

JILPT 資料シリーズ

No.146 2015年2月

子育て世帯のウェルビーイング —母親と子どもを中心に—



独立行政法人 労働政策研究・研修機構
The Japan Institute for Labour Policy and Training

子育て世帯のウェルビーイング

—母親と子どもを中心に—

まえがき

子どもは、社会にとって大切な未来の財産である。子どもの健康を損なったり、心身の発達を阻害したりするような子育て期の働き方は、望ましくない。母親本人の働く能力と意欲を最大限に発揮しながらも、子どものウェルビーイングを守れるよう、社会全体が様々な支援制度でサポートすることが、いま求められている。

母親の就業と子どものウェルビーイングとの関係については、未知の部分が多い。例えば、出産後にどのタイミングで仕事に復帰すれば、子どもへの影響を最低限に抑えることができるのか。確かな答えがあれば、育児休業期間の検討が可能となる。母親の就業時間、就業形態と子どものウェルビーイングとの関係についても多くの謎が残っている。

JILPT では、プロジェクト研究「子育て中の女性の就業に関する調査研究」の一環として、2011 年と 2012 年に「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」（略称：「子育て世帯全国調査」）を行った。本資料シリーズは、その再分析の結果を中心に、母親の就業パターンが、母親自身および子どものウェルビーイングにどのような影響を及ぼしているのか等について、総合的に分析したものである。

なお、前段の研究成果として、JILPT 労働政策研究報告書 No.159『子育てと仕事の狭間にいる女性たち—JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析』（2013 年 6 月）がある。

本資料シリーズが多くの人々に活用され、今後の女性労働に関わる政策論議に役立てば幸いである。

2015 年 2 月

独立行政法人 労働政策研究・研修機構
理事長 菅野和夫

執筆担当者（執筆順）

氏名	所属	執筆章
しゅう えんぴ 周 燕飛	JILPT 副主任研究員	序章、第1章 第5章の和訳
おおいし あきこ 大石 亜希子	千葉大学法経学部教授	第2章
あべ あや 阿部 彩	国立社会保障・人口問題研究所部長	第3章
ま きんきん 馬 欣欣	京都大学薬学研究科特定講師	第4章
James Raymo	ウィスコンシン大学 マディソン校社会学部教授	第5章
さかぐち なおふみ 坂口 尚文	公益財団法人家計経済研究所次席研究員	第6章
ないとう ともえ 内藤 朋枝	JILPT 臨時研究協力員	付属資料

「子育て中の女性の就業に関する調査研究」研究会メンバー（除く執筆者）

阿部 正浩 中央大学経済学部教授

永田 有 JILPT 統括研究員

目 次

まえがき

序章 研究の趣旨、方法と主な内容

一子どもにハームレスな子育て期の働き方とはー	1
1 調査研究の背景と目的	1
2 研究方法	2
3 各章の要旨	2
4 政策的インプリケーション	6
第1章 文献サーベイ：母親の就業と子どものウェルビーイング	8
1 背景	8
2 母親の就業が子どものウェルビーイングに影響を及ぼす経路	9
3 因果関係の解明は至難の業	11
(1) 固定効果モデル (Fixed Effect Model)	11
(2) 操作変数法 (Instrument Variable Method)	12
(3) 傾向スコア法 (Propensity Score Matching Analysis)	13
4 母親の就業による影響は総じて限定的	13
5 産後の仕事復帰を支える各国の出産・育児休業制度	15
6 文献サーベイからの示唆	17
第2章 母親の非典型時間帯労働の実態と子どもへの影響	21
1 はじめに	21
2 先行研究	22
(1) 非典型時間帯労働の定義と実態	22
(2) 非典型時間帯労働と子どものウェルビーイング	23
3 なぜ人々は非典型時間帯労働をするのか	24
4 分析枠組み	25
(1) 分析へのアプローチ	25
(2) 使用データ	26
5 分析結果	27
(1) 非典型時間帯労働についての観察事実	27
(2) 非典型時間帯労働の有無と子どもへのインプット	29
(3) 賃金関数の推定結果	31

(4) 非典型時間帯労働をする動機は何か	33
(5) 子どもへの時間的インプット	35
(6) 子どもへの経済的インプット	37
6 考察と政策的インプリケーション	39
第3章 絡み合うリスクと子どもへの影響：婚前妊娠、若年出産、離婚	45
1 問題提起	45
2 先行研究	46
(1) 若年母親の置かれた状況についての分析	46
(2) 若年出産と子どもへの影響についての分析	46
3 データ	48
4 若年出産に至るまでの環境	49
(1) 若年母親の出身家庭状況	49
(2) 婚前妊娠出産（できちゃった婚による出産）	50
5 若年出産後の環境	51
(1) 現在の婚姻状況	51
(2) 学歴	51
(3) 就労状況	52
6 若年母親の子どもの状況	53
7 仮説とモデル	55
(1) 先行研究の整理	55
(2) 仮説	56
(3) モデル	57
8 結果	61
9 まとめ	65
第4章 母親の不本意就業とそのウェルビーイングに与える影響	68
1 はじめに	68
2 先行研究のサーベイと本研究の特徴	69
3 計量分析の方法	72
(1) データ	72
(2) 推定モデル	73
(3) 変数の設定	73
4 クロス集計からみた子育て中の女性の不本意就業とウェルビーイングの実態	79
(1) 母親の不本意就業の状況	79

(2) 本意・不本意な就業状況別にみた母親のウェルビーイング	80
5 母親が不本意就業者になる要因に関する分析結果	82
6 母親の不本意就業がウェルビーイングに与える影響に関する分析結果	87
(1) 母親の不本意就業と生活満足度	87
(2) 母親の不本意就業と精神的健康状態	89
(3) 母親の不本意就業と主観的健康状態	89
7 結論と政策的示唆	94
第5章 シングルマザーの幸福度、健康と経済的ウェルビーイング	100
1 はじめに	100
2 研究の背景	101
(1) 日本のシングルマザー	101
(2) 健康とウェルビーイング	102
3 仮説	103
4 分析方法	104
(1) 標本	104
(2) 変数	105
(3) 実証モデル	107
5 実証結果	108
6 結びにかえて	116
第6章 子育て期の母親に求められている支援策	120
1 はじめに	120
2 データと方法	121
(1) 使用したデータと分析対象	121
(2) アプローチ	121
(3) 支援策の回答傾向	124
3 推計結果	127
4 まとめと課題	132
付属資料 特別集計—父子世帯の現状	137
1 はじめに	137
2 父子世帯の定義（法的及び、統計的定義）	137
3 父子世帯数の推移	137
4 データについて	138

5	父子世帯になった経緯	138
6	収入と貧困	139
	(1) 働き方と収入	139
	(2) 貧困	141
7	暮らし向きの「ゆとり」	142
8	仕事と生活のバランスにおける困難の度合い	144
	(1) 就労時間の調整における困難	144
	(2) 両立困難の自覚	146
9	子育て	148
	(1) 子どもとの触れ合い	148
	(2) 子どもにかかる費用	151
	(3) 子育てへの悩みと子どもの状況	152
10	支援	153
	(1) 育児支援	154
	(2) 自立支援	155
11	まとめ	157

序章 研究の趣旨、方法と主な内容

—子どもにハームレスな子育て期の働き方とは—

1 調査研究の背景と目的

2014年3月、インターネットで見つけたベビーシッターに預けた2歳の男児が死亡する事件は、日本社会に大きな衝撃を与えた。ぎりぎりの収入の中で少しでも賃金を増やそうと、シングルマザーの母親は、夜遅くまでの飲食店勤務をこなす中の事件だった（朝日新聞 2014年7月26日）。事件の直後には、「仕事のために子どもを犠牲にしている」、「見知らぬ男に子どもを預けるなんて母親の責任放棄だ」等、母親を非難する声がネットで上がっている。また、この事件をきっかけに、自分の働き方を見直した母親も少なくないと聞く。しかし、この事件は、母親の無責任によって生じたものというよりも、保育所の不足、母子世帯の深刻な貧困、夜型生活がもたらす非典型時間帯勤務の増加、パート就業者の低賃金問題、子どものウェルビーイング（well-being）保護に対する制度的不備等、多くの深層的問題が絡んだものと思われる。

この事件はまた、子育て期の女性の就業が子どもに及ぼす影響の重大さについて、警鐘を鳴らしたものと見える。子どもを劣悪な保育環境下に置きながらの母親の就業は、取り返しの付かない死亡事故につながるリスクもあることを改めて思い知らされた。

子どもは、社会にとって大切な未来の財産である。子どものウェルビーイングを犠牲にした上での女性の職場進出は、政府も、企業も、個人も望んでいないはずである。子どもの死亡事故を招くような働き方はもちろんのこと、子どもの健康を損なったり、心身の発達を阻害したりするような子育て期の働き方は、回避されるべきものである。本人の働く能力と意欲を最大限に発揮しながらも、母親たちが「子どもにハームレス（harmless）な子育て期の働き方」を実現できるよう、社会全体が様々な支援制度でサポートすることが求められている。しかし、「子どもにハームレスな子育て期の働き方」とは何かについて、未知の部分が多岐にも多い。出産後の復帰タイミング、母親の就業時間、就業形態と子どものウェルビーイングとの関係についても多くの謎が残っている。

そこで、本資料シリーズは、子どものウェルビーイングを研究の焦点の1つとして、子どものウェルビーイングを低下させない母親の就業パターンについて探してみたい。

なお、本資料シリーズは、JILPT のプロジェクト研究「子育て中の女性の就業に関する調査研究」の2014年度研究成果の1つとして取りまとめられたものである。前段の研究成果として、JILPT 労働政策研究報告書 No.159『子育てと仕事の狭間にいる女性たち—JILPT 子育て世帯全国調査2011の再分析』が2013年6月に公表されている。

2 研究方法

本資料シリーズは、JILPT が 2011 年と 2012 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」¹（略称：「子育て世帯全国調査」）に対する再分析の結果を中心に、子育て中の母親のウェルビーイングをめぐる現状や、母親の就業パターンは、母親自身および子どものウェルビーイングにどのような影響を及ぼしているのか等について、総合的に分析するものである。

3 各章の要旨

本資料シリーズは、大きく 3 つのパートに分けられる。パート 1（第 1～3 章）は、子どものウェルビーイングについての研究成果である。パート 2（第 4～5 章）は、母親のウェルビーイングにフォーカスした議論である。パート 3（第 6 章）は、母親が望む子育て・就業支援についての分析である。各章の分析から得られた主な知見は以下の通りである。

（1）子どものウェルビーイングについて

- ア) 母親の就業が子どもに負の影響を与えるのは一部のケース（子どもが乳児期での早すぎる仕事復帰や、不規則勤務または質の悪い保育サービスを利用しながらの就業等）に止まり、子どもが満 1 歳以降の時期における母親の就業は、子どものウェルビーイングに影響しないか正の影響を与えている（第 1 章）。
- イ) 母親の夜間等非典型時間帯での就業をしている場合は、子どもへの時間的インプットが減少する一方、経済的インプットには影響が生じていない。このことは、子どもと過ごす時間と引き換えに、非典型時間帯労働をする必要のない世帯とほぼ同水準の支出を子どものために行っていることを意味する（第 2 章）。
- ウ) 若年出産によって生まれた子どものウェルビーイングは、他のグループに比べて低い（不健康、成績不振、不登校）。しかし、それは若年出産そのものによるものではなく、若年出産によって引き起こされる母親の低学歴、無配偶、低所得を通じて複合的に子どものウェルビーイングを悪化させている（第 3 章）。

（2）母親のウェルビーイングについて

- ア) 本人の希望に沿わない就業形態で働く「不本意型」就業者は、「本意型」就業者よりもウェルビーイングが低い（低生活満足度、悪い主観的健康度、うつ状態になりやすさ）（第 4 章）。
- イ) 既婚マザーに比べて、シングルマザーのウェルビーイング（幸福度、うつ指標、健康度の自己評価、暮らし向きのゆとり感）が低い。経済的困難は、両者のウェルビーイン

¹ 詳細は、JILPT 調査シリーズ No.95（2012）と No.109（2013）をご参照ください。

格差をもたらす重要な要因である（第5章）。

（3）母親が望む子育て・就業支援について

ア) 高学歴女性は、金銭よりも就業での支援策を選好する傾向がある。

イ) 低所得、多子家庭の女性は金銭的支援を、理想の子ども数に達していない女性は保育サービスの充実を、世帯年収の高い女性や正社員女性は休業・休暇の期間延長を選好する傾向がある（第6章）。

第1章 文献サーベイ：母親の就業と子どものウェルビーイング

（周論文）

本章は、子育て中の女性の就業（とくに出産後の早期仕事復帰）が、子どものウェルビーイングに与える影響について、文献サーベイを通じて既存の実証分析の知見をまとめたものである。

多くの研究者が指摘するように、母親の就業に伴う子育て時間の減少等の変化は、子どものウェルビーイングに「負の効果」を与えると予想される。一方、母親の就業による可処分所得の増加等の変化は、子どものウェルビーイングに「正の効果」をもたらす可能性もある。そのため、母親の就業が子どものウェルビーイングに与える実質的效果は、その「正の効果」と「負の効果」の力学関係によって決まると考えられる。

1990年代以降に欧米で行われた実証研究から比較的一致した見解がある。つまり、子どもが満1歳までの乳児期においては、母親の就業による「負の効果」が「正の効果」を上回ることが多く、一方、子どもが満1歳以降の子育て期においては、2つの効果がちょうど相殺されるか、「正の効果」がやや優勢である。

また、子どもが3歳未満の時期においては、保育サービスの質はとくに重要な要素である。子どもに良質な保育サービスを受けさせている場合には、母親の就業は子どものウェルビーイングに負の影響をほとんど与えておらず、むしろ、子どもがより高い認知能力を身につける等、正の影響がしばしば確認されている。一方、子どもに質の悪い保育サービスを受けさせている場合、母親の就業は子どものウェルビーイングの低下につながるとの報告が少なくない。

第2章 母親の非典型時間帯労働の実態と子どもへの影響

（大石論文）

本章では、母親たちが早朝、夜間、深夜といった非典型時間帯で働く動機について仮説の検証を行った後、非典型時間帯労働が子どもへの時間的・経済的インプットに影響をもたらしているかどうかを検討した。

その結果、非典型時間帯で働く理由は、二親世帯の母親と母子世帯の母親で大きく異なっ

ていることが分かった。夜間勤務の賃金プレミアムは、母子世帯の母親については確認されたものの、二親世帯の母親では確認されなかった。また、母子世帯の母親の場合、子どもに高等教育を受けさせる予定のある者、副業に従事している者が、非典型時間帯で働く確率が高い。一方、二親世帯の母親の場合、貯蓄なしまたは貯蓄を取り崩している者、子どもの年齢が3歳以上である者は、非典型時間帯で働く確率が高い。

子どものウェルビーイングについてみると、母親の非典型時間帯労働は、子どもと過ごす時間（睡眠時間を除く）や子どもとの夕食回数には負の影響を及ぼしているものの、育児費や習い事・塾代には影響を与えていない。これは、子どもと過ごす時間と引き換えに、非典型時間帯労働をしていない世帯とほぼ同水準の子どもへの支出を子どものために行っていることを意味する。

第3章 絡み合うリスクと子どもへの影響：婚前妊娠、若年出産、離婚

（阿部論文）

本章では、10歳代（15～19歳）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分析を行った。主な結論は、以下の通りである。

まず、10歳代で出産（若年出産）した母親は、現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。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、就労状況も求職中が多いなど厳しい状況にある。若年母親は、そうでない母親に比べても、成人前に両親が離婚した率や、児童虐待を受けたことのある率、成人前に生活保護を受けた経験がある率、成人前に父親が死亡し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。

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、不健康、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3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。

若年出産そのものによる直接的な子どものウェルビーイングへの影響は観察できず、若年で初産した母親の子どものウェルビーイングがそうでない子どもに比べて低いのは、母親の低学歴、無配偶といった若年出産の間接的な影響によるところが大きい。

第4章 母親の不本意就業とそのウェルビーイングに与える影響

（馬論文）

本章は、不本意な就業形態で働く子育て女性はどのくらい存在しているか、不本意型就業者になる要因、および不本意就業がどの程度母親のウェルビーイングに影響を与えているの

かについて分析している。

不本意型就業は総じて2つのタイプに分けることがである。1つは、現実の就業状況に比べ、より多く働くことを希望する、いわゆる「就業増加型（不本意就業型Ⅰ）」である。もう1つは、現実の就業状況に比べ、就業を減らすことを希望する「就業減少型（不本意就業型Ⅱ）」である。正社員の約1割は、「就業減少型（不本意就業型Ⅱ）」のグループ、非正社員の2-5割は、「就業増加型（不本意就業型Ⅰ）」のグループに属している。

不本意型就業者になる要因に、母親の就業状況（職業キャリアタイプ、第1子出産半年前の就業形態、第1子出産1年後の就業形態、就業時間の規則性）、職種・業種、学歴・年齢、家族構成、生活と仕事に関する考え方などが影響している。

推定結果によると、本意型就業者グループに比べ、不本意型就業者グループは生活満足度が低く、うつ状態になる可能性が高く、主観的健康状態が悪い傾向にあることが分かった。

母親のウェルビーイングを高めるためには、就業形態における現実と希望の格差解消（特に出産前後の就業形態におけるミスマッチ問題）が必要である。また、育児休業制度の利用促進と同時に、育児休業明けに仕事と育児が両立できる就業環境の構築も望まれる。

第5章 シングルマザーの幸福度、健康と経済的ウェルビーイング

（Raymo 論文）

本章は、シングルマザーは、既婚マザーに比べて、精神的・身体的ウェルビーイングがどれほど不利な状況下にあるのかを分析している。具体的には、4つのウェルビーイング指標（幸福度、うつ指標、健康度の自己評価、暮らし向きのゆとり感）を用いて、シングルマザーにありがちな属性、経済的困難、就業環境のストレス、不利なライフイベント体験の影響を検証している。

推定結果によれば、日本のシングルマザーは、4つのウェルビーイング指標すべてにおいて、既婚マザーよりも不利な状況に置かれていることが明らかになった。シングルマザーになる者の属性バイアス、経済的困難、仕事関係の不安感、生活の中で生じるストレスは、不利な状況をもたらす主因と考えられる。とくに、以下2点の分析結果について強調する必要がある。

第1に、経済的困難は、シングルマザーの幸福度と健康状態を決める非常に重要な要因である。世帯収入、貯蓄状況、生活必需品の消費状況等、経済的困難度の具体的指標を考慮した推定結果では、考慮しなかった推定結果に比べて、シングルマザーと既婚マザー間の幸福度と健康度格差が約半分の大きさにまで縮小する。

第2に、シングルマザーは既婚マザーと比べて、不利なライフイベント体験を報告する者の割合が高く、こうした不利な体験は、いずれのウェルビーイング指標においても、シングルマザーと既婚マザー間の格差を部分的に説明できる。

したがって、シングルマザーのウェルビーイングを改善するためには、経済的困難の解消が必要不可欠である。また、就業を通じて経済的自立を促す現行の政策は、シングルマザーが直面する仕事と家庭のコンフリクトを深め、母親の精神的・身体的健康を損なうといった予期せぬ結果

をもたらす可能性がある。そのため、就業支援と平行して、所得面での支援（策）の充実も必要である。

第6章 子育て期の母親に求められている支援策

（坂口論文）

子育て期の母親が直面している問題は多様である。単一の指標の改善をもって母親全体のウェルビーイングを評価することは難しい。また、どのような指標とその組み合わせが適切であるかは先見的には分からない。そこで、本章は、特定の支援策が母親に与える影響ではなく、どのような層の母親がどのような支援策を必要としているのかを検討している。

支援策を「金銭的支援」、「保育サービス」、「休業・休暇の期間延長」の3つのカテゴリーに分けて、回帰分析を行った結果、下記の知見が得られた。

- (1) 高学歴女性は、金銭よりも就業での支援策を選好する傾向がある。
- (2) 低所得、多子家庭の女性は、金銭的支援を選ぶ傾向がある。
- (3) 理想の子ども数に達していない女性は、保育サービスの充実を望む傾向がある。
- (4) 世帯年収の高い女性や正社員女性は、休業・休暇の期間延長を選好する傾向がある。

そのほか、若い世代を中心に、産後も継続して就業することや、その際に休業を取得することに対する権利意識が浸透していることから、休業・休暇の権利を法制面からさらに担保・拡充していくことのニーズはある。ただし、制度を拡充する上で、正規・非正規間の不均衡を是正することは必要不可欠と考えられる。

4 政策的インプリケーション

女性の活躍促進と、子どものウェルビーイング重視とは両立できる命題なのか。本資料シリーズは、「子どもにハームレスな子育て期の働き方」等をテーマに、文献サーベイ（第1章）とオリジナルな実証分析の結果（第2-6章）²をまとめたものである。

母親の就業が子どものウェルビーイングに与える影響は、総じて限定的で思ったほどネガティブな影響はないものの、子どもが満1歳までの乳児期での早すぎる仕事復帰や、質の悪い保育サービスを利用しながらの就業は、子どものウェルビーイングの低下につながりやすい。そのため、質の高い保育サービスの提供や、子どもが満1歳までの休暇取得の権利を母親に保障することは、子どものウェルビーイングを守る意味では非常に重要である。日本では、出産・育児休暇制度（法定出産休暇14週、育児休暇52週）が相当充実している。問題は、母親の多くが出産前後に無職か、非典型就業者であるため、出産・育児休暇制度が適用されないケースが多いことである。こうした母親に対しては、夫の失業や離別・死別等の理由で経済的困難に直面した時に、早すぎる仕事復帰をしなくても生活できるように、新たな

² そのうち、第4-5章は母親のウェルビーイング、第6章は母親の望む子育て・就業支援に焦点を当てた分析である。第4-6章の政策的インプリケーションは、第3節（「各章の要旨」）をご参照ください。

所得支援策の整備が望まれる（第1章）。

母親の夜間等非典型時間での就業は、子どもへの時間的インプットの減少につながりやすく、長期的にみて、子どもに深刻な影響が生じる懸念がある。とくに母子世帯の母親の場合、子どもの高等教育費を貯めるため、2つ以上の仕事を掛け持ちするなど、非典型時間帯で働いて収入を増やすほかないという問題が浮き彫りになっている。そのため、母子世帯の母親に対する就業支援と併行して、所得支援策の一層の充実も必要と考えられる（第2章）。

