

母子世帯の母親の就業形態の転換 が賃金率・育児家事時間に与える 影響分析

慶応義塾大学

山田篤裕研究会

労働雇用②分科会

柳澤祥

瀧夏帆

都島拓人

佐藤美瑠

2020 年 11 月

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから〔「全国就業実態パネル調査, 2016」「全国就業実態パネル調査, 2017」「全国就業実態パネル調査, 2018」「全国就業実態パネル調査, 2019」(リクルートワークス研究所)〕の個票データの提供を受けた。

また、本稿は2020年12月19日、20日に開催される「政策フォーラム2020」のために執筆したものである。執筆にあたり手村絵里子様(明海大学)、金澤伸幸様(創価大学)から有益なコメントを頂戴した。ここに記し、感謝の意を表したい。

要約

日本のひとり親世帯は就労していても相対的貧困率が高いことが国際比較データから明らかにされている。とりわけ母子世帯の経済状況は厳しい。その背景として母子世帯の非正規雇用率の高さや男女間賃金格差の問題が指摘できる。しかし、母子世帯の母親が正規雇用に転換することは、育児・家事時間の減少を通じ、子どもを含めた世帯全体の福祉を高めない可能性もある。

そこで本稿では、リクルートワークス研究所が実施した2016～2019年の全国就業実態パネル調査の個票データに基づき、母子家庭の母親が正規雇用と非正規雇用で貧困のリスクに差があるのか、正規雇用になることが母親の労働時間、時間賃金率に与える影響を確認した上で、家事・育児時間への効果についても検討した。その結果、母親が正規雇用になることは、わずかであるが貧困のリスクを下げることに、時間賃金率、労働時間、育児家事時間には正の効果を与えていることも明らかになった。

以上より、母親が正規雇用になることが労働時間と育児家事時間を増やすことを考慮すると、母親が正規雇用になると母親の負担が過多になると考えられる。そこで母子家庭が所得貧困と時間貧困から脱し、かつ母親の負担を軽減させるには、母子家庭の正規雇用を促進させると同時に正規雇用の時間的制約を緩和させることが有効であると考えられる。

目次

第1章 現状分析・問題意識

- 第1節 母子世帯の貧困
- 第2節 母子家庭の母親に就業状況
 - 第1項 母子世帯における就業形態と勤労収入
 - 第2項 母子家庭における就業形態と労働時間
- 第3節 正規雇用における男女の賃金格差

第2章 先行研究および本稿の位置づけ

- 第1節 先行研究
- 第2節 本稿の位置づけ

第3章 分析

- 第1節 使用データとサンプル
- 第2節 分析手法と記述統計量
 - 第1項 貧困リスクについての分析
 - 第2項 賃金率・労働時間・育児家事時間についての分析
 - 第3項 仕事と家庭生活の両立のストレスについての分析
- 第3節 分析結果
- 第4節 結果の解釈

第4章 政策提言

- 第1節 提言1 正規雇用転換の支援
- 第2節 提言2 社会保障政策

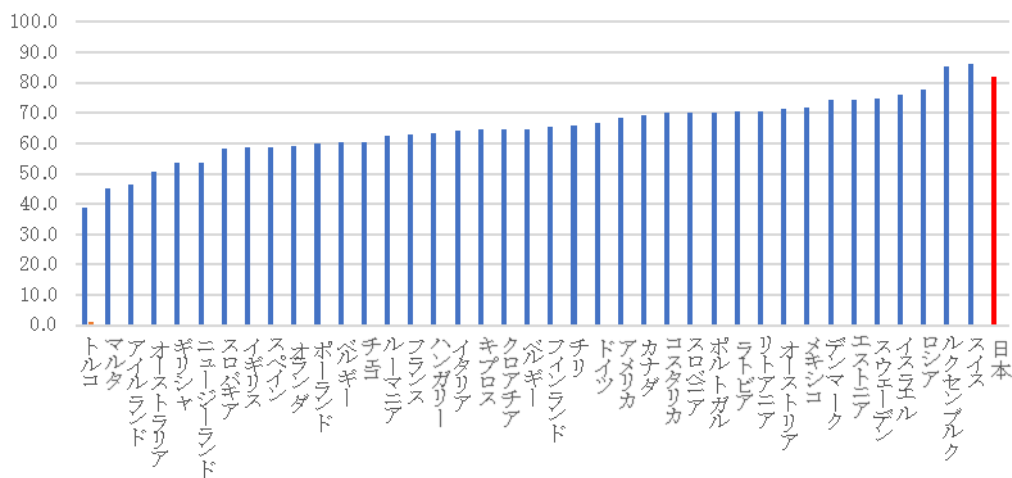
参考文献・データ出典

第1章 現状分析・問題意識

第1節 母子世帯の貧困

2019年のOECDの報告書によると、日本のひとり親世帯の相対的貧困率は51%¹であり、OECDの比較対象国の中で韓国、ブラジルに次いで3番目の高さとなっている。図1に日本とOECDの比較対象国におけるひとり親世帯の相対的貧困率を示した。

図1 ひとり親世帯の相対的貧困率の国際比較 (%)



※「OECD Family Database」より筆者作成

※インド、中国は2011年、ブラジルは2013年、ニュージーランドは2014年、

※アイスランド、日本、トルコ、南アフリカは2015年、チリは2017年、その他の国は2016年のデータをそれぞれ使用

また世帯数に注目すると、厚生労働省の調査によると母子家庭は123.2万世帯、父子家庭は18.7万世帯である²。子どものいる世帯数は1166.6万世帯³であるので、子どものいる世帯の約12%はひとり親世帯ということになる。特に母子世帯では世帯平均年間収入が348万円であり、父子世帯の573万円⁴を大きく下回ることから、母子世帯の貧困が特に深刻であることがわかる。さらに労働政策研究・研修機構によると、母子家庭において、可

¹ OECD(2019) “Family Database” より

² 厚生労働省「平成28年度 全国ひとり親世帯調査」より

³ 厚生労働省「平成28年 国民生活基礎調査」より

⁴ 厚生労働省「平成28年度 全国ひとり親世帯調査」より

処分所得が厚生労働省の公表する貧困線を下回っている世帯の割合は51%である⁵。また、母子世帯において可処分所得が貧困線の50%にすら満たない「ディープ・プア」世帯の割合は13.3%となっている⁶。

これらの現状から、母子世帯の貧困が特に深刻であることがわかる。母子家庭の母親が生活していく上で多くの困難と向き合わなければいけないと考えられる。

第2節 母子世帯の母親の就業状況

前節では、日本の母子世帯の相対的貧困率が国際水準と比較して高い水準であることを述べた。本節では母子世帯の就業の実態について述べ、高い相対的貧困率の原因は何であるかについて述べる。

第1項 母子世帯における就業形態と勤労収入

厚生労働省の「平成28年度全国ひとり親世帯等調査」によると母子家庭の母親の就業率は82%である。また、2014年のOECDの報告書では、母子家庭において事実婚状態の夫などの同居者がいる場合、いない場合を分けて女性の就業率が報告されている⁷。この二つのデータをもとに、日本とOECDの比較対象国の母子世帯の就業率を図2に示した。日本の母子世帯の母親の就業率は、スイス、ルクセンブルクに次いで3番目の高さである⁸。したがって、日本の母子家庭の女性の相対的貧困率と就業率を踏まえると、多くの母子世帯の母親が働いているのにも関わらず、貧困であるという「ワーキング・プア」の状態にあると考えられる。

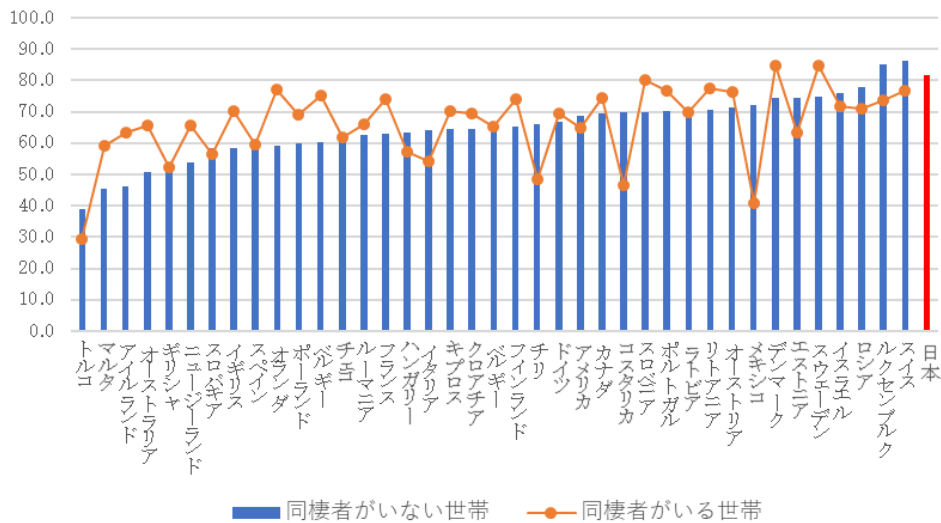
⁵ 労働政策研究・研修機構「第5回(2018)子育て世帯全国調査」より

⁶ 同上

⁷ OECD(2014) “Family database” より

⁸ 図2において青の棒線で示されているのは、母子家庭の中でも事実婚状態の夫などの異性のパートナーがいる世帯を除いた母子家庭の母親の就業率で、兄弟や両親などの同居人は含まれている。一方で、赤の棒線で示した日本の母子世帯の就業率は異性のパートナーも含む同居人がいる世帯も合わせた場合の就業率である。したがって青の棒線で示した比較対象国と赤の棒線で示した日本は厳密には比較できないが、比較対象国と同じように、日本の母子世帯の母親で異性のパートナーがいる世帯を除いて就業率を集計した場合でも、大きくは変化しないと考えて、3番目に高いと述べている。

