5.0ポイント高い。シングルマザーに限ってみれば（Case(3)）、「退職復帰型」母親の同確率は7.6ポイントも高い。

では、なぜ、「退職復帰型」母親が子どもに「身体的暴力」を加える確率が高くなってしまったのか。「退職復帰型」母親が、その名の通り、一旦仕事から引退して、数年間家庭の中で過ごしたため、再就職に伴う生活リズムの変化、心身の緊張や疲労状態が起きやすくなり、それが子どもの身に跳ね返り、児童虐待の引き金になった可能性が高いと考えられる。

一方、表5-5は、育児放棄（ネグレクト）の発生確率を推定したものである。ここでは、母親の就業に関する全ての説明変数が、統計的に有意ではない。母親の就業状態や就業コースから育児放棄の発生確率を予測するのが難しいようである。

表5-4 子どもに身体的暴力を与えた経験 (Probit モデル)

	Case(1) 全体		Case(2) 既婚マザー		Case(3) シングルマザー	
	dy/dx	Delta Method S.E.	dy/dx	Delta Method S.E.	dy/dx	Delta Method S.E.
母親の就業ファクター						
現在の就業状態 (CG=無業)						
正社員として就業	-0.0204	0.0323	-0.0217	0.0347	0.0231	0.0660
正社員以外の就業	-0.0274	0.0312	-0.0309	0.0315	0.0555	0.0638
過去3年間の就業状態 (CG=期間通して就業)						
一時期のみ就業	0.0101	0.0219	0.0099	0.0246	0.0114	0.0494
全く就業しなかった	-0.0098	0.0225	-0.0100	0.0237	-0.0339	0.0721
母親の就業コース (CG=就業継続型)						
退職復帰型	0.0504	0.0229 **	0.0512	0.0256 **	0.0758	0.0294 ***
引退型・その他	0.0143	0.0204	0.0136	0.0209	0.0517	0.0740
ドメイン1:母親の個人ファクター						
現在年齢	-0.0004	0.0013	-0.0003	0.0016	-0.0008	0.0033
初産年齢	-0.0042	0.0021 **	-0.0044	0.0025 *	-0.0034	0.0044
学歴 (CG=高卒以下)						
短大・高専	0.0042	0.0149	0.0041	0.0169	0.0164	0.0352
大学 (院)	0.0434	0.0256 *	0.0457	0.0279 *	-0.0328	0.0462
健康状態が(あまり)良くない	0.0315	0.0236	0.0335	0.0265	0.0436	0.0406
うつ傾向あり	0.0306	0.0257	0.0338	0.0267	-0.0096	0.0361
未成年期の被虐待経験あり	0.0899	0.0237 ***	0.0847	0.0265 ***	0.1726	0.0422 ***
未成年期に両親が離婚	0.0191	0.0212	0.0213	0.0220	-0.0415	0.0411
ドメイン2:家庭的ファクター						
世帯構造=母子世帯	0.0213	0.0161	(omitted)		(omitted)	
世帯の等価税込年収	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002	0.0001
子どもに対するしつけ (CG=厳しい)						
甘い	-0.0470	0.0165 ***	-0.0465	0.0175 ***	-0.0648	0.0375 *
どちらとも言えない	-0.0411	0.0173 **	-0.0384	0.0183 **	-0.1083	0.0328 ***
ドメイン3:子どもファクター						
子ども数	0.0113	0.0074	0.0115	0.0099	0.0026	0.0215
病気の子がいる	0.0371	0.0183 **	0.0380	0.0221 *	0.0231	0.0380
ドメイン4:環境ファクター						
夫以外の子育て支援者あり	-0.0160	0.0165	-0.0161	0.0173	-0.0042	0.0332
居住地域 (CG=東京都区部、指定都市)						
人口20万人以上の市	-0.0201	0.0176	-0.0191	0.0199	-0.0454	0.0415
人口10万~20万人未満の市	0.0077	0.0215	0.0093	0.0238	-0.0266	0.0465
人口10万人未満の市	0.0434	0.0226 **	0.0437	0.0239 *	0.0413	0.0486
町村	0.0047	0.0265	0.0074	0.0293	-0.0600	0.0457
サンプルサイズ	1,424		996		428	

注：(1)「Case(1)全体」は母子世帯とふたり親世帯における標本抽出確率の違いを考慮した推定結果である。

(2)*P 値<0.1、**P 値<0.05、***P 値<0.01

表5-5 育児放棄（ネグレクト）の経験（Probit モデル）

	Case(1) 全体		Case(2) 既婚マザー		Case(3) シングルマザー	
	dy/dx	Delta Method S.E.	dy/dx	Delta Method S.E.	dy/dx	Delta Method S.E.
母親の就業ファクター						
現在の就業状態（CG＝無業）						
正社員として就業	-0.0090	0.0140	-0.0105	0.0133	0.0240	0.0539
正社員以外の就業	-0.0036	0.0165	-0.0044	0.0141	0.0174	0.0496
過去3年間の就業状態（CG＝期間通して就業）						
一時期のみ就業	0.0065	0.0109	0.0055	0.0117	0.0895	0.0652
全く就業しなかった	-0.0051	0.0098	-0.0056	0.0103	(not estimable)	
母親の就業コース（CG＝就業継続型）						
退職復帰型	0.0083	0.0123	0.0089	0.0131	-0.0117	0.0273
引退型・その他	-0.0029	0.0090	-0.0030	0.0093	-0.0079	0.0750
ドメイン1:母親の個人ファクター						
現在年齢	-0.0010	0.0007	-0.0011	0.0010	0.0011	0.0025
初産年齢	0.0002	0.0009	0.0004	0.0013	-0.0051	0.0039
学歴（CG＝高卒以下）						
短大・高専	-0.0029	0.0080	-0.0026	0.0089	0.0075	0.0263
大学（院）	-0.0006	0.0115	0.0003	0.0121	(not estimable)	
健康状態が（あまり）良くない	0.0067	0.0101	0.0061	0.0127	0.0564	0.0303 *
うつ傾向あり	0.0217	0.0095 **	0.0220	0.0118 *	0.0199	0.0242
未成年期の被虐待経験あり	0.0303	0.0106 ***	0.0306	0.0118 ***	0.0134	0.0342
未成年期に両親が離婚	-0.0039	0.0113	-0.0031	0.0107	-0.0693	0.0483
ドメイン2:家庭的ファクター						
世帯構造＝母子世帯	0.0018	0.0076	(omitted)		(omitted)	
世帯の等価税込年収	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0002	0.0002
子どもに対するしつけ（CG＝厳しい）						
甘い	-0.0180	0.0072 ***	-0.0197	0.0086 **	0.0274	0.0291
どちらとも言えない	-0.0188	0.0066 ***	-0.0210	0.0081 ***	0.0459	0.0316
ドメイン3:子どもファクター						
子ども数	-0.0075	0.0049	-0.0069	0.0069	-0.0183	0.0172
病気の子がいる	0.0082	0.0085	0.0079	0.0106	0.0301	0.0290
ドメイン4:環境ファクター						
夫以外の子育て支援者あり	0.0107	0.0093	0.0094	0.0109	0.0541	0.0353
居住地域（CG＝東京都区部、指定都市）						
人口20万人以上の市	-0.0067	0.0103	-0.0038	0.0114	-0.0987	0.0385 ***
人口10万～20万人未満の市	-0.0120	0.0078	-0.0091	0.0109	(not estimable)	
人口10万人未満の市	0.0037	0.0114	0.0055	0.0125	-0.0630	0.0421
町村	-0.0001	0.0130	0.0033	0.0167	-0.0908	0.0406 **
サンプルサイズ	1,424		996		305	

注：(1)「Case(1)全体」は母子世帯とふたり親世帯における標本抽出確率の違いを考慮した推定結果である。

(2)*P 値<0.1、**P 値<0.05、***P 値<0.01

（初産年齢、過去の被虐待経験、うつ傾向、しつけ傾向が重要な予測因子）

母親の就業状態以外に、児童虐待リスクの予測因子となりうるものが多く存在している。表5-4の結果を総合すると、「身体的暴力」リスク（R1）における有効な予測因子は下記の通りである。

- ・初産年齢。初産年齢が1歳下がるごとに、R1が0.4ポイント上昇する。
- ・母親の学歴。中学・高校卒母親に比べて、大学（院）卒母親のR1が4.3ポイント高い⁷。
- ・被虐待経験。親から身体的暴力を受けたことがある場合、R1が9.0ポイント高い。
- ・しつけ傾向。しつけが「甘い」人に比べ、「厳しい」人のR1が4.7ポイント高い。
- ・子どもの健康状態。病気の子どもがいる場合、R1が3.7ポイント高い。

一方、表5-5の結果を総合すると「育児放棄」リスク（R2）における有効な予測因子は下記の3つである。

- ・うつ傾向。うつ傾向のある母親は、R2が2.2ポイント高い。
- ・被虐待経験。親から身体的暴力を受けたことがある場合、R2が3.0ポイント高い。
- ・しつけ傾向。しつけが「甘い」人に比べ、「厳しい」人のR2が1.8ポイント高い。

5 結びにかえて

本章では、近年世間の関心がますます高まっている児童虐待の問題を取り上げた。日本では研究蓄積の少なかった児童虐待が子どもたちにもたらす影響、それを引き起こす危険因子とは何かについて、都道府県レベルのマクロデータと個人レベルのミクロデータの両面から検証してみた。とりわけ、母親の就業状態に関心を置きながら、専業主婦と働く主婦のどちらに児童虐待リスクが高いかについて議論した。

JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2011」に基づく分析結果からは、児童虐待がさまざまな側面から負の連鎖をもたらしていることが確認できた。虐待を受けた「子ども」が「親」になった時自分の子どもにも虐待を行いやすいことや、10代での若年出産やシングルマザー比率が高いこと、中学校卒・高校中退比率が高いこと、非正規比率が高いことなどである。

また、マクロデータで見た場合、母親の就業率が高い都道府県では児童虐待の相談率が低い傾向が見られたものの、同一都道府県において、推定期間中（2000～10年）における児童虐待相談率の変化が、母親の就業率と連動していないことが分かった。

そして、ミクロデータで見た場合、母親における現在および過去3年間の就業状態と、児童虐待の発生確率との間に統計的に有意な関係が見られなかった。つまり、専業主婦と働く主婦とは、児童虐待リスクに差が見られなかった。しかし、母親が学校卒業してから現在ま

⁷ これは若干意外性のある結果である。高学歴女性ほど、「身体的暴力」に対する自覚性が高いからかもしれない。また、高学歴女性ほど自己実現・社会参加という欲求が高いゆえ、子どもが障壁になってそれができないというもどかしさが人一倍存在する。このような傾向は児童虐待の発生を容易にする方向に作用しているとも考えられる。

での就業コースは、「身体的暴力」の発生確率に有意な影響を与えている。これまでにおおむね働き続けてきた「就業継続型」母親に比べて、一旦退職したものの再就職した「退職復帰型」母親の方が、子どもに「身体的暴力」を加える確率が5.0ポイントほど高くなっている。再就職に伴う生活リズムの変化、心身的緊張と疲労が児童虐待リスクを高めていたと考えられる。

母親の就業コース以外に、児童虐待リスクを高める因子が他にもある。初産年齢の低い人、学歴が高い人、未成年期に被虐待経験のある人、子どもに対するしつけの厳しい人、病気の子どものを抱えている人ほど、「身体的暴力」を行うリスクが高い。一方、うつ傾向のある人、未成年期に被虐待経験のある人、子どもに対するしつけの厳しい人ほど、「育児放棄(ネグレクト)」を経験する確率が高い。

今後、母親による児童虐待を減らすための対策として、①一定の離職期間を経て再就職した母親に対する育児サポートや心理的カウンセリングの充実、②うつ傾向や被虐待経験があり、しつけ傾向が厳しい等、児童虐待のハイリスク・ホルダーに対して、子どもの出産段階からフォローし、子どもの定期検診や予防接種等のイベントごとに状況確認を行い、必要なサポートを提供することが考えられる。

参考文献

- 周燕飛(2013)「子持ち既婚女性にとっての個人請負就業一日米比較の視点から」『日本労働研究雑誌』No.632, 61-74
- 竹沢純子(2010)「児童虐待の現状と子どものいる世帯を取り巻く社会経済的状況—公的統計及び先行研究に基づく考察」『季刊社会保障研究』Vol.45(4)、346-360
- JILPT(2012)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査』、JILPT 調査シリーズ No.95
- Dietz, P. et al.(1999) “Unintended Pregnancy among Adult Women Exposed to Abuse or Household Dysfunction during Their Childhood”, *Journal of the American Medical Association* 282, 1359-1364
- Felitti, V. et al.(1998) “Relationship of Childhood Abuse and Household Dysfunction to Many of the Leading Causes of Death in Adults: The Adverse Childhood Experience Study”, *American Journal of Preventive Medicine*, 14, 245-250
- Goldman, J., Salus, M. K., Wolcott, D., Kennedy, K. Y.(2003) *A Coordinated Response to Child Abuse and Neglect: The Foundation for Practice*(Chapter 5), published by U. S. Department of Health and Human Services
- Kaufman, J. and Zigler, E.(1987) “Do Abused Children Become Abusive Parents? *American Journal*

of Orthopsychiatry, Vol.57(2), 186-192

Paxson, C. and J. Waldfogel (1999) “Parental resources and child abuse and neglect”, *American Economic Association*, 89(2), 239-244

Paxson, C. and J. Waldfogel (2002) “Work, Welfare and Child Maltreatment”, *Journal of Labor Economics*, Vol.20(3), 435-474

Starr, R. and D. Wolfe(1991)*The Effects of Child Abuse and Neglect: Issues and Research*, New York: Guilford, 1991

Widom, G. (1989) “The Cycle of Violence”, *Science*, 244, 160-166

第6章 「子ども」が親となった時： 10代出産の母親と子どものウェル・ビーイング

1 問題提起

かつて、10代における出産は、さほど珍しいことではなかった。しかしながら、晩婚化・晩産化が進展する中、10代における出産が全出生に占める割合はわずかなものになりつつある。その割合は、1930年には5.4%であったが、2010年には1.3%となっている（国立社会保障・人口問題研究所2012）。しかし、絶対数は少ないとはいえ、10歳代の子供によって生まれた子どもとその母親は、特異な状況に置かれていると言ってもよいであろう。若くして親となることは、精神的・経済的にも苦勞を伴うと考えられるが、一方で、体力の面においては充実しており、また、母親の親—子どもの祖父母—も比較的若く支援が期待できるなど、一概に「悪い」とは言えないかも知れない。しかしながら、10代、すなわち自分自身が未成年である「子ども」の時期に母親となった場合は、進学の見送りや労働市場での非正規化など、さまざまな不利が発生することが想像できる。また、10代の子供の出産の殆どは婚姻前妊娠によるものと考えられ、婚姻前妊娠した母親は、その後子どもの父親と結婚したとしても、ゆくゆくは離婚する確率も高く、母子世帯となる確率も高くなる（岩澤・三田2008）。母子世帯は、その約半数が貧困状況であると報告されており（阿部2011）、また、貧困に育つ子どもは、学力や健康などさまざまな面において逆境に置かれている（阿部2008ほか）。内閣官房社会的包摂推進室が行った事例研究においても、若年出産は社会的排除リスクの一つとして指摘されており（社会的排除リスク調査チーム2012）、また、本報告書の第5章においても、身体的児童虐待の予測要因として、初産年齢が挙げられている。

しかしながら、若年で母親となる「子（＝母親）」と、その母親に育てられる子どものその後の状況を分析した研究は、日本において非常に少ないのが状況である。若年出産や10代妊娠に関する学術的分析は、助産学や保健衛生など医学に隣接する分野からの蓄積が大きい。しかしながら、これら文献の多くは、10代妊婦の実態やケアの実践など現場における知見と提言に関わるものが多い（小川・安達・恵美須2006）。特に、10代で出産するということが、その後の彼女らのライフコースにおいてどのような影響をもち、また、生まれてきた子どもがどのような状況に置かれて育っていくのかといった観点の分析は少ない。

その理由の一つは、10代出産の十分な標本数が得られ、かつ、子どもや母親のウェル・ビーイングに関わる項目を多く把握している調査データが少ないことが挙げられよう。そこで本稿では、労働政策研究・研修機構が2011年に行った「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査2011」（JILPT2012）を用いて、母親が10代の子供の出産を若年出産と定義し、若年出産の母親と彼女らの出産前（出身家庭）の特徴と、出産後の状況の分析を行うこととする。本調査は、母子世帯を多くサンプリングしているため、通常のこの規模の調

査に比べて、10代出産のサンプル数も、母子世帯のサンプル数も多く、10代出産の母親と母子世帯の母親との比較も可能である。本データを用いることにより、若年母親の特徴を明らかにするとともに、彼女らの置かれている状況、生まれてきた子どもの状況に焦点をあて、その実態を明らかにする。

2 先行研究

先に述べたように、若年出産や10代妊娠 (teen pregnancy) に関する学術的分析は、さほど多くはないものの、産婦人科学会、助産学、保健衛生など医学に属する分野からの蓄積が存在する (小川・安達・恵美須 2006)。これらの多くは医療機関などにおける臨床事例を分析したものであり、全国レベルの若年母親の動向や特徴を扱ったものは少ない。これらの文献の多くは、青少年の性行動や妊娠にいたった経緯、出産を決断するまでの葛藤、医療現場からの支援の実践について分析したものであり、出産後の子どもおよび母親の状況などフォローアップ調査を必要とする分析は少ない。また、事例数も比較的少ない。しかし、限られたサンプル数ではあるものの、これらの事例から得られる知見はある程度の汎用性があると考えられる。ここでは、その成果のいくつかを紹介しよう。

平岡 (2004) は、自身の医院における10代妊婦の事例から、10代の分娩が、ひとり親世帯の母親に有意に高いこと、また、入院助成制度利用者には若年分娩者が有意に多いことを示している。10代の子を出産する母親は、子どもが生まれる前から、おそらくその出身家庭においても、経済的に不利な状況に置かれていることが推測される。さらに、18歳以下の初産婦を対象としたインタビュー調査を行った小川・恵美須・安達 (2009) は、10代の子を出産が、「妊娠の懸念」「パートナーの曖昧な態度」「実母への告知」「パートナーの親への告知」「パートナーや義母との食い違い」といった強く「辛い」と感じられたストレスに遭遇しており、通常であれば喜ばしい妊娠—出産というライフイベントが、ストレスの原因となっていることを指摘している。10代妊婦の周産期死亡率は、減少傾向にあるものの、20代、30代に比べて高い (小川・恵美須・安達 2009)。

出産後の状況については、平成13-14年度に東京都社会福祉協議会保育部会調査研究委員会が「10代で出産した母親の子育てと子育て支援に関する調査報告書」がある (東京都社会福祉協議会 2003)。本報告書は、都内の公私立保育園に通う10代で出産した若年母親の112名に対する調査をもとに執筆されている。これを用いて、森田は、10代で出産した母親の子育て家庭で子の父親が不在となる世帯が半数であるとした (森田 2004)。