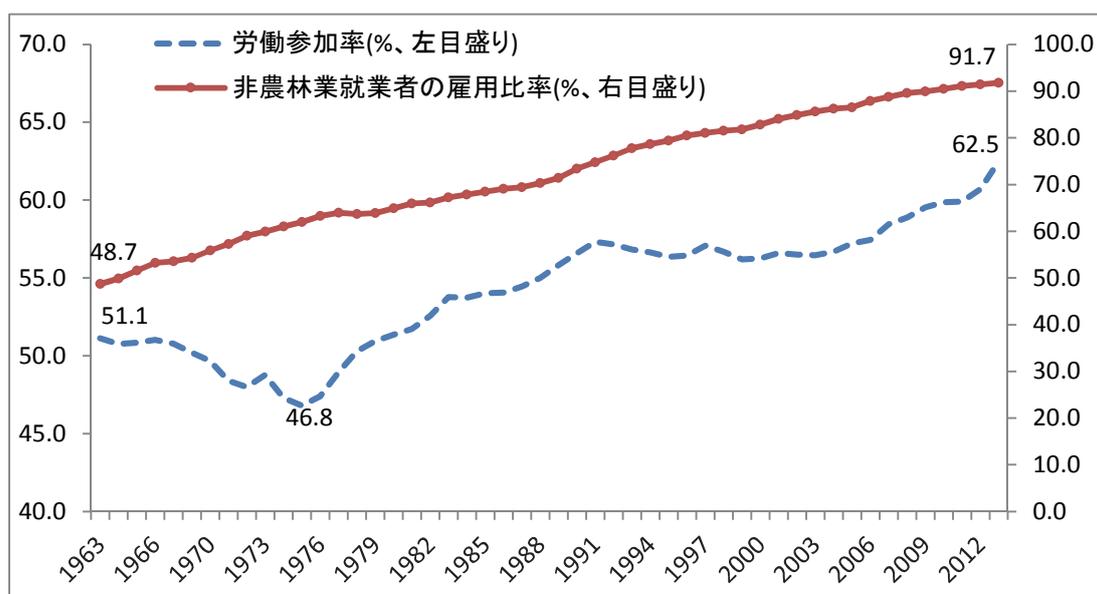
子どものウェルビーイングは、母親の生い立ちからも影響を受けている。10代後半の若年母親から生まれた子どものウェルビーイングを調べたところ、そのウェルビーイングが顕著に低いこと（学業不振、不健康、不登校）が分かった。しかし、それは若年出産そのものによる影響というより、若年出産が引き起こす母親の低学歴、無配偶による間接的な影響の結果といえる。貧困対策だけではなく、子どものウェルビーイングを守る視点からも、若年出産した女性が低学歴にならないような支援策が必要である（第3章）。

第1章 文献サーベイ：母親の就業と子どものウェルビーイング

1 背景

既婚女性の職場進出は、20世紀の重大な歴史的出来事である（Goldin1990）。欧米諸国に続き、日本でも、戦後初期までは独身女性が職場進出の主力層だったが、次第に既婚女性、そして若い子どもを育てている女性の賃金労働者が増加してきた（周 2013）。総務省統計局「労働力調査」によれば、15-64歳既婚女性の労働力人口比率（労働参加率）は、1960年代から1975年までの間に46.8%までに下がったものの、その後上昇を続け、2013年現在は62.5%に達している（第1-1図）。そのうち、非農林業に従事する既婚女性の9割以上は、自営業や家族従業者以外の賃金労働者である。

第1-1図 15-64歳有配偶女性の労働参加率と雇用比率の推移(1963~2013年)



出所：総務省統計局「労働力調査」(各年)より筆者が作成。

注：元の資料に記載がなかったため、1967年の数値が欠けている。

子育て中の女性の就業は、女性の経済的・社会的地位の向上、人材の活用とGDPの増大に大きく貢献するものと考えられる一方、それが子どもの成長に及ぼす影響等について懸念する声も少なくない。一般的に、母親の就業は、子どもの健康状態、認知能力、情緒発達、行動面の問題等のウェルビーイング(well-being)に直接の影響を与えるとは考えにくいものの、就業によって生じる母親の子育て時間の減少や家庭環境の変化、子どもの保育所等の家庭外での経験等を経由して、間接的に子どものウェルビーイングにインパクトを与える可能性が指摘されている（Leibowitz2005、Ashlesha *et al.*2014）。大規模な調査データが整備されているアメリカ、カナダ、イギリス等の先進国を中心に、母親の就業と子どものウェルビーイング

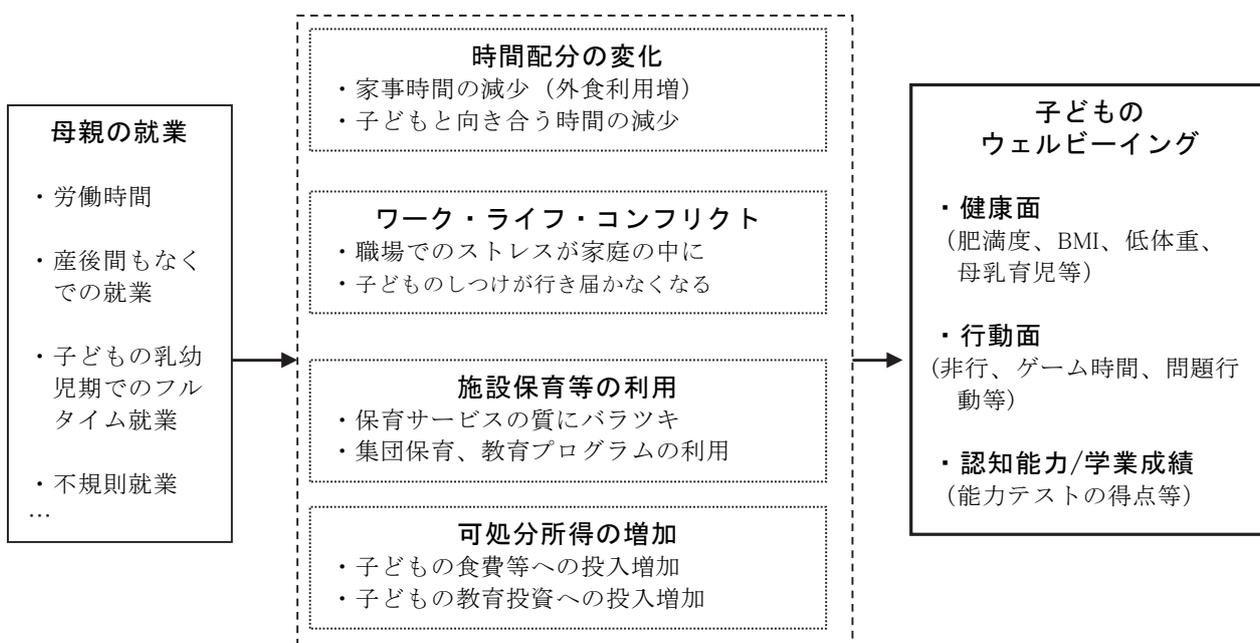
との因果関係について、経済学、社会学、人口学、公共政策学、公共衛生学、心理学等様々な分野から多くの研究成果が生まれている。

2 母親の就業が子どものウェルビーイングに影響を及ぼす経路

母親の就業は、複数の経路を通じて子どものウェルビーイングに影響を及ぼす可能性があると考えられる（第1-2図）。

まず、母親の就業は、時間配分の変化をもたらす。就業時間が増え、家事時間が減少するため、専業主婦の家庭よりも有業母親の家庭では、子どもの肥満や不健康を招く恐れのある外食や冷凍食品の使用頻度が高くなる傾向がある（Johnson *et al.* 2012）。また、就業することで母親が子どもに本を読み聞かせる、宿題のチェックをするなど子どもと向き合う時間が短くなり、それが子どもの認知能力や学業成績に負の影響を及ぼす懸念もある。

第1-2図 母親の就業が子どもに影響を及ぼす主な経路



出所：Ashlesha *et al.* (2014)、Johnson *et al.* (2012)、Blau and Grossberg (1992) を参考しながら筆者が作成。

次に、母親の就業によってワーク・ライフ・コンフリクト (Work-Life Conflict、以下 WLC) が生じる恐れがある。職場で受けた仕事のストレスや身体的疲れが、そのまま家庭内に持ち込まれることがあるからである。実際、厚生労働省の調査（第1-1表）によれば、「仕事や家事が十分にできない」、「気持ちに余裕をもって子どもに接せない」と回答した母親の割合は、常勤就業の母親がもっとも高く（それぞれ15.1%と23.5%）、無職の母親よりそれぞれ10ポイント、6ポイント高い。WLCによって、子どもと過ごす母親の育児時間 (parenting time) の質が低下し、子どもへのしつけが十分に行き届かなくなるため、子どものウェルビーイング

グが低下する可能性がある。例えば、Aizer (2004) によると、思春期の子どもに対する放課後の監督が不足している家庭では、子どもに問題行動や非行が起こりやすくなっている。

第 1-1 表 母親の働き方と子育てで負担に思うこと (%、複数回答)

	子育てによる身体の 疲れが大きい	仕事や家事が十分 にできない	気持ちに余裕をもっ て子どもに接せない
総数	12.0	9.9	18.7
(母親の出産前後の働き方)			
出産 1 年前から無職	15.0	5.0	15.0
出産後から無職	15.4	7.3	21.7
出産後から有職	8.9	8.8	14.8
出産 1 年前から有職	12.4	15.7	22.4
(母親の現在の就業状況)			
無職	14.2	6.7	17.5
有職	10.6	11.6	19.2
常勤	11.7	15.1	23.5
パート/アルバイト	10.1	10.2	17.6

出所：厚生労働省「第 9 回 21 世紀出生児縦断調査 (2001 年出生児)」(2010 年)。

注：集計対象者は、2001 年に生まれた子ども (調査時 9 歳) の保護者である。

さらに、母親の就業時間帯に子どもの世話をする者が、母親から母親以外の者になることも、子どもにとっての大きな変化である。例えば、日本では、保育施設 (認可保育所、認証保育所、認定子ども園、事業所内保育所、ベビーホテル等) を利用しながらの就業が現在主流となっているが、祖父母による家庭内保育や、ベビーシッターを利用する有業母親も少なからずいる。こうした母親以外の者による保育サービスの質には、大きなバラツキが存在している。母親のケアと比較しても遜色のない良質な保育サービスを利用すれば、子どものウェルビーイングにむしろプラスの効果が期待できる。一方、質の悪い保育サービスを利用した場合には、子どもの健康が損なわれたり、認知能力の発達が遅れたり、死亡事故にあう危険性さえある。

一方、母親の就業は、子どものウェルビーイングに有益な影響を及ぼす可能性もある。まず、母親の就業は、可処分所得の増加につながるため、子どもの食費、娯楽費や教育支出により多くの経済的投入が可能となり、結果として、子どもの健康状況や学業成績等の改善をもたらす効果が期待できる (Becker1985、Blau and Grossberg1992)。また、母親の就業中に子どもを幼児教育プログラムの整った集団保育施設に預けることで、子どもの認知能力やコミュニケーション能力が向上することも考えられる (Currie2001、Waldfogel2002)。これは、ペアレンティング・スキル (parenting skill) に欠けている母親の場合に、とくに大きなプラスの効果が期待できる (Gagne2003)。

したがって、母親の就業が子どものウェルビーイングに最終的にどのような影響を与えるのかは、子育て時間の減少、WLC 等による「負の効果」と、可処分所得の増加、集団保育で

のペアレンティング・スキル不足の補い等による「正の効果」の力学関係にあると思われる。仮に、その「正の効果」が「負の効果」を上回っていれば、実証分析では、母親の就業が子どものウェルビーイングの改善につながるとの結果が得られる。その逆も同じである。

3 因果関係の解明は至難の業

残念ながら、母親の就業と子どものウェルビーイングとの因果関係を立証することは、技術的に非常に難しい（Currie2005）。「選択バイアス」と「観察されない属性のバイアス」によって生じる就業の内生性が、その関係を複雑化させているからである。

まず、就業した母親には、明らかな選択バイアス（selection bias）が存在する。例えば、母親が就業するかどうかの意思決定は、子どもの健康状態や発達度合いに影響されることが多く、健康な子どもを持つ母親ほど、就業を選ぶ傾向がある。こうした選択バイアスを考慮せずに通常の推定方法で子どもの健康に対する母親の就業効果を測定すると、見せ掛け（spurious）の正の効果があると報告される恐れがある。

次に、アンケート調査では観察されない母親と子どもの属性・選好もバイアス（omitted variables bias）を引き起こす可能性がある（Waldfogel2002）。これらの観察されない属性が母親の就業決定に関わっている場合、バイアスの修正を行わない限り、母親の就業効果を正しく計測することができない。例えば、子どもの認知能力を育てることに不得意な母親ほど早く仕事に復帰する傾向があるとする。こうした母親の子育てスキルをコントロールせずに、子どもの認知能力に対する母親の早期仕事復帰の効果を推定した場合、母親の仕事復帰の影響が過小評価されてしまう。一方、利口で反応の早い子どもほど、その母親は、子どもが保育所の集団生活になじみやすいと信じて、早期の仕事復帰を選ぶことも考えられる。その場合、子どもの利口さを考慮しない推定結果では、子どもの認知能力に対する母親の仕事復帰の影響が過大評価されてしまう。

ランダム実験（random experiment）の手法が用いられない限り、選択バイアスと観察されない属性によるバイアスを完全に排除するのは不可能に近い。しかし、現実の世界では、子育て世帯を母親就業グループ（いわゆる“Treatment Group”）と母親非就業グループ（いわゆる“Comparison Group”）に無作為に振り分け、その子どものウェルビーイング等を追跡調査するというランダム実験は、倫理上と費用上の理由で実施困難である。そこで、既存研究は主にアンケート調査から得られる観測データに基づき、(1)固定効果モデル、(2)操作変数法、または(3)傾向スコア法などの手法によって、選択バイアス等の影響を軽減しようとしている。

（1）固定効果モデル（Fixed Effect Model）

FEモデルを用いた研究例には、Johnson *et al.*（2012）がある。この論文は、複数年（1997-2003）のパネル調査データを用いて、低収入の母親の就業が子どものウェルビーイングに与える影響を調べたものである。

1 時点だけの横断面データだけでは、観察されない属性変数の影響が残差項に残るため、母親の就業による影響を正しく推定することができない。ところが、子どものウェルビーイングに影響を与える観察されない属性のうち、子どもの利口さ、親の育児能力等、時間を通じてほぼ一定である属性（いわゆる「固有の属性」）も少なくない。複数時点のパネル調査データを利用すれば、こうした変化しにくい固有の属性による影響を簡単に除去することが可能である。

具体的には、FE モデルは、同一子どもにおける t 時点と $t-n$ 時点のウェルビーイングの変化を被説明変数として回帰分析を行うことで、残差項にあった観察できない固有属性の影響を排除している。言い換えれば、FE モデルは、同一個人に対して、母親の就業状態の変化が子どものウェルビーイングにどのような変化をもたらしているかを見ているため、子どもの利口さの違い等、個人間の異質性がもたらす推定バイアスを回避できている。

Johnson *et al.* (2012) によると、横断面データによる OLS 推定の結果では、無職の母親に比べて有業母親の子どもは、行動面の問題が少ない（見せ掛けの効果？）。一方、個人間の異質性を考慮した FE モデルの推定結果によれば、母親の就業の有無は、子どもの行動面のパフォーマンスに有意な影響を及ぼしていない。

（２）操作変数法（Instrument Variable Method）

IV 法を用いた研究例には、Frijters *et al.* (2009) がある。この論文は、母親の就業の有無がどこまで子どもの発育状況によって左右されるかを調べたものである（本章のテーマとは逆の因果関係の検証）。この場合も同様に、観察されない属性のバイアスによる内生性の問題が存在する。そこで、Frijters *et al.* (2009) は、母親の就業決定とは無関係の外生変数の中から、子どもの発育状況の予測指標（predictor）になりうる変数（この場合、子どもが左利きまたは両利きかどうか）を選び出して、操作変数として用いている。

具体的には、まず操作変数とその他の外生変数(X)を用いて子どもの発育不良の確率(Y2)を推定し、その予測値を得る（第1段階推定）。次に、第1段階推定から得られたY2の予測値とその他の説明変数(X)を用いて、母親の就業確率(Y1)を推定する（第2段階推定）。Frijters *et al.* (2009) における第2段階推定結果によれば、Y2の予測値の係数推定値が-0.107（5%水準で統計的有意）となっているため、発育不良の子どもがいることで、母親の就業確率が10.7%ポイント低下することが分かった（同OLS推定値の約3倍の大きさ）。

もっとも、Y1と相関する無効な操作変数を用いた場合の推定量は、OLSモデルの推定量よりも、むしろバイアスが大きくなる可能性がある。また、Y2との相関が弱い操作変数を使用した場合も、OLSモデルと同様に標準誤差を正しく推定することができない(Murray2006)。そのため、Frijters *et al.* (2009) は、操作変数の有効性と予測指標としての適切さを立証するために多くの紙幅を割いている。

(3) 傾向スコア法 (Propensity Score Matching Analysis)

PSM 分析を利用した研究例として、Berger *et al.* (2005) がある。Berger *et al.* (2005) は、産後 3 ヶ月以内の早期仕事復帰という Treatment が子どものウェルビーイングに与える影響を調べようとした。その場合、同一母親について早期仕事復帰をした場合としなかった場合の子どものウェルビーイングの違いを比較するのがベストな方法であるが、現実の世界では我々は、いずれかの場合のアウトカムしか観察できない。

そこで、Berger *et al.* (2005) は、仕事復帰しなかったまたは産後 3 ヶ月以降に仕事復帰した母親 (Control Group と呼ぶ) の中から、産後 3 ヶ月以内に復帰した母親 (Treatment Group と呼ぶ) とよく似た属性を持つ個人を探し出して、両グループの子どものウェルビーイングが顕著に異なるかどうかを調べた。

具体的には、まず、一連の個人属性 (年齢、学歴、結婚の有無等) を使って logit モデルで母親の早期仕事復帰の確率を推定し、その予測値を傾向スコアとして各サンプルに振り分ける。次に、傾向スコア値で Treatment Group の各標本とマッチング性の高い標本を Control Group から選び出す。マッチングできなかった Control Group のサンプルを切り捨て、マッチングできたサンプルのみを次のステップの分析に用いる。最後に、マッチングできた両グループの標本を用いて、子どものウェルビーイングに対する早期仕事復帰の有無、個人属性等の影響を回帰分析する¹。その結果、産後 3 ヶ月未満の早期仕事復帰は、母乳育児、予防接種、外在的問題行動 (4 歳時) といった子どものウェルビーイング指標について負の影響があることが分かった。

その他、観察されない属性によるバイアスを軽減するもっとも簡単な手法は、母親と子ども、世帯に関するなるべく多くの属性を説明変数としてモデルに加えることである。Ruhm (2004) が米国の若年者全国調査 (National Longitudinal Survey of Youth) データを利用した研究例では、できる限りの属性変数を実証モデルに投入している。その結果、子どもの認知能力に対する乳幼児期の母親就業の影響は、通常の推定よりもよりネガティブな数値になっていることが分かった。

4 母親の就業による影響は総じて限定的

母親の就業と子どものウェルビーイングとの因果関係について、様々な分野の研究者が様々なデータを用いてその解明に挑んできたが、残念ながら一致した結論は得られていない²。母親の就業は、子どものウェルビーイングに「負の影響」があると報告されている一方、「正

¹ PSM 法のコマンドは、統計ソフト STATA (ver.13) の標準搭載になっていないものの、ウェブサイトからその ado プログラムパッケージ (psmatch2, pscore, nnmatch 等) をダウンロードできる。そのうち、「psmatch2」の公開サイトは、<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html> である。

² 既存研究に対するレビューとしては、Korenman and Kaestener (2005), Smolensky and Gootman (2003), Blau and Currie (2004), Ruhm (2004), Waldfogel (2007), Johnson *et al.* (2012) が参考になる。

の影響」または「影響なし」との研究報告もある。分析対象（例えば、低所得家庭 vs. 一般家庭）、就業パターン（例えば、規則的作業 vs. 不規則的作業）および就業の内生性問題に対する制御程度の相違が、異なる結論を導いている主な原因と考えられる。

そのうち、1990年代以降に欧米で行われた研究（内生性問題を一定程度制御した研究を中心に）³から得られた比較的一致した意見として、母親の就業と子どものウェルビーイングとの関係は、子どもの年齢によって異なるものの、総じてその影響が限定的で、思ったほどネガティブな影響はない、というものがある（Waldfogel2007）。

例えば、子どもが満1歳までの乳児期においては、母親が一定期間中に育児に専念することが子どもの健康に総じてプラスの効果をもたらすこととおおむねの一致が得られている。いくつかの研究では、母親の育児休業期間が長いと、乳児の死亡確率が低下したり、低体重児が減ったり、母親が産後うつになりにくかったりすることが確認されている（Chatteriji and Markowitz2004、Tanaka2005）。また、産後まもなく（3ヶ月または6ヶ月以内）での母親のフルタイム就業は、一部の乳児の間に認知能力の発達の低下をもたらしたとの報告もある（Baum2003、Ruhm2004）。さらに、Coley and Lombardi（2013）がアメリカの低所得家庭を対象とした実証分析によれば、産後8ヶ月未満での仕事復帰は、子どもの7歳時点での社会情緒的発達の低下につながる。ただし、良質な保育サービスを用いながらの就業や、子どもと過ごす時間をある程度確保できる就業であれば、子どもの健康への影響がみられないとの研究結果も多い（Hausfather *et al.*1997）。

子どもが1歳から2歳までの期間においては、総じて、母親の就業による子どもの認知能力の低下現象は見られなかった。ただし、この年齢階層の児童でも、無資格者による保育や保育士の配置不足等、質の悪い保育サービスを受けている場合や、保育所等に預ける時間が長すぎる場合には、行動問題が生じやすくなる（Blau2001、Connor and Brink 1999）。逆に、母親が働きながら子どもに良質な保育サービスを受けさせている場合には、むしろ、子どもがより高い認知能力を身につけることができ、行動面でも悪い影響を受けない（Barnett 1995、Currie2001、Waldfogel2002）。

3歳から5歳までの子どもにおいても、母親の就業が子どもの認知能力の発達や行動にあまり影響を与えないとの研究結果が多い（Brooks-Gunn *et al.*2002）。ただし、母親が深夜や休日等の非典型時間帯で働く場合、正規の保育所を利用できないため、子どもの読解能力のテスト成績が低くなる傾向が報告されている（Han2005）。また、母親の学歴とペアレンティング・スキル（parenting skills）も多少影響しているようである。Gagne（2003）のカナダのデータを用いた分析では、同じく高学歴でペアレンティング・スキル得点の高い母親を持つ3歳～5歳児童のグループでは、専業主婦の子どもは、Peabody Picture Vocabulary Test（PPVT）⁴

³ 日本を対象とした実証研究（大石 2014、馬 2013、李 2012、山内 2001、Mitsuhashi 他 2012）もいくつかあるものの、内生性の制御が十分ではないため、本サーベイの対象外とした。

⁴ PPVTは言語能力と学力を評価するために開発された簡易検査キットである。初版（1959年）は教育学の専門家であるLloyd M. DunnとLeota M. Dunnより開発された。

において比較的高い点数を得ている。逆に、低学歴でペアレンティング・スキルが優れていない母親を持つ児童のグループでは、有業母親の子どもが高い PPVT 得点を示している。