図2 母子家庭における母親の就業率の国際比較 (%)



※「OECD Family Database」、厚生労働省「平成 28 年全国ひとり親世帯調査」より筆者作成

※デンマーク、フィンランドは 2012 年、チリ、ドイツ、トルコは 2013 年、

その他の国は 2014 年のデータをそれぞれ使用

※スウェーデンのみ母親の年齢が 15 歳から 74 歳、子供の年齢が 0 歳から 18 歳、

カナダのみ子供の年齢が 0 歳から 15 歳、アメリカのみ子供の年齢が 0 歳から 17 歳の世帯

カナダのみ同居者がいるかどうかでなく、法律上での既婚者か未婚者での母子世帯

※赤の棒線で示した日本の母子世帯の就業率のみ 2016 年の「平成 28 年全国ひとり親世帯調査」のデータより作成

※日本の母子世帯の就業率は異性のパートナーなど同居者のいる世帯も含めて集計されている。

「ワーキング・プア」の状態にあるとされる母子世帯の貧困は、勤労収入の低い非正規雇用现就母が多いことが原因であると考えられる。厚生労働省の「平成 28 年度全国ひとり親世帯等調査」によると、平成 28 年の母子家庭の母親の平均勤労収入は 200 万円で、父子家庭の父親の平均年間勤労収入である 398 万円を大きく下回っている。さらに母子家庭の雇用者のうち、非正規雇用者の割合は 50%⁹で、父子家庭の非正規雇用者の割合である 9%¹⁰と比較して高い(図 3)。収入を比較すると母子家庭の正規雇用者と非正規雇用者の平均年間勤労収入はそれぞれ 305 万円、133 万円¹¹である。母子家庭全体の平均年間勤労収入が 214 万円¹²であることと、正規雇用者、非正規雇用者の割合を考えると、非正規雇用者が平均勤労収入を大きく引き下げていると考えられる。

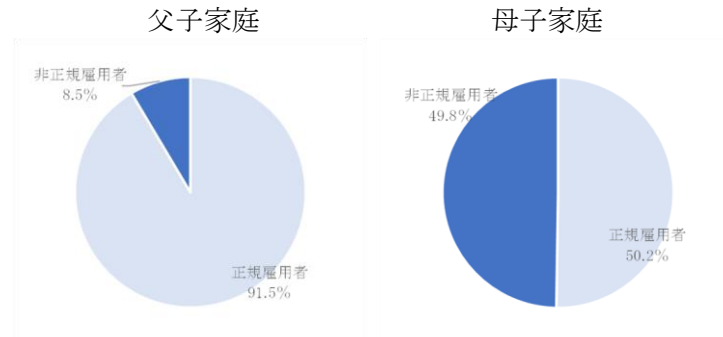
⁹ 厚生労働省「平成 28 年全国ひとり親世帯等調査」より筆者推計

¹⁰ 同上

¹¹ 厚生労働省「平成 28 年全国ひとり親世帯等調査」より

¹² 同上

図3 父子・母子家庭の正規・非正規雇用者の割合（％）



出典：厚生労働省「平成28年全国ひとり親世帯調査」より筆者作成
 ＊自営業は除く就業者に対する割合

第2項 母子家庭における就業形態と労働時間

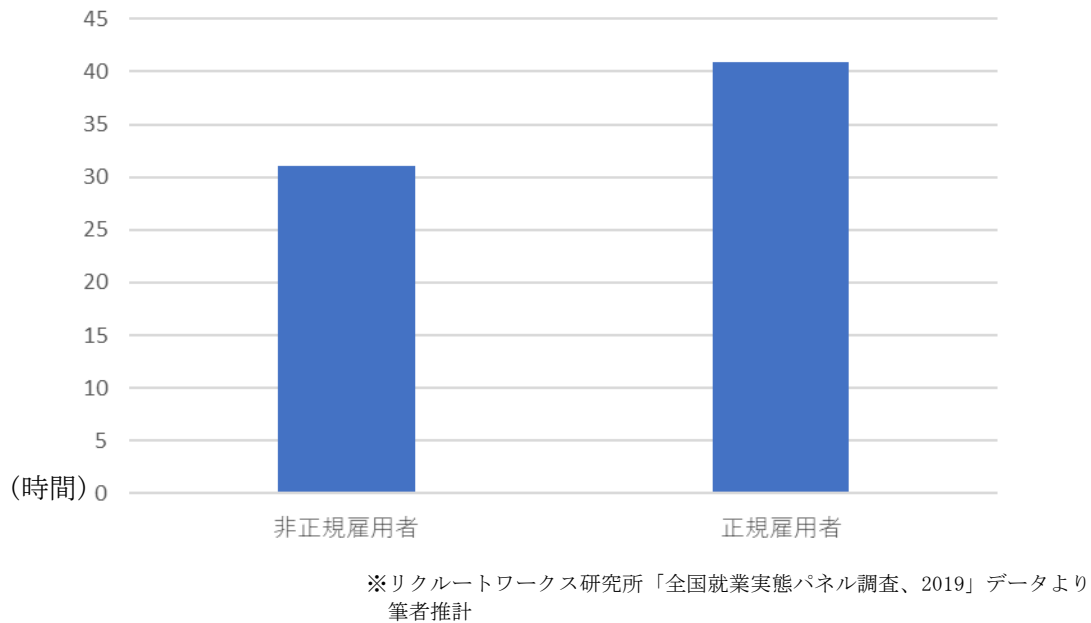
前項において、母子家庭の母親の正規雇用者と非正規雇用者の平均勤労収入を比べると正規雇用者の方が、平均勤労収入が高いことを述べた。しかし、就業形態による平均勤労所得の差は労働時間が異なることによるものの可能性がある。そこで、雇用形態別の平均労働時間についても見てみる。母子世帯の母親における正規雇用者と非正規雇用者の週の平均労働時間を、リクルートワークス研究所「全国就業パネル実態調査、2019」をもちいて算出し、図4に示した。平均週労働時間は非正規雇用が約30時間、正規雇用が約40時間である。これらを比較すると週労働時間が正規雇用者の方が10時間ほど長いことがわかる。したがって、正規雇用の平均勤労収入が非正規雇用のものより大きくなるのは、平均労働時間が長いためである可能性が考えられる。

さらに母子世帯の母親において正規雇用者の方が非正規雇用者よりも労働時間が長いことで、育児や家事の時間的制限が大きくなるといえる。そのため、育児・家事も行わなければならない母子家庭への負担が大きくなる可能性があると考えられる。

実際に、母子家庭の母親自身が正規雇用者への転換を望んでいない場合があるという指摘を周(2012)はしている。周(2012)の調査結果によると、末子の年齢が15歳以上の人は正規雇用者になる希望を持ちやすいものの、末子の年齢が6から14歳の人は、逆に正社員就業の希望を持ちにくいことが明らかにされている。これらの低年齢児の母親は、子供との時間を大切にしたいためにフルタイムである正規雇用者になることを望まないと考えられる。

これらを踏まえると、母子家庭の母親は経済的にだけでなく、時間的にも貧困状況に陥っている可能性がある。母子家庭の母親にとって育児と家事と余暇時間の融和である「ワーク・ライフ・バランス」は大きな課題といえる。