また、周 (2012) は、本論文と同じく「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2011」を用いて、10代出産の母親の貧困率が46.2%、生活保護受給率が3.6%と母親全体 (13.0%、0.8%) に比べ有意に高い数値であることを示している。すなわち、10代における出産をした母親は、そもそも社会経済階層が相対的に低い家庭の出自であることのみでなく、出産後にも、母子世帯となる確率が高く、貧困に陥りやすいことが推測される。

3 若年出産の推移と分布

まず、最初に、厚生労働省『人口動態調査』から、若年出産の推移と地域分布を確認することとしたい。

(1) 推移

表6-1は、人口動態統計から得た15歳から19歳の出産(以下、若年出産)の推移を示している。若年出産は、かつてはさほど珍しいことではなく、1930年では全出生数の5.4%を占めていた(国立社会保障・人口問題研究所2012)。しかしながら、この割合は戦前、そして戦後と急速に減少し、1940年の時点で既に2.5%、1960年では1.2%となっている。しかし、その後は減少することなく、むしろ1980年代から2000年代にかけては若干の上昇の兆しを見せている。しかし、それも2002年の1.9%をピークとして減少し始め、最新データである2010年では1.3%の数値となっている。2010年の出生数で見ると、15歳から19歳の母親による出生数は13,546人であり、うち51人は15歳の出生である(厚生労働省2011)。

一方で、20代後半は2000年代までは最も多い出産年齢層であったが、2000年代に30代前半にその座を譲っている。また、30代後半、40代前半の出産は、1960年から1980年にかけて一旦減少したものの、その後上昇に転じている。すなわち、日本全体としては晩産化が進んでいる中で、1%ほどの子どもが若年出産した母親の下に生まれている。

表6-1 若年出産の推移(%)

母親	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳
1930	5.4	26.3	27.7	20.9	13.4	5.5	0.8
1940	2.5	21.2	31.6	23.7	14.8	5.4	0.7
1950	2.4	26.7	34.0	21.2	11.9	3.5	0.2
1960	1.2	27.8	46.4	18.7	4.9	0.9	0.1
1970	1.0	26.5	49.2	18.5	4.2	0.5	0.0
1980	0.9	18.8	51.4	24.7	3.7	0.4	0.0
1985	1.2	17.3	47.7	26.6	6.5	0.6	0.0
1990	1.4	15.7	45.1	29.1	7.6	1.0	0.0
1995	1.4	16.3	41.5	31.3	8.4	1.1	0.0
2000	1.7	13.6	39.5	33.3	10.6	1.2	0.0
2001	1.8	13.4	38.4	34.2	10.9	1.3	0.0
2002	1.9	13.2	36.9	35.2	11.4	1.4	0.0
2003	1.7	12.6	35.2	36.4	12.4	1.6	0.0
2004	1.7	12.3	33.3	37.4	13.5	1.7	0.0
2005	1.6	12.1	31.9	38.1	14.4	1.9	0.1
2006	1.5	11.9	30.7	38.2	15.6	2.0	0.0
2007	1.4	11.6	29.7	37.9	17.1	2.3	0.1
2008	1.4	11.4	29.1	37.1	18.4	2.5	0.1
2009	1.4	10.9	28.8	36.4	19.6	2.9	0.1
2010	1.3	10.4	28.6	35.9	20.5	3.2	0.1

出所: 国立社会保障・人口問題研究所(2012)『人口統計資料集2012』表4-7.

（２）地域別

県別・大都市別に、母親が20歳未満の出生数が全出生数に占める割合(2010年)をみると、若年母親の割合が一番高い県は沖縄県であり(2.57%)、次に山口県(1.80%)、香川県(1.75%)、愛媛県(1.72%)、和歌山県(1.67%)と続く。20大都市では、北九州市が最も高く(2.24%)、堺市(1.80%)、大阪市(1.67%)が上位3位となっている。反対に、若年母親の割合が最も低い県は、秋田県であり(0.63%)、次いで富山県(0.68%)、東京都(0.72%)、福井県(0.79%)、山形県(0.91%)となっている。大都市では、東京区部が最も低く(0.64%)、川崎市(0.77%)、仙台市(0.84%)が続いている。

視点を変えて、2010年の出生のうち母親の年齢が20歳未満の出生数の分布をみると、大阪府が最も高く(9.02%)、愛知県(6.40%)、東京都(5.77%)、神奈川県(5.65%)、福岡県(5.52%)と人口規模が大きい県に多くが分布していることがわかる。新しい若年母親の3割以上が、上記の上位5県にて出産している。

4 データ

本稿で用いるデータは、労働政策研究・研修機構「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」(2011)である。本調査は、日本全国から無作為抽出された地区の住民基本台帳から無作為抽出された18歳未満の子どものいる世帯4,000世帯を対象としている。本調査においては、母子世帯の情報を得ることを目的としているため、世帯内の親が1人である世帯を、世帯内に存在する親が2人いる世帯よりも多く抽出している。しかしながら、住民基本台帳からは親の婚姻状況の情報を得ることができないため、世帯の親が1人の場合においても、片親が単身赴任で住民票を他地域に移している世帯などが含まれている。調査対象世帯数は、ふたり親世帯2,000世帯と、ひとり親(と思われる)世帯2,000世帯、回収数は、ふたり親世帯1,435票(有効回答率71.8%)(男性79人、女性1,356人)、ひとり親(と思われる)世帯783票(母子世帯699票、父子世帯84票)(有効回答率39.2%)(男性84人、女性699人)、合計2,218票であった。本稿の分析として用いられた標本は、回答者が男性であるサンプル、出産年齢が判定できないサンプルを除いた、2,017票である。

本調査では、出産年齢を直接に訊いていないため、子どもの年齢と親の年齢の差から親となった時の年齢を推測している。しかし、調査票からは、子どもが実子であるかどうかの判別がつかないため、子どもが結婚相手の連れ子である可能性もある。そこで、親と子の年齢の差が15歳未満の場合は、実子でない可能性が高いとして除外し、差が15~19歳である場合には出産時点において若年(成人前)であったと判断した¹。本稿では、これらのケースを、「若年母親」と定義する。この方法で、若年母親であると判断されるケースは99ケース存在し、全母親サンプルの4.9%である。なお、ここで定義される「若年母親」とは、出産時の

¹ 15~19歳のケースにおいても連れ子の可能性もあるが、ここではすべて実子と仮定している。

年齢が20歳未満であった母親を指しており、現年齢が20歳未満であることを指しているわけではないことを付け加えておく。

5 若年母親の状況－JILPT 調査から

まず、クロス表から、若年母親とそうでない母親（非若年母親）の間には質的な違いがあるか否かを見ていくこととしたい。

（1）婚姻状況

母親自身の属性を見ると、若年母親と、そうでない母親との間に、いくつかの特徴的な違いを見出すことができる。まず、現在の配偶状況を見ると、非若年母親の6割以上（65.6%）が有配偶であるのに対し、若年母親が有配偶である割合は3割強（32.2%）であり、未婚・離婚・別居・死別が7割近くを占める（非若年母親では約3割）。本稿で用いたデータでは、ひとり親（と思われる）世帯をオーバー・サンプリングしているため、非若年母親でも無配偶率は高いが、若年母親が非若年母親に比べて無配偶が多いのは明らかである。中でも、若年母親の6割以上の婚姻状況が「離婚・別居」であり、若年母親と母子世帯はオーバーラップが大きい層であることがわかる。ちなみに、無配偶の母親、すなわち母子世帯の母親のうち、若年母親であるのは8.9%である。

表6-2 若年母親と非若年母親の現在の配偶状況

現在婚姻状況	非若年母親 初産時20歳以上 n=1807	若年母親 初産時20歳未満 n=90	計
有配偶	65.6%	32.2%	61.5%
無配偶	34.4%	67.8%	36.0%
未婚	1.9%	5.6%	2.1%
離婚・別居	28.9%	61.1%	30.4%
死別	3.5%	1.1%	3.4%
	100.0%	100.0%	33.8%
	51.0107 <.0001		

（2）基本属性

次に、年齢、学歴、子ども数、未就学児の有無といった基本的な属性において、非若年母親と若年母親の違いがあるかを見てみよう（表6-3）。なお、表6-3には、参考として（現時点において）母子世帯の母親²の属性も示している。まず、年齢を見ると、非若年母親の方が若年母親よりも高い傾向があることがわかる。母子世帯の母親は非若年母親とほぼ同じ平均年齢であり、非若年母親は母子世帯層と比べても比較的に若い。また、子ども数では、若