小学生（6-11 歳）と中・高校生（12-18 歳）の場合、母親の就業が子どものウェルビーイングに与える影響が一層弱くなるとの見方が多い。ほとんどの既存研究は、6 歳以上児童の認知能力や社会能力の発達に、親の就業パターンから影響を受けておらず、その他の世帯属性がより関係しているとしている（Smolensky and Gootman 2003）⁵。ただし、世帯収入と家庭環境等の世帯属性の一部は、母親の就業状況に左右されるので、一様に母親の就業が 6 歳以上児童のウェルビーイングに影響を与えていないと結論付けるのは難しいようである（Waldfogel 2007）。

このように、就業の内生性を考慮した欧米の実証研究は総じて、子育て期における母親の就業が子どものウェルビーイングに負の影響を与えるのは一部のケース（子どもが乳児期での早すぎる仕事復帰や、不規則勤務または質の悪い保育サービスを利用しながらの就業等）に限り、子どもが満 1 歳以降の時期における母親の就業は、子どものウェルビーイングに影響しないか、正の影響を与えていることを示唆している（Barnett 1995、Blau and Grossberg 1992、Currie 2001、Gagne 2003）。

5 産後の仕事復帰を支える各国の出産・育児休業制度

多くの実証研究から得られた共通認識は、少なくとも産後 3 ヶ月未満の仕事復帰は、母体保護と子どものウェルビーイングの観点から望ましくない（Baum 2003、Ruhm 2004、Tanaka 2005）。

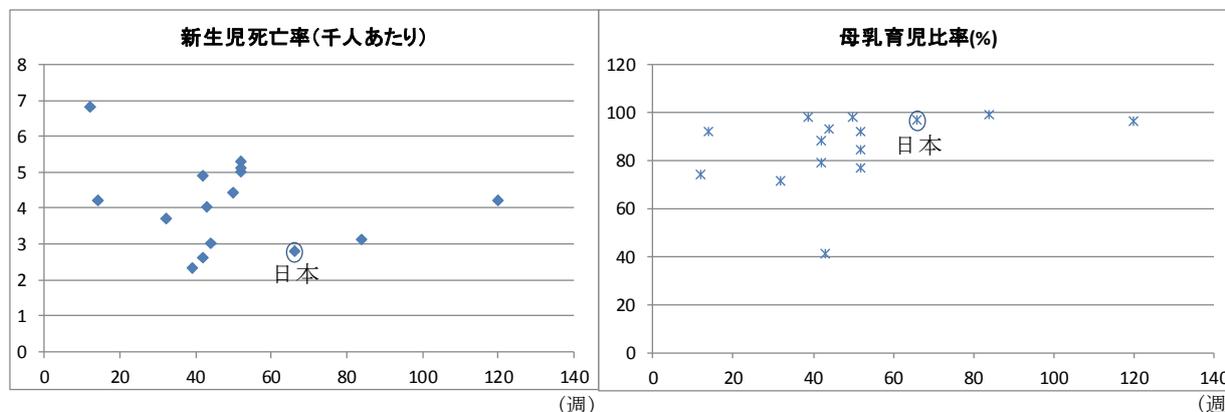
実際、国際労働機関（ILO）は 2000 年の「母性保護条約」（第 183 号）において、産後 14 週間（3 ヶ月半）またはそれ以上の法定出産休暇（statutory maternity leave）を女性労働者に付与するよう加盟国に呼びかけている。2013 年現在、発展途上国を含む世界 185 の国と地域のうち、98 カ国（53%）は ILO 条約第 183 号の規定を満たしている。先進国の場合、米国とアイスランドを除く EU と OECD の全ての国は 14 週間以上の法定出産休暇を認めており、法定出産休暇期間中には、休業前の収入の一部または全部を社会保障（保険）より支払われる仕組みができています（ILO 2014）。

さらに、法定の出産休暇に加え、育児休業（parental leave）制度も先進国ではほぼ定着してきた。ILO（2014）がまとめた先進国 41 カ国について、法定出産休暇と育児休業と合わせて母親が取得可能な休業期間（無給付期間を含む）は、平均値で 1.4 年間（72 週間）、中位値で 1 年間（52 週間）となっている。そのうち、ポーランドやスロバキア等の東欧国では、出産・育児休業期間が最大 4 年弱に達している。なお、日本の法定出産・育児休業の長さ（出

⁵ 母親就業の内生性バイアスを考慮した Kan(2012)の PSM 推定の結果では、母親の就労は、思春期の子どものウェルビーイングへの正の効果が報告されている。具体的には、子どもが思春期の母親の就業は、子どもの「成績が悪い」確率を引き下げ、子ども（女兒に限る）の最終学校教育年数にもプラスの影響を及ぼす。

産休暇 14 週間、育児休業 52 週間) は、先進国の中で中程度である。

第 1-3 図 出産・育児休業の法定期間と子どものウェルビーイング（高所得国）



出所：OECD（2014）、ILO（2014）の原データより筆者が加工したものである。

注：等価可処分所得（0-17歳の子どものいる家庭）が2万ドル以上の高所得国15ヶ国についての集計結果である：アメリカ(12)、スイス(14)、ベルギー(32)、アイスランド(39)、オランダ(42)、ルクセンブルク(42)、アイルランド(43)、フィンランド(44)、デンマーク(50)、カナダ(52)、オーストラリア(52)、イギリス(52)、日本(66)、ノルウェー(84)、オーストリア(120)。なお、括弧の中は、法定出産休暇と育児休業の総週数（注：重複計算のケースが一部あり）である。

では、出産・育児休業の法定期間（無給付期間を含む）の長い国ほど、総じて子どものウェルビーイングが高いのか。第1-3図では、日本を含む高所得国15カ国について、出産・育児休業の合計期間と子どもの健康面のウェルビーイング指標の散布図である。出産・育児休業の法定期間の長い国の方が、総じて新生児死亡率が低くなるが、母乳育児比率はそれほど変わらないことが分かる。なお、新生児死亡率は、出産・育児休業期間の長さに伴い直線的に下がるわけではなく、期間が50週間を超えるあたりから、その水準はほとんど変わらない（第1-3図）。

なお、出産・育児休業制度をめぐっては、近年新たな課題が浮上している。過去20年間において世界各国で出産・育児休業制度はかなり充実してきたものの、制度の適用対象が正規雇用者の女性に限定される場合が多いという現状はあまり変わっていない。自営業者、農林漁業従事者等の非雇用者は、ほぼ例外なく出産・育児休業制度の適用から除外されており、非正規雇用者の女性もこの制度を利用できない場合が多い。ILO（2014）がまとめたグローバル統計によれば、女性雇用者における法定出産休暇の適用率は4割程度（40.6%）に過ぎず、出産休暇期間の手当の受給率にいたっては3割未満（28.4%）である。非典型就業者への出産・育児休業制度の適用や、専業主婦の出産・育児への支援制度の充実は、各国共通の課題と言える。

6 文献サーベイからの示唆

本章は、子育て中の女性の就業（とくに出産後の早期仕事復帰）が子どものウェルビーイングに与える影響について、文献サーベイを通じて既存の実証分析の知見をまとめたものである。多くの研究者が指摘するように、母親の就業に伴ういくつかの変化（例えば、子育て時間の減少、ワーク・ライフ・コンフリクト）は、子どものウェルビーイングに「負の効果」を与えると予想される。一方、母親の就業による可処分所得の増加、集団保育でのペアレンティング・スキル不足の補い等の変化は、子どものウェルビーイングに「正の効果」をもたらす可能性もある。そのため、母親の就業が子どものウェルビーイングに与える実質的效果は、その「正の効果」と「負の効果」の力学関係によって決まると考えられる。

そこで、1990年代以降に欧米で行われた実証研究から得られた比較的一致した見解は、子どもが満1歳までの乳児期においては、母親の就業による「負の効果」が「正の効果」を上回ることが多く、一方、子どもが満1歳以降の子育て期においては、2つの効果がちょうど相殺されるか、「正の効果」がやや優勢である。とくに、子どもの乳児期における母親の早すぎる仕事復帰は、乳児死亡率、低体重児比率等の健康指標だけではなく、認知能力の発達や小学生になってからの社会情緒的発達度合い等の指標面においても、子どものウェルビーイングにネガティブな影響を与えかねない。

また、子どもが3歳未満の時期においては、保育サービスの質は、母親就業の実質的效果が正か負かを定めるほど大事な要素である。子どもに良質な保育サービスを受けさせている場合には、母親の就業が子どものウェルビーイングに与える負の影響はほとんど検出されておらず、むしろ、子どもがより高い認知能力を身につける等、正の影響がしばしば確認されている。一方、子どもに質の悪い保育サービスを受けさせている場合、母親の就業は、子どものウェルビーイングの低下につながるとの報告が多い。

このように、母親の就業が子どものウェルビーイングに与える影響は、総じて限定的で思ったほどネガティブな影響はないものの、子どもが乳児期での早すぎる仕事復帰や、質の悪い保育サービスを利用しながらの就業は、子どものウェルビーイングの低下につながりやすい。その他、母親の長時間就業はペアレンティング時間の不足を引き起こし、深夜・休日等非典型時間帯の就業は質の悪い保育サービスの利用を誘発するため、子どものウェルビーイング上望ましくない働き方といえる。

これらの実証研究の知見は、日本の子育て支援政策を考える際にも実に示唆に富むものである。1つ目の示唆は、保育サービスの質の重要性である。日本は長い間、画一で高品質な保育サービスで知られている認可保育所の不足問題に悩まされてきた。その結果、無認可保育施設／サービスの利用が増え、その中には監督の行き届かない、質の悪いサービスも一部含まれており、児童虐待や死亡事故の温床となっている。今後は、認可保育所だけでなく、

民間のベビーシッター事業者、ベビーホテル等の無認可保育施設⁶に対しても、サービスの質に対するモニタリングを一層強化する必要があると思われる。

もう1つの示唆は、育児休業制度についてである。前述のように、日本では相当充実した出産・育児休業制度（法定出産休暇14週、育児休業52週）がすでに出来上がっている。しかしながら、母親の多くは出産前後に無職か、非典型就業者であるため、出産・育児休業制度が適用されないケースがほとんどである。こうした母親に対しては、夫の失業や離別・死別等の理由で経済的困難に直面した時に早すぎる仕事復帰をしなくても生活できるように、支援策の充実が望まれる。

参考文献

- 大石亜希子（2014）「母親の非典型時間帯労働の実態と子どもへの影響」労働政策研究報告書『子育て世帯のウェルビーイング—母親と子どもを中心に—』、近刊
- 周燕飛（2013）「仕事と育児の狭間にいる女性たち」労働政策研究報告書 No.159『子育てと仕事の狭間にいる女性たち—JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析—』、1-14
- 馬欣欣（2013）「母親の就業状況が子どもの outcomes に及ぼす影響」労働政策研究報告書 No.159『子育てと仕事の狭間にいる女性たち—JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析—』、79-106
- 山内太（2001）「子ども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』、37(1)、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 編著『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』慶応義塾大学出版会
- Aizer, A. (2004) “Home Alone: Supervision After School and Child Behavior”, *Journal of Public Economics*, 88, 1835-1848
- Ashlesha, D., N. Nicosia, S. V. Shier (2014) “Maternal Work and Children’s Diet, Activity and Obesity”, *Social Science and Medicine*, 107, 196-204
- Barnett, W. S. (1995) “Long-term effects of Early Childhood Programs on Cognitive and School Outcomes”, *The Future of Children*, 5(3), 25-50
- Baum, C. L. (2003) “Does Early Maternal Employment Harm Child Development? An Analysis of

⁶ 2014年3月、インターネットで見つけたベビーシッターに預けた2歳の男児が、母親の就業中に死亡した事件は、日本社会に大きな衝撃を与えた。また、保育士配置の過不足等が原因で、ベビーホテル「ちびっこ園（当時）」（東京豊島区）では1975年以降に20人以上もの乳幼児が急死した上、2001年3月には生後4ヶ月の乳児が窒息死した事件も記憶に新しい。

- the Potential Benefits of leave-Taking”, *Journal of Labor Economics*, 21(2), 409-448
- Becker, G. (1985) “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor”, *Journal of Labor Economics*, 3(1), 33-58
- Berger, L., J. Hill, and J. Waldfogel (2005) “Maternity Leave, Early Maternal Employment, and Child Outcomes in the US”, *The Economic Journal*, 115, F29-47
- Blau, D. (2001) *The Child Care Problem*, New York: Russell Sage.
- Blau, D. and J. Currie (2004) “Preschool, Day Care, and Afterschool Care: Who’s Minding the Kids”, NBER Working Paper No.10670
- Blau, D., M. Blau, D. K. Guilkey, B. M. Popkin (1996) “Infant Health and the Labor Supply of Mothers,” *Journal of Human Resources*, 31(1), 90-139
- Blau, D., A. J. Grossberg (1992) “Maternal Labor Supply and Children’s Cognitive Development,” *The Review of Economics and Statistics*, 74(3), 474-481
- Brooks-Gunn, J., W.J. Han, and J. Waldfogel (2002) “Maternal Employment and Child Cognitive Outcomes in the First Three Years of Life: The NICHD Study of Early Child Care”, *Child Development*, 73(4), 1052-1072
- Chatterji, P. and S. and Markowitz (2004) “Does the Length of Maternity Leave Affect Maternal Health?” *NBER Working Paper No. 10206*
- Coley, R. L. and C. M. Lombardi (2013) “Does Maternal Employment Following Childbirth Support or Inhibit Low-Income Children’s Long-Term Development”, *Child Development*, 84(1), 178-197
- Connor, S. and S. Brink (1999) “The Impacts of Non-parental Care on Child Development”, Working Paper WJ-00-2E. Ottawa: Human Resources and Social Development Canada.
- Currie, J. (2001) “Early Childhood Intervention Programs: What Do We Know?”, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 213-238
- Currie, J. (2005) “When Do We Really Know What We Think We Know?” In *Work, Family Health, and Well-being*, eds. S. Bianchi, L. Casper, and R. King. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Frijters, P., D. Johnston, M. Shah, and M. Shields (2009) “To Work or Not to Work? Child Development and Maternal Labor Supply”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(3), 97-110
- Gagne, L. (2003) “Parental Work, Child-Care Use and Young Children’s Cognitive Outcomes”, Working Paper 89-594-WIE. Ottawa: Statistics Canada.
- Goldin, C. (1990) *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*, Oxford University Press (USA), 119-130
- Han, W. J. (2005) “Maternal Nonstandard Work Schedules and Child Cognitive Outcomes”, *Child*

- Development*, 76(1), 137–154
- Hausfather, A., A. Toharia, C. LaRoche, and F. Engelsmann (1997) “Effects of Age of Entry, Day Care Quality and Family Characteristics on Preschool Behaviour”, *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38(4), 441–448
- ILO (2014) *Maternity and Paternity at Work—Law and Practice Across the World* (Published online), 1–192
- Johnson, R., A. Kalil, R. Dunifon (2012) “Employment Patterns of Less-Skilled Workers: Links to Children’s Behavior and Academic Progress”, *Demography*, 49, 747–772
- Kan, Mari (2012) “Effects of Maternal Employment on Adolescent Behavior and Academic Outcomes: Evidence from Japanese Micro Data”, Discussion Paper No.541:Inter-Generational Research Institute of Hitotsubashi University (Tokyo)
- Korenman, S. and R. Kaestener (2005) “Work-Family Mismatch and Child Health and Development: A Review of the Economics Research”, In *Work, Family Health, and Well-being*, eds. S. Bianchi, L. Casper, and R.King. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 297–312
- Leibowitz, A. (2005) “An Economic Perspective on Work, Family and Well-being”, In *Work, Family, Health and Well-being*, eds. S. Bianchi, L. Casper, and R.King. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Mitsubishi, T., E. Suzuki, S. Takao, and H. Doi (2012) “Maternal Working Hours and Early Childhood Overweight in Japan: A Population-Based Study”, *Journal of Occupational Health*, 54, 25–33
- Murray, M. (2006) “Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments”, *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), pp.111–132
- Ruhm, C.J. (2004) “Parental Employment and Child Cognitive Development”, *The Journal of Human Resources*, 39(1), 155–192
- Ruhm, C.J. (2008) “Maternal Employment and Adolescent Development” *Labour Economics*, 15(5), 958–983.
- OECD (2014) *Social and Welfare Statistics: Child Well-being* (Published online)
- Smolensky, E. and J. Gootman (2003) *Working Families and Growing Kids: Caring for Children and Adolescents*, Washington, DC: National Academy Press.
- Tanaka (2005) “Parental Leave and Child Health across OECD Countries”, *The Economic Journal*, 115(501), F7–F28
- Waldfogel, J. (2002) “Child Care, Women’s Employment, and Child Outcomes”, *Journal of Population Economics*, 15, 527–548
- Waldfogel, J. (2007) “Parental Work Arrangements and Child Development”, *Canadian Public Policy*, 22(2), 251–271

第2章 母親の非典型時間帯労働の実態と子どもへの影響

1 はじめに

経済のサービス化が高度に進んだ現代社会では、生産活動は1日24時間、週7日行われるようになってきている。これに伴って人々の働く時間帯も、平日の9時から5時までにとられず、早朝、夜間、深夜そして週末など多様な時間帯に及んでいる。子どもを持つ労働者として例外ではない。日本では伝統的に母親は家庭にいるものと考えられてきたが、現実には夜間のオフィス、深夜のコンビニエンスストアやファミリーレストランなど多様な場所で母親たちは働いている。

早朝、夜間、深夜などいわゆる「非典型時間帯」(Nonstandard work schedules)の労働が子どものウェルビーイングに及ぼす影響については、近年、米国で盛んに研究されるようになってきている(Li *et al.* 2014)。こうした働き方が子どもの健康や発達にネガティブな影響を及ぼすのであれば、労働条件の見直しやファミリー・フレンドリー施策の充実などが必要になると考えられるからである。しかし日本では、このような視点による研究はほとんどなされていないのが実情である。夜間や深夜労働を取り上げた最近の研究として黒田・山本(2014)があるが、これは男性雇用者の長時間労働を分析したものであり、女性は分析対象になっていない。一方、教育学系の分野では、子どもの生活時間の夜型への移行を取り上げたものがある(瓜生 2006)。ただしこの研究の主たる目的は、子どもの行動や発達にあるので、母親の働き方は明示的には取り上げられていない。

母親の非典型時間帯労働が子どもに及ぼす影響が最も懸念されるのは、母子世帯のケースである。日本の母子世帯は、母親の8割以上が就業しているにもかかわらず、半数以上が貧困状態にある。多くの母子世帯では母親以外の子育ての担い手がいない。そのため、経済状態を改善しようとして労働時間を増やすと、子どものために費やす時間が必然的に削られることになる。また逆に、育児に多くの時間を配分すると、十分な収入が得られず貧困に陥ることになりかねない。つまり、母子世帯においては、仕事と家庭のトレード・オフが二親世帯の場合よりもいっそう厳しく顕在化する。2013年に成立した「子どもの貧困対策法」では、母子世帯の貧困削減とともに「貧困の状況にある子どもが健やかに育成される環境を整備する」ことが目標に掲げられている。子どもの健全育成という視点に立って、親たちの働き方が子どもに対する経済的あるいは時間的な投入に及ぼす影響を把握することは、政策的にも重要であると考えられる。

そこで本章では、母親の働き方に注目して、母親たちが非典型時間帯労働を行う背景を探るとともに、非典型時間帯労働が経済面および時間面での子どもに対する投入に及ぼす影響を、母子世帯と二親世帯を比較しながら把握する。

本章の構成は以下の通りである。第2節では、非典型時間帯労働に関する先行研究サーベ

イを行う。第3節では、非典型時間帯労働が行われる動機について仮説を提示する。第4節では、分析枠組みと使用するデータの説明を行う。第5節では、分析結果を説明し、これに基づき第6節では考察と政策的インプリケーションを探る。

2 先行研究

(1) 非典型時間帯労働の定義と実態

非典型時間帯労働についての研究は海外で進んでいるものの、統一的な定義があるわけではない。何を「典型時間帯」とし、何を「非典型時間帯」とするかは、分析によっても、また、対象とする国によっても異なる¹。多くの研究では、月曜日から金曜日までの「日中 (daytime)」を「典型時間帯」とし、それ以外を「非典型時間帯」としている。しかし「日中」が何時から何時を指すのかはまちまちである。一般的には、午前9時から午後5時までの時間帯を指すことが多いが、午前8時から午後4時までの間に労働時間の大半が含まれる場合を daytime とするケース (Presser and Ward 2011) や午前6時から午後6時の時間帯を目安にするケース (McMenamin 2007) もある。

アメリカの2004年の調査では、雇用者の17.7%が部分的にせよ、午前6時—午後6時から外れる時間帯に就労している (McMenamin 2007)。このうち最も多いのは午後2時から深夜にかけてのシフトで、6.8%を占める。労働者の属性別では、アフリカ系アメリカ人、高校中退者、10代から20代前半の年齢層に非典型時間帯労働者が多い (同)。また、1961年から1965年までに生まれたアメリカ人の90%は、39歳になるまでに何らかの非典型時間帯労働を経験しており、とくに大卒者と黒人にその傾向が強い (Presser and Ward 2011)。オーストラリアでは、2001—2004年の期間に雇用者の42.7%が何らかの非典型時間帯労働をしており、とくにパートタイム雇用者ではその比率が54.0%に上る (Dockery *et al.* 2009)。欧州12カ国における非典型時間帯労働を分析した研究では、25—64歳の非農林業雇用者のうち、非典型時間帯労働をしている労働者の比率が高いのはイギリス (29.4%) と、オランダ (27.4%) である。北欧諸国を除いて女性よりも男性のほうが非典型時間帯労働をする比率が高く、子どもの有無による差は有意には見られない (Presser *et al.* 2008)。

日本の「社会生活基本調査」(総務省)を用いた黒田・山本 (2014)によると、2006年の時点では、平日の午前9時から午後5時までの時間帯に男性正規雇用者の8割以上が就業している。午後7時の段階では男性正規雇用者の35.9%、非正規雇用者の21.0%が就業しており、その比率は1996年よりもそれぞれ5ポイント以上上昇している。さらに、非正規雇用者を中心に深夜労働も増加しており、全体として就業時間の深夜化が進んでいると黒田・山本 (2014) は指摘している。

¹ Presser and Ward (2011) は、大別して①回答者の自己申告 (非典型時間帯にシフトワークをしているかどうか) に基づくアプローチと、②実際の始業・就業時間に基づくアプローチの2つがある、としている。

（２）非典型時間帯労働と子どものウェルビーイング

親の非典型時間帯労働が子どもに及ぼす影響として、既存研究では主に以下の３点が指摘されている。

第１は、子どものメンタルヘルスと問題行動への影響である。少なくとも親のうちひとりが非典型時間帯労働をしている場合、未就学児の感情面・行動面の問題が増加する傾向にあることがアメリカおよびカナダの調査データを用いた分析で明らかにされている（Joshi and Bogen 2007; Strazdins *et al.* 2004, 2006; Li *et al.* 2014）。父親が非典型時間帯労働をする場合と母親がする場合とで影響度に有意な差はないが、どちらの親であっても、子どもが幼い時期に非典型時間帯労働をするほど、感情面・行動面の問題は増加する。学齢期の児童についても、母親が非典型時間帯労働をする年数が長いほど、4-10歳の子どもの問題行動が増加することが報告されている（Han 2008）。さらに、母親が深夜労働をしたり、父親が夜間労働をしたりする年数が長くなるほど、13-14歳時点での子どもの鬱傾向が高まる（Han and Miller 2009）²。また、母親が深夜労働をする年数が増加すると、青少年期の喫煙、飲酒、薬物乱用、非行や性行動が増加する傾向にある（Han *et al.* 2010）。