図4 母子世帯の母親における正規雇用者・非正規雇用者の週労働時間（時間）



第3節 正規雇用における男女の賃金格差

前節で正規雇用になることによって労働時間が長くなり、育児や家事との両立が難しくなる可能性について示唆した。しかし、正規雇用になることによる問題は時間的な制約が強くなることだけでなく、賃金率や所得の向上についても期待できない可能性がある。その理由が男女間賃金格差の問題である。そこで、正規雇用の男女間の賃金格差の現状を見ていく。2020年のOECDの報告書によると正規雇用の男女賃金格差は24%¹³となっている。図5に日本とOECDの比較対象国における正規雇用者の男女間賃金格差を示した。日本は国際的に見ると韓国、エストニアに次いで3番目であり、賃金格差が大きいといえる。厚生労働省も男女間の賃金格差の縮小に向けて2010年に既にガイドラインを作成している¹⁴ものの依然として高い水準となっているのが現状である。

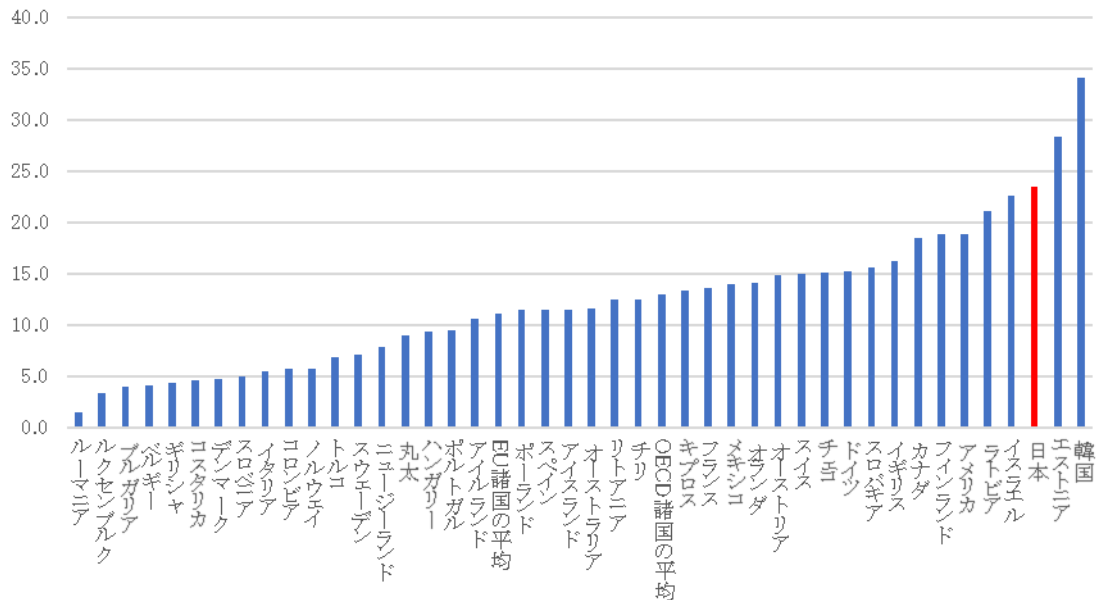
この賃金格差の現状を踏まえると、母子世帯の母親が非正規雇用から正規雇用に転換した際に期待される所得や賃金率の向上は、一般的に非正規雇用から正規雇用に転換するこ

¹³ OECD(2020) "Family database" より

¹⁴ 厚生労働省(2010) 「男女間の賃金格差解消のためのガイドライン」

とによって期待される所得や賃金率の向上の水準よりも低い可能性がある。

図5 正規雇用の男女の平均賃金の格差の国際比較 (%)



※「OECD Family Database」より筆者作成

※エストニア、アイスランド、ラトビア、リトアニア、ルクセンブルク、オランダ、スロベニア、スペイン、トルコ、ブルガリア、コスタリカ、キプロス、マルタは2014年、フランス、ハンガリー、アイスランド、イタリアは2016年、ベルギー、チリは2017年、その他の国は2018年のデータをそれぞれ使用

第4節 問題意識

本稿では、「母子家庭の母親が正規雇用者になることで、経済的観点と育児や家事への時間的制約の観点における貧困の改善に繋がるか」を問題意識とする。

前述したように、母子家庭の正規雇用者、非正規雇用者それぞれの平均年間勤労収入や割合を考慮すると、非正規雇用者が母子家庭全体の平均勤労収入を大きく引き下げていると考えられる。しかし、正規雇用転換により、労働時間が長くなることを踏まえると、母子家庭の母親が正規雇用へ転換することは、時間的制約が強くなる観点からは必ずしも望ましくない可能性がある。労働時間が増加することで、育児・家事時間に影響が出ると考えられるからである。さらに正規雇用における男女の賃金格差も存在するため、母子家庭の母親の正規雇用者への転換が必ずしも貧困の改善に大きく貢献するわけではない可能性も考えられる。そこで本稿では、まず母子家庭の母親にとって正規雇用者と非正規雇用者間で実際に貧困リスクがどれだけ異なるのかを分析する。その上で、正規雇用者と非正規雇用者で賃金率、労働時間、育児家事時間がどれほど異なるかを分析する。また、正規雇用者になることで課題となり得る「ワーク・ライフ・バランス」に関しても、雇用形態別のストレスの違いがあるかどうか、といった観点から分析していく。

こうした分析を踏まえ、「母子家庭の母親の貧困改善に繋がる、より良い働き方」を将来的に実現していくにはどのような条件整備が必要か提言することが本稿の目的とする。

第2章 先行研究および本稿の位置づけ

第1節 先行研究

本章では、母子世帯の貧困に関する近年の研究動向を概観し、本研究の位置付けを行う。

まず、母子世帯と貧困についての研究について述べる。Provencher and Carlton

(2018) は、アメリカにおける母子世帯は同じひとり親世帯である父子世帯と比べて平均所得が低く、貧困に陥る確率が高いとしている。父子世帯と母子世帯の間で貧困率にギャップが生じる要因について、U.S. Census Bureau's 2013 Current Population Survey を用いた検証から、母親の年齢、人種、学歴、子どもの数、居住地域のほか、「労働市場における性差別」が大きな要因として考えられるとした。日本の母子世帯の貧困についての研究では、就業率は高いものの相対的貧困率も高く、ワーキング・プアの状態にあると指摘する研究が多い。石井・樋口 (2015) では、非正規雇用の母子世帯では特に貧困に陥る確率が高く、母子世帯においてワーキング・プアと非正規労働の関係が強いと結論付けている。低所得である非正規雇用が多い母子世帯について、より高所得の正規雇用への転換を議論するもの研究も多い。佐藤 (2011) は、母子世帯属性が正規雇用転換に負の影響を与えるとした。高田 (2010) は、末子6歳以下、本人年齢が高い、死別の場合は、母子世帯の正規就業確率が低くなることを指摘している。

母子世帯における育児・家事を含めた生活時間について言及し、母子世帯が「時間貧困」に陥りやすいことを結論付ける海外研究がいくつかある。時間貧困とは、家庭生活における必要な時間（家事・育児など）が確保されているかどうかに着目した貧困指標であり、貧困を考える際には、所得貧困と合わせて考慮されるべき指標である。Harvey and Mukhopadhyay (2007) は、1990年代後半のカナダにおける時間貧困を計測し、ひとり親世帯、なかでも子どもが二人以上の世帯では時間貧困率が高いとしている。Burchardt

(2008) は、UK Time Use Survey 2000 を用いて、イギリスにおける時間貧困と学歴や所得などの個人属性との関係を分析し、母子世帯をはじめとするひとり親世帯では時間貧困率が高いとした。日本においては、石井・浦川 (2014) が、日本のひとり親世帯が「時間貧困」に陥る確率が高いことを示している。時間貧困の主な発生要因として「就業」と「子育て」を挙げ、就業と子育てを一人の親が一手に担うひとり親世帯では、時間不足は避けられず、必然的に時間貧困に陥る確率が高いとしている。実証分析こそ伴わないものの、母子世帯の生活時間について言及する研究としては上村 (2010) や周 (2011) もある。上村 (2010) は、母子世帯が雇用条件の良い正規雇用へ就職や転職することについて、シングルマザーは一手に就業と育児を担うため時間的余裕がなく、難しいとしている。また周 (2011) は、「育児時間の不足」などを理由に、母子家庭の半数以上が正規雇

用をそもそも希望していないことを示している。生活時間の確保は母子家庭の就業形態の選択に影響があることを示唆するものである。上記からも分かる通り、日本の母子世帯の生活時間および時間貧困に言及した研究はあるものの、実証分析によって就業形態による貧困リスクや賃金率、生活時間の違いを研究した研究はない。