² 母子世帯の母親か否かは、母親の有配偶状況で判断している。

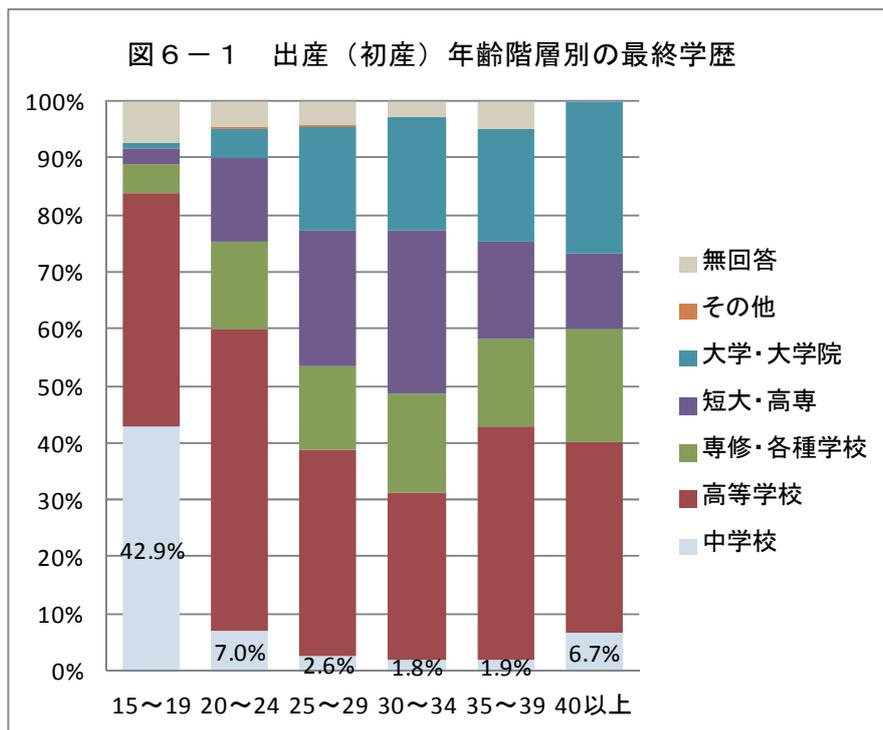
年母親は、非若年母親層に比べて、3人、4人以上の割合が高く、子ども数が多い母親が多い。母子世帯の母親層は、非若年母親層に比べると、子ども数1人が多くなっており、非若年母親は、母子世帯の母親とも異なる傾向を見せている。未就学児の有無においては、非若年と若年母親の間に統計的に有意な差はないが、母子世帯では「あり」が高くなっている。

このように、若年母親たちは、非若年母親たち、また、母子世帯の母親たちとも異なる性質を持っている。中でも、特に際立つ非若年母親の特徴が、中卒の多さである。学歴を見ると、若年母親の42.4%が中卒となっており、非若年母親の3.6%、母子世帯の母親の8.6%と比べても、大きく異なっている。図6-1は、出産（初産）年齢別に最終学歴を集計したものである。これを見ると明らかに出産年齢が高いほど高学歴の割合が多くなっているが、特に出産年齢が15歳から19歳の若年母親は、出産年齢が20歳から24歳の母親に比べても、突出して中卒の割合が高くなっている。これは、もちろん、妊娠というイベントが高校進学・卒業に大きい負の影響を及ぼすということがあるだけでなく、そもそも高校に進学しなかった女性または高校中退した女性が早くに結婚や妊娠をするというバイアスが作用していよう。

表6-3 若年母親と非若年母親の比較：年齢、子ども数、未就学児の有無、学歴

		非若年母親	若年母親	現在母子
年齢(歳)	平均年齢	39.1	31.0	38.6
	最小	22	20	21
	最大	63	45	63
	学歴			
	中学校	3.6%	42.4%	8.6%
	高等学校	39.5%	40.4% ***	47.9% ***
	短大・高専・専修等	37.5%	8.1%	31.9%
	大学・大学院	14.7%	1.0%	8.0%
子ども数			***	***
	1人	28.0%	25.3%	36.8%
	2人	48.4%	34.3%	41.6%
	3人	19.7%	28.3%	17.3%
	4人以上	3.8%	12.1%	4.0%
未就学児の有無			X	***
	なし	66.9%	61.6%	79.5%
	あり	33.1%	38.4%	20.5%

非若年母親、若年母親(または母子世帯、非母子世帯)の χ^2 乗分析において、*** 1%有意、**5%有意、*10%有意、X有意でない



（3）就労状況

若年出産とそれに関連する低学歴は、おのずと母親の就労に影響すると考えられる。そこで、非若年母親と若年母親、そして、母子世帯の就労状況を集計したものが表6-4である。まず、就労状況を見ると、非若年母親も若年母親も約4分の1は就労しておらず、求職活動もしていないが、就労していないが求職中である率は、若年母親の方が高くなっている。非母子世帯と比べると、母子世帯の方が就労率が高く、求職活動もしていない率が大幅に少なくなっている。若年母子であっても約3分の1に配偶者があるため、就労をしないという選択肢がある一方で、就労したくてもできない状況にある者も多いと考えられる。就労している者の中での就労形態を見ると、非若年母子と若年母子の間では統計的に有意な差はなく、両者とも約半数が「パート・アルバイト」となっている。母子の場合は、「正社員・正規職員」と「嘱託・契約・派遣」が若干高くなっており、「パート・アルバイト」が少なくなっている。

就業時間の規則性や、複数就業（ダブルワーク、トリプルワーク）の経験についても、若年母親とそうでない母親の差はない。

若年母親の特徴が際立つのは、キャリア・コースと、それに関連する「初職の就労形態」である。初職の就労形態では、若年母親が「正社員・正規職員」についての割合は40.4%に過ぎず、非若年母親の80.0%、母子世帯の母親の73.5%に比べて大幅に低い。すなわち、多くの若年母親は就労経験の最初から、「正社員」トラックを歩んだことがないことがわかる。それに呼応して、キャリア・コースを見ると、若年母親で「一社継続型」を選択した人はわずか1%しかおらず、非若年母親の24.1%、母子世帯の母親7.9%から見ても少ない。若年母親の中で最も多い型は「退職復帰型」であるが、この型であっても他の属性よりも低い率と

表6-4 若年母親と非若年母親の比較：就労状況

	非若年母親	若年母親	現在母子
就労状況			
していない(求職活動もしていない)	24.1%	24.2%	9.2%
していない(求職中)	6.8%	13.1% *	8.9% ***
している	69.1%	62.6%	82.0%
就労形態			
正社員・正規職員	33.7%	30.6%	38.4%
パート・アルバイト	44.4%	56.5% X	40.3% ***
嘱託・契約・派遣	10.7%	8.1%	14.0%
その他	10.5%	4.8%	6.5%
就業時間			
「おおむね規則的」「規則的」	82.7%	85.5% X	82.5% X
「おおむね不規則的」「不規則的」	16.7%	14.5%	16.9%
複数就業の経験			
ある(現在もしている)	6.0%	6.6% X	7.8% **
ある(現在はしていない)	3.8%	8.2%	4.9%
キャリア・コース			
一社継続型	15.4%	1.0%	7.9%
転職継続型	22.3%	23.2%	26.2%
退職復帰型	41.7%	38.4% ***	52.4% ***
就業中断型	10.2%	16.2%	7.4%
完全退職型	6.9%	4.0%	2.3%
その他	2.2%	13.1%	3.1%
初職の就労形態			
正社員・正規職員	80.0%	40.4%	73.5%
パート・アルバイト	10.9%	45.5% ***	16.9% ***
嘱託・契約・派遣	5.8%	3.0%	5.7%
その他	2.2%	6.1%	3.0%
失業・転職経験			
失業経験あり	20.0%	31.3% ***	28.6% ***
転職経験あり	71.2%	77.7% ***	82.5% ***
仕事と家庭のバランス(以下が「ほぼ毎日」)			
仕事で疲れきってしまって、家事や育児ができない	7.6%	11.3% X	11.2% ***
仕事の時間が長すぎて、家事や育児を果たせない	7.4%	8.1% X	11.2% ***
家事や育児・介護があるため、仕事に集中できない	2.0%	3.2% X	2.1% *

非若年母親、若年母親(または母子世帯、非母子世帯)の χ^2 乗分析において、*** 1%有意、**5%有意、*10%有意、X有意でない

なっており、その分「その他」「就業中断型」が多くなっている。「その他」の型を選んだ人が、どのようなキャリアを歩んできているのかは不明であるが、若年母親は、母子世帯の母親に比べても、さらに労働市場の底辺に置かれていると考えられる。

失業経験については、若年母親は非若年母親に比べて多い傾向があり、母子世帯の母親と比べても多い。転職経験は、母子世帯の母親の方が高くなっている。

最後に、仕事と家庭のバランスの状況を表す設問の回答については、「仕事に疲れきってしまって、家事や育児ができない」「仕事の時間が長すぎて、家事や育児を果たせない」「家事や育児・介護があるため、仕事に集中できない」のどの設問についても、肯定する割合が非若年母親に比べて高くなっているものの、統計的に有意とはなっていない。

(4) 生活状況

次に、若年母子の生活状況を見てみよう（表6-5）。相対的剥奪（Relative deprivation）を表す7つの項目（食料³、衣料⁴、果物⁵、子どもの習い事、子どもの学習塾、家族旅行、外食）について、それらが負担できないとする割合は、「外食（月に1回程度のファミリーレストランでの外食）」以外、すべての項目で若年母親の方が、非若年母親に比べて高くなっている。また、これらの値は、母子世帯に比べても、若干高い。

所得ベースの貧困率については、所得や税金額の欠損値が多く、サンプル数が少なくなることに加え、世帯人数で調整する必要があり、さらに、貧困基準（貧困線）をどこに置くかという問題が生じるので、暫定的な数値を記述している。ここでは、可処分所得（世帯の税込収入の総額から、税金（所得税、住民税）、社会保険料を差し引いた額）を世帯人数の平方根で除し、それを「平成22年国民生活基礎調査」（厚生労働省2011）で公表された2009年の相対的貧困基準（125万円）と比較し、それに満たない場合を貧困と判定した。その結果、非若年世帯の貧困率は28.4%、若年母親の貧困率は47.6%であり、母子世帯のそれ（52.7%）よりも低いものの、差があることがわかった。