第２は、子どもの学力への影響である。アメリカのデータを用いた分析では、満１歳になる前に母親が非典型時間帯労働をすると、３歳時点での認知能力が劣る傾向があると Han（2005）は報告している。また、母親が深夜労働や夜間労働をする年数が増加すると、子どもの読解力や数的能力が低くなる傾向がある（Han and Fox 2011）。

第３は、子どもの肥満への影響である。母親が４時間未満あるいは１０時間以上の非典型時間帯労働に関わっている年数が長い場合、13-14歳の子どものBMIは高い傾向があると報告されている（Miller and Han 2008）。オーストラリアのデータを用いた研究は、父親が非典型時間帯労働をしていると子どもが肥満傾向あるいは肥満になる確率が高まると報告している（Champion *et al.* 2012）。

このように、近年の多くの研究は、親の非典型時間帯労働が子どものウェルビーイングに好ましくない影響を及ぼしていることを示唆している。ここで挙げた既存研究のうち、ひとり親世帯を分析対象に含めた研究では、好ましくない影響は、ひとり親世帯により強く表れることが指摘されている（Dockery *et al.* 2009; Han 2008）。

既存研究のうち、Han らの一連の研究などではパネルデータが使用されているが、依然として多くの研究はクロスセクション・データに基づいており、因果関係が十分にコントロールされているとは言い難い。また、時間帯の区分が日中とそれ以外に二分されている研究も多く、そうした研究では早朝や夜間といった時間帯による影響の違いを把握することができていないという問題がある。

² Han and Miller（2009）での深夜労働は午後９時以降に開始して午前８時までに終了する仕事を指し、夜間労働は午後２時以降に開始して深夜（午前０時）までに終了する仕事を指す。

3 なぜ人々は非典型時間帯労働をするのか

非典型時間帯労働の増加は多くの先進諸国で観察される現象であるが、人々はなぜそうした働き方をするのであろうか。この点について、先行研究から示唆されるいくつかの仮説を提示したい。

第1は、賃金プレミアムの存在である (Hamermesh 1999; 黒田・山本 2014)。他の条件を一定として、多くの労働者にとって労働の限界不効用が高い時間帯（たとえば深夜）が存在するとき、その時間帯の労働に対して賃金プレミアムが付くと、代替効果から就業意欲が喚起される。とくに留保賃金が相対的に低い低所得層の労働者ほど、こうした時間帯に就労する傾向が強いと考えられる。また、1990年代末以降、日本では実質賃金が低下しており、負の所得効果も非典型時間帯労働を促進する要因になったと考えられている(黒田・山本 2014)。

第2は、所得（あるいは貯蓄）ターゲットと指定労働時間の存在である (Wu *et al.* 2009; Dickey *et al.* 2011)。労働者は日中以外の時間帯にも働くことによって、望ましい所得（あるいは貯蓄）水準を達成しようとする。子どもの学校の授業料や住宅ローン返済、家賃などの固定的な支出がある家計や、流動性制約に直面している家計ほど、そうした傾向は強いと考えられる。また、子どもの進学や住宅購入などの貯蓄目標がある場合も、長時間労働で増収を図ろうとするであろう。しかし、労働者は常に自由に労働時間を決められるとは限らない。たとえば、労働時間が週30時間を超えると事業主にはその労働者を被用者保険に加入させる義務が生じるが、社会保険料の事業主負担を避けるために、事業主が週30時間未満でパートやアルバイトを雇うといったことは広く行われている。雇い主が設定する労働時間（指定労働時間）に働くだけでは十分な収入を上げられないような場合、労働者は非典型時間帯に副業を持つことで目標とする所得水準の実現を図るかもしれない。³

第3は、子どもの保育にまつわる制約である。2004年に実施されたアメリカの調査では、非典型時間帯に働く母親たちの4割が、保育の問題を理由に挙げている (Li *et al.* 2014)。アメリカやイギリスでは、保育サービスの供給が民間主体で、保育料はしばしば高額になりがちである。このため、父母やときには祖父母が育児のためのローテーションを組んで、子どもを預ける時間を短くすることがしばしば行われている。⁴ こうした対応は、単に就学前児童の保育料を節約するためだけでなく、就学した子どもが学校から帰宅する時間帯に大人が在宅しているようにしたいという希望から行われることもある。実際、アメリカでは平日の日中は母親が育児をする代わりに、夕方や週末は父親が育児をして母親が働きに出るというパターンも珍しくない。2004年のアメリカの調査では、18歳未満の子を持つ親の30%が週末に働いている (McMenamin 2007)。

³ こうした指定労働時間の存在は、副業(moonlighting)に関する研究において副業を持つ重要な理由とされている。

⁴ 日本の保育所では、保育料は預ける時間の長短にかかわらず定額（ただし応能負担）であるが、アメリカやイギリスでは時間に応じた保育料となっているケースも多い。イギリスでは幼児教育が無償化されているが、無償の範囲は3-4歳児で週15時間までであり、それを超える保育所ないし幼稚園の利用は保護者の負担である。

4 分析枠組み

(1) 分析へのアプローチ

前節で提示した仮説を検証するために、次のようなアプローチで分析を行うこととする。本章ではとくに、二親世帯の母親と母子世帯の母親の就労実態の比較を念頭に分析を行う。

第1ステップでは、母親たちの非典型時間帯労働の実態把握を行う。ここでは主として集計表やグラフを用いて非典型時間帯労働の特徴を捉える。

第2ステップでは、「賃金プレミアム仮説」の妥当性を検証するため、母子世帯と二親世帯それぞれについて、母親の賃金関数を推定し、学歴や職種など他の条件をコントロールした上でも、非典型時間帯に就労していると高賃金となる傾向があるかどうかを検討する。具体的には、就労している母親について時間当たり賃金を計算し、それを母親の人的資本や仕事の属性を表す変数、および非典型時間帯労働を示すダミー変数に回帰させ、推定された非典型時間帯労働ダミー変数の係数が有意にプラスであるかどうかを検討する。なお、推定は正社員とパート・アルバイトを分けて行い、非典型時間帯についても3種類（早朝、夜間、深夜）のダミー変数を用いる（基準は「日中」）。

第3ステップでは、母親たちが非典型時間帯労働をする動機について、「指定労働時間仮説」、「流動性制約仮説」や「貯蓄ターゲット仮説」、および「保育制約仮説」の検証を行う。「指定労働時間仮説」については、個々の労働者に指定労働時間があるのかどうかは不明なので、従業上の地位（正社員、パート・アルバイト、等）を表す変数と副業の有無を示す変数を代理変数として用いる。パート・アルバイトの場合は、週30時間未満という条件で雇用されるケースが多いとみられるので、非典型時間帯労働をする傾向が高いのではないかと予想される。また、指定労働時間がネックとなっている場合は、非典型時間帯に副業で働くのではないかと予想される。

流動性制約に直面しているかどうかについては、過去1年間のはく奪経験（必要な食料や衣類を買えなかった経験がそれぞれあるかどうか）と、賃貸住宅に居住していることを示すダミー変数、および「貯蓄がない」あるいは「貯蓄を取り崩して生活している」ことを示すダミー変数を用いる。貯蓄ターゲットについては、第1子の最終学歴として高等教育（高校卒業後の専門学校、短大・高専、大卒以上）を目標としているかどうかを示すダミー変数を用いる。保育にまつわる制約に関しては、子どもの人数と末子の年齢、祖母が同居ないし近居しているかどうかを示す変数を用いる。

第4ステップでは、母親たちの非典型時間帯労働が子どもに対するインプットに影響を与えているかどうかを検討する。本章で用いるデータはクロスセクション・データなので、過去における母親の非典型時間帯労働が現在の子どものアウトカムに影響を及ぼしているかどうかを検討するには適していない。しかし、調査時点で非典型時間帯労働をしていることが、調査時点での子どもへの時間および経済的なインプットに影響を及ぼしているかどうかを把握することはできる。そこで、子どもに対する経済的なインプットの指標として子ども

1人あたり育児費と習い事・塾代を、時間的なインプットの指標として子どもと夕食をとる回数をそれぞれ用い、非典型時間帯労働による違いがあるかどうかを検討する。

(2) 使用データ

本章の分析に用いるデータは、労働政策研究・研修機構が2012年11月～12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（第2回子育て世帯全国調査）」（以下、「JILPT2012 調査」）の個票である。同調査は全国の住民基本台帳から層化二段階無作為抽出された、18歳未満の子どもがいる二親世帯2000世帯とひとり親世帯2000世帯を対象に実施されたもので、有効回収票は二親世帯1219票（有効回収率61.0%）、ひとり親世帯982票（有効回収率49.1%）である。本章では、仕事を持つ母親における非典型時間帯労働に焦点を当てるため、調査時点で就業している母親（二親世帯の母親968人、母子世帯の母親527人）を分析対象とする。なお、二親世帯の調査票で父親が回答しているケースは分析対象から除外している。また、同調査では二親世帯・ひとり親世帯のいずれについても、核家族世帯に限らず、祖父母等親族が同居している場合も含めている。同調査の詳細については、労働政策研究・研修機構（2013）を参照されたい。

分析で用いる主要な変数は、以下のようにして作成されている。

非典型時間帯労働

JILPT2012 調査では、2012年11月1日現在で収入を伴う仕事をしているかどうかを尋ねている。本章ではここで「している」と回答したケースを就業者としている。働いている時間帯については、「ふだん働いている時間帯は、次のどれにあたりますか」という質問への回答で設定されている4つの時間帯（早朝（5時～8時）、日中（8時～18時）、夜間（18時～22時）、深夜（22時～5時）の4つ、重複回答あり）を用いる。

時間あたり賃金

調査前年の就労収入（税込）を調査前年の年間労働時間で除して時間あたり賃金を求めている。調査前年の就業状態と調査時点の就業状態が異なる可能性を排除するために、分析対象は現在の勤め先での勤続年数が1年以上の者に限定している。賃金の説明変数としては、母親の人的資本を表す変数として年齢、学歴、就業経歴を用いるほか、仕事の属性として職種、大企業ダミー、官公庁ダミー、普段のパソコン利用の有無を表す変数を含める。さらに、地域による賃金水準の違いをコントロールするために大都市居住ダミーを用いるほか、従業上の地位と副業の有無も説明変数に含めて賃金に与える影響をコントロールする。

子どもと過ごす時間、夕食をとる回数

JILPT2012 調査では、「あなたは、ふだん（平日）、1日あたり何時間程度（睡眠時間を除く）、

お子さんと一緒に過ごしていますか」と質問しており、カテゴリ別に示されている時間の長さの中から1つを選択して回答するようになっている。最も長いカテゴリは「6時間以上」であり、最も短いカテゴリは「ほとんどない」である。

夕食については、「お子さんと一緒に夕食をとる回数は、通常1週間にどのくらいありますか」という質問への回答を用いている。「ほぼ毎日」から「ほとんどない」まで5つのカテゴリの中から1つを選択して回答するようになっている。

なお、以上の設問への回答者は母親なので、父親や祖母が子どもと一緒に過ごしたり、夕食をとったりしている可能性を排除するものではない。

子どもへの経済的支出

JILPT2012 調査では、調査前月の家計費を尋ねており、その一環として子どものための支出の合計額（月額）を実数で把握している。そこで、合計額を世帯の子ども数（18歳未満）で除した子ども1人あたり育児費を、子どものための経済的インプットとして、推定に用いる。ただし、ここでの育児費には子どものための食費や被服費のほか、保育料・幼稚園月謝や学費、医療費など様々な費目が含まれている。そこで、別の質問でそれぞれの子ども（4人目まで）について月額の習い事・塾代を尋ねているので、その合計額も、子どもに対する経済的インプットの指標として推定に用いることとする。

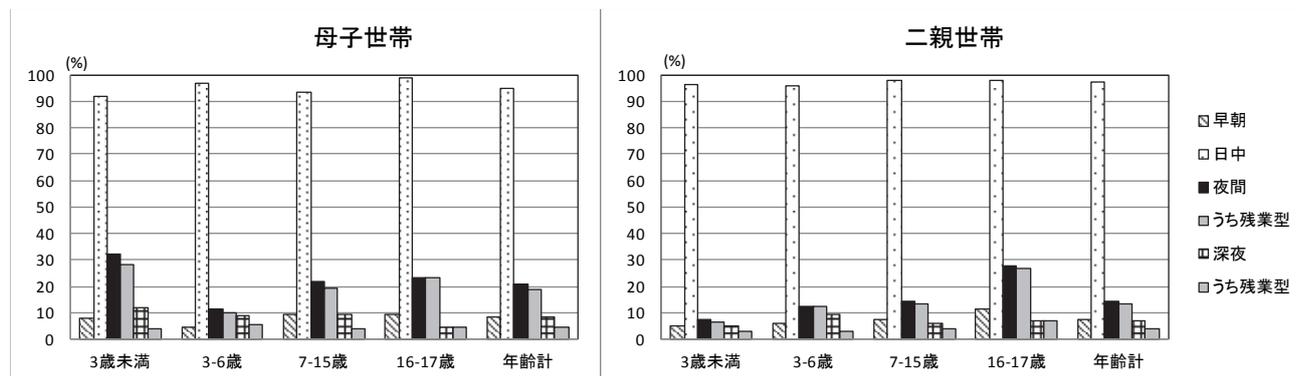
5 分析結果

（1）非典型時間帯労働についての観察事実

第2-1図表は、末子の年齢別・時間帯別に仕事を持つ母親の就業率を示したものである。仕事を持つ母親の9割以上は、日中（8時～18時）の時間帯に働いている。時間帯を問わず、母子世帯の母親は二親世帯の母親よりも非典型時間帯労働をする割合が高く、夜間（18時～22時）には20.6%（二親世帯の母親は14.1%）、深夜（22時～5時）には8.6%（同6.7%）の母親が働いている。母子世帯の母親は、末子が3歳未満の場合と7歳以上の場合に夜間労働をする割合が高い。一方、二親世帯の母親が夜間労働をする割合は、末子の年齢とともに上昇する傾向にある。

夜間労働や深夜労働に従事している母親のうち、日中にも働いている場合を「残業型」と呼ぶことにすると、夜間労働のほとんどが「残業型」であることが分かる。一方、深夜労働については、末子が16-17歳の場合は「残業型」がほとんどであるが、それより低い年齢層では、残業型以外にも一定数いることが分かる。

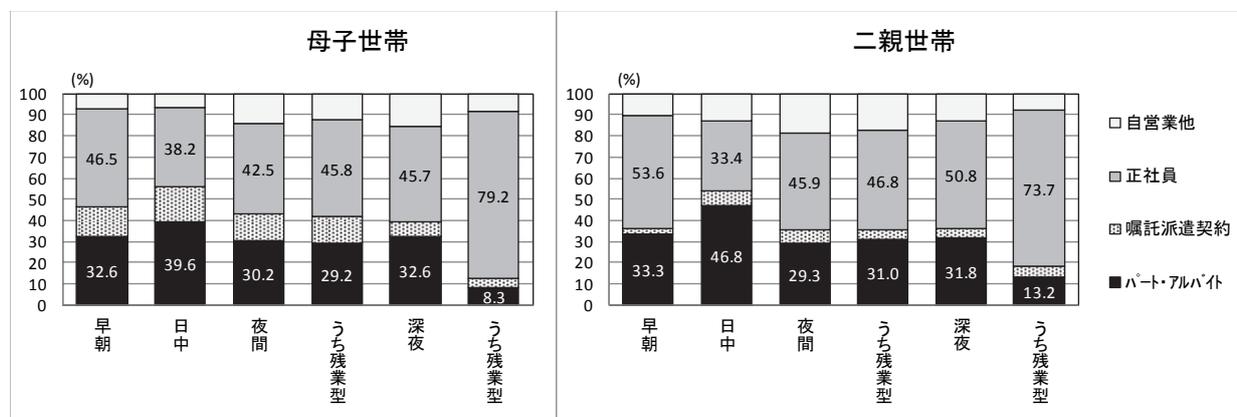
第 2-1 図表 末子の年齢別・時間帯別、仕事を持つ母親の就業率



注：「残業型」とは、夜間ないし深夜に就業している母親で、日中も就業しているケースを指す。

つぎに、時間帯別に母親の従業上の地位の構成をみると、早朝・夜間・深夜など非典型時間帯に働く母親の4割から5割は正社員である（第2-2図表）。これは日中労働者に占める正社員の比率よりも高い。とくに残業型の深夜労働者に占める正社員の比率は高く、7～8割に上る。さらに、二親世帯の母親は母子世帯の母親よりも全体での正社員比率が低いにもかかわらず、非典型時間帯労働者に占める正社員の比率は逆に高い。

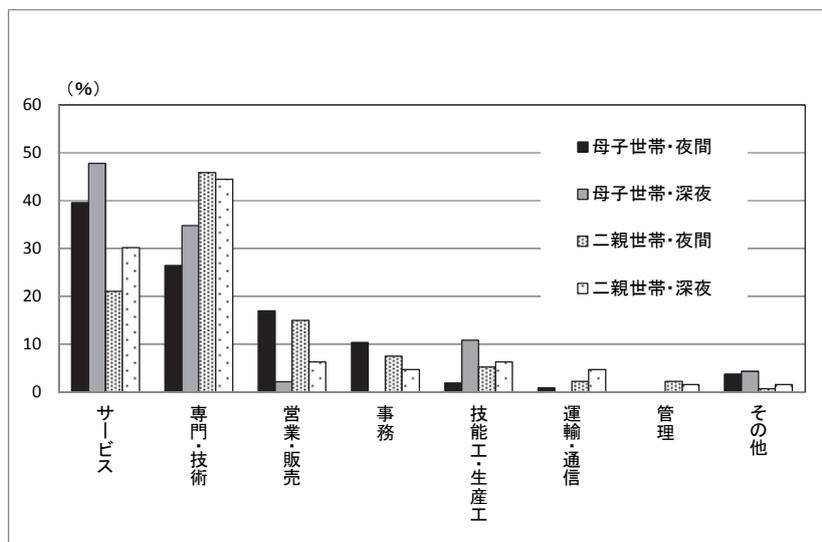
第 2-2 図表 時間帯別、仕事を持つ母親の従業上の地位の構成



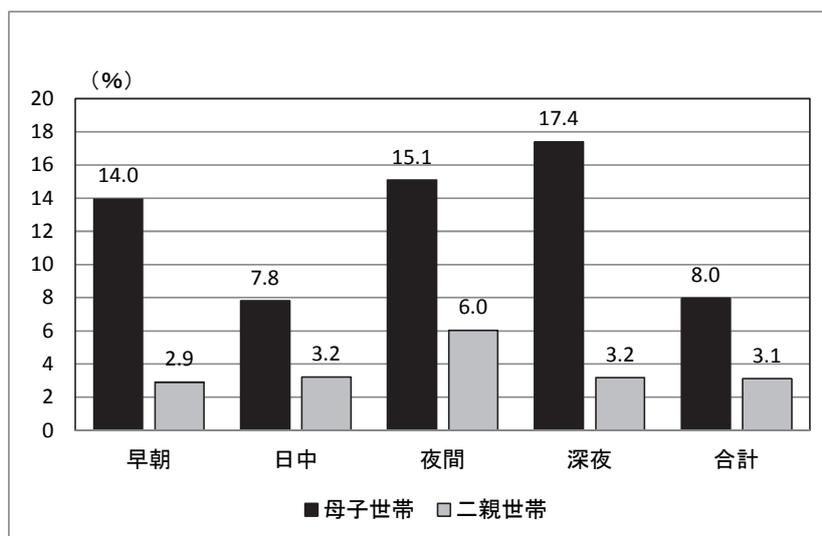
注：「残業型」とは、夜間ないし深夜に就業している母親で、日中も就業しているケースを指す。

第2-3図表では、非典型時間帯労働のうち夜間と深夜の時間帯について母親の職種の分布を示している。夜間・深夜を問わず、母子世帯の母親の場合はサービス職が最も多いのに対し、二親世帯の母親の場合は専門・技術職のほうが多い。第2-4図表は、働く母親のうち、調査時点で副業を持っている者の割合を時間帯別に示したものである。二親世帯の母親の場合は、夜間の時間帯についてのみ、副業を持つ比率が比較的高いのに対して母子世帯の母親の場合は、日中以外の時間帯のすべてについて副業を持つ比率が全体の2倍程度高くなっている。

第2-3 図表 夜間・深夜労働をする母親の職種の分布



第2-4 図表 時間帯別、副業を持つ母親の割合



以上の観察事実をまとめると、仕事を持つ二親世帯の母親は非典型時間帯労働をする割合が母子世帯の母親よりも低く、非典型時間帯労働をしている場合も、専門・技術職の正社員が残業をする形で非典型時間帯に働いているケースが多い。一方、母子世帯の母親の場合は、正社員以外が非典型時間帯に働く割合が二親世帯の母親よりも多く、職種はサービス職が主体で、副業を持つ比率も高い。このように、母子世帯の母親と二親世帯の母親では、非典型時間帯労働者の属性に違いが見られる。

(2) 非典型時間帯労働の有無と子どもへのインプット

第2-5 図表、第2-6 図表は、仕事を持つ母親が子どもと過ごす時間の長さや子どもと夕食をとる回数の分布をそれぞれ示したものである。日中労働しかしていない母親同士で比較し

ても、子どもと6時間以上一緒に過ごす母親の割合は、母子世帯では13.5%にとどまり、二親世帯(27.0%)の半分に過ぎない。全体として、母子世帯の母親は子どもと過ごす時間が二親世帯の母親よりも短い傾向にある。これは田宮・四方(2007)で指摘されていることと整合的である。母親が非典型時間帯労働をしていると、母子世帯・二親世帯のいずれについても、子どもと過ごす時間が2時間未満になる割合が大きく上昇する。

子どもと夕食をとる回数についてみると、母親が日中労働のみをしている場合は、母子世帯の7割以上、二親世帯の8割以上が「ほぼ毎日」子どもと夕食をとっている。しかし、非典型時間帯労働をしている母親の場合、「ほぼ毎日」の比率は大幅に低下し、「週2-3日」が最も多くなる。とくに母子世帯の母親が非典型時間帯労働をしている場合は、8.7%が「ほとんどない」と回答している点は注目される。Han *et al.* (2010)などの既存研究では、子どもと夕食をとるということは、栄養面の意義だけでなく、暖かい家庭環境や、親が子どもの居場所を把握していることとの関連からも重要であると指摘されている。そうした指摘を踏まえると、非典型時間帯労働が子どもと母親の関わりに重大な影響を及ぼしている可能性が示唆される。