第2節 本項の位置づけ

本稿では、母子世帯における正規雇用と非正規雇用とで、所得という尺度における貧困、時間という尺度も含めた貧困の両方にどれだけ違いがあるのかを明らかにしようとし、そのために貧困リスク、賃金率、労働時間、育児家事時間、仕事と家庭生活の両立のストレスが正規雇用と非正規雇用とでどれほど違いがあるのかを分析する。そして非正規雇用が多い母子家庭において、正規雇用就業することが貧困改善に繋がるかを明らかにする。

先行研究において、金銭的な尺度である「所得」に着目し母子世帯の貧困を分析するのは一定数存在する一方で、生活時間に着目して分析したものは国内では少ないことを述べた。石井・浦川（2015）は生活時間に関する分析をしている数少ない研究ではあるが、母子世帯が他の世帯類型よりも時間貧困に陥りやすいと示すのに留まり、母子世帯における正規雇用と非正規雇用の比較分析をするものではない。

そこで本稿では、母子世帯の正規雇用と非正規雇用の間で、賃金率、労働時間、家事育児時間、さらには仕事と家事の両立におけるストレスにどれだけの差があるかについて実証分析を行うことで、母子世帯の正規雇用就業が育児家事時間や労働時間も踏まえて貧困の改善に繋がるかを明らかにし、「母子世帯の母親の貧困改善に繋がる、より良い働き方」を検討する。

第3章 分析

本章では、母子世帯の母親において正規雇用者と非正規雇用者とで貧困リスクに差があるのか、労働時間、賃金率、育児家事時間にどれだけ差があるのか、仕事と家事の両立におけるストレスに違いはあるのかについて、実証分析を行う。

前述したように、母子世帯の母親の相対的貧困率は、非正規雇用者の割合が高いことが主な原因の一つとして考えられる。一方で正規雇用者における男女間賃金格差によって正規雇用になったとしても貧困の改善が見込めない可能性もある。この点を明らかにするため、母子世帯の母親の正規雇用者と非正規雇用者で、貧困線以下であるかどうかの確率に違いがどれほどあるのかについて分析を行った。

また、正規雇用者になることによる所得の増加は労働時間の増加の影響を受けていると考えられる。したがって、母子世帯の母親における二つの就業形態の時間賃金率の違いを明らかにすることは、正規雇用になることが母子世帯の母親にとって望ましいことなのかを評価する上で重要であると考えられる。

さらに正規雇用になり労働時間が増えることによって、余暇の時間が減る可能性があり、育児家事時間を十分に確保しにくくなる、育児の仕事の両立がしにくくなることが考えられる。この点を明らかにするため、母子世帯の母親における二つの就業形態で育児家事時間にどれほど差があるのか、家庭生活との両立についてのストレスの感じ方に違いがある

のかについて分析を行った。

第1節 使用データとサンプル

本稿で使用するデータはリクルートワークス研究所の「全国就業実態パネル調査」である。「全国就業実態パネル調査」は日本における就業状態の変化、所得の変化を把握することを目的とした調査で2016年から行われている。具体的には、調査前年1年間の個人の就業状態、所得、仕事の状況などを、毎年追跡して調査したものである。調査は該当調査年の前年12月に行われている。本稿では必要な変数のみを用いて2016年から2019年の4時点のパネルデータ分析を行う。

分析対象を母子世帯の母親に絞るため、サンプルは配偶者のいない、子どもと同居している女性である。配偶者は「なし」となっているが、事実婚状態の夫がいるサンプルは除外した¹⁵。また就労世代にサンプルを絞るため、65歳以上のサンプルは除外した。さらに自営業者、内職者、家族従業者、役員は除外し、調査年前年の12月時点で正規雇用者もしくは非正規雇用者として雇用されている者と調査前年において1年間仕事をしていなかった非就労者に絞った。

その他行ったデータクリーニングは、原則として使用変数において、該当者であるのにも関わらず無回答で欠損になっている者については除外した。また、賃金率に関しては、年間勤労所得と週労働時間から推定賃金率を算出しそれを賃金率として用いた。その上で賃金率が各調査の前年の最低賃金を下回るものを除外した。在学中の者も除外した。

以上の処理を行い、4時点の不完備パネルデータを作成した。その結果4時点をプールしたサンプル数は3229人で、そのうち就労者は2792人で、さらにそのうち正規雇用者は1621人となった。なお、育児家事時間については2017年の調査から質問項目が加えられていて、調査年前年12月時点で就業している者のみ育児家事時間の回答をしている。そのため、就労者のうち、育児家事時間が0と回答しているサンプルを除外し、育児家事時間の分析に用いるデータは2017年から2019年の3時点の不完備パネルデータとなった。3時点をプールしたサンプル数は2454人、そのうち就労者は2141人、さらにそのうち正規雇用者は1243人であった。さらに仕事と家庭生活の両立におけるストレスの分析については、対象を4時点の就労者に絞ったためサンプル数は就労者である2792人である。

第2節 分析方法と記述統計量

賃金率、労働時間、育児家事時間の分析には就労選択を考慮した変量効果トーマットモデルを採用してパネルデータ分析を行い、母子世帯の母親において正規雇用者と非正規雇用者で各々がどれだけ異なっているかを推計した。貧困リスクについての分析と仕事と家事の両立のストレスについての分析は、変量効果プロビットモデルを採用してパネルデータ分析を行い、母子世帯の母親において正規雇用者と非正規雇用者とで貧困リスクにどれほど違いがあるのか、仕事と育児の両立のストレスを感じる可能性がどれほど違うのかを推計した。本項ではそれぞれの分析手法と用いた変数の詳細について述べる。

¹⁵ 調査において「配偶者(事実婚状態を含む)配偶者の方がいらっしゃいますか」という質問に対して「配偶者はいない」と答え、「現在同居している人を次の中から、すべてお選びください」という質問において「配偶者(事実婚を含む)」を選択しているサンプルを矛盾のあるサンプルとして除外している。

第1項 貧困リスクについての分析

貧困リスクについての分析は、変量効果プロビットモデルで推計を行った。被説明変数は貧困かどうかを表す貧困ダミー、説明変数は正規雇用かどうかを表す正規雇用属性ダミーにして、その平均限界効果を推計した。(1)が推計式である。

$$Prob(Y_{it} = 1|x_{it}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 z_{it} + \dots + u) \quad (1)$$

Φ は標準正規分布、 Y は貧困ダミー、 x は正規雇用属性ダミー、 z は就労選択ダミー、 i は個人、 t は年、 u は誤差項をそれぞれ表す。貧困ダミーは、1年間の勤労所得と非勤労所得の合計が、貧困線として設定した122万円未満である場合に1をとり、122万円以上であれば0をとる変数である。貧困線は平成27年度の相対的貧困線が122万円¹⁶であるため、この金額を設定している。

本研究で注目する変数が正規雇用属性ダミーであり、調査年前年12月時点で正規雇用者であれば1、非正規雇用者もしくは非就労者であれば0をとるダミー変数である。

就労選択ダミーは調査年前年12月において就労していれば1、調査年前年1年間通して就労していない場合に0をとるダミー変数である。この変数をコントロール変数に入れた理由は正規雇用属性ダミーの平均限界効果から就労選択ダミーの平均限界効果を差し引いたものが、正規雇用者と非正規雇用者の貧困リスクの差であると解釈できるからである。つまり、正規雇用属性ダミーの推計される平均限界効果は、正規雇用属性であることが非就労者と非正規雇用者と比較して、どれほど貧困リスクが異なるかを示している。そして就労選択ダミーの平均限界効果は、就労者が非就労者と比較して貧困リスクがどれほど異なるかを表している。したがって、正規雇用属性ダミーの平均限界効果から就労選択ダミーの平均限界効果を差し引いて、正規雇用者と非正規雇用者の貧困リスクの差を識別し、推計することができる。

その他のコントロール変数には、年齢、年齢の2乗、中卒ダミー、大卒ダミーを入れた。中卒ダミーは最終学歴が小学校または中学校であれば1、そうでなければ0をとる変数である。大卒ダミーは最終学歴が大学、大学院修士課程、大学院博士課程であれば1、それ以外であれば0をそれぞれとっている。学歴のダミー変数は、これら以外に高卒ダミーを作成し、最終学歴が高等学校、専門学校、短期大学、高等工業専門学校であれば1、それ以外であれば0をとっている。すべてのサンプルにおいてこの3つのいずれかが1となっていて、コントロール変数は中卒ダミーと大卒ダミーを入れて、高卒ダミーを基準とした学歴の効果をコントロールした。また年齢があがるにつれて賃金が上昇し、貧困リスクを低くする可能性があるため、年齢、年齢の2乗を入れて、その効果をコントロールした。