表6-5 若年母親と非若年母親の比較：生活状況

	非若年母親	若年母親	現在母子
生活困難(物質的剥奪)			
食料困窮が「よくあった」「ときどきあった」「まれにあった」	24.2%	48.5% ***	38.8% ***
衣料困窮が「よくあった」「ときどきあった」「まれにあった」	31.6%	48.5% ***	46.1% ***
毎日の新鮮な果物が「負担できない」「負担するのは厳しい」	24.2%	40.4% ***	35.3% ***
子どもの習い事が「負担できない」「負担するのは厳しい」	37.9%	59.6% ***	57.1% ***
子どもの学習塾が「負担できない」「負担するのは厳しい」	58.9%	77.8% ***	74.7% ***
年1回の家族旅行が「負担できない」「負担するのは厳しい」	52.6%	69.7% ***	67.0% ***
月1回の外食が「負担できない」「負担するのは厳しい」	18.9%	23.2% X	26.5% ***
所得ベースの貧困率			
収入ベース	18.1%	30.9% ***	42.4% ***
可処分所得ベース	28.4%	47.6% ***	52.7% ***
貯蓄			
貯蓄が「していない」「生活費に回している」	21.6%	36.4% ***	15.7% ***
暮らし向き			
「大変苦しい」	17.2%	32.3% ***	27.5% ***

非若年母親、若年母親(または母子世帯、非母子世帯)の χ^2 乗分析において、*** 1%有意、**5%有意、*10%有意、X有意でない

³ 設問は次の通り。「あなたのご家庭では、過去1年間の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする食料を買えないことがありましたか。(○は1つ) 1. よくあった、2. ときどきあった、3. まれにあった、4. まったくなかった」。

⁴ 設問は次の通り。「あなたのご家庭では、過去1年間の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする衣料を買えないことがありましたか。(○は1つ) 1. よくあった、2. ときどきあった、3. まれにあった、4. まったくなかった」。

⁵ 設問は以下の通り。「あなたのご家庭は、次のア～オにかかわる支出をどこまで負担することが可能ですか。それぞれあてはまるものに1つだけ○をつけてください。ア 毎日の新鮮な果物、イ 子どもの習い事(水泳、ピアノ等)、ウ 子どもの学習塾(月謝2, 3万円程度)、エ 年に1回程度の家族旅行(国内)、オ 月に1回程度のファミリーレストラン(ファミレス)での外食。 1. 余裕で負担できる、2. おおむね負担できる、3. 負担するのは厳しい、4. 負担できない」

若年母親は、そのほか、貯蓄状況や主観的生活感（暮らし向き⁶）においても、母子世帯の母親よりも高い比率で悪い状況にある。

（５）健康状況

若年母親が不利な状況にあるのは、経済状況のみではない。健康の面でも、非若年母親と若年母親の間には統計的に有意な差がある。主観的健康感について、自身の健康状態が「よくない」「あまりよくない」とする割合は、非若年母親の 11.5%に対し、若年母親が 21.2%と 2 倍近くになっている。また、「持病で通院していた」とする率も有意に高い。「あなたの病気が原因で仕事をやめた」という率は、非若年母親の 1%に対し 6%となっており、健康と労働の両面での不利がお互いに影響し合っただけでさらなる不利を招いていることがわかる。

精神状況についても、同様に、若年母親は、非若年母親に比べて悪い状況にある。若年母親の 17.8%は、うつ傾向と判断され⁷、非若年母親の 9.6%を大きく上回る。「自殺を考えたことがある」とする割合は、21.2%と約 5 人に 1 人にのぼる。

表 6－6 若年母親と非若年母親の比較：成育環境、育児環境

	非若年母親	若年母親		現在母子
健康状況				
「よくない」「あまりよくない」	11.5%	21.2%	***	19.9% ***
入院していた (Q51_1)	1.5%	1.0%	X	2.3% **
持病で通院していた (Q51_2)	11.4%	19.2%	**	15.6% ***
風邪などで通院していた (Q51_3)	11.4%	19.2%	X	14.0% X
あなたの病気が原因で仕事を休んでいた (Q51_4)	3.5%	7.1%	X	6.4% ***
あなたの病気が原因で仕事をやめた (Q51_5)	1.0%	6.1%	***	1.7% X
精神状況				
うつ傾向あり (CESD>10)	9.6%	17.8%	**	16.7% ***
自殺を考えたことがある (Q52_11)	13.5%	21.2%	**	21.5% ***

(記号)非若年母親、若年母親(または母子世帯、非母子世帯)のχ²二乗分析において、***1%有意、**5%有意、*10%有意、X有意でない。

（６）成育環境、育児環境

次に、若年母親が育った家庭環境を見てみよう。「両親が離婚した」と回答した若年母親は 38.4%、非若年母親の 11.6%、母子世帯の母親の 17.7%と比べても大幅に高くなっている。両親の離婚が、若年出産を含む社会的排除の引き金となることは他の調査でも指摘されており（社会的排除リスク調査チーム 2012）、これはその結果とも合致する。また、「親から暴力

⁶ 設問は次の通り。「あなたは、現在の暮らしについて総合的にみてどのように感じていますか。○は1つ。(1)現在の暮らし向き。1. 大変苦しい、2. やや苦しい、3. 普通、4. ややゆとりがある、5. 大変ゆとりがある」

⁷ うつ傾向を簡易スクリーニングする CESD 7 項目の以下の設問から、10 点以上を「うつ傾向あり」としている。「最近の 1 週間で、以下のようなことは何日くらいありましたか。」「ア. 励ましてもらっても気分が晴れない」「イ. 物事に集中できない」「ウ. 落ち込んでいる」「エ. 何をしても面倒だ」「オ. なかなか眠れない」「カ. 生活を楽しんでいる」「キ. 悲しいと感じる」の 7 つの設問に対し、選択肢「ほとんどない」=0 点、「1～2 日」=1 点、「3～4 日」=2 点、「5 日以上」=3 点として（カのみ反転）、合計 10 点以上の場合をうつ傾向とする」

を振るわれたことがある」とする割合も有意で高くなっており、若年母親が、厳しい成育環境で育っていることを垣間見ることができる。

現在の育児環境・家庭環境についても、「(元)配偶者から暴力を振るわれたことがある」とする割合が20.2%と、非若年母親の約2倍となっている。この数値は、母子世帯でも高く、若年母親の6割が離婚しているという事実とも関連していると推測される。

表6-7 若年母親と非若年母親の比較：成育環境、育児環境

	非若年母 若年母親			現在母子
成育環境				
両親が離婚した (Q52_1)	11.6%	38.4% ***		17.7% ***
成人する前に親が生活保護を受けていた (Q52_2)	1.8%	4.0% X		2.3% X
成人する前に母親が亡くなった (Q52_3)	1.6%	2.0% X		2.1% X
成人する前に父親が亡くなった (Q52_4)	5.0%	5.1% X		5.4% X
親から暴力を振るわれたことがある (Q52_5)	5.5%	13.1% ***		9.0% ***
育児環境				
(元)配偶者から暴力を振るわれたことがある (Q52_6)	9.9%	20.2% ***		21.9% ***
子どもに行き過ぎた体罰を与えたことがある (Q52_7)	6.9%	14.1% ***		9.4% ***
育児放棄になった時期がある (Q52_8)	2.4%	4.0% X		4.1% ***
出産や育児でうつ病になったことがある (Q52_9)	6.5%	9.1% X		9.3% ***
わが子を虐待しているのではないかと思い悩んだことがある (Q52_10)	10.8%	15.2% X		13.7% ***
非若年母親、若年母親(または母子世帯、非母子世帯)のχ ² 乗分析において、*** 1%有意、**5%有意、*10%有意、X有意でない				

(7) 子どもの状況

最後に、子どもの状況を比べてみよう。表6-8は、子ども単位で見た若年母親をもつ子どもとそうでない子どもの比較である。なお、母親が若年母親であるか否かは、初産における母親の年齢で判定しているため、2人目以降の子どもについては、母親が若年母親であっても、自分自身が生まれた時に母親は若年(20歳未満)でなかった場合がある。そこで、自分の出生時に母親が若年であった場合(young_par2)と、母親が初産の時若年であった場合(young_par)の二つの集計をしている。当然のことだが、前者のケースはすべて後者のケースに含まれる。子ども数で見ると、全子どもサンプル数4,062のうち、自分の出生時に母親が若年であったのは109ケース、母親が初産の時若年であったのは223ケースであった。

表6-8を見ると、子どもの健康状況については、やはり若年母親、特に、自分の出生時点で母親が若年であった場合に、子どもの健康状態が悪い傾向があることが見て取れる。「軽い持病あり」「重病・難病あり」が高くなっており、この数値は母子世帯の子どもに比べても高い割合にある。不登校については、小中学校、高校の場合のみに訊いている項目であるが、これについても、若年母親、特に自分の出生時点で母親若年の場合に、不登校の経験(現在は登校している)、現在不登校中、の両方において高い数値となっており、統計的にも有意である。成績については、若年母親(初産時)の子どもと母子世帯の子どもについては、そうでない母親の子どもに比べて、「成績良好」が少なく、「まあまあ良好」が多くなっており、

「普通」が少なめ、「やや遅れている」「かなり遅れている」が多くなっている。一方で、若年母親（出生時）では統計的に有意な差は見られなかった。

付表 子ども単位のサンプル数

	若年	非若年	不詳
母親の初産時 (young_par)	223 (5.5%)	3779 (93.0%)	60 (1.5%)
自分の出生時 (young_par2)	109 (2.7%)	3908 (96.2%)	45 (1.1%)