第2-5図表 世帯類型、非典型時間帯労働の有無別、
母親が子どもと過ごす時間の分布

	母子世帯(N=490)			二親世帯(N=915)		
	合計	日中のみ	非典型時間帯労働	合計	日中のみ	非典型時間帯労働
6時間以上	12.2	13.5	8.7	25.7	27.0	19.9
4-6時間	31.8	34.3	24.6	31.6	33.7	22.2
2-4時間	37.1	36.8	38.1	29.4	28.4	33.9
1-2時間	11.0	9.1	16.7	9.0	7.4	15.8
1時間未満	6.1	4.7	10.3	3.5	2.6	7.6
ほとんどない	1.6	1.7	1.6	0.8	0.8	0.6
無回答	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注：「日中のみ」は日中のみ働いている場合を指し、「非典型時間帯労働」は早朝・夜間・深夜のいずれかに働いている場合を指す。

第2-6図表 世帯類型、非典型時間帯労働の有無別、
母親が子どもと夕食をとる回数の分布

	母子世帯(N=490)			二親世帯(N=915)		
	合計	日中のみ	非典型時間帯労働	合計	日中のみ	非典型時間帯労働
ほぼ毎日	61.2	71.4	31.8	77.4	82.8	53.8
週4日以上	11.2	8.8	18.3	8.5	6.6	17.0
週2-3日	18.6	14.6	30.2	11.0	8.2	23.4
週1日程度	5.3	3.3	11.1	1.4	0.9	3.5
ほとんどない	3.7	1.9	8.7	1.6	1.5	2.3
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注：第2-5図表と同。

第2-7図表は、世帯類型や非典型時間帯労働の有無別に、子どもに対する経済面でのインプットの状況を示したものである。習い事・塾代に関しては、乳幼児の場合は支出がない場合が大半なので、子ども1人あたり金額ではなく、その世帯の合計額を用いている。子ども1人あたり育児費は、末子の年齢に合わせて上昇する傾向がある。おそらく年齢とともに塾など学校外学習の費用がかかることに加えて、高校以降は私立学校に通う子どもが増加することが影響しているとみられる。一方、習い事・塾代の合計額は、末子の年齢が7-15歳の場合に最も高くなる。これは、高校受験の直前に学校外学習費用が最も多く支出されるためであると考えられる。なお、母子世帯、二親世帯のそれぞれについて、非典型時間帯労働の有無によって支出に違いがあるかどうかを検定した結果では、いずれも有意な差は観察されなかった。

第2-7図表 世帯類型、非典型時間帯労働の有無別、
子どもに対する経済的インプット

	子ども一人あたり育児費(月額・万円)						習い事・塾代合計(月額・万円)					
	母子世帯(N=422)			二親世帯(N=837)			母子世帯(N=474)			二親世帯(N=878)		
	合計	日中のみ	非典型時間帯労働	合計	日中のみ	非典型時間帯労働	合計	日中のみ	非典型時間帯労働	合計	日中のみ	非典型時間帯労働
3歳未満	3.26 (2.05)	3.10 (1.77)	3.54 (2.59)	2.96 (1.89)	2.90 (1.80)	3.38 (2.51)	0.32 (0.85)	0.19 (0.40)	0.56 (1.33)	0.52 (1.08)	0.49 (0.89)	0.71 (1.96)
3-6歳	2.74 (1.74)	2.57 (1.57)	3.59 (2.27)	3.29 (1.90)	3.21 (1.88)	3.60 (1.96)	0.58 (0.94)	0.63 (0.99)	0.29 (0.61)	1.78 (2.29)	1.58 (1.81)	2.51 (3.48)
7-15歳	3.19 (2.37)	3.06 (2.24)	3.53 (2.66)	3.56 (2.42)	3.59 (2.43)	3.42 (2.41)	1.84 (2.07)	1.83 (2.09)	1.87 (2.02)	2.86 (2.74)	2.98 (2.77)	2.31 (2.54)
16-17歳	3.21 (2.29)	3.15 (2.26)	3.38 (2.41)	4.44 (3.50)	4.21 (3.05)	4.95 (4.35)	0.82 (1.72)	0.74 (1.53)	1.05 (2.19)	1.79 (3.70)	1.93 (4.00)	1.43 (2.83)
合計	3.12 (2.24)	2.98 (2.11)	3.51 (2.53)	3.50 (2.42)	3.45 (2.32)	3.72 (2.78)	1.35 (1.90)	1.32 (1.87)	1.44 (1.98)	2.16 (2.70)	2.18 (2.67)	2.07 (2.83)

注：カッコ内は標準偏差。標本数はそれぞれ欠値のあるサンプルを除外したものの。

このように、単純集計の結果では、母親の非典型時間帯労働は子どもに対する時間的なインプットには大きな影響を及ぼしている半面、経済的なインプットについては有意な影響を及ぼしていない。ただし、ここでの観察結果は、母親の個人属性や世帯属性をコントロールしていない段階のものであるので、次節以降で詳細な分析を行うこととする。

(3) 賃金関数の推定結果

第2-8図表は、「賃金プレミアム仮説」を検証するために賃金関数を推定した結果である。推定は母子世帯と二親世帯で分けて行い、仕事を持つ母親全体と、正社員、パート・アルバイトに分けたものとの3通りで行っている。母親の人的資本、就業経歴、職種や勤め先の特徴などをコントロールした上でも、母子世帯の母親については夜間勤務に23%程度の賃金プレミアムが発生している。母子世帯の母親のうち、正社員に限定してみると、賃金プレミア

ムは33%となる。逆に、正社員である母子世帯の母親が早朝勤務をする場合は42%と大幅な賃金ペナルティが観察されるが、有意水準は10%である。一方、二親世帯の母親については、どの時間帯についても賃金プレミアムは観察されない。

第2-8 図表 賃金関数の推定結果（最小二乗法による推定）

被説明変数：時間あたり賃金の対数

	母子世帯			二親世帯		
	全体	正社員	パート・アルバイト	全体	正社員	パート・アルバイト
母の年齢	0.005 [0.006]	0.012 [0.008]	0.007 [0.009]	0.006 [0.005]	0.007 [0.007]	0.002 [0.007]
中卒	0.17 [0.204]	0.055 [0.275]	0.107 [0.254]	0.172 [0.278]	.	0.039 [0.360]
短大・高専卒	0.025 [0.088]	0.246 [0.162]	-0.149 [0.133]	-0.002 [0.068]	0.25 [0.129]*	-0.2 [0.091]**
大卒以上	0.143 [0.113]	0.314 [0.168]*	0.197 [0.226]	0.033 [0.088]	0.2 [0.118]*	-0.138 [0.160]
早朝勤務	-0.195 [0.174]	-0.42 [0.244]*	-0.022 [0.122]	-0.166 [0.170]	-0.211 [0.193]	-0.162 [0.368]
夜間勤務	0.232 [0.099]**	0.334 [0.146]**	0.071 [0.136]	-0.062 [0.101]	-0.066 [0.113]	0.107 [0.144]
深夜勤務	-0.049 [0.236]	0.116 [0.229]	-0.041 [0.273]	0.084 [0.160]	0.266 [0.188]	-0.233 [0.247]
大都市居住	0.188 [0.084]**	0.176 [0.119]	0.176 [0.147]	0.015 [0.068]	-0.024 [0.097]	0 [0.100]
副業あり	0.128 [0.172]	0.416 [0.331]	0.013 [0.136]	0.134 [0.177]	.	0.222 [0.205]
正社員	0.484 [0.084]**			0.522 [0.077]**		
派遣・嘱託・契約	0.183 [0.124]			0.208 [0.096]**		
自営業	0.129 [0.193]			-0.131 [0.134]		
一社継続型	0.344 [0.121]**	0.309 [0.148]**	-0.033 [0.317]	0.351 [0.086]**	0.41 [0.106]**	0.221 [0.125]*
転職継続型	-0.143 [0.090]	-0.13 [0.148]	-0.093 [0.154]	0.025 [0.073]	0.001 [0.105]	0.075 [0.115]
PC利用なし	-0.09 [0.104]	0.02 [0.166]	-0.184 [0.147]	-0.027 [0.079]	-0.094 [0.137]	0.007 [0.109]
初職正社員	-0.04 [0.103]	-0.038 [0.126]	-0.106 [0.156]	-0.001 [0.080]	-0.144 [0.123]	0.087 [0.126]
専門技術職	-0.002 [0.168]	-0.244 [0.273]	-0.196 [0.340]	0.387 [0.128]**	0.159 [0.202]	0.488 [0.193]**
管理職	0.549 [0.340]	0.191 [0.394]	.	2.969 [1.653]*	.	.
事務職	0.189 [0.131]	0.047 [0.204]	0.153 [0.202]	0.125 [0.125]	0.01 [0.208]	-0.009 [0.171]
営業販売職	0.084 [0.147]	-0.272 [0.215]	0.277 [0.237]	0.148 [0.123]	0.133 [0.232]	-0.031 [0.153]
サービス職	-0.031 [0.145]	-0.273 [0.213]	0.097 [0.176]	-0.043 [0.136]	0.032 [0.305]	-0.125 [0.164]
大企業勤務	0.088 [0.104]	0.037 [0.212]	0.094 [0.133]	0.137 [0.073]*	0.284 [0.094]**	0.068 [0.130]
官公庁勤務	0.192 [0.149]	0.34 [0.221]	.	0.212 [0.101]**	0.312 [0.119]**	0.038 [0.236]
定数項	6.402 [0.273]**	6.633 [0.360]**	6.417 [0.381]**	6.289 [0.254]**	6.814 [0.384]**	6.559 [0.374]**
R2	0.207	0.209	0.115	0.288	0.229	0.083
Adj-R2	0.151	0.067	-0.03	0.262	0.167	0.022
N	348	133	129	656	230	307

注：*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. [] 内は不均一分散修正後の標準誤差。

結果は省略しているが、説明変数として子ども数、末子の年齢階級、食料や衣服のはく奪経験や貯蓄の状況など個人の所得余暇選好に関わる変数を追加してヘドニック賃金関数を推定してみると、母子世帯全体の推定における夜間勤務の係数が有意でなくなり、正社員の早朝勤務についても非有意となる。しかし、母子世帯の母が正社員として夜間勤務する場合の賃金プレミアムにはほとんど変化はなく、いぜんとして5%水準で有意である。また、二親世帯の母親の非典型時間帯労働には賃金プレミアムが観察されないという結果にも変わりはない。したがって、正社員として働く母子世帯の母については、「賃金プレミアム仮説」が支持される結果となっている。

(4) 非典型時間帯労働をする動機は何か

母親たちが非典型時間帯労働をする動機について、第3節で提示した仮説に基づきロジスティック回帰をした結果が第2-9図表である。まず、「指定労働時間仮説」との関連で従業上の地位を表す各変数（パート・アルバイトが基準）に着目すると、正社員の場合、母子世帯の母親が夜間労働をする確率はパート・アルバイトよりも2.07倍高く、深夜労働をする確率は3.3倍高い。二親世帯の母親で正社員の場合はオッズ比がさらに大きくなり、早朝労働と夜間労働をする確率がそれぞれ3.1倍、深夜労働をする確率が4.6倍になる。母子世帯の母親が自営業の場合も、夜間労働と深夜労働をする確率がパート・アルバイトよりもそれぞれ3.2倍、4.3倍高まる。二親世帯の母親で自営業の場合は、夜間労働についてのみ、有意にプラスの影響が観察される。一方、副業の影響は、母子世帯の母親の夜間労働についてのみ有意に観察される。

「流動性制約仮説」との関連で食料や衣類のはく奪経験、賃貸住宅に居住中かどうか、貯蓄がない（あるいは取り崩している）かどうかを表す変数に着目すると、母子世帯の母親の場合は、衣類のはく奪経験が夜間労働をする確率を有意に引き上げているのみで、ほかに有意な影響は観察されない。二親世帯の母親の場合は、貯蓄がなかったり取り崩しをしている世帯で非典型時間帯労働をする確率が2.1倍に上昇する。とくに、二親世帯の母親の深夜労働には、衣類のはく奪経験（3.2倍）や貯蓄なし・取り崩し（2.6倍）が有意な影響を及ぼしている。

「貯蓄ターゲット」との関連では、第1子の教育目標として高等教育を予定しているかどうかを表す変数を用いているが、この変数は母子世帯の母親の夜間労働についてのみ、有意な影響（1.8倍）を与えている。そのほかの時間帯や、二親世帯の母親の非典型時間帯労働については、影響は非有意である。

「保育制約仮説」との関連で子ども数や末子の年齢、祖母が同居あるいは近居しているかどうかについて着目すると、母子世帯の母親では、末子が3-6歳の場合に夜間労働をする確率が有意に低下する（0.3倍）。それを除くと、子ども数や末子の年齢の影響は有意には観察されない。その一方で、祖母の同居・近居は母子世帯の母親が非典型時間帯労働をする確率

第2-9 図表 非典型時間帯労働の決定要因（ロジスティック回帰による推定）

母子世帯の母親(N=491)

	非典型時間帯・合計		早朝		夜間		深夜	
	オッズ比	95%信頼区間	オッズ比	95%信頼区間	オッズ比	95%信頼区間	オッズ比	95%信頼区間
正社員	1.55	[0.87 - 2.77]	2.19 *	[0.90 - 5.35]	2.07 **	[1.09 - 3.96]	3.34 **	[1.41 - 7.92]
派遣・嘱託・契約	1.13	[0.54 - 2.37]	1.55	[0.50 - 4.85]	1.29	[0.56 - 2.98]	0.67	[0.13 - 3.57]
自営業	3.73 ***	[1.58 - 8.81]	1.18	[0.25 - 5.65]	3.20 **	[1.36 - 7.55]	4.27 **	[1.44 - 12.69]
一社継続型	1.99	[0.81 - 4.91]	3.73 **	[1.29 - 10.76]	1.30	[0.49 - 3.48]	1.79	[0.49 - 6.52]
転職継続型	0.73	[0.44 - 1.23]	0.71	[0.30 - 1.71]	1.03	[0.59 - 1.77]	0.70	[0.30 - 1.66]
初職正社員	0.87	[0.54 - 1.43]	1.65	[0.66 - 4.08]	0.96	[0.55 - 1.67]	0.50 *	[0.24 - 1.05]
PC使用なし	1.43	[0.87 - 2.38]	3.28 ***	[1.50 - 7.17]	1.07	[0.61 - 1.88]	2.01 *	[0.95 - 4.26]
短大・高専卒	0.93	[0.54 - 1.61]	1.72	[0.72 - 4.14]	0.89	[0.50 - 1.58]	1.48	[0.64 - 3.43]
大卒以上	1.38	[0.57 - 3.35]	2.39	[0.52 - 11.03]	0.84	[0.33 - 2.18]	1.27	[0.28 - 5.76]
副業あり	3.89 ***	[1.70 - 8.91]	2.29	[0.74 - 7.07]	3.29 **	[1.38 - 7.81]	2.45 *	[0.99 - 6.03]
大企業勤務	1.69	[0.85 - 3.37]	1.15	[0.37 - 3.54]	1.65	[0.82 - 3.35]	1.68	[0.43 - 6.53]
大都市居住	0.95	[0.58 - 1.54]	0.79	[0.34 - 1.79]	0.75	[0.44 - 1.26]	1.47	[0.69 - 3.13]
専門技術職	2.49 ***	[1.33 - 4.66]	3.51 **	[1.33 - 9.31]	3.05 ***	[1.56 - 5.95]	8.06 ***	[3.05 - 21.31]
サービス職	5.21 ***	[2.92 - 9.32]	6.43 ***	[2.63 - 15.73]	5.43 ***	[2.89 - 10.22]	10.00 ***	[3.30 - 30.25]
子ども2人	1.12	[0.67 - 1.87]	0.70	[0.33 - 1.47]	1.04	[0.60 - 1.82]	1.88	[0.81 - 4.36]
子ども3人以上	0.93	[0.43 - 2.03]	1.88	[0.70 - 4.99]	1.13	[0.50 - 2.55]	1.74	[0.57 - 5.36]
末子の年齢								
3-6歳	0.46	[0.17 - 1.26]	0.74	[0.16 - 3.41]	0.31 **	[0.10 - 0.94]	1.63	[0.24 - 10.97]
7-15歳	1.08	[0.47 - 2.50]	1.67	[0.50 - 5.60]	0.83	[0.34 - 2.00]	1.76	[0.30 - 10.22]
16-17歳	0.86	[0.33 - 2.28]	1.30	[0.32 - 5.29]	0.84	[0.30 - 2.33]	0.65	[0.09 - 4.60]
祖母同居近居	1.86 **	[1.15 - 3.01]	1.30	[0.60 - 2.80]	2.19 ***	[1.31 - 3.67]	1.42	[0.64 - 3.12]
はく奪経験・食料	0.97	[0.48 - 1.99]	1.25	[0.46 - 3.42]	0.67	[0.31 - 1.42]	1.31	[0.47 - 3.65]
はく奪経験・衣類	1.63	[0.85 - 3.14]	1.13	[0.46 - 2.78]	2.10 **	[1.07 - 4.11]	2.19	[0.77 - 6.16]
賃貸住宅居住	0.94	[0.57 - 1.56]	0.63	[0.30 - 1.32]	0.88	[0.50 - 1.55]	1.42	[0.65 - 3.13]
貯蓄なし・取り崩し	1.33	[0.80 - 2.21]	2.30 *	[0.96 - 5.47]	1.07	[0.61 - 1.86]	1.68	[0.78 - 3.61]
教育目標・高等教育	1.65 *	[0.96 - 2.83]	1.08	[0.46 - 2.58]	1.84 **	[1.01 - 3.33]	1.41	[0.63 - 3.15]
疑似決定係数	0.160		0.189		0.158		0.250	

二親世帯の母親(N=920)

	非典型時間帯・合計		早朝		夜間		深夜	
	オッズ比	95%信頼区間	オッズ比	95%信頼区間	オッズ比	95%信頼区間	オッズ比	95%信頼区間
正社員	1.75 **	[1.09 - 2.81]	3.07 ***	[1.58 - 5.95]	3.07 ***	[1.78 - 5.31]	4.55 ***	[2.25 - 9.21]
派遣・嘱託・契約	1.01	[0.45 - 2.26]	0.75	[0.15 - 3.77]	1.36	[0.54 - 3.45]	1.59	[0.41 - 6.12]
自営業	2.50 ***	[1.43 - 4.37]	1.20	[0.47 - 3.09]	3.27 ***	[1.68 - 6.37]	2.23 *	[0.88 - 5.64]
一社継続型	1.09	[0.61 - 1.95]	0.67	[0.29 - 1.54]	0.76	[0.40 - 1.44]	0.84	[0.32 - 2.18]
転職継続型	1.61 **	[1.04 - 2.48]	1.39	[0.74 - 2.62]	1.53 *	[0.93 - 2.50]	1.18	[0.61 - 2.29]
初職正社員	0.71	[0.46 - 1.10]	0.93	[0.45 - 1.90]	0.87	[0.53 - 1.46]	1.11	[0.55 - 2.25]
PC使わない	1.01	[0.65 - 1.57]	0.82	[0.43 - 1.58]	1.01	[0.61 - 1.68]	1.56	[0.83 - 2.94]
短大・高専卒	0.91	[0.58 - 1.41]	1.23	[0.65 - 2.32]	0.70	[0.43 - 1.14]	1.09	[0.55 - 2.18]
大卒以上	1.10	[0.62 - 1.95]	0.81	[0.35 - 1.90]	0.98	[0.52 - 1.87]	1.00	[0.38 - 2.64]
副業あり	1.60	[0.64 - 4.00]	0.83	[0.15 - 4.56]	2.26	[0.84 - 6.02]	0.80	[0.13 - 4.89]
大企業勤務	2.07 **	[1.22 - 3.49]	1.05	[0.42 - 2.61]	1.84 **	[1.01 - 3.37]	2.50 **	[1.10 - 5.70]
大都市居住	0.86	[0.56 - 1.32]	0.67	[0.34 - 1.33]	0.93	[0.57 - 1.52]	0.84	[0.43 - 1.66]
専門技術職	3.64 ***	[2.35 - 5.63]	3.82 ***	[1.97 - 7.42]	5.43 ***	[3.29 - 8.97]	5.81 ***	[2.80 - 12.05]
サービス職	2.48 ***	[1.50 - 4.12]	2.78 **	[1.20 - 6.43]	2.50 ***	[1.36 - 4.62]	5.89 ***	[2.60 - 13.31]
子ども2人	0.66 *	[0.42 - 1.04]	1.19	[0.54 - 2.60]	0.54 **	[0.32 - 0.91]	0.84	[0.39 - 1.81]
子ども3人以上	0.97	[0.59 - 1.62]	2.04 *	[0.92 - 4.50]	0.95	[0.53 - 1.70]	0.64	[0.27 - 1.48]
末子の年齢								
3-6歳	2.12 **	[1.10 - 4.09]	1.35	[0.49 - 3.73]	2.22 ***	[1.01 - 4.89]	2.57 **	[1.02 - 6.51]
7-15歳	1.82 **	[1.00 - 3.31]	1.65	[0.66 - 4.15]	2.73 **	[1.33 - 5.63]	1.19	[0.48 - 2.95]
16-17歳	3.80 ***	[1.83 - 7.92]	2.78 *	[0.90 - 8.61]	6.89 ***	[2.93 - 16.19]	1.38	[0.44 - 4.35]
祖母同居近居	0.75	[0.52 - 1.08]	1.54	[0.92 - 2.59]	0.73	[0.48 - 1.11]	0.99	[0.53 - 1.82]
はく奪経験・食料	1.19	[0.62 - 2.28]	1.53	[0.57 - 4.06]	1.51	[0.75 - 3.04]	0.90	[0.40 - 2.03]
はく奪経験・衣類	1.70 *	[0.94 - 3.06]	1.31	[0.49 - 3.46]	1.42	[0.75 - 2.68]	3.19 **	[1.42 - 7.15]
賃貸住宅居住	0.96	[0.59 - 1.56]	1.28	[0.62 - 2.64]	0.99	[0.58 - 1.70]	0.84	[0.39 - 1.78]
貯蓄なし・取り崩し	2.07 ***	[1.29 - 3.33]	1.34	[0.64 - 2.83]	1.65 *	[0.97 - 2.80]	2.57 **	[1.26 - 5.25]
教育目標・高等教育	0.92	[0.58 - 1.46]	0.71	[0.37 - 1.38]	0.86	[0.50 - 1.46]	0.61	[0.32 - 1.17]
疑似決定係数	0.125		0.125		0.172		0.182	

注：*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01。[] 内は95%信頼区間。

を有意に引き上げており（1.9倍）、時間帯別では夜間労働に有意にプラスの影響（2.2倍）を与えている。対照的に二親世帯の母親では、末子の年齢が非典型時間帯労働に有意なプラスの影響を及ぼしており、3歳未満児と比較して、とくに夜間労働をする確率は、末子の年齢とともに高まる傾向が顕著である。また、子どもが2人いる場合には、母親が夜間労働をする確率が有意に低下（0.54倍）する。祖母の同居・近居は、二親世帯の母親の非典型時間帯労働に何ら有意な影響を及ぼしていない。