第2項 賃金率・労働時間・育児家事時間についての分析

賃金率、労働時間、育児家事時間の分析ではこれら3つ各々を被説明変数にし、それぞれ正規雇用ダミーを説明変数にして、変量効果トービットモデルを採用したパネルデータ分析を行った。(2)の式が3つの推計における変量効果トービットモデルの推計式である。

¹⁶ 厚生労働省(2019)「2019年国民生活基礎調査の概況」より

$$Y = \begin{cases} Y^* & Y^* > 0 \\ 0 & Y^* \leq 0 \end{cases}$$

$$Y^*_{it} = \alpha + \beta_1 x_{it} + \dots + u \quad (2)$$

Y は賃金率、1週間当たりの労働時間、1週間当たりの育児家事時間を表す。 x は正規雇用ダミー、 i は個人、 t は年をそれぞれ表す。非就労者の賃金率、労働時間、育児家事時間はそれぞれ0をとしたうえでトービットモデルを採用しているため、非就労者のデータは打ち切りデータとみなされ就労選択について考慮された推計となっている。したがって、推計された正規雇用ダミーのパラメータをそのまま正規雇用者と非正規雇用者の差として解釈することができる。

賃金率は年間勤労所得を、週の労働時間に52をかけたもので割ったものである。

育児家事時間は働いていた日の育児家事時間に1週間の平均勤務日数をかけたものと、休日の育児家事時間に1週間の平均休日日数をかけたものを足すことによって算出している。また前述したように、育児家事時間の分析に当たっては、就労者の中で0時間0分と回答しているサンプルは除外している¹⁷。

コントロール変数について、まず賃金率を被説明変数にした推計では、年齢、年齢の2乗、中卒ダミー、大卒ダミーを入れた。これらのコントロール変数を入れた理由は、前述した貧困リスクの分析でこれらをコントロールした理由と同じである。

1週間当たりの労働時間を被説明変数にした推計では、年齢、年齢の2乗、中卒ダミー、大卒ダミーに加えて、賃金率をコントロール変数に入れた。これは単に正規雇用と非正規雇用者の労働時間の平均的な差を推計するために、賃金率が労働時間に与える効果をコントロールする必要があると考えたためである。賃金率が高いほど少ない労働時間で多くの所得を得られるため、労働時間を減らす可能性がある。そのため、賃金率の効果をコントロールすれば、正規雇用者と非正規雇用者の労働時間の平均的な差についてより正確な推計をすることができると考えられる。

1週間当たりの育児家事時間を被説明変数にした推計では、年齢、年齢の2乗、賃金率、同居人ダミー、18歳未満の子供の数、未就学児ダミー、低学年児ダミーをコントロールに入れた。年齢の変数をコントロール変数に入れた理由は、年齢が上がるにつれ子どもの年齢も上がり必要とされる育児の時間が減ることが考えられ、その効果をコントロールするために、コントロール変数に入れた。

賃金率は、前述したように労働時間を減らす効果があることが考えられ、余暇の時間を増やす可能性がある。その効果をコントロールする目的で入れている。

同居人ダミーは、子ども以外に本人の両親や兄弟、祖父母などの同居人がいる場合に1をとる変数である。なお前述したように、事実婚も含む配偶者がいないと答えているのにも関わらず、同居人に事実婚を含む配偶者がいると回答しているサンプルは除外している。同居人がいることによって、本人が確保すべき育児家事時間は減る可能性があるため、そ

¹⁷ 調査において1週間当たりの育児家事時間は、就労者のみに質問されているが、就労者で0時間0分と回答しているサンプルを含めて推計してしまうと、打ち切りデータとみなされ非就労者として扱われた上で推計されることになる。そのため、これらのサンプルは育児家事時間の分析に限って除外した。

の効果をコントロールするためにこの変数を含めている。

また、18 歳未満の子供の数、未就学児ダミー、低学年児ダミーについても、育児家事時間を増やす効果がある可能性があるため、コントロール変数に入れた。未就学児ダミーは 6 歳未満の子どもがいれば 1 を、低学年児ダミーは 6 歳以上 9 歳未満の子どもがいれば 1 をとり、いなければそれぞれ 0 をとるダミー変数である。これらはダミー変数であるため 18 歳未満の子どもの数との多重共線性が発生する可能性も低いと考えた。

第 3 項 仕事と家庭生活の両立のストレスについての分析

仕事と育児の両立についてのストレスの分析は、両立にストレスを感じているかについてのダミー変数を被説明変数にし、正規雇用ダミーを説明変数として、変量効果プロビットモデルを採用したパネルデータ分析を行った。(3)がその推計式である。

$$Prob(Y_{it} = 1|x_{it}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 x_{it} + \dots + u) \quad (3)$$

Y はストレスダミー、 x は正規雇用ダミー、 i は個人、 t は年、 Φ は標準正規分布をそれぞれ表す。ストレスダミーは、調査において「あなたは昨年 1 年間、ご自分の仕事と家庭生活の両立についてストレスを感じましたか」という質問に対する回答に基づいて作成した。この質問は調査年前年の 12 月時点で就労している者のみに回答が求められている。

回答は選択肢で、①強く感じていた、②感じていた、③少し感じていた、④感じていなかった、⑤全く感じていなかった、の 5 つから選ぶ形式になっている。ストレスダミーはこのうち、①、②、③のいずれかを選択していた場合に 1 をとり、④か⑤を選択していた場合に 0 をとる変数である。

サンプルは就労している母子世帯の母親に絞られているため、推計される正規雇用ダミーの平均限界効果は、母子世帯の母親における正規雇用者と非正規雇用者の仕事と家庭生活の両立におけるストレスを感じる確率の平均的な差と考えることができる。

コントロール変数には 18 歳未満の子どもの数、未就学児ダミー、低学年児ダミー、同居人ダミーを入れた。これらの子どもに関する変数は育児と家庭生活の両立に影響を与えると考えられ、また相関係数は大きくない。未就学児ダミーと低学年児ダミーの相関係数は 0.36、未就学児ダミーと 18 歳未満の子どもの数の相関係数は 0.35、低学年児ダミーと 18 歳未満の子どもの数の相関係数は 0.39 であり、大きな相関はないと判断したためコントロール変数に入れた。

第4項 記述統計量

上記の分析手法を用いて行う推計のそれぞれの分析対象の記述統計量について示す。まず、貧困リスク、賃金率、1週間あたりの労働時間についての分析の対象のサンプルの記述統計量が以下の表1である。賃金率、1週間あたり労働時間は非就労者で0としているため、最小値は0になっている。

表1 貧困ダミー・賃金率・1週間あたりの労働時間の分析の対象サンプルの記述統計量

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
貧困ダミー	3,229	0.1598018	0.3664789	0	1
賃金率(円)	3,229	1353.881	2110.16	0	69230.77
1週間あたりの労働時間(時間)	3,229	31.85352	15.74004	0	100
就労選択ダミー	3,229	0.864664	0.3421351	0	1
正規雇用ダミー	3,229	0.502013	0.5000734	0	1
年間勤労所得(万円)	3,229	239.6002	182.5211	0	3300
非勤労収入(万円)	3,229	36.55683	106.7817	0	3150
年齢(歳)	3,229	47.23599	9.850905	19	64
年齢の2乗	3,229	2328.249	900.4539	361	4096
中卒ダミー	3,229	0.0523382	0.2227426	0	1
高卒ダミー	3,229	0.837411	0.3690475	0	1
大卒ダミー	3,229	0.1102509	0.3132507	0	1

※リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」の2016年、2017年、2018年、2019年のデータを用いて筆者作成

※4時点をブールした記述統計量を示している。

※賃金率は年間勤労所得を1週間あたりの労働時間を52倍したもので割って算出したもの。最低賃金未満のサンプルを除外している。

次に育児家事時間の分析の対象のサンプルの記述統計量を表2に示した。サンプルは上に記述統計量を示した3229人のうち、育児家事時間の質問がない2016年以外の調査対象のサンプルで、就労者と非就労者どちらも含まれている。そのうえで、就労者で育児家事時間が0のものは除外している。

表 2 1 週間あたりの育児家事時間の分析の対象サンプルの記述統計量

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
1週間あたりの育児家事時間	2,454	1380.64	1217.659	0	9090
正規雇用ダミー	2,454	0.50652	0.5000594	0	1
就労選択ダミー	2,454	0.8724531	0.3336526	0	1
年齢(歳)	2,454	47.2392	9.808534	19	64
年齢の2乗	2,454	2327.71	899.4762	361	4096
賃金率(円)	2,454	1347.424	1754.36	0	53846.15
18歳未満の子どもの数(人)	2,454	0.6385493	0.7779035	0	4
未就学児ダミー	2,454	0.1128769	0.3165068	0	1
低学年児ダミー	2,454	0.0920945	0.2892183	0	1
同居人ダミー	2,454	0.294621	0.4559651	0	1

※リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」の2017年、2018年、2019年のデータを用いて筆者作成

※3時点をブールした記述統計量を示している。

※賃金率は年間勤労所得を1週間あたりの労働時間を52倍したもので割って算出したもの。最低賃金未満のサンプルを除外している。

※未就学児ダミーは6歳未満の子どもの数がいれば1、いなければ0をとるダミー変数である。

※低学年児ダミーは6歳以上9歳未満の子どもの数がいれば1、いなければ0をとるダミー変数である。

※同居人に事実婚状態の夫がいるサンプルは除外している。

最後に仕事と家庭生活の両立についてのストレスの分析の対象のサンプルの記述統計量を以下の表3に示した。分析対象は就労者に絞られている。

表 3 1 仕事と家庭生活の両立ストレスの分析の対象サンプルの記述統計量

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ストレスダミー	2,792	0.80086	0.399425	0	1
ストレス	2,792	2.678009	1.026613	1	5
正規雇用ダミー	2,792	0.580587	0.493551	0	1
18歳未満の子どもの数	2,792	0.674785	0.772305	0	4
未就学児ダミー	2,792	0.102077	0.302804	0	1
低学年児ダミー	2,792	0.098854	0.298519	0	1
同居人ダミー	2,792	0.309097	0.462204	0	1

※リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」の2016年、2017年、2018年、2019年のデータを用いて筆者作成

※4時点をブールした記述統計量を示している。

※未就学児ダミーは6歳未満の子どもの数がいれば1、いなければ0をとるダミー変数である。

※低学年児ダミーは6歳以上9歳未満の子どもの数がいれば1、いなければ0をとるダミー変数である。

※同居人に事実婚状態の夫がいるサンプルは除外している。

第3節 分析結果

貧困線以下であるかどうかに対する正規雇用の効果について、変量効果プロビットモデル¹⁸で推計し、その平均限界効果を表4に示した。表4にはコントロール変数にした就労選択ダミー、年齢、年齢の2乗、中卒ダミー、大卒ダミーの平均限界効果も示している。正規雇用ダミーの平均限界効果は小数点以下第3位を四捨五入すると1%水準で-0.25であるが、これは正規雇用者の方が、非就労者と非正規雇用者よりも貧困に陥っている可能性が25%低いことを意味している。就労選択ダミーの平均限界効果は、同様に四捨五入すると1%水準で-0.19であり、これは非就労者よりも就労者の方が貧困に陥っている可能性が19%低いことを意味している。したがって2つの平均限界効果から、正規雇用者の方が非正規雇用者よりも6%貧困に陥っている可能性が低いことがわかる。

表4 貧困線以下かどうかの確率に対する平均限界効果

変数	貧困ダミー
正規雇用ダミー	-0.250*** (0.0208)
就労選択ダミー	-0.190*** (0.0118)
年齢	-0.0130*** (0.0043)
年齢の2乗	0.000120** (0.0000478)
中卒ダミー	0.0565** (0.0234)
大卒ダミー	-0.0206 (0.02)
サンプル数	3,229
N	1662

※リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」の2016年、2017年、2018年、2019年のデータを用いて筆者推計・作成
 ※***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることをそれぞれ示す。
 ※()内は標準誤差

¹⁸ パネルデータをプールしたプロビットモデルに対する変量効果プロビットモデル採用の妥当性は、尤度比検定によって1%水準で認められている。

次に賃金率と労働時間、育児家事時間を被説明変数とし、変量効果トービットモデル¹⁹に基づく推計結果を示す。各変数の推計値を以下の表 4 に示した。それぞれの列は左から、賃金率を被説明変数にした推計、1 週間あたり労働時間を被説明変数にした推計、1 週間あたり育児家事時間を被説明変数にした推計の結果を示している。トービットモデルを採用しているので非就労者のデータは打ち切りデータとして扱われている。そのため、正規雇用ダミーの推計値を、それぞれの被説明変数における正規雇用者と非正規雇用者の差の推計値とみなすことができる。母子世帯の母親において、賃金率は正規雇用者の方が非正規雇用者よりも 1115 円平均的に高いこと、1 週間あたり労働時間は 13 時間以上平均的に長いこと、1 週間あたり育児家事時間は 300 分以上平均的に長いことがそれぞれ 1%水準で示されている。

表 5 賃金率・労働時間・育児家事時間についての推計結果

変数	賃金率	1週間あたり労働時間	1週間あたり育児家事時間
正規雇用ダミー	1,115*** (91.97)	13.72*** (0.595)	303.3*** (64.88)
年齢	219.3*** (37.48)	3.207*** (0.263)	-47.21 (30.73)
年齢の2乗	-2.497*** (0.414)	-0.0377*** (0.00291)	0.247 (0.331)
中卒ダミー	-299.5 (203.6)	-1.31 (1.462)	
大卒ダミー	284.3** (142.3)	0.591 (1.124)	
賃金率		-0.000832*** (0.0000645)	0.0698*** (0.0137)
18歳未満の子どもの数			189.7*** (53.3)
同居人ダミー			-3.092 (69.43)
未就学児ダミー			435.6*** (123.1)
低学年児ダミー			203.0* (104.1)
sigma_u	773.1*** (65.41)	14.02*** (0.314)	1,019*** (33.49)
sigma_e	2,155*** (32.11)	5.638*** (0.109)	827.1*** (19.28)
定数項	-4,010*** (820.9)	-39.23*** (5.75)	2,495*** (709.2)
サンプル数	3,229	3,229	2,454
N	1,662	1,662	1,399

※リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」の 2016 年、2017 年、2018 年、2019 年のデータを用いて筆者推計・作成

※***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることをそれぞれ示す。

※育児家事時間の推計のみ 2017 年から 2019 年の 3 時点のパネルデータで推計を行っている。また就労者の中で育児家事時間が 0 のものについては除外して推計を行っている。

※()内は標準誤差

¹⁹ パネルデータをプールしたトービットモデルに対する変量効果トービットモデル採用の妥当性は、尤度比検定によって 1%水準で認められている。

最後に仕事と育児の両立についてのストレスを被説明変数とし、変量効果プロビットモデル²⁰を採用して行った推計結果を示す。各変数の平均限界効果を表の6に示した。分析対象は就業者に絞られているので正規雇用ダミーの推計値を、正規雇用者と非正規雇用者の差の推計値とみなすことができる。正規雇用ダミーの平均限界効果の推計値は 0.004 と小さく、また有意でもなかった。また 18 歳未満の子どもの数の変数の推計値は小数点以下第 3 位を四捨五入すると、5%水準で 0.06 であり、これは 18 歳未満の子どもの数が一人増えると、仕事と家庭生活の両立についてストレスを感じる可能性が 6%平均的に上がることを意味している。

表 6 仕事と家庭生活の両立についてのストレスを抱える確率に対する平均限界効果

変数	ストレスダミー
正規雇用ダミー	0.00484 (0.0173)
18歳未満の子どもの数	0.0577*** (0.0132)
未就学児ダミー	0.0149 (0.0295)
低学年児ダミー	-0.00721 (0.0296)
同居人ダミー	0.0135 (0.019)
サンプル数	2,792
N	1424

※リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」の 2016 年、2017 年、2018 年、2019 年のデータを用いて筆者推計・作成
 ※分析対象は就業者に絞っている。
 ※未就学児ダミーは 6 歳未満の子どもがいれば 1、いなければ 0 をとるダミー変数である。
 ※同居人に事実婚状態の夫がいるサンプルは除外している。
 ※***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準をそれぞれ表す。
 ※()内は標準誤差

推計の結果をまとめると、母子世帯の母親において正規雇用の方が非正規雇用者よりも、平均的に貧困確率が 6% ($= -0.25 + 0.19$) ポイント低いこと、賃金率が 1115 円高いこと、1 週間あたり労働時間が 13 時間以上長いことが示された。また 1 週間当たりの育児家

²⁰ パネルデータをプールしたトービットモデルに対する変量効果トービットモデル採用の妥当性は、尤度比検定によって 1%水準で認められている。

事時間も正規雇用の方が平均的に 303 分長かった。仕事と家事の両立のストレスを感じる確率は正規雇用者と非正規雇用者で有意な差が見られず、また 18 歳未満の子どもの数が増えるとその確率は高くなることが有意に示された。

第 4 節 結果の解釈

推計結果から、非正規雇用者から正規雇用者になることの効果についていえるのは、母子世帯の母親にとって非正規雇用者から正規雇用への転換することは、貧困リスクを下げるが、その下げ幅は 6%ポイントで大きくないことが考えられる。