表6-8 若年母親と非若年母親の比較（子ども数）

	young_par		young_par2		現在母子
	非若年母親	若年母親	非若年母親	若年母親	
子どもの健康状況(Q26)					
おおむね良好	92.0%	86.2%	91.9%	81.8%	88.5%
軽い持病あり	6.7%	9.3% ***	6.7%	12.7% ***	9.5% ***
重病・難病あり	0.8%	2.2%	0.8%	2.7%	1.0%
子どもの成績(Q26)					
成績良好	14.8%	8.0%	14.5%	9.7%	12.3%
まあまあ良好	28.5%	31.2%	28.3%	33.3%	23.9%
普通	42.0%	36.8% **	41.8%	36.1% X	41.8% ***
やや遅れている	8.5%	14.4%	8.9%	15.3%	12.4%
かなり遅れている	5.0%	8.0%	5.2%	4.2%	8.0%
子どもの不登校(Q26)					
不登校経験なし	92.8%	87.2%	92.6%	86.1%	87.8%
不登校経験有(現在は登校している)	3.7%	6.4% ***	3.7%	8.3% *	6.7% ***
現在不登校中	1.0%	4.0%	1.1%	2.8%	2.8%
わからない	0.2%	1.6%	0.3%	1.4%	0.5%

(記号)非若年母親、若年母親(または母子世帯、非母子世帯)のχ²乗分析において、***1%有意、**5%有意、*10%有意、X有意でない。

6 仮説（ハンディはどこにあるのか）

ここまで見てきたように、若年母親は、そうでない母親に比べて、両親の離婚、児童虐待といった環境で育っている割合が高い、学歴も中卒が約半数を占めている、初職に正規職員となっている割合が極端に低いなど、際立つ特徴を持っている。また、現在の就労形態も非正規である率が高く、失業や転職経験も多い。さらに健康状態においては、精神状況が悪い場合が多く、また、生活困難を抱えている割合も極めて高い。子どもの状況を見ても、健康、成績、不登校において、非若年母親よりも悪い傾向を見せている。

これらの多くは、母子世帯の母親群においても観察される傾向である。若年母親の6割が離婚・別居している、すなわち母子世帯の母親であることを踏まえると、若年母親と母子世帯の母親が面している不利は同じ性格のものであり、若年母親はそれがより厳しく現れているだけかも知れない。一方で、学歴や初職の就労形態など、母子世帯群に比べても、若年母親は際立って厳しい状況に置かれており、未成年で子どもを産むということは、母子世帯であるということ以上にさまざまな影響を及ぼしている可能性もある。

そこで、本稿では、若年出産した母親が抱える子どもに関する諸問題（子どもの健康不良、

子どもの成績不振、不登校)は、彼女らを若年出産に向かわせる諸要因(低階層出身、低学歴、貧困など)に起因するものなのか。それとも、若年に出産した、というハンディから来るものなのか、と言う問いに答えるべく分析を行うこととする。

分析に用いたのは、母親が回答した 2,055 票(ふたり親世帯 1,356 票、母子世帯 699 票)から得られた子ども 4,062 人分のデータである。基本属性は以下の通り(表 6-9)。被説明変数は、子どものウェル・ビーイングを表す指標として、①子どもの健康不良(子どもの健康について「1 おおむね良好」「2 軽い持病あり」「3 重病・難病あり」の選択肢で 2 または 3 を選んだ場合に 1、1 の場合に 0、それ以外は欠損)、②子どもの成績不振(「1 成績良好」「2 まあまあ良好」「3 普通」「4 やや遅れている」「5 かなり遅れている」の選択肢の中で、4 または 5 の選択肢の場合は 1、1、2、3 の選択肢の場合は 0。それ以外は欠損)、③子どもの不登校(「不登校経験なし」「不登校経験有(現在は登校している)」「現在不登校中」「わからない」の選択肢で、2 と 3 を選択した場合に 1、1 の場合に 0。それ以外は欠損)、の 3 つを用いた。①の場合は、分析を全子どもサンプル、②と③の場合は、調査票は小中高生のみしか回答を求めているので、分析サンプルは小中高生の子どもとした。

表 6-9 基本属性(子どもベース)

若年/非若年(*)			子どもの健康		
若年母親	225	6%	おおむね良好	3,718	92%
非若年母親	3,779	93%	軽い持病あり	279	7%
不明	58	1%	重病・難病あり	35	1%
出生時の母親年齢(*2)			無回答	30	1%
20歳未満	110	3%	子どもの成績		
20歳以上	3,908	96%	成績良好	351	9%
不明	44	1%	まあまあ良好	692	17%
世帯類型			普通	1,021	25%
二親世帯	2,798	69%	やや遅れている	221	5%
母子世帯	1,264	31%	かなり遅れている	136	3%
性別			無回答	33	1%
男児	2,132	52%	標本数		
女児	1,930	48%	4,062		
			100%		
(*)若年母親=母親の最初の出産が20歳未満であった時に1、そうでない時は0.					
(*2)この子どもの出産時点において母親が20歳未満であった時に1、そうでない時に0.					

7 分析 1

(1) モデル

まず、被説明変数を子どものウェル・ビーイング(健康、成績、不登校)、説明変数を若年母親であるかどうかのダミー変数にしたロジスティック(Logit)分析を行った。若年母親であるかは、二つの定義を用いている。一つは、その子どもの母親の初産年齢が 20 歳未満であった場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数である(young_par)。もう一つは、その子どもの出生時に母親が 20 歳未満であった場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変

数である (young_par2)。子どもが第二子以降である場合は、前者が1であっても、後者は1でない場合がある。しかしながら、20歳未満で初産をした高校中退などの「不利」は、母親に蓄積されるため、第二子以降のウェル・ビーイングにも影響を与えられとされる。

モデル2とモデル3においては、説明変数に、若年母親のダミー変数と、現在の配偶状況（現在シングル=single）のクロス項を投入する。現在の配偶状況は、無配偶である場合に1、配偶者がいる場合を0としている。分析サンプルは全員母親の調査票から得られたものである。無配偶であることは実質的に母子世帯であることを示す。このクロス項の係数を見ることにより、若年母親であることが、母子世帯であることに加えて、さらに大きな「不利」を招いているかを検証する。

コントロール変数として用いるものは、母親の属性では配偶関係（無配偶=1）、母親の現在の年齢、母親の学歴（中卒、高卒、大卒、不詳。ベースは高卒）、母親の現在の就業状況（フルタイム、パートタイム、無職。ベースは無職）である。子どもの属性では、子どもの性別（男児=1、女児=0）と子どもの年齢を用いている。また、モデル3では、現在の貧困状況（貧困=1）をコントロール変数に加えている。

（2）結果

表6-10に結果が示されている。3つの子どものウェル・ビーイングの指標において、どのモデルにおいても若年母親、また、若年母親と無配偶（シングル）のクロス項の係数は統計的に有意ではない。すなわち、現在の配偶状況や学歴などをコントロールすると、若年母親であること、それ自体の影響は、認められない。

コントロール変数に着目すると、シングルの係数は、ほぼすべてのモデルにおいて正で有意となっている。すなわち、母子世帯であることが、子どもの健康・成績の悪化や不登校と正の関連があることが窺える。子どもの成績と不登校については、コントロール変数に貧困ステータスを投入しても、シングルの係数は正で有意となっている（大きさは縮小されている）。母親の学歴は、子どもの成績、不登校のモデルにおいて、中卒は正で有意となっている。また、母親がフルタイム・パートタイム就労のダミー変数の係数は、ほぼすべてのモデルにおいて負で有意である。また、貧困ステータスの係数は、正で有意である。母親の低学歴、就労、貧困が子どものウェル・ビーイングに負の影響を与えていることが示唆される。

表6-10 (1) 子どもの健康における推定結果 (logit モデル)

	子どもの健康 (badkenko=1)			子どもの健康		
	MODEL 1	MODEL 1A	MODEL 2	MODEL 2A	MODEL 3	
切片	α					
	-2.055	0.495 ***	-2.026	0.497 ***	-1.885	
		Std.Dev.			0.570 ***	
若年母親 (*)	0.006	0.270 X	-0.312	0.469 X	-0.327	
出生時に母親が20歳未満 (*2)					0.525 X	
シングル×若年母親		0.432	0.321 X		0.244	
シングル×若年母親			0.446	0.515 X	0.260	
					0.634 X	
母親の属性						
現在シングル	0.589	0.133 ***	0.557	0.138 ***	0.559	
現年齢	-0.029	0.015 *	-0.029	0.015 *	-0.023	
中卒	0.380	0.243 X	0.396	0.244 X	0.314	
大卒	-0.045	0.206 X	-0.049	0.206 X	-0.050	
学歴不詳	-11.452	334.700 X	-11.444	335.400 X	-11.430	
現在の就労状況[フルタイム]	-0.537	0.166 ***	-0.542	0.166 ***	-0.550	
現在の就労状況(パートタイム)	0.106	0.151 X	0.104	0.151 X	0.126	
現在貧困					0.172 X	
子ども属性					0.714	
子どもの性別(男児=1)	0.401	0.129 ***	0.399	0.129 ***	0.393	
子どもの年齢	0.022	0.016 X	0.023	0.016 X	0.017	
					0.016 X	
-2 Log L	1925.805	1930.174	1925.017	1930.001	1513.608	
n	3678	3682	3678		2954	

(*) 母親の最初の出産が20歳未満であった時に1、そうでない時は0。

(*2) この子どもの出産時点において母親が20歳未満であった時に1、そうでない時に0。

表6-10 (2) 子どもの学業成績における推定結果 (logit モデル)