（5）子どもへの時間的インプット

子どもと過ごす時間や子どもと夕食をとる回数は、階級値での回答となっているため、Ordered probit 推定をした。推定結果の詳細は、第2-1付表を参照されたい。ここでは、非典型時間帯労働が子どもへの時間的インプットに及ぼす影響について、各応答カテゴリに対する限界効果を示す（第2-10図表、第2-11図表）。

第2-10図表 非典型時間帯労働が子どもと過ごす時間に及ぼす影響

	母子世帯					
	6時間以上	4-6時間	2-4時間	1-2時間	1時間未満	ほとんどない
早朝	0.031 (0.034)	0.029 (0.032)	-0.020 (0.021)	-0.019 (0.021)	-0.015 (0.017)	-0.006 (0.007)
夜間	-0.114 (0.027)	-0.106 (0.025)	0.072 (0.019)	0.069 (0.018)	0.056 (0.015)	0.022 (0.008)
深夜	0.008 (0.036)	0.008 (0.034)	-0.005 (0.023)	-0.005 (0.022)	-0.004 (0.018)	-0.002 (0.007)
正社員	-0.061 (0.023)	-0.057 (0.021)	0.039 (0.015)	0.038 (0.014)	0.030 (0.012)	0.012 (0.006)
派遣・嘱託・契約	0.016 (0.028)	0.015 (0.025)	-0.010 (0.017)	-0.010 (0.017)	-0.008 (0.014)	-0.003 (0.005)
自営業	0.049 (0.042)	0.045 (0.039)	-0.031 (0.027)	-0.030 (0.026)	-0.024 (0.020)	-0.010 (0.009)
	二親世帯					
	6時間以上	4-6時間	2-4時間	1-2時間	1時間未満	ほとんどない
早朝	0.018 (0.046)	0.004 (0.009)	-0.010 (0.025)	-0.007 (0.017)	-0.004 (0.010)	-0.001 (0.003)
夜間	-0.089 (0.035)	-0.018 (0.007)	0.049 (0.019)	0.033 (0.013)	0.019 (0.008)	0.006 (0.003)
深夜	0.009 (0.048)	0.002 (0.010)	-0.005 (0.026)	-0.003 (0.018)	-0.002 (0.010)	-0.001 (0.003)
正社員	-0.161 (0.025)	-0.032 (0.007)	0.088 (0.014)	0.060 (0.010)	0.034 (0.007)	0.011 (0.004)
派遣・嘱託・契約	-0.110 (0.044)	-0.022 (0.009)	0.060 (0.024)	0.041 (0.017)	0.023 (0.010)	0.008 (0.004)
自営業	-0.048 (0.033)	-0.010 (0.007)	0.026 (0.018)	0.018 (0.012)	0.010 (0.007)	0.003 (0.002)

注：各応答カテゴリへの限界効果。太字は5%水準以上で有意であることを示す。（ ）内は標準誤差。

第2-11 図表 非典型時間帯労働が子どもとの夕食回数に及ぼす影響

	母子世帯				
	ほぼ毎日	週4日以上	週2-3日	週1日程度	ほとんどない
早朝	0.155 (0.077)	-0.022 (0.011)	-0.068 (0.035)	-0.031 (0.016)	-0.034 (0.017)
夜間	-0.303 (0.043)	0.043 (0.010)	0.134 (0.021)	0.060 (0.013)	0.066 (0.015)
深夜	-0.100 (0.069)	0.014 (0.010)	0.044 (0.031)	0.020 (0.014)	0.022 (0.015)
正社員	-0.117 (0.044)	0.017 (0.007)	0.052 (0.020)	0.023 (0.010)	0.025 (0.010)
派遣・嘱託・契約	-0.055 (0.059)	0.008 (0.009)	0.024 (0.026)	0.011 (0.012)	0.012 (0.013)
自営業	0.037 (0.078)	-0.005 (0.011)	-0.016 (0.035)	-0.007 (0.015)	-0.008 (0.017)
	二親世帯				
	ほぼ毎日	週4日以上	週2-3日	週1日程度	ほとんどない
早朝	0.022 (0.053)	-0.006 (0.014)	-0.011 (0.026)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.008)
夜間	-0.180 (0.035)	0.048 (0.011)	0.090 (0.019)	0.016 (0.005)	0.026 (0.007)
深夜	-0.053 (0.054)	0.014 (0.014)	0.026 (0.027)	0.005 (0.005)	0.008 (0.008)
正社員	-0.102 (0.031)	0.027 (0.009)	0.051 (0.016)	0.009 (0.003)	0.015 (0.006)
派遣・嘱託・契約	-0.114 (0.049)	0.031 (0.013)	0.057 (0.025)	0.010 (0.005)	0.017 (0.008)
自営業	-0.031 (0.043)	0.008 (0.011)	0.015 (0.021)	0.003 (0.004)	0.004 (0.006)

注：各応答カテゴリへの限界効果。太字は5%水準以上で有意であることを示す。()内は標準誤差。

母子世帯・二親世帯ともに、夜間労働をすると子どもと過ごす時間が有意に減少する結果となっている。夜間労働以外で子どもと過ごす時間を減少させる要因としては、母親が正社員であること、派遣・嘱託・契約社員であること（二親世帯のみ）、専門・技術職であること（二親世帯のみ）、末子の年齢が高いこと、賃貸以外の住宅に住んでいること（母子世帯のみ）、貯蓄がないか取り崩していること（二親世帯のみ）、が挙げられる。夜間労働の限界効果をみると、母子世帯の場合には4時間以上のカテゴリに入る確率が10ポイント以上低下する一方で、「2-4時間」と「1-2時間」のカテゴリに入る確率がそれぞれ7ポイント程度上昇する。他方、二親世帯の場合の夜間労働は、有意ではあるものの母子世帯と比較して相対的に影響度が小さい。具体的には、「2-4時間」のカテゴリに入る確率が4.9ポイント、「1-2時間」のカテゴリに入る確率が3.3ポイント上昇するにとどまる。二親世帯の場合、母親が正社員であることのほうが、夜間労働よりも大きな影響を子どもと過ごす時間に及ぼしている。

子どもと夕食をとる回数については、母子世帯の場合は早朝労働と夜間労働が、また、二親世帯の場合は夜間労働だけが、有意な影響を及ぼしている。母子世帯の母親が早朝労働をすると、子どもと夕食を「ほぼ毎日」とる確率が15ポイント以上上昇するのに対し、夜間労働

働をすると、「ほぼ毎日」とる確率が 30 ポイント低下し、「週 2-3 日」のカテゴリに入る確率が 13.4 ポイントと最も大きく上昇する。さらに、「週 1 日程度」、「ほとんどない」というカテゴリに入る確率も、それぞれ 6 ポイント以上上昇する。二親世帯の母親が夜間労働をする場合は、子どもと夕食を「ほぼ毎日」とる確率が 19 ポイント程度低下する一方で、「週 2-3 日」のカテゴリに入る確率が 9 ポイント上昇する。夜間労働の影響度は、母子世帯の場合よりも相対的に小さい。

母親が正社員の場合は、子どもと夕食をとる回数が減少するものの、母子世帯と二親世帯での影響度の差は小さい。

(6) 子どもへの経済的インプット

第 2-12 図表は、世帯が支出する子ども 1 人あたり育児費と習い事・塾代について、母親が非典型時間帯労働をしているかどうかによる違いを検討したものである。習い事・塾代は支出のない世帯もあるので Tobit 推定をしている。推定結果をみると、母子世帯と二親世帯のいずれのモデルでも、非典型時間帯労働は子どもへの経済的インプットに有意な影響を及ぼしていない。

子どもへの経済的インプットに大きな影響を及ぼしているのは、母親の学歴で、大卒の場合は子ども 1 人あたり育児費が 1 万円（二親世帯）～1.5 万円（母子世帯）増加し、習い事・塾代も 9,600 円（母子世帯）～1.3 万円（二親世帯）程度増加する。その他に子どもへの経済的インプットを増やす要因としては、母親が正社員であること、自営業であること（母子世帯の場合のみ）、第 1 子の教育目標が高等教育であること、などがある。その一方で、賃貸住宅に居住している場合は、母子世帯・二親世帯ともに子どもへの経済的インプットは有意に少ない。

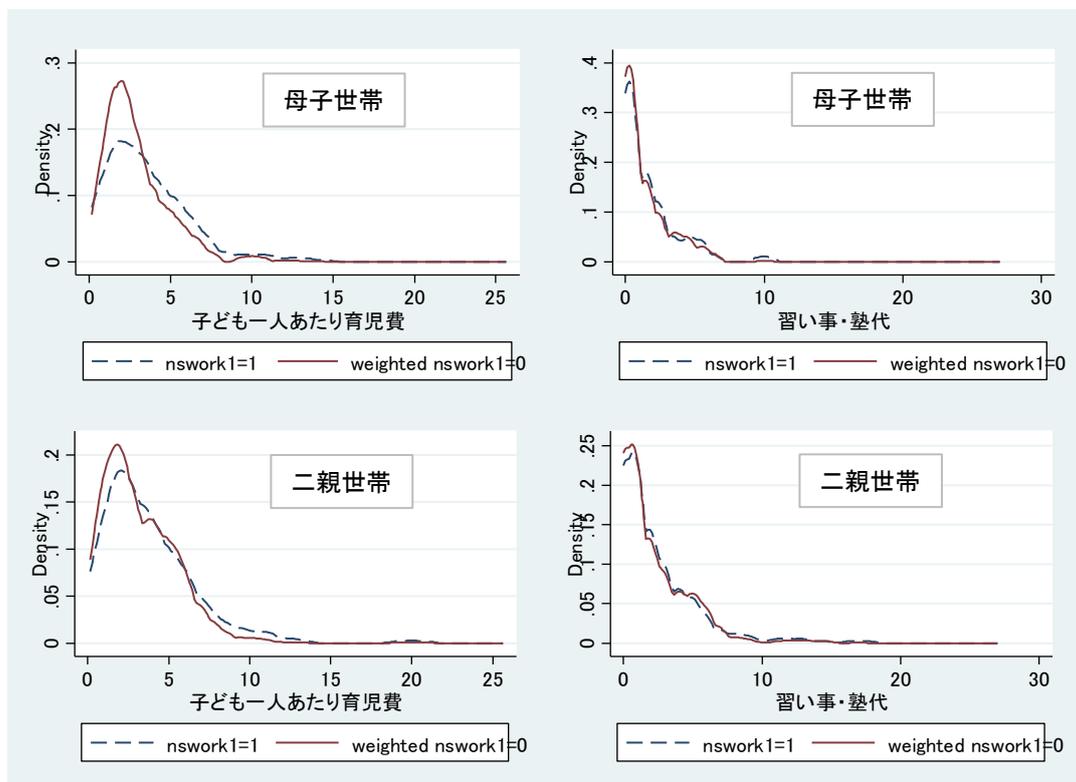
回帰分析では、子どもへの支出の分布の差は把握できないので、DFL 分解を行った結果が第 2-13 図表である (Di Nardo *et al.* 1996)。ここでは、子ども 1 人あたり育児費と習い事・塾代のそれぞれについて、母親が非典型時間帯労働をしている世帯の属性が、日中のみ働いている世帯の属性と同じだった場合の支出額の分布 (counterfactual) を推定して示している (実線部分)。母子世帯・二親世帯のいずれについても、現実の子ども 1 人あたり育児費の分布 (点線部分) は、counterfactual より若干右側に位置しており、非典型時間帯労働をする世帯では、子ども 1 人あたり育児費がわずかながら多い傾向にあることが分かる。一方、習い事・塾代については、母子世帯・二親世帯のいずれについても、現実の支出の分布と counterfactual の分布は重なっており、非典型時間帯労働の影響は認められない。

第2-12 図表 非典型時間帯労働が子どもへの支出に及ぼす影響（回帰分析）

	子ども一人あたり育児費		習い事・塾代	
	OLS		Tobit	
	母子世帯	二親世帯	母子世帯	二親世帯
早朝	-0.609 [0.448]	-0.422 [0.324]	0.12 [0.503]	0.111 [0.530]
夜間	0.343 [0.259]	-0.081 [0.261]	-0.145 [0.336]	-0.45 [0.465]
深夜	0.077 [0.586]	-0.014 [0.401]	-0.272 [0.618]	0.215 [0.602]
正社員	0.668 [0.233]***	0.419 [0.195]**	1.123 [0.306]***	0.313 [0.283]
派遣・嘱託・契約	0.193 [0.289]	0.978 [0.493]**	0.288 [0.383]	0.542 [0.560]
自営業	1.37 [0.520]***	0.141 [0.238]	1.917 [0.644]***	0.332 [0.384]
短大・高専卒	0.26 [0.208]	0.337 [0.167]**	0.303 [0.310]	0.942 [0.285]***
大卒以上	1.593 [0.502]***	1.056 [0.265]***	0.959 [0.485]**	1.306 [0.379]***
副業あり	0.212 [0.348]	0.553 [0.423]	1.441 [0.591]**	0.121 [0.667]
大企業勤務	-0.117 [0.296]	0.953 [0.272]***	-0.056 [0.432]	0.579 [0.377]
大都市居住	0.412 [0.217]*	0.156 [0.172]	0.159 [0.259]	0.807 [0.292]***
専門技術職	0.139 [0.291]	0.746 [0.234]***	-0.242 [0.373]	0.032 [0.336]
サービス職	-0.158 [0.240]	0.256 [0.187]	-0.388 [0.352]	0.143 [0.365]
子ども2人	-1.026 [0.226]***	-0.605 [0.202]***	0.755 [0.285]***	1.794 [0.285]***
子ども3人以上	-1.55 [0.270]***	-1.204 [0.207]***	0.868 [0.452]*	2.347 [0.371]***
末子の年齢				
3-6歳	-0.609 [0.357]*	0.592 [0.217]***	1.369 [0.763]*	2.752 [0.440]***
7-15歳	-0.022 [0.340]	0.913 [0.205]***	3.455 [0.716]***	4.524 [0.415]***
16-17歳	-0.157 [0.372]	1.783 [0.378]***	0.776 [0.807]	2.162 [0.733]***
祖母同居近居	-0.026 [0.212]	-0.382 [0.156]**	-0.032 [0.278]	0.137 [0.231]
賃貸住宅居住	-0.432 [0.196]**	-0.407 [0.184]**	-1.255 [0.293]***	-1.134 [0.328]***
貯蓄なし・取り崩し	0.093 [0.209]	0.034 [0.195]	-0.515 [0.313]	-0.244 [0.416]
教育目標・高等教育	0.4 [0.202]**	0.468 [0.160]***	0.992 [0.304]***	0.802 [0.276]***
定数項	3.114 [0.477]***	2.316 [0.299]***	-3.142 [0.850]***	-5.009 [0.683]***
自由度修正済み決定係数/疑似決定係数			2.49 [0.143]***	3.259 [0.232]***
N	422	837	474	878

注：*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. [] 内は標準誤差。

第 2-13 図表 非典型時間帯労働が子どもへの支出に及ぼす影響（DFL 分解）



注：図の実線部分は counterfactual。

6 考察と政策的インプリケーション

本章では、母親たちが非典型時間帯労働をする動機について仮説の検証を行った後、非典型時間帯労働が子どもへの時間的・経済的インプットに影響をもたらしているかどうかを検討した。

非典型時間帯労働をする動機については、正社員として働く母子世帯の母親の場合、夜間労働に賃金プレミアムが発生しており、非典型時間帯労働をする要因になっていることが示唆された。

指定労働時間仮説については、パート・アルバイトよりも、正社員や自営業などのように（残業を含めて）比較的自由に労働時間を決定できる立場の労働者のほうがより高い確率で非典型時間帯労働をしているという、仮説の予想とは異なる結果となった。その一方で、母子世帯の場合は、副業をもっている母親が夜間や深夜に働く傾向にあることから、指定労働時間の存在が非典型時間帯に副業をする動機になっている可能性はある。

流動性制約仮説については、二親世帯の母親が深夜労働をする動機となっていることが示唆された。母子世帯のほうが二親世帯よりも貧困率が高く、流動性制約に直面しているとみられるにもかかわらず、そのことが非典型時間帯労働をする要因にはなっていない。母子世帯の場合、流動性制約のほかにも、子どもの保育に由来する制約など、多くの問題があるためと考えられる。

貯蓄ターゲット仮説は、母子世帯の母親の夜間労働に関してのみ、支持される結果となった。分析対象にした母子世帯では、53%が第1子に高等教育を予定しているのに対し、二親世帯ではその比率は74%に達する。二親世帯にとって、子どもに高校卒業以降の教育機会を与えるのはふつうのことであり、将来の教育費に備えて共働きをすることはあっても、母親が非典型時間帯に働く動機にはなっていないようである。これに対して母子世帯では、働き手は基本的に母親本人しかいないため、子どもに高等教育を受けさせるためには非典型時間帯労働をして収入を増やすほかない。そうした事情が、母子世帯と二親世帯で異なる結果となった背景にあると考えられる。

保育制約仮説については、同居ないし近居する祖母の存在は、母子世帯の母親が夜間労働をするための重要な動機になっている。一方、末子の年齢が上がるほど、二親世帯の母親は夜間労働をする確率が高いのに対し、母子世帯の母親の場合はそうした傾向がみられないという違いがある。

まとめると、母子世帯の母親の非典型時間帯労働は、賃金プレミアムや指定労働時間の存在、子どもに高等教育を受けさせるかどうか、祖母の育児援助が得られるかが重要な動機となっているのに対し、二親世帯の母親の場合は、流動性制約と末子の年齢が重要な動機となっている。総じて、母子世帯の母親のほうが、多様な動機から非典型時間帯労働をしていると言える。

母親の非典型時間帯労働が子どもに対するインプットに及ぼす影響は、本章の分析でみる限り、子どもと過ごす時間や一緒に夕食をとる回数の減少など、時間的なものにとどまっていた。これは見方を変えると、子どもと過ごす時間と引き換えに、非典型時間帯労働をしていない世帯とほぼ同水準の子どもへの支出を達成していることを意味する。母親の非典型時間帯労働は、とくに母子世帯において、子どもへの時間的インプットを大きく減らす方向に影響している。これらの母子世帯で、世間並みに子どもに習い事をさせたり塾通いをさせたりすることは大きな負担であることが推測される。

本章の分析はクロスセクション・データに基づいているため、こうした時間的インプットの少なさが、子どもの成長や発達などのアウトカムにどのような影響をもたらすかを把握することは今後の課題として残されている。時間的なインプットが少なくても、時間の質（クオリティ）が高ければ、子どもにネガティブな影響は生じないかもしれないし、母親に代わるケアを、父親や祖母が提供していることも十分に考えられる。

とはいえ、海外の多くの先行研究は、母親の時間的インプットの少なさが子どものアウトカムにネガティブな影響をもたらすと指摘している。また、物理的な時間の少なさだけでなく、非典型時間帯労働をすることによる母親の疲労やストレスが、家庭にネガティブなスピルオーバーをもたらす可能性も指摘されている。さらに、母子世帯の場合には、祖母などが同居している場合を除いて、母親以外のケア提供者がそもそも存在しない。

こうした状況では、例えば、18歳未満の子どもがいる労働者の夜間・深夜労働を禁止する

といった措置を講じても、経済状況が悪化するだけで意味がないことは明らかである。母親たちが非典型時間帯労働をする動機を踏まえると、子どもに対する経済的な保障の拡充、とくに教育にまつわる私的負担の軽減が最も望まれる。日本の母子世帯に対する施策は、現在のところ母親の就労を通じた経済的自立の達成に重点が置かれている。この背景には、児童扶養手当の給付総額を抑制したいという財政事情がある。しかし、母子世帯に対して経済的自立をあまりに強く要請すると、子どもへの時間的インプットが削減され、長期的にみて子どもに深刻な影響が生じる懸念がある。経済面だけでなく時間面からも、子どものウェルビーイングを保障することが求められる。

参考文献

- 瓜生淑子. (2006). 「夜型生活の子どもの発達への影響：3歳児の生活実態調査の分析から」 奈良教育大学紀要. Vol.55, No.1, 53-64.
- 黒田祥子・山本勲. (2014). 『労働時間の経済分析』日本経済新聞出版社.
- 田宮遊子・四方理人. (2007). 「母子世帯の仕事と育児—生活時間の国際比較から（特集 多様化する「子育て支援」の在り方をめぐって）. 『季刊社会保障研究』, 43(3), 219-231.
- 労働政策研究・研修機構 (2013) 『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 2012（第2回子育て世帯全国調査）』、JILPT 調査シリーズ No.109
- Champion, S. L., Rumbold, A. R., Steele, E. J., Giles, L. C., Davies, M. J., & Moore, V. M. (2012). Parental work schedules and child overweight and obesity. *International Journal of Obesity*, 36(4), 573-580.
- Dickey, H., Watson, V., & Zangelidis, A. (2011). Is it all about money? An examination of the motives behind moonlighting. *Applied Economics*, 43(26), 3767-3774.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-1044.
- Dockery, A., Li, J., & Kendall, G. (2009). Parents' work patterns and adolescent mental health. *Social Science & Medicine*, 68(4), 689-698.
- Hamermesh, D. S. (1999). The timing of work over time. *The Economic Journal*, 109(452), 37-66.
- Han, W. J. (2005). Maternal nonstandard work schedules and child cognitive outcomes. *Child Development*, 76(1), 137-154.
- Han, W. J. (2008). Shift work and child behavioral outcomes. *Work, Employment & Society*, 22(1), 67-87.
- Han, W. J., & Miller, D. P. (2009). Parental work schedules and adolescent depression. *Health Sociology Review*, 18(1), 36-49.

- Han, W. J., Miller, D. P., & Waldfogel, J. (2010). Parental work schedules and adolescent risky behaviors. *Developmental Psychology*, 46(5), 1245.
- Han, W. J., & Fox, L. E. (2011). Parental work schedules and children's cognitive trajectories. *Journal of Marriage and Family*, 73(5), 962-980.
- Joshi, P., & Bogen, K. (2007). Nonstandard Schedules and Young Children's Behavioral Outcomes Among Working Low - Income Families. *Journal of Marriage and Family*, 69(1), 139-156.
- Li, J., Johnson, S. E., Han, W. J., Andrews, S., Kendall, G., Strazdins, L., & Dockery, A. (2014). Parents' Nonstandard Work Schedules and Child Well-Being: A Critical Review of the Literature. *The Journal of Primary Prevention*, 35(1), 53-73.
- McMenamin, T. M. (2007). Time to work: recent trends in shift work and flexible schedules, *Monthly Lab. Rev.*, 130, 3.
- Miller, D. P., & Han, W. J. (2008). Maternal nonstandard work schedules and adolescent overweight. *American Journal of Public Health*, 98(8), 1495.
- Presser, H. B., Gornick, J. C., & Parashar, S. (2008). Gender and nonstandard work hours in 12 European countries. *Monthly Labor Review*, 131(83).
- Presser, H. B., & Ward, B. W. (2011). Nonstandard work schedules over the life course: a first look. *Monthly Labor Review*, 134(7).
- Strazdins, L., Korda, R. J., Lim, L. L., Broom, D. H., & D'Souza, R. M. (2004). Around-the-clock: parent work schedules and children's well-being in a 24-h economy. *Social Science & Medicine*, 59(7), 1517-1527.
- Strazdins, L., Clements, M. S., Korda, R. J., Broom, D. H., & D'Souza, R. M. (2006). Unsociable Work? Nonstandard Work Schedules, Family Relationships, and Children's Well-Being. *Journal of Marriage and Family*, 68(2), 394-410.
- Wu, Z., Baimbridge, M., & Zhu, Y. (2009). Multiple job holding in the United Kingdom: Evidence from the British Household Panel Survey. *Applied Economics*, 41(21), 2751-2766.