前述したように、日本の母子世帯の相対的貧困率は 51%²¹であるので、貧困線以下の人がすべて非正規雇用者と仮定したとしても、正規雇用者に転換したことによって 44%までしか相対的貧困率を下げない。実際には貧困線以下には正規雇用者も含まれているので、下げ幅はそれよりも低い。したがって、正規雇用に転換することによる貧困脱出の効果は大きくないといえる。この点については次章でより詳細に分析する。

賃金率の推計結果より、母子世帯の母親にとって正規雇用者に転換することによって賃金率自体は高くなることは言える。しかし、母子世帯の母親において正規雇用への転換の、貧困脱出に対する効果が小さい理由は、現状分析でも述べたように男女間賃金格差がその原因の一つであろう。

とはいえ、正規雇用者の方が労働時間と育児家事時間が長くなり、仕事と育児の両立は難しくなったと考えられるにも関わらず、仕事と家庭生活の両立についてのストレスを抱える確率は、正規雇用になったことより強くなるわけではないことも明らかになった。

正規雇用になることは一定の貧困削減効果はあっても、母子世帯の貧困リスク削減に対しては自ずと限界があることが示されたことが、本節の分析で得られた重要な知見である。

また、本節で用いたデータに基づくと、就労している母子世帯の母親のうち貧困線に満たない母親の年間の勤労所得と非勤労所得の合計の平均額は、正規雇用者で 99.9 万円、非正規雇用者で 97.2 万円であった。したがって就労している母子世帯が貧困を脱出するのに必要な平均追加収入は年額で、正規雇用者の場合 21.1 万円(=122-99.9)、非正規雇用者の場合 24.8 万円(=122-97.2)となる。就労していてもなお、この額足りないのであれば、そこには所得保障政策が必要となってこよう。

次節では、そのためにどれほどの額が必要となるか粗い推計を行う。

第 4 章 政策提言

本章では、前章で行った分析に推計の結果に基づいて 2 つの政策を提言する。一つは、母子家庭の母親の正規雇用転換の支援と非就労者の就労支援を行うこと、そしてもう一つが就労や就業形態の転換のみでは貧困を脱せない場合に、母子家庭の母親が貧困から脱出するための社会保障政策を行うことである。

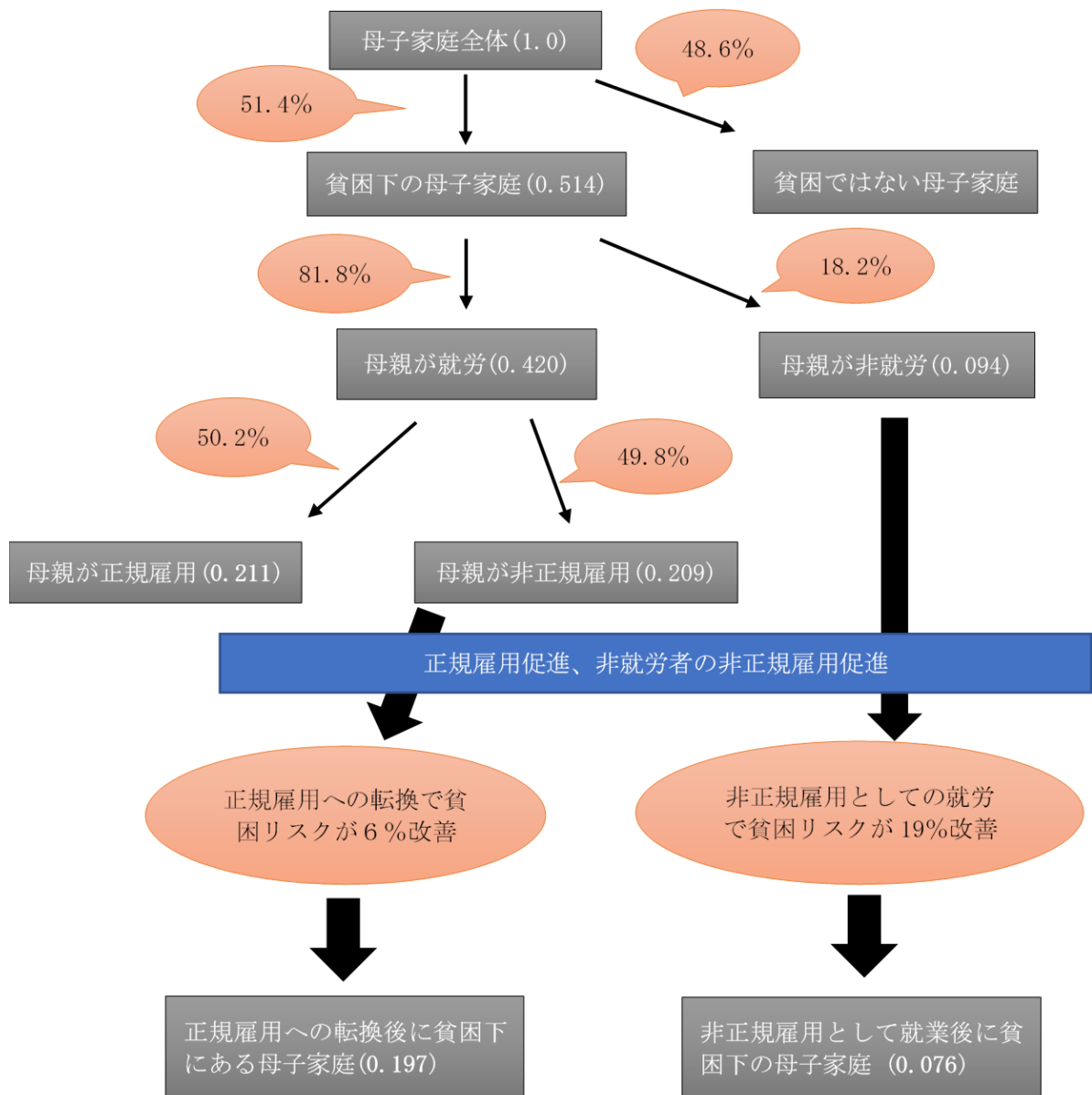
²¹ OECD(2019) “Family database” より

第1節 提言1:正規雇用転換の支援

前章で母子世帯の母親において正規雇用の方が非正規雇用者よりも賃金率が高いことを示し、非正規雇用から正規雇用への転換は、一定の貧困削減効果がある可能性を示唆した。また推計結果は正規雇用の方が非正規雇用者よりも6%貧困リスクが低いこと、就労者の方が非就労者よりも貧困リスクが19%低いことを示した。そのため本節ではこれらの推計値を用いて、正規雇用転換を促進し、また非就労者を就労させた場合にどれほど貧困率が改善されるのかについて粗い推計を行う。正規雇用を促進させる政策の効果を検証するために、母子家庭の貧困率と貧困下における就業率、正規雇用と非正規雇用の割合と分析の結果を利用する。以下、政策の効果を検証するにあたって二つの仮定を置く。一つ目に、政策施行前に非正規雇用であった母親は施行後には全員正規雇用に変換したものとする。二つ目に、貧困下の母子家庭の母親のうち、非就労の母親は政策施行後には全て非正規雇用に変換したものとする。また相対的貧困率はOECDの2014年の報告書で報告されている日本のひとり親世帯の総体的貧困率51.4%を母子世帯の相対的貧困率として用いている。図6は政策によって想定される貧困率の改善分かりやすく示したもので、母子家庭全体を1.0と置いたときのそれぞれの値を()内に記している。

検証の結果、非正規雇用から正規雇用に変換させることで、貧困下の非正規雇用であった母親の割合は20.9%から1.2%($=20.9 \times 0.06$)ポイント減少して19.7%に低下し、非就労から非正規雇用に変換させることで貧困下の非就労の母親の割合は9.4%から1.8%($=9.4 \times 0.19$)ポイント減少し7.6%となることが分かった。したがって政策施行後の母子家庭における貧困率は政策施行前から正規雇用でかつ貧困下の母子家庭と正規雇用転換後も貧困下の母子家庭、非正規雇用として就労を開始した貧困下の母子家庭の割合を合わせた48.4%($=21.1+19.7+7.6$)となる。つまり、施行前の51.4%と比較すると、3%の貧困改善が期待される。

図 6 政策による貧困率の変化



※OECD(2019) "Family database"、厚生労働省「平成28年度全国ひとり親世帯等調査」、厚生労働省「平成28年国民生活基礎調査」のデータを用いて筆者作成