	子どもの成績 (badgrade=1)			子どもの成績 (badgrade=1)		
	MODEL 1	MODEL 1A	MODEL 2	MODEL 2A	MODEL 3	MODEL 3
切片	-3.023 ***	-2.841 ***	-2.991 ***	-2.812 ***	-3.911 ***	0.619 ***
若年母親 (*)	-0.163	0.303 X	-0.844	0.649 X	-0.417	0.680 X
出生時に母親が20歳未満 (*2)		-0.490		0.384 X	-1.451	1.062 X
シングル×若年母親			0.856	0.683 X	1.138	1.104 X
シングル×若年母親						
母親の属性						
現在シングル	0.759	0.131 ***	0.722	0.134 ***	0.729	0.132 ***
現年齢	0.004	0.015 X	0.003	0.015 X	-0.002	0.015 X
中卒	0.938	0.244 ***	0.958	0.245 ***	0.978	0.237 ***
大卒	-0.137	0.2278 X	-0.141	0.228 X	-0.147	0.228 X
学歴不詳	-10.495	413.600 X	-10.513	413.600 X	-10.490	412.100 X
現在の就労状況[フルタイム]	-0.356	0.160 **	-0.362	0.160 **	-0.349	0.160 **
現在の就労状況(パートタイム)	-0.316	0.151 **	-0.319	0.151 **	-0.328	0.150 **
現在貧困						
子ども属性						
子どもの性別(男児=1)	0.412	0.128 ***	0.411	0.1284 ***	0.407	0.128 ***
子どもの年齢	0.0634	0.0231 ***	0.0633	0.0231 ***	0.0685	0.0231 ***
-2 Log L	1703.408	1714.235	1701.64	1712.885	1336.61	1763
n	2204	2207	2204	2207	2207	1763

(*) 母親の最初の出産が20歳未満であった時に1、そうでない時は0。

(*2) この子どもの出産時点において母親が20歳未満であった時に1、そうでない時に0。

8 分析2 Recursive なモデル

(1) モデル

分析1では、母親が若年母親であることが、子どものウェル・ビーイングに及ぼす直接的な影響は抽出することができなかった。若年母親であることは、低学歴や無配偶のリスクを高めるといった間接的な経路で、子どものウェル・ビーイングに影響している可能性がある。しかし、分析1では、説明変数がそれぞれ独立していると仮定しており、そのために、若年母親の変数独自の影響を見ることができなかったとも考えられる。そこで、分析2においては、間接的な影響を考慮した推計を行う。図6-2は、モデルの概念図である。若年母親であることは、低学歴となるリスクや無配偶となるリスクを高める。そして、低学歴や無配偶であることは、貧困となるリスクを高め、貧困であることは子どものウェル・ビーイングに影響する。また、同時に、若年母親であることは、低学歴となることに直接的にこのような複合的な要因の考慮したモデルを推計するために、recursive な Multi-variate Probit 手法 (Oshio et al. 2013) を用いる。

$$\text{若年出産} \leftarrow \text{成人前の家庭環境} \quad X_i = \beta_1 F_i + \mu_1 \quad ①$$

$$\text{低学歴} \leftarrow \text{若年出産} \quad E_i = \alpha_2 X_i + \beta_2 X_2 + \mu_2 \quad ②$$

$$\text{無配偶} \leftarrow \text{若年出産、低学歴} \quad S_i = \alpha_3 X_i + \alpha_3 E_i + \beta_3 X_3 + \mu_3 \quad ③$$

$$\text{低所得} \leftarrow \text{若年出産、低学歴、無配偶} \quad P_i = \alpha_4 X_i + \alpha_4 E_i + \alpha_4 S_i + X_4 \beta_4 + \mu_4 \quad ④$$

$$\text{子どもの状況} \leftarrow \text{若年出産、低学歴、無配偶、貧困}$$

$$C_i = \alpha_5 X_i + \alpha_5 E_i + \alpha_5 S_i + \alpha_5 P_i + X_5 \beta_5 + \mu_5 \quad ⑤$$

X_i = 母親 i の初産年齢が 15～19 歳の場合に 1、そうでない時に 0 となるダミー変数

F_i = 母親 i の成人前の家庭環境

E_i = 母親 i が低学歴（中卒、高校中退）の場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数

S_i = 母親 i が現在無配偶の場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数

P_i = 母親 i が現在貧困（低所得）の場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数

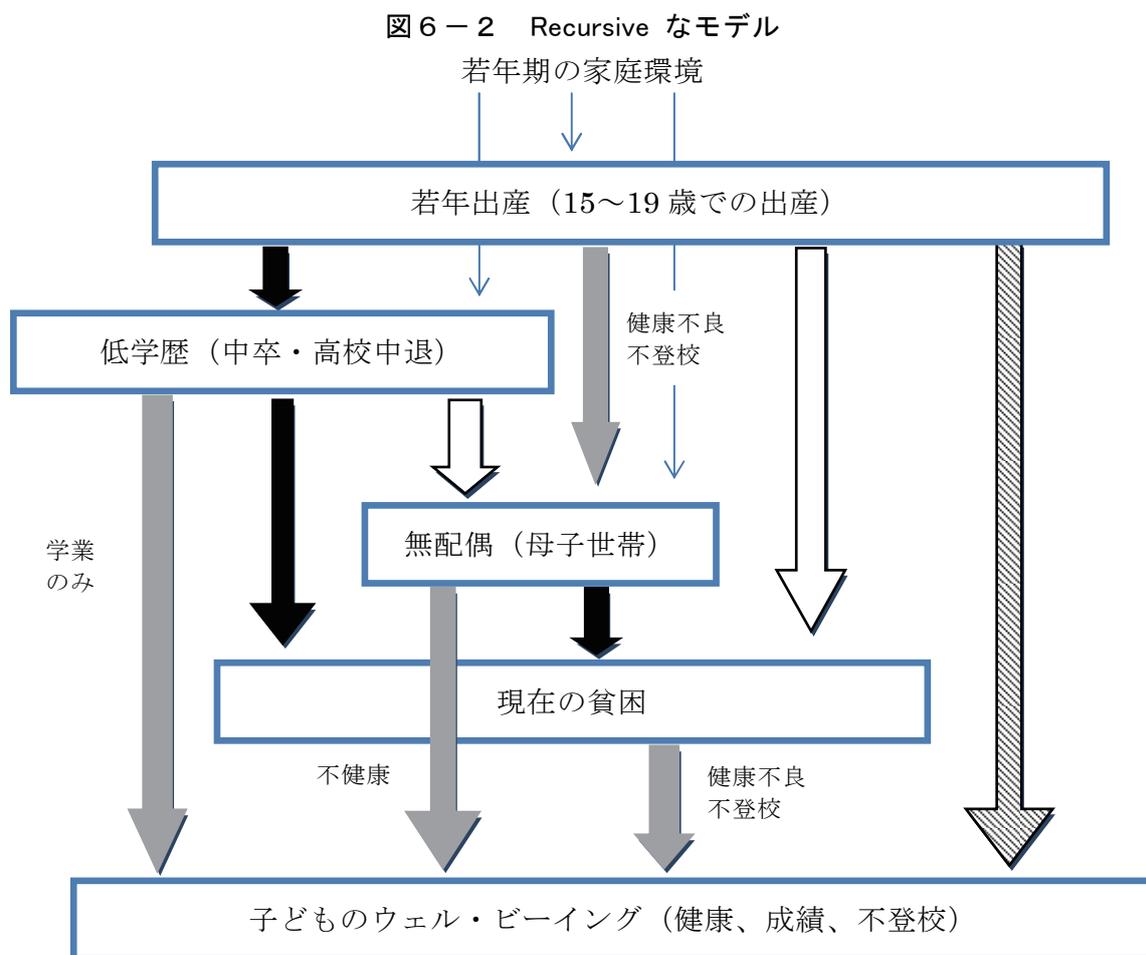
C_i = 子ども i の状況（低学歴（中卒、高校中退）、健康状況が悪い、不登校の場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数）

β = その他のコントロール変数（母親 i の出身家庭の状況（親の離婚、親の死亡、児童虐待経験）、母親の現年齢、子どもの年齢、子どもの性別）

一つ目の式（①）では、若年出産となるリスクを推計する。説明変数として、成人前の逆境的な家庭環境（成人前に両親が離婚、母親が死亡、父親が死亡、生活保護を受給、児童虐待の経験）を用いる。②式では、若年出産が低学歴（中卒または高校中退）のリスクに与える影響、③式では無配偶となるリスクに与える影響を推計する。①式で用いた生育期の逆境は、低学歴や無配偶となるリスクにも影響すると考えられるため、コントロール変数として②式と③式にも投入されている。説明変数は、②式では、①式で推計する若年出産、③式ではそれに加えて②式で推計される低学歴である。④式は、これらの要因が低所得となるリス

クについて推計し、⑤式では、低所得も含め、これらのリスク要因が子どものウェル・ビーイングに与える影響を推計する。

すなわち、本モデルでは、若年出産は、低学歴となるリスクを高め、低学歴と若年出産はそれぞれ無配偶（母子世帯となること）を誘発し、それらが貧困を引き起こし、現在の低所得は現在の生活困難を引き起こす。また、それぞれの段階の変数はその後の変数にも独立して影響すると仮定している。このような複合的な経路による影響は、貧困の形成過程をよりよく描写していると考えられる。



出所：Oshio et al. (2010)を基に筆者加筆・修正。

(2) 結果

表 6 - 1 1 に結果を示す。モデル 1 は、子どもの状況 (Ci) を、子どもの学業不振、モデル 2 は子どもの健康不良、モデル 3 は子どもの不登校と設定した。

一つ目の①式の推計結果を見ると、成人までに親が離婚したこと、成人までに虐待を受けたこと（健康不良を除く）が正で有意となっており、これらの生育過程での逆境が若年出産の要因となっていることを示している。②式の低学歴となるリスクの推計では、すべてのモ

デルにおいて、若年出産の変数の係数は、大きく正となっており統計的に有意である。すなわち、若年出産は、低学歴となるリスクを上昇させると言えるであろう。その他の変数では、①式と同じく親の離婚と虐待経験が、正で有意となっており、これらの要因が若年出産のリスクを高めるほかに、直接的に低学歴となるリスクに悪影響を与えていることがわかる。

無配偶となるリスクの推計（③式）においては、若年出産の係数は概ね正で有意となっているが（学業不振を除く）、低学歴の係数は有意ではない。低学歴は、無配偶の直接的リスクとはなっていないが、若年出産は、直接的に無配偶に影響を与えている。また、親の離婚や虐待経験の係数も依然として有意である。

表6-11 結果 (mvprobit)

子どものウェル・ビーイング＝	MODEL 1 学業不振			MODEL 2 不健康			MODEL 3 不登校		
	n=	1763		n=	2954		n=	2259	
	Coef.	Std.Err.		Coef.	Std.Err.		Coef.	Std.Err.	
①若年出産									
成人までに親が離婚	0.784	0.131	***	0.646	0.097	***	0.710	0.113	***
成人までに親が生保	-0.383	0.389	X	-0.402	0.300	X	-0.473	0.354	X
成人までに父親死亡	0.169	0.375	X	0.111	0.300	X	0.041	0.348	X
成人までに母親死亡	-0.316	0.302	X	-0.106	0.191	X	-0.156	0.226	X
成人までに虐待経験	0.586	0.182	***	0.247	0.151	X	0.563	0.156	***
切片	-1.891	0.066	***	-1.771	0.047	***	-1.820	0.055	***
②低学歴(中卒)									
若年出産	1.753	0.396	***	1.588	0.246	***	1.599	0.310	***
成人までに親が離婚	0.729	0.151	***	0.743	0.104	***	0.655	0.126	***
成人までに親が生保	-0.022	0.383	X	0.027	0.259	X	0.126	0.285	X
成人までに父親死亡	0.491	0.353	X	0.364	0.288	X	0.528	0.300	*
成人までに母親死亡	-0.459	0.392	X	0.157	0.184	X	0.095	0.218	X
成人までに虐待経験	0.453	0.206	**	0.189	0.163	X	0.456	0.171	***
切片	-2.125	0.079	***	-2.045	0.058	***	-2.082	0.068	***
③無配偶									
若年出産	0.213	0.246	X	0.972	0.178	***	0.738	0.211	***
低学歴	0.092	0.230	X	0.048	0.167	X	0.025	0.189	X
母親現年齢	-0.017	0.006	***	0.012	0.004	***	-0.009	0.005	*
成人までに親が離婚	0.427	0.103	***	0.258	0.077	***	0.240	0.088	***
成人までに親が生保	-0.293	0.222	X	-0.157	0.172	X	-0.106	0.188	X
成人までに父親死亡	0.082	0.226	X	0.116	0.183	X	0.131	0.198	X
成人までに母親死亡	0.176	0.140	X	0.189	0.109	*	0.135	0.122	X
成人までに虐待経験	0.427	0.145	***	0.520	0.107	***	0.396	0.122	***
切片	0.164	0.258	X	-1.113	0.161	***	-0.126	0.214	X
④低所得(貧困)									
若年出産	0.066	0.284	X	-0.051	0.236	X	-0.004	0.243	X
低学歴	0.741	0.250	***	0.521	0.193	***	0.661	0.213	***
無配偶	1.309	0.251	***	1.158	0.179	***	1.406	0.195	***
年齢	-0.015	0.008	*	-0.012	0.005	**	-0.018	0.006	***
切片	-0.901	0.348	***	-0.985	0.196	***	-0.835	0.277	***
⑤子どものウェル・ビーイング									
若年出産	0.005	0.291	X	-0.498	0.239	**	0.240	0.322	X
低学歴	0.644	0.266	**	0.377	0.206	*	0.402	0.307	X
無配偶	0.324	0.237	X	0.430	0.185	**	-0.150	0.306	X
低所得	0.196	0.210	X	0.652	0.177	***	0.469	0.259	*
子どもの性別	0.275	0.078	***	0.215	0.069	***	-0.010	0.099	X
子どもの年齢	0.037	0.012	***	-0.003	0.006	X	0.019	0.011	*
切片	-1.917	0.183	***	-1.761	0.088	***	-2.132	0.253	***

低所得の推計(④式)においては、若年出産の変数の係数は有意ではない。しかしながら、低学歴、無配偶は、正の影響が検証されている。特に無配偶は低所得となるリスクに与える影響が大きい。

最後の子どものウェル・ビーイング(⑤式)については、若年出産の影響は、モデル1(学業不振)とモデル3(不登校)については、有意な結果となっていないが、モデル2(健康不良)については負で有意となっている。これは、ひとつとして、低学歴、無配偶、低所得といった若年出産の影響を内包している変数が正に影響しているためとも考えられよう。

これらの結果は、図6-2に色づけとして表されている。黒い矢印は、最も強い正の影響(すべてのモデルで有意)、灰色の矢印は正の影響(一部のモデルで有意)、白い矢印は影響が認められないものである。斜線入りの矢印は、負の影響が認められたところである。全体を概観すると、若年出産が子どものウェル・ビーイングに影響する経路として、最も prominentなのは、それが低学歴・無配偶のリスクをそれぞれ高め、また、その低学歴であること、無配偶であることが貧困のリスクを高め、低学歴・無配偶・貧困がそれぞれ子どものウェル・ビーイングに悪影響を与えるという経路を見ることができる。

9 課題

本稿では、10代で出産した母親とその子どものウェル・ビーイングについて、JILPT「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査 2011」を用いて分析を行った。本稿から明らかとなったことは、以下にまとめられる。

まず、10代(15~19歳)で出産(若年出産)した母親は、現時点(調査時点)において無配偶である率が非常に高く、その殆どが夫と離別している。これは、出産年齢が若いほど婚姻前妊娠による出産が多く、また、婚姻前妊娠した母親がその後離婚にいたる率が高いという先行研究(森田 2004、岩澤・三田 2008)とも一致する結果である。

次に、若年出産した母親は、そうでない母子世帯の母親に比べても、学歴が著しく低く(中卒が多い)、就労状況やキャリア・コース、初職の状況も悪い。さらに、生活の状況では、母子世帯に比べても、若年母親の生活は厳しく、貧困の状態にある。その背景には、若年出産の陰には、母親の生育環境(出身家庭の状況)に逆境的な要素が多く含まれていることが考えられる。若年母親は、そうでない母親や母子世帯の母親に比べても、成人前に両親が離婚した率や、児童虐待を受けた率が多くなっている。これらの複合的な逆境の要素は、若年出産で生まれた子ども、および、その後の子どもに影響を与えている可能性がある。

最後に、このような複合的な因果関係を考慮したモデルを用いて、若年出産の子どものウェル・ビーイング(学業不振、健康不良、不登校)に与える影響の経路を推計した。その結果、若年出産は、低学歴となるリスク、無配偶となるリスクにそれぞれ大きい影響を与え、それらが低所得となるリスクを高め、この三つの要素(低学歴、無配偶、低所得)による複合的な影響が子どものウェル・ビーイングを悪化させていることがわかった。

参考文献

阿部彩 (2008) 『子どもの貧困』 岩波書店

阿部彩 (2011) 「相対的貧困率の推移～2007年から2010年～」男女共同参画会議 基本問題・影響調査専門調査会 女性と経済 WG 第8回(2011.12.20.) 資料3

http://www.gender.go.jp/danjo-kaigi/kihon/kihon_eikyou/jyosei/08/giji.html

岩澤美穂・三田房美 (2008) 「21世紀出生児縦断調査にみる母子ひとり親家族の発生事情」厚生労働科学研究費補助金統計情報総合研究事業『パネル調査(横断調査)に関する総合的分析システムの開発研究平成19年度総括研究報告書』165-188

小川久貴子・安達久美子・恵美須文枝 (2006) 「10代妊婦に関する研究内容の分析と今後の課題—1990年から2005年の国内文献の調査から—」『日本助産学会誌』20(2):50-63

小川久貴子・恵美須文枝・安達久美子 (2009) 「若年妊婦のストレスフルライフイベントにおける対処法略パターンとその変化」*The Journal of Japan Academy of Health Science* 12(2): 77-90

厚生労働省 (2011) 『平成22年人口動態統計』中巻

国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『人口統計資料集』

周燕飛 (2012) 「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査—世帯類型別にみた「子育て」、「就業」と「貧困問題」—」独立行政法人労働政策研究・研修機構、発表資料 <http://www.jil.go.jp/press/documents/20120229.pdf> access 2012/09/07)

平岡友良 (2004) 「当院における若年妊娠・分娩について」『思春期学』22(1), 143-148

社会福祉法人東京都社会福祉協議会保育部会調査研究委員会 (2003) 「10代で出産した母親の子育てと子育て支援に関する調査報告書」平成13-14年度

森田明美 (2004) 「10代で出産した母親たちの子育て—実態調査から学ぶこと—」『月刊福祉』4: 42-45

社会的排除リスク調査チーム (阿部彩ほか) (2012) 「社会的排除にいたるプロセス～若年ケース・スタディから見る排除の過程～」内閣官房社会的包摂推進室

<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002kvtw-att/2r9852000002kw5m.pdf>

労働政策研究・研修機構 (2012) 『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査(「第1回子育て世帯全国調査」)』JILPT調査シリーズ No.95

<http://www.jil.go.jp/institute/research/2012/095.htm>

Takashi Oshio, Maki Umeda, and Norito Kawakami (2013), “Childhood adversity and adulthood subjective well-being: Evidence from Japan,” *Journal of Happiness Studies* (近刊)