第 2-1 付表 非典型時間帯労働が子どもへの時間的インプットに及ぼす影響

	子どもと過ごす時間				子どもと夕食をとる回数(週あたり)			
	母子世帯		二親世帯		母子世帯		二親世帯	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
早朝	-0.167	(0.180)	-0.065	(0.166)	-0.477 **	(0.238)	-0.083	(0.204)
夜間	0.605 ***	(0.137)	0.319 **	(0.126)	0.936 ***	(0.146)	0.694 ***	(0.138)
深夜	-0.045	(0.193)	-0.032	(0.174)	0.309	(0.215)	0.204	(0.208)
正社員	0.327 ***	(0.119)	0.579 ***	(0.090)	0.362 ***	(0.138)	0.395 ***	(0.121)
派遣・嘱託・契約	-0.083	(0.146)	0.395 **	(0.159)	0.170	(0.183)	0.441 **	(0.190)
自営業	-0.260	(0.221)	0.172	(0.119)	-0.113	(0.241)	0.118	(0.166)
短大・高専卒	0.099	(0.111)	-0.116	(0.087)	0.042	(0.132)	-0.171	(0.113)
大卒以上	0.260	(0.175)	0.016	(0.114)	0.012	(0.217)	-0.034	(0.156)
副業あり	-0.061	(0.194)	-0.101	(0.202)	0.384	(0.234)	-0.041	(0.232)
大企業勤務	0.264 *	(0.156)	0.165	(0.108)	-0.065	(0.159)	-0.008	(0.137)
大都市居住	0.083	(0.100)	-0.011	(0.083)	0.022	(0.120)	0.059	(0.113)
専門技術職	-0.136	(0.145)	0.253 ***	(0.096)	-0.049	(0.172)	0.136	(0.127)
サービス職	-0.129	(0.127)	-0.081	(0.098)	0.157	(0.150)	0.015	(0.132)
子ども2人	0.111	(0.108)	0.072	(0.092)	0.160	(0.123)	0.068	(0.122)
子ども3人以上	-0.022	(0.150)	0.064	(0.102)	0.329 *	(0.197)	0.051	(0.136)
末子の年齢	0.041 ***	(0.011)	0.092 ***	(0.008)	0.054 ***	(0.013)	0.071 ***	(0.010)
祖母同居近居	0.198 *	(0.103)	0.133 *	(0.073)	0.525 ***	(0.133)	0.045	(0.094)
賃貸住宅居住	-0.213 **	(0.103)	0.015	(0.098)	-0.074	(0.124)	0.033	(0.130)
貯蓄なし・取り崩し	0.103	(0.111)	0.199 **	(0.098)	0.079	(0.132)	-0.127	(0.125)
教育目標・高等教育	-0.205 *	(0.106)	-0.076	(0.092)	-0.221 *	(0.119)	-0.152	(0.111)
cut1	-0.601 ***	(0.195)	0.429 ***	(0.146)	1.568 ***	(0.258)	1.666 ***	(0.206)
cut2	0.489 ***	(0.190)	1.409 ***	(0.151)	1.943 ***	(0.264)	2.046 ***	(0.210)
cut3	1.636 ***	(0.195)	2.500 ***	(0.162)	2.812 ***	(0.279)	2.943 ***	(0.236)
cut4	2.231 ***	(0.205)	3.209 ***	(0.172)	3.316 ***	(0.286)	3.220 ***	(0.251)
cut5	3.000 ***	(0.234)	4.007 ***	(0.233)				
N	490		914		490		915	

注：Ordered Probit Model による推定結果。*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. () 内は標準誤差。

第2-2 付表 推定に使用した変数の要約統計

	母子世帯	二親世帯
非典型時間帯労働		
早朝	0.080	0.073
夜間	0.206	0.139
深夜	0.086	0.067
従業上の地位		
パート・アルバイト	0.400	0.472
正社員	0.369	0.330
派遣・嘱託・契約	0.153	0.067
自営業	0.071	0.126
学歴		
中卒	0.096	0.034
高卒	0.437	0.369
短大・高専卒	0.349	0.403
大卒以上	0.073	0.174
副業あり	0.078	0.031
大企業勤務	0.124	0.120
大都市居住	0.306	0.239
専門技術職	0.182	0.243
サービス職	0.239	0.199
子ども2人	0.412	0.484
子ども3人以上	0.139	0.277
末子の年齢	10.518	8.755
	(4.673)	(5.145)
祖母同居・近居	0.508	0.481
賃貸住宅居住	0.433	0.208
貯蓄なし・取り崩し	0.357	0.179
教育目標・高等教育	0.529	0.739
N	490	915

注：() 内は標準偏差。

第3章 絡み合うリスクと子どもへの影響： 婚前妊娠、若年出産、離婚

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。1930年の全出生において、母親が15-19歳の割合は5.4%である（国立社会保障・人口問題研究所 2014）。しかし、晩婚化・晩産化が進展する中、この割合は大きく減少し、近年においては、2002年の1.9%をピークに、2012年には1.2%となっている（国立社会保障・人口問題研究所 2014）。しかし、絶対数は少ないとはいえ、10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、学業の断念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。

10代の子供と密接な関係にあるのが、婚前妊娠である。日本における10代の子供の8割は、婚前妊娠である（厚生労働省 2010）。婚前妊娠は多くの場合は、計画性のない妊娠・出産と考えられ、出産後の母親の養育に影響することも考えられる。また、婚前妊娠の多くがいわゆる「できちゃった婚」として結婚に繋がるため、早まった結婚といった結婚の意思決定にも影響し、その後の結婚生活に支障をきたす可能性もある。実際に、婚姻前妊娠し、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が高く、子どもの5歳時点で約8割がひとり親世帯の経験があると推計されている（岩澤・三田 2008）。

また、10代の子供と関連するもう一つのリスクが、母子世帯化である。「できちゃった婚」でないにしても、10代の子供と結婚は、20代、30代における結婚に比べて不安定である可能性がある。不安定な結婚が解消したのちは、母子世帯となるが、日本における母子世帯の貧困率は50%を超え、深刻な経済問題に直面するリスクは高い（阿部 2011）。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）。

このような絡み合ったリスク要因が若年出産にあることを勘案すると、若年出産によって生まれた子どものウェルビーイングについては、特別の関心を払うべきである。実際に、若年出産は、身体的児童虐待の予測要因となることも報告されており（周 2013）、若年出産によって生まれた子どもたちがどのような状況にあり、何がその要因となっているのかについては詳しい分析が必要であろう。

本稿は、労働政策研究・研究機構が行った「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」の第1回（2011年実施）と第2回調査（2012年実施）（JILPT 2012）を

用いて、母親が10代の出産を若年出産と定義し、若年出産と婚前妊娠、そして母子世帯であることが子どもに与える影響の分析を行うものである。本調査は、母子世帯を多くサンプリングしており、通常のこの規模の調査に比べて、10代出産のサンプル数が多い。また、母親の学歴や初職からの就労状況、子どもの成績や健康など子どものウェルビーイングを表すデータも含まれており、本調査データを用いることにより、若年出産、婚前妊娠、母子世帯化の密接な関係を解きほぐし、何が子どもに悪影響を及ぼすのかを明らかにすることが期待できる。

2 先行研究

(1) 若年母親の置かれた状況についての分析

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、いくつかの蓄積が存在する。一番多くの蓄積は、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であり、うち多くは医療機関などにおける臨床事例を分析している (小川・安達・恵美須 2006)。若年出産に至った要因また出産後の母子の状況についての論文については、平岡 (2004) が、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代で出産をする母親は、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。また、出産後の状況については、2001-2002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人が半数であるとした (森田 2004)。また、周 (2012) は、本稿のデータと同じ「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代で出産をした母親は、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。

(2) 若年出産と子どもへの影響についての分析

若年出産の子どもへの影響を扱った分析を行っているのが、窪田 (2012) と坂本 (2009) である。両者は、子どもの教育年数を被説明変数、21歳以下の出産と定義した「若年出産」を説明変数として分析を行っている。この二つの分析は、本稿の問題関心にも近いので、詳しく説明する。

坂本 (2009) は「消費生活に関するパネル調査」を用いて、若年出産および親との死別経

験が子供の学歴、初職、健康および子ども自身の若年出産に与える影響を分析している。このような推計においては、若年出産を経験した世帯や、親が早くに他界した世帯においては、そもそも経済状況が悪かったり、親自身の選好として学歴を重視しない等の理由によるセレクション・バイアスが生じる。そのバイアスに対応するために、坂本（2009）は、Propensity Score Matching（傾向スコア・マッチング、PSM）法を用いている。PSM法は、Treatment（この場合、若年出産および親との死別経験）に影響している観察可能な属性を探し、傾向スコアをはじき出し、傾向スコアが近いもの同士の間で、Treatment 群とコントロール群を比較する方法である。ここで傾向スコアをはじき出すために用いられ、若年出産に有意に影響したとされた変数は、親（ここでは父親のみ）の出生世代（コホート）と父親の学歴であった。すなわち、坂本（2009）では、親のコホートと父親の学歴という変数を用いて、若年出産のリスクを高め、かつ、子どもに影響する（かも知れない）要因を把握しようとしている。これを用いて、Treatment の子どもへの影響を見た結果、親との死別経験がある人は、経験がない人に比べて、大学卒業確率が低いという結果を得ている。しかし、初職が非正規雇用となる確率については有意な結果が出ておらず、また、身体的・精神的苦痛尺度への影響は母子世帯にのみ認められた。若年出産については、若年出産で生まれた子どもは、そうでない子どもに比べ、大学卒業確率、就学年数ともに負の影響が有意となっており、初職が非正規雇用となる確率、子ども自身が若年出産する確率については正の影響が有意となっている。

窪田（2012）は、大阪大学 COE プログラム「アンケートと実験による行動マクロ動学」による『本調査』（2009年）および『親子調査』（2006年）を用いて、子どもの教育年数を被説明変数、母親の若年出産を説明変数とするいくつかのモデルを推計している。一つ目のモデルでは、親の15歳の頃の（主観的評価による）生活水準（窪田はこれを「恒常的経済水準」と呼んでいる）をコントロールした OLS 推計であり、15歳時点での低生活水準は、子どもの教育年数にマイナスに影響するとともに、15歳時点で低生活水準の母親が若年出産すると、その影響がますます大きくなることが示された。また、15歳時点での生活水準が高い母親の若年出産は子どもの教育年数には影響を与えないという推計結果であった。二つ目のモデルでは、出産に関する意思決定や子どもの教育水準といった母親の選好をコントロールするために、母親の出産年齢の平均を代理変数として投入したモデルである。これを投入すると、若年出産の影響は統計的に有意でなくなっている。三つ目のモデルは、兄弟間の教育年数の違いに着目し、Fixed Effect モデルで若年出産のみの影響を推計したものであり、ここでは若年出産の係数は統計的に有意となっていない。窪田（2012）は、これらのモデルを若年出産の定義を20歳以下から25歳以下に変更したり、子どもの出生年を限った推計も行っており、若年出産と母親の（15歳時点での）低生活水準であることの交差項は、23歳以上の出産も若年出産に含めると統計的に有意でなくなること、また、この交差項の影響は1960年生まれ以降の子どもにより強く表れることを示している。

3 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」第1回（2011年）および第2回（2012年）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¹。抽出率の差をコントロールするために、ウェイトをつけて集計している。調査対象世帯数は、第1回、第2回ともに、ふたり親世帯2,000世帯と、ひとり親世帯2,000世帯である。回収数は、ふたり親世帯（1,222票、1,219票）、ひとり親世帯（996票、982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第1回2,021票、第2回1,957票、計3,978票である。

本稿では、第1子の実子²の出産年齢が20歳未満である母親を「若年母親」と定義している。ただし、第1回調査では、子どもが実子であるかどうかのデータがないため、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歳である場合には若年母親と判断した。なお、ここで定義される「若年母親」とは、初産時の年齢が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。

用いられたサンプル3,978ケースのうち、上記の定義で、若年母親であると判断されるケースは194ケース存在する。若年母親は、母子世帯の母親サンプルでは8%、ふたり親世帯のサンプルでは3%の割合で出現している（第3-1図表）。初産年齢の分布を世帯類型別にみると（第3-2図表）、ひとり親サンプルは、ふたり親サンプルに比べ、初産年齢が19歳以下である率が高いとともに、20-24歳である率も突出して高く（33.2%）、25-29歳、30-34歳の率は低くなっている。これを、全国統計における2012年度に生まれた第1子³の出産の母親年齢と比較すると、ひとり親サンプル、ふたり親サンプル共に30-34歳以上の出産が少なく、第一子⁴の出産は、若い母親にサンプルが偏っている。

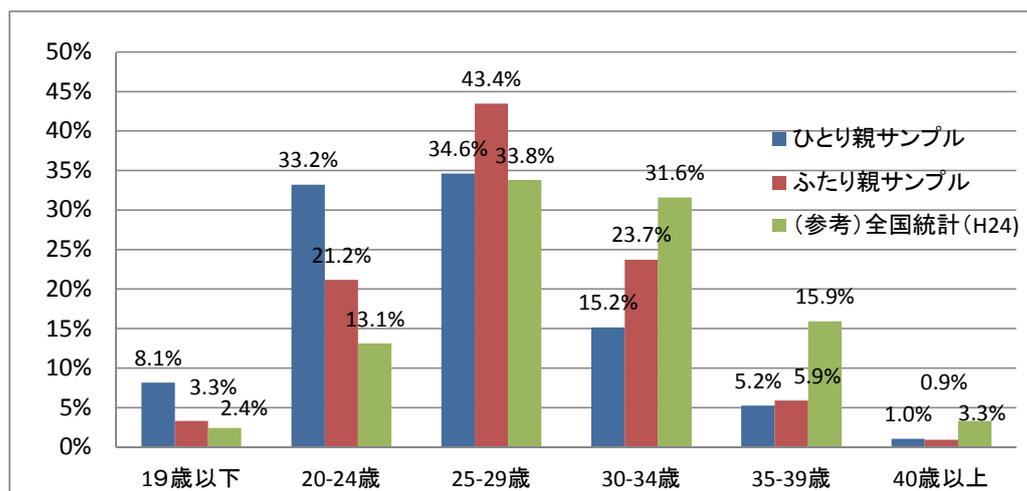
¹ しかしながら、住民基本台帳からは親の婚姻状況の情報を得ることができないため、世帯の親が1人の場合においても、片親が単身赴任で住民票を他地域に移している世帯などが含まれている可能性がある。

² 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た。

第 3-1 図表 若年母親の出現率（サンプル別）

第1回+第2回 HH	若年母親		非若年母親		計	
ひとり親サンプル	104	8%	1158	92%	1262	32%
ふたり親サンプル	90	3%	2626	97%	2716	68%
計	194	5%	3784	95%	3978	100%
			$\chi^2 = 45.092$	$p\text{値} = <.0001$		

第 3-2 図表 初産年齢の分布



出所：全国統計は、厚生労働省（2014）「平成 24（2012）年人口動態統計（確定数）の概況」表 4、母親の年齢、第 1 子。

4 若年出産に至るまでの環境

（1）若年母親の出身家庭状況

まず、若年母親を生み出す家庭環境を見ていこう。第 3-3 図表は、第 1 子の出産年齢別（19 歳以下＝若年母親、20-24 歳、25 歳以上）に、成人前の逆境を経験した割合を示したものである。「両親が離婚した」と回答した若年母親は、39.0%と約 4 割となっており、25 歳以上の母親の 10.4%に比べ大幅に多い。20-24 歳の出産年齢の母親も、若年母親ほどではないものの、高い率で両親の離婚を経験している。この差は統計的に有意である。「親から暴力を振るわれたことがある」という割合も、初産年齢が低いほど高い割合で経験しており、若年母親では 10.9%と約 1 割となっている。「成人する前に親が生活保護を受けていた」「成人する前に父親が亡くなった」についても、同様の傾向が見られるが、これらは統計的に有意ではない。

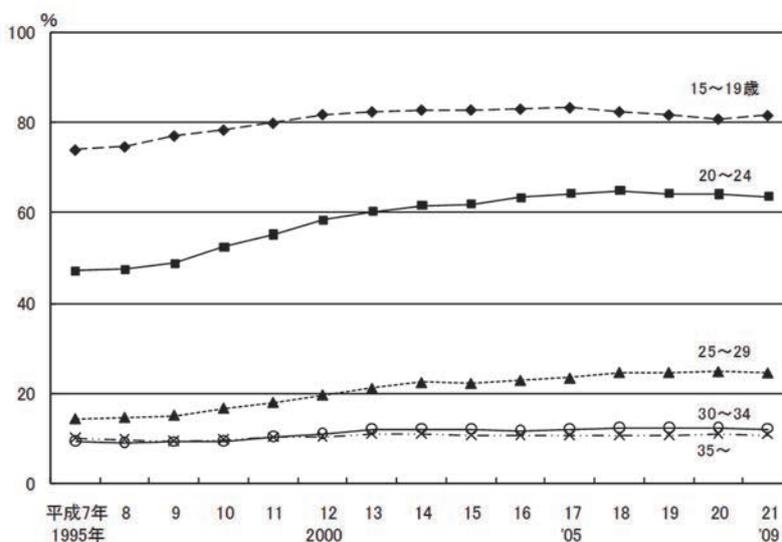
第 3-3 図表 成人前の逆境：出産年齢（第 1 子）別、サンプル別

	Weighted		
	19歳以下	20-24歳	25歳以上
両親が離婚した	39.0%	15.5%	10.4%
成人する前に親が生活保護を受けていた	4.7%	2.4%	1.5%
成人する前に母親が亡くなった	1.5%	2.0%	1.6%
成人する前に父親が亡くなった	6.2%	4.7%	4.3%
親から暴力を振るわれたことがある	10.9%	7.7%	5.9%

(2) 婚前妊娠出産（できちゃった婚による出産）

次に、出産と結婚の時期的な関係を見る。着目するのは、婚前妊娠の割合である。まず、日本における婚前妊娠の動向を公的統計から確かめてみよう。婚前妊娠（いわゆる「できちゃった婚」による出産）は、急速に増加しており、平成 21（2009）年には、嫡出第 1 子出産に占める割合が 25.3%と、4 分の 1 を占めている（厚生労働省 2010）。15～19 歳の母親に限ると、この割合は 8 割以上となっており、20～24 歳でも 6 割と、年齢の若い母親の出産の過半数が婚前妊娠によるものである（Ibid.）。この割合は、母親の年齢と密接な関連があり、25～29 歳になると 2 割強、30～34 歳であると約 1 割と 25 歳以下に比べて大きく減少している（第 3-4 図表）。本稿においては、先行研究（鎌田 2006、岩澤 2008）に倣って、「婚前妊娠による出産」を、結婚年月から 7 か月以内に発生した出産と定義した。この定義を用いて、本データにおける婚前妊娠が初産に占める割合を見ると、19 歳以下ではひとり親サンプルでは 59.6%、ふたり親サンプルでは 63.3%であった。両サンプル共に、20～24 歳、25～29 歳と婚前妊娠の割合が減っており、この傾向は全国統計と同じであるが、全体的に全国統計よりも婚前妊娠の割合が低くなっている。これは、用いられた定義の違い等によるものと考えられる。

第 3-4 図表 母の年齢階級別にみた結婚期間が妊娠期間より短い出生の嫡出第 1 子出生に占める割合



出所：厚生労働省（2010）

第3-5 図表 現在の婚姻状況：出産年齢別（第1子）

第1子が婚前妊娠 出産	初産の年齢					
	19歳以下	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40歳以上
婚前妊娠	61.2%	41.3%	17.4%	11.1%	10.3%	6.6%
非婚前妊娠	38.8%	58.7%	82.6%	88.9%	89.7%	93.4%

5 若年出産後の環境

（1）現在の婚姻状況

次に、現時点における婚姻状況と出産年齢の関係を見てみよう。第3-6 図表は、初産の年齢階層別に見た現在の婚姻状況である。最も大きな違いは、離婚・別居の割合である。初産が19歳以下（＝若年母親）の母親は6割（62.8%）が離婚・別居であり、有配偶であるのは3割弱（29.5%）である。「離婚・別居」の割合は、初産の年齢が20-24歳の母親では46.0%、25-29歳の母親では25.7%と減少する。若年母親は、未婚である割合も他の年齢層よりも多くなっている³。本稿で用いたデータでは、ひとり親世帯をオーバー・サンプリングしており、母子世帯では若年母親の割合が多いため、当然の結果と言えるが、それを考慮しても、若年母親が非若年母親に比べて無配偶（離婚・別居、未婚）が多いのは明らかである。

第3-6 図表 現在の婚姻状況：初産年齢別

女性のみ marstat	初産の年齢						計
	19歳以下	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40歳以上	
未婚	4.0%	1.6%	1.4%	1.6%	3.4%	4.9%	1.8%
有配偶	36.4%	58.3%	76.9%	77.7%	72.7%	66.9%	70.3%
離婚・別居	56.8%	38.0%	19.3%	19.0%	19.0%	24.5%	25.6%
死別	2.8%	2.1%	2.4%	1.7%	4.9%	3.8%	2.3%
	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

（2）学歴

若年母親の特徴として特異なのが学歴である。第3-7 図表は、出産（初産）年齢別に最終学歴を集計したものである。若年母親の36.5%が中卒であり、20-24歳に出産した母親の7.7%、25-29歳に出産した母親の2.7%と、若年母親の低学歴は群を抜いて高い。これは、もちろん、妊娠というイベントが高校進学や高校卒業に大きい負の影響を及ぼすということがあるが、それだけでなく、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逆の因果関係も作用していよう。

³ 40歳以上の初産の母親においても、「離婚・別居」が若干多く、「未婚」が多くなっているものの、40歳以上のサンプル数は35と少ないため統計的に有意な差はない。

第3-7図表 学歴：初産年齢別

女性のみ 学歴	初産の年齢						計
	19歳以下	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40歳以上	
中学校	36.5%	7.7%	2.7%	2.1%	1.4%	5.0%	5.3%
高等学校	48.2%	51.7%	35.3%	30.2%	33.9%	28.0%	38.5%
専修学校・各種学校	3.8%	16.1%	13.7%	16.5%	16.0%	20.1%	14.7%
短大・高等専門学校	2.7%	14.6%	27.0%	28.5%	22.6%	14.2%	22.7%
大学・大学院	1.8%	5.2%	18.2%	20.8%	22.5%	26.0%	15.0%
その他	0.4%	0.4%	0.2%	0.1%	0.0%	3.3%	0.2%
無回答	6.6%	4.2%	3.0%	1.9%	3.8%	3.3%	3.7%
	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

(3) 就労状況

若年出産とそれに関連する低学歴は、母親の就労状況に影響すると考えられる。そこで、初産の年齢別に現在の母親の就労状況を集計したものが第3-8図表である。まず、就労状況を見ると、若年母親の69.4%は就労しており、20-24歳の就労率73.2%と大差はない。しかし、「していない(求職中)」の割合を見ると、若年母親では10.4%と他の年齢層に比べて高い率となっている。若年母親の中には、就労したくてもできていない状況にある者も他の初産年齢層の母親に比べると多いと考えられる。一方、「していない(求職活動もしていない)」とした割合は、初産の年齢があがるほど高くなる傾向がある。母親の就労状況は、子どもの年齢や母親本人の年齢と深い関係があると考えられるが、それらの他にも、初産年齢というもう一つの関連要素がある可能性がある。これについては、重回帰分析等によって、これらの関連要素の影響を独自に検出することをしなければわからない。

第3-8図表 就労状況：初産年齢別

女性のみ 学歴	初産の年齢						計
	19歳以下	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40歳以上	
していない(求職活動もしていない)	19.5%	19.7%	23.3%	30.5%	30.4%	31.2%	24.3%
していない(求職中)	10.4%	5.9%	6.7%	5.7%	5.6%	5.3%	6.5%
している	69.4%	73.2%	69.8%	63.0%	63.5%	63.6%	68.6%
無回答	0.7%	1.1%	0.2%	0.7%	0.6%	0.0%	0.6%
	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

女性のみ 学歴	初産の年齢						計
	19歳以下	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40歳以上	
正社員・正規職員	27.0%	29.2%	31.8%	41.4%	38.8%	37.0%	33.3%
嘱託・契約社員	7.1%	6.1%	7.5%	6.7%	8.1%	6.1%	7.0%
派遣社員	4.0%	2.5%	2.1%	3.3%	3.3%	0.0%	2.6%
パート・アルバイト	55.1%	52.2%	46.2%	37.1%	34.9%	29.6%	45.5%
自営業(手伝い含む)	5.4%	7.1%	9.7%	9.7%	12.3%	27.3%	9.2%
日雇い・内職・その他	1.4%	1.7%	2.3%	1.4%	2.7%	0.0%	1.9%
無回答	0.0%	1.2%	0.5%	0.5%	0.0%	0.0%	0.6%
	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

就労している者の中での就労形態を見ると、「正社員・正規職員」の割合は、初産年齢が高いほどおおむね高くなっており、逆に、「パート・アルバイト」の割合は、初産年齢が高いほど低くなっている。19歳以下の若年母親においては、55.1%と過半数が「パート・アルバイト」、7.1%が「嘱託・契約」、4.0%が「派遣」であり、合わせて約7割となっている。

6 若年母親の子どもの状況

最後に、子どもの状況を比べてみよう。第3-9図表は、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を若年母親（本人時）（young_par2）、母親が初産の時若年であった場合を若年母親（初産時）（young_par）と名付け、それぞれ別の集計をしている。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8,073のうち、自分の出生時に母親が若年であったのは222ケース、母親が初産の時若年であったのは441ケースであった。

第3-9図表 子ども単位のサンプル数

母親の初産時 (young_par)	若年	非若年	不詳
全サンプル	441 (5%)	7,381 (91%)	251 (3%)
ひとり親サンプル	206 (9%)	2,039 (87%)	93 (4%)
ふたり親サンプル	235 (4%)	5,342 (93%)	158 (3%)
自分の出生時 (young_par2)			
全サンプル	222 (3%)	7,504 (93%)	347 (4%)
ひとり親サンプル	121 (5%)	2,085 (89%)	132 (6%)
ふたり親サンプル	101 (2%)	5,419 (95%)	215 (4%)

注：％は四捨五入のため100%とならない場合がある。

第3-10図表は、若年母親（初産時）、若年母親（本人時）、現在の母親の婚姻状況（無配偶である場合は母子世帯、有配偶の場合はふたり親世帯とする）、母親の初産が婚前妊娠であったか否か別に、子どもの状況を見たものである。これを見ると、子どもの健康状況、成績、不登校について、若年母親（初産時）、若年母親（本人時）、母子世帯、婚前妊娠に密接な関連があることがわかる。健康状態については、母親の初産が20歳未満であった場合には「軽い持病あり」が8.2%、自分の出産の時に母親が20歳未満であった場合には9.5%、母子世帯である場合には9.0%、婚前妊娠である場合は8.3%となっており、全児童サンプルの場合に比べ高い割合となっている。成績については、若年母親（初産時）、若年母親（本人時）、母子世帯、婚前妊娠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、「やや遅れている」「かなり遅れている」が多くなっている。すべての場合において、

統計的に有意な差となっている。不登校についても、若年母親（初産時）、若年母親（本人時）、母子世帯の子どもにおいて、「不登校経験あり（現在は登校）」と「現在不登校中」が高くなっているが、婚前妊娠の子どもについては統計的に有意な差がなかった。

第3-10 図表 若年出産（初産時、本人時）、現在の婚姻状況、初産の婚前妊娠別：
子どもの状況

	母親の初産年齢		自分の出生の時の 母親の年齢		現在の母親の婚姻状況		母親の初産が婚前妊娠	
	20歳以上	20歳未満	20歳以上	20歳未満	無配偶	有配偶	でない	であった
子どもの健康状況(Q26)	***		***		***		**	
おおむね良好	92.0%	87.8%	92.0%	85.1%	93.6%	88.3%	92.1%	89.9%
軽い持病あり	6.3%	8.2%	6.2%	9.5%	5.0%	9.0%	6.0%	8.3%
重病・難病あり	0.6%	1.4%	0.6%	1.4%	0.5%	0.8%	0.6%	0.9%
障害あり	0.7%	1.1%	0.7%	1.8%	0.4%	1.2%	0.8%	0.7%
子どもの成績(Q26)	***		***		***		***	
成績良好	16.7%	6.2%	16.4%	6.1%	18.6%	12.7%	15.9%	17.8%
まあまあ良好	29.4%	26.7%	29.4%	28.2%	31.6%	25.3%	29.9%	25.2%
普通	39.9%	42.8%	40.0%	40.5%	39.7%	40.4%	40.5%	36.5%
やや遅れている	8.4%	14.8%	8.4%	19.1%	6.5%	12.8%	8.2%	12.3%
かなり遅れている	4.3%	7.0%	4.5%	3.8%	2.5%	7.1%	4.3%	5.7%
子どもの不登校(Q26)	***		***		***		n.s.	
不登校経験なし	92.6%	84.4%	92.3%	82.4%	95.2%	86.6%	92.3%	90.2%
不登校経験有(現在は登校している)	4.1%	7.0%	4.3%	6.9%	2.2%	7.9%	4.3%	5.1%
現在不登校中	0.9%	3.7%	1.0%	3.8%	0.4%	2.3%	1.1%	1.0%
わからない	0.2%	1.6%	0.2%	2.3%	0.1%	0.5%	0.3%	0.3%

第3-11 図表 若年母親の子どものうち自分の出産時に母親が20歳未満であった
子どもとそうでない子どもの比較

	母親の初産年齢	
	自分の出生の 時に20歳未満	自分の出生の 時は20歳以上
サンプル数	222	217
子どもの健康状況(Q26)	X	
おおむね良好	85.1%	90.3%
軽い持病あり	9.5%	6.9%
重病・難病あり	1.4%	1.4%
障害あり	1.8%	0.5%
無回答	2.3%	0.9%
子どもの成績(Q26)	X	
成績良好	6.1%	6.3%
まあまあ良好	28.2%	25.0%
普通	40.5%	45.5%
やや遅れている	19.1%	9.8%
かなり遅れている	3.8%	10.7%
無回答	2.3%	2.7%
子どもの不登校(Q26)	X	
不登校経験なし	82.4%	86.6%
不登校経験有(現在は登校)	6.9%	7.1%
現在不登校中	3.8%	3.6%
わからない	2.3%	0.9%

注：***p 値<0.01、**p 値<0.05、*p 値<0.10、×P>0.10（統計的有意ではない）

次に、初産時に若年であった母親を持つ子どもの中で、自分の出生時に母親が若年であった子どもと、自分が出生の時には母親が20歳以上であった子どもを比較したところ(第3-11図表)、子どもの健康、成績、不登校のすべてにおいて、クロス表からは統計的に有意な差は見られなかった。

7 仮説とモデル

(1) 先行研究の整理

窪田(2012)が論じるように、若年出産が子どもに影響を与える経路は複数あり、それらを整理して検討する必要がある。一つの大きな分類方法は、若年出産自体に起因する経路と、そもそも母親を若年出産に追い込むさまざまな社会経済状況に起因する経路の違いに着目する方法である。窪田(2012)は、前者を「直接的影響」、後者を「間接的影響」と呼んでいる。貧困研究においては、後者の経路は古くからのトピックであり、貧困下で育ったことによる自己肯定感の低下、出身家庭の機能不全による「新しい家庭」への憧憬など、貧困世帯に育つことが若年出産へのリスクを高めると考えられる。これは、周(2012)や平岡(2004)による、10代出産の母親の出身家庭の社会経済階層が低いという結果にも裏付けられている。坂本(2009)のPSM法による推計と、窪田(2012)の母親の選好をコントロールした推計は、基本的にこの二つの経路を分離するために行われている。変数としては、坂本(2009)は、親のコホートおよび父親の学歴をコントロールしており、窪田(2012)は、母親の社会経済階層を表す変数として「(母親が)15歳時点での主観的生活水準」と、母親の選好を表す変数として「母親の出産年齢の平均値」をコントロールしている。坂本(2009)と窪田(2012)において、異なる結果が出たことは興味深い。一方で、親の学歴や15歳時点での主観的生活水準は、それ自体が直接、若年出産を引き起こすリスク要因とは考えにくい。むしろ、親の学歴や主観的生活水準が示す「低社会階層」にしばしば発生するリスク要因、例えば、児童虐待や両親の離婚などによって、子どもが早い時期から実家から独立(離家)したり、自分自身の家庭を築きたいといった願望をもつようになるなど、「低社会階層」と「若年出産」の間を結ぶ経路が存在すると考えられ、これらをより入念にみる必要がある。

第 3-12 図表 若年出産の影響の経路

直接的影響		間接的影響
一時的影響	永続的影響	
若くして出産・育児することによる親の心身的な未熟さ等からの影響	母親の人的資本の蓄積の機会喪失による影響	母子世帯となることによる影響
【検証方法】 Fixed Effect モデルによる兄弟間(母親が若年で生まれた子とその後に同じ母親から生まれた子)の差異の分析		若年出産する意思決定や母親の置かれた状況(出身家庭の環境)に起因する影響
【検証方法】 PSM 法や、母親の選好等をコントロールした推計により若年出産の直接的影響と間接的影響を分離する方法		

出所：窪田（2012）を元に筆者作成・追加。

（２）仮説

そこで、本稿では以下の3点を視点に含めて分析を行う。一つは、直接的影響の永続的影響の経路として、母子世帯となることをリスク要因として加える。先に見たように、若年出産した母親の大多数は、出産時点では結婚していても、その後離婚している。ひとり親世帯の貧困率は50%を超え（厚生労働省 2009）、母子世帯の母親と若年母親は同じような不利を抱えていることが観察されている（阿部 2011）⁴。だとすれば、若年出産の影響として推計値に現れる子どもへの影響は、実は、母子世帯となったことによる影響であり、若年出産による影響ではない可能性もある。坂本（2009）は、ひとり親世帯に育つことの分析を行っているが、死別世帯のみを扱っており、母子世帯の大半を占める離別世帯は扱っていない。また、第3-6図表で見たように、出産年齢と母子世帯となる確率は高い相関があるが、この二つの事項をそれぞれ独立に分析しているため、若年出産に起因する「真の要因」としての母子世帯化は着目すべき事項であろう。

二つ目は、若年出産と深く関連がある婚前妊娠への着目である。若年出産の8割（本データにおいては6割）が婚前妊娠によるものであり、のちの母子世帯化（離婚）への影響も踏まえると、問題であるのは、「若くに出産したこと＝若年出産」ではなく、「意図せずまたは無計画に出産したこと（＝婚前妊娠）」である可能性がある。この二つのオーバーラップは大きいので、本稿では「若年出産」と「婚前妊娠による出産」をそれぞれ別に説明変数としたモデルにより、その係数を比較する。

三つ目は、直接的影響と間接的影響を区別するために用いられる母親の社会経済階層を表す変数として、より具体的に出自家庭における養育環境の不利を表す変数を用いる。具体的

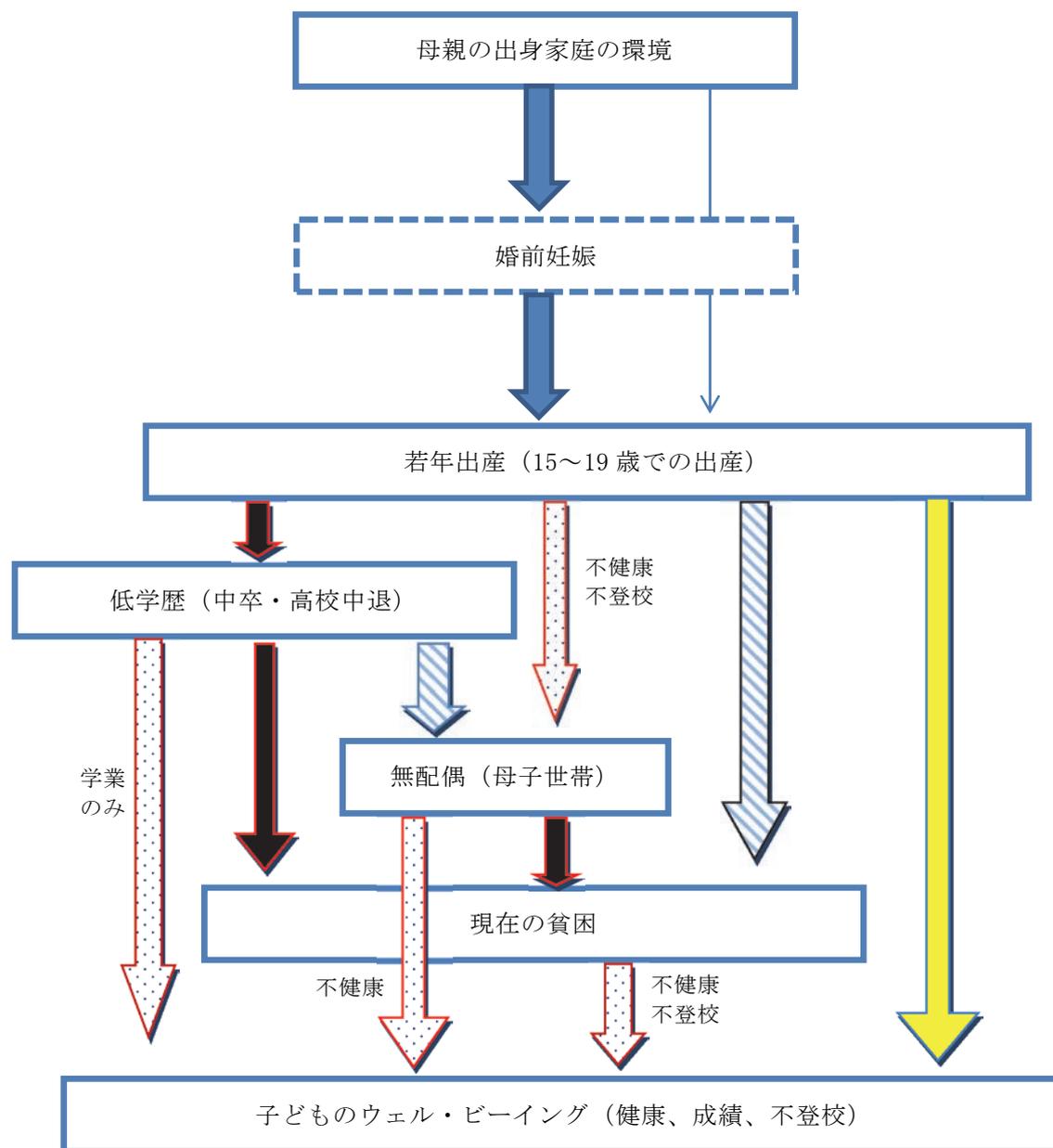
⁴ 日本の母子世帯が直面するさまざまな困難については赤石（2014）を参照のこと。

には、「両親の離婚」「成人する前の生活保護受給」「母親との死別（父子世帯化）」「父親との死別（母子世帯化）」「親からの暴力（児童虐待）」である。坂本（2009）や窪田（2012）では、父親の学歴や15歳時点での主観的生活水準を用いているが、若年出産の意思決定につながるのはただ単なる経済状況のみならず、出自家庭の機能不全といった著しい養育環境の劣悪さがあることが推測され、ここで挙げた出自家庭の養育環境を表す変数のほうが適している可能性がある。

（3）モデル

本稿が用いるモデルは、直接的経路と間接的経路の影響を同時、かつ、recursiveに推計する recursive な Multi-variate Probit 手法（Oshio, et al. 2013）である。この手法は、（母親の子ども期においての）劣悪な養育環境による若年母親となるリスクの上昇、そして若年母親になったことによる、低学歴や母子世帯化（無配偶化）のリスクの上昇、さらに、低学歴や母子世帯であることによる貧困のリスクの上昇、貧困となることによる子どもへの影響といった複数の要因の連鎖による影響と同時に、母親の出身家庭の環境が若年出産と同時に低学歴となる確率を上昇させる影響、また、若年母親であること自体の子どもへの影響という間接的な経路も想定し、同時に推計するものである。第3-13図表は、モデルの概念図である。

第 3-13 図表 モデル



出所：Oshio *et al.* (2013) を基に筆者加筆・修正。

推計式は以下の通り：

$$\text{若年出産 (または婚前妊娠)} \leftarrow \text{成人前の家庭環境} \quad X_i = \beta_1 F_i + \mu_1 \quad ①$$

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

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

$$\text{低所得} \leftarrow \text{若年出産 (婚前妊娠)、低学歴、無配偶}$$

$$P_i = \alpha_4 X_i + \alpha_4 E_i + \alpha_4 S_i + X_4 \beta_4 + \mu_4 \quad ④$$

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

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

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
(または)

X_i = 母親 i の初産が結婚年月から 7 か月以内に発生した場合に 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。

モデル 2 においては、若年出産を婚前妊娠による出産に置き換え、同様のモデルを推計する。

第3-14 図表 子どもベースの基本属性

	n	%	weighted %		n	%	weighted %
若年/非若年(*)				子どもの性別			
若年母親	441	5.5%	5.0%	男児	4,173	51.7%	51.7%
非若年母親	7,381	91.4%	91.7%	女児	3,900	48.3%	48.3%
不明	251	3.1%	3.2%	子どもの健康			
出生時の母親年齢(*2)				おおむね良好	7,388	91.5%	91.9%
20歳未満	222	2.7%	2.5%	軽い持病あり	520	6.4%	6.1%
20歳以上	7,504	93.0%	93.4%	重病・難病あり	55	0.7%	0.6%
不明	347	4.3%	4.2%	障害あり(*3)	60	0.7%	0.8%
世帯類型 HH		0.0%		無回答	50	0.6%	0.6%
二親世帯	5,735	71.0%	80.0%	子どもと同居			
母子世帯	2,338	29.0%	20.0%	同居	7,425	92.0%	92.4%
親の離婚				別居	436	5.4%	5.2%
あり	1,075	13.3%	12.8%	無回答	212	2.6%	2.4%
なし	6,998	86.7%	87.2%	子どもの成績			
成人前の生活保護				成績良好	787	9.7%	10.1%
あり	169	2.1%	2.0%	まあまあ良好	1,435	17.8%	17.9%
なし	7,904	97.9%	98.0%	普通	2,001	24.8%	24.3%
成人前に母親死亡				やや遅れている	454	5.6%	5.3%
あり	156	1.9%	1.9%	かなり遅れている	217	2.7%	2.4%
なし	7,917	98.1%	98.2%	欠損(*4)	3,105	38.5%	39.2%
成人前に父親死亡				無回答	74	0.9%	0.9%
あり	374	4.6%	4.6%	子どもの不登校			
なし	7,699	95.4%	95.4%	経験なし	4,548	56.3%	56.0%
親から暴力をふるわれていた				経験あり(現在登校)	227	2.8%	2.6%
あり	553	6.8%	6.5%	現在不登校	56	0.7%	0.6%
なし	7,520	93.2%	93.5%	わからない	13	0.2%	0.1%
子どもが婚前妊娠				欠損(*4)	3,105	38.5%	39.2%
婚前妊娠	1,013	12.5%	12.0%	無回答	124	1.5%	1.5%
非婚前妊娠	6,731	83.4%	84.0%	サンプルサイズ	8,073	100.0%	
不明	329	4.1%	3.9%				

(*)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。

(*3)第2回調査のみにこの選択肢あり。

(*4)この質問は小中高生のみ。他は欠損。

分析に用いたのは、母親が回答した 4,137 票（ふたり親世帯 2,812 票、母子世帯 1,325 票）から得られた子ども 8,073 人分のデータである。基本属性は以下の通り（第 3-14 図表）。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子どもの不健康（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」「4 障害あり」の選択肢で 2, 3 または 4 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（「1 不登校経験なし」「2 不登校経験有（現在は登校している）」「3 現在不登校中」「4 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

は小中高生のみには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。

8 結果

第3-15-1図表～第3-15-3図表に結果を示す。モデル1は、子どもの状況(C_i)を、子どもの不健康、モデル2は子どもの学業不振、モデル3は子どもの不登校と設定し、それぞれ着目する説明変数を若年出産(初産時)と婚前妊娠としたモデルを二つ推計している。

一つ目の①式の推計結果を見ると、 X_i を若年出産とした場合においては、成人までに親が離婚したことが正で有意となっており、親の離婚が若年出産の要因となっている可能性が示唆される。ただし、親の離婚の時期については、成人前としかわかっておらず、若年出産の時期との前後関係がわからないので、因果関係とまでは本分析からは結論づけられない。 X_i が婚前妊娠の場合は、「成人までに母親が死亡」がすべてのモデルで正で有意になっており、「成人までに父親が死亡」もモデル1では正で有意である。

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。しかし、婚前妊娠はどのモデルにおいても有意となっておらず、ここでの直接的な影響はないと考えられる。その他の変数では、親の離婚と母親の死亡、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や婚前妊娠のリスクを高めるといふほかにも、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、若年出産の係数はすべて正で有意となっており、婚前妊娠の係数もモデル2を除いて正で有意となっている。係数は、若年出産のほうが、婚前妊娠よりも大きく、どちらも