第2節 提言 2: 社会保障政策

前節にて、非正規雇用者が正規雇用者へと転換し、非就労者の就労した場合に 3%の貧困率の改善が期待されることを述べたが、これだけでは日本の母子世帯の貧困問題を改善するのに十分とは言えない。さらに正規雇用になったことによって育児と家事の両立が難しくなる可能性を考えると、就労者に限っては正規雇用への転換をしなくとも貧困を脱するための政策が必要になる。そこで本節では就業形態の転換とは別のアプローチ方法として母子世帯の貧困を解決するための社会保障政策を提言する。

正規雇用と非正規雇用に関わらず貧困下の母子家庭が全て貧困を脱出するために必要な財源についての推計を行う。前述のように、貧困脱出に必要な年間の平均追加収入は、正規雇用の場合 21.1 万円、非正規雇用の場合 24.8 万円である。日本の母子家庭の数はおよそ 123.2 万世帯であり、そのうち貧困下で正規雇用の母子家庭の割合は 21.1%、貧困下で非正規雇用の母子家庭の割合は 20.9%であるため、貧困下で正規雇用の母子家庭はおよそ 26 万世帯、同じく貧困下で非正規雇用の母子家庭はおよそ 25.7 万世帯である。つまり、平均追加収入と貧困下の世帯数を掛け合わせると、必要な財源は正規雇用対象で約 548.6 億円、非正規雇用対象で約 637.4 億円であり、合計で約 1186 億円となる。これらの財源から、子どもの人数や所得などに応じて効率的に給付することで就労している母子世帯の母親の貧困を解決することができると考えられる。

この財源の確保をどのようにして行うかについて、養育費の履行について着目する。厚生労働省によると母子家庭のうち8割は養育費を受給しておらず²²、諸外国に大きく遅れを取っている。そこで、まず養育費の取り決めと履行を法制化し、イギリスやオーストラリアの Child Support Agency のように日本年金機構が養育費を父親から徴収して母親に支給する仕組みを整えるべきであると考ええる。ここでは日本年金機構が各家庭の子供の数や父親と母親の収入などを考慮して養育費を迅速に算定し、父親からの徴収、母親への支給の全てを担う。しかし、養育費の取り決めと履行を法制化した場合、父親の収入により支払いが困難な場合がある。この場合にも母子家庭が養育費を受給するために、日本年金機構は父親と母親が多く収入を見込める場合は母親に支給する額よりも多めに徴収し、養育費の支給額のバランスを保つことが必要である。

おわりに

本稿の問題点として5

点挙げられる。まず 1 点目に、正規雇用の方が労働時間が長いのに関わらず、育児家事時間も長くなることについて、なぜ長くなるかについてはっきりとした原因を明らかにできなかったことである。おそらく正規雇用になったによって変化する何等かの要因によって育児家事時間を長く確保できるようになっていると考えられる。

2 点目に、サンプルの代表性の問題である。推計に用いたサンプルの貧困の分布と、母集団である実際の日本の母子世帯であるの貧困の分布に乖離があり、サンプルにおいて、世帯所得が貧困線として設定した 122 万円未満の人の割合は、実際の母子世帯の相対的貧困率を下回っていた。

²² 厚生労働省「平成 28 年度全国ひとり親世帯等調査結果報告」

3 点目に非正規雇用から正規雇用への転換における別の懸念点で、とりわけ能力的な要因について言及していない。今後は能力に対する研究を行い、非正規雇用から正規雇用へ転換するにはどのような能力が必要で、どのような政策が必要であるか研究が必要である。

4 点目に、実現可能性についても議論が必要である。非正規雇用から正規雇用へ転換することで母子家庭の貧困が解決されることは明らかになったが、より多くの母子世帯の母親が正規雇用になることで、企業の人件費が上がってしまうと考えられる。特に中小企業では人件費にさらに割く余剰金はあるとは限らない。国や企業がいかにこの資金を作っていくかが、政策実行にあたっての要となるだろう。

5 点目に男女間賃金格差についての分析をしていないことである。今回は母子家庭に限定して非正規雇用から正規雇用への転換の効果を検証したが、検証の結果は小さい効果となった。この原因として、男女間賃金格差が挙げられる。女性の賃金が男性の賃金と比べると低いことから、非正規雇用から正規雇用へ転換し時間賃金率が上がったとしても、その増加分が一般水準と比べると小さいと推測される。母子家庭と父子家庭の貧困率を比べると、母子家庭の方が高い割合となることも男女間賃金格差があることを示しているといえる。また実際に、厚生労働省の賃金構造基本統計調査(2018)は正規雇用の男女の賃金について調査しており、男女の賃金格差は年々縮小してきてはいるものの、依然として女性の賃金は男性の 75%程度であると明らかになっている。つまり、母子家庭の貧困を改善するにあたっては、まずこの男女間賃金格差があることを考慮しなければならず、男女間賃金格差を緩和するための政策も合わせて考える必要がある。

先行研究・参考文献

厚生労働省子ども家庭局家庭福祉課「令和2年度ひとり親家庭等の支援について」

厚生労働省「平成28年度全国ひとり親世帯等調査」

(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00450275&tstat=000001127535>) 最終閲覧日 2020/11/06

周燕飛(2012)「正社員就業がなぜ希望されないのか」独立行政法人労働政策研究・研修機構『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, 140, 61-77.

OECD(2019) “Family database”

(http://www.oecd.org/els/soc/CO_2_2_Child_Poverty.pdf) 最終閲覧日 2020/11/06

OECD(2014) “Family database”

(http://www.oecd.org/els/soc/LMF_1_3_Maternal_employment_by_partnership_status.pdf) 最終閲覧日 2020/11/06

OECD(2020) “FamilyDatabase”

(http://www.oecd.org/els/LMF_1_5_Gender_pay_gaps_for_full_time_workers.pdf) 最終閲覧日 2020/11/06

厚生労働省「平成22年度母子家庭等対策の実施状況」

(<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/boshi/10/dl/taisaku22.pdf>) 最終閲覧日 2020/11/06

厚生労働省「平成27年度母子家庭の母及び父子家庭の父の自立支援施策の実施状況」

(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000189625.pdf>) 最終閲覧日 2020/11/06

厚生労働省「平成29年度母子家庭の母及び父子家庭の父の自立支援施策の実施状況」

(<https://www.mhlw.go.jp/content/11923000/000536813.pdf>) 最終閲覧日 2020/11/06

厚生労働省「平成28年度全国ひとり親世帯等調査」

(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00450275&tstat=000001127535>) 最終閲覧日 2020/11/06

厚生労働省「平成28年国民生活基礎調査」

(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00450061&tstat=000001114975>) 最終閲覧日 2020/11/06

厚生労働省「令和2年度ひとり親家庭等の支援について」

(<https://www.mhlw.go.jp/content/000619763.pdf>) 最終閲覧日 2020/11/06

独立行政法人労働政策研究・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2018（第5回子育て世帯全国調査）」

(https://www.jil.go.jp/institute/research/2019/documents/192_01.pdf) 最終閲覧日 2020/11/06

厚生労働省「平成28年度全国ひとり親世帯等調査結果報告」

(<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000188147.html>)

最終閲覧日 2020/11/08

厚生労働省「2019年国民生活基礎調査の概況」

(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa19/index.html>)

最終閲覧日 2020/11/08

Ashley Provencher and Audrey Carlton (2018), “The poverty experience of lone mothers and their children”, *CESifo Economic Studies*, v.61, iss.1, pp.95-122.

Burchardt, T. (2008) ” Time and income poverty”, *The Economic Journal*, 75: 493-517.

Harvey, A. and A. K. Mukhopadhyay (2007), “When twenty-four hours is not enough: Time poverty of working parents,” *Social Indicators Research*, 82, 57-77.

石井加代子・浦川邦夫（2014）「生活時間を考慮した分析」『三田商学研究』Vol. 57, No. 4, pp. 97-121.

石井加代子・樋口美雄（2015）「非正規雇用の増加と所得格差：個人と世帯の視点から：国際比較に見る日本の特徴」『三田商学研究』Vol. 58, No. 3, pp. 37-55.

上村昌代（2010）「母子世帯の現状と問題点」『現代社会研究科論集』No. 4, pp. 43-57.

佐藤哲彰（2011）「非常雇から正規常雇への転換：母子世帯の母は不利なのか」『三田学会雑誌』 Vol. 103, No. 4, pp. 601-618.

周燕飛（2011）「母子世帯の母親はなぜ正社員就業を希望しないのか」『JILPT Discussion Paper Series 10-07』pp. 1-25.

高田しのぶ（2010）「母子家庭の母の就業を決める要因」『日本経済研究』No. 63, pp. 100-112.

塩田幸弘(2019) 「アイルランドにおける離婚後の養育費と社会保障給付 ―法制度の特徴と制度改革の提言」 『社会保障研究』 Vol. 4 No. 1, pp. 62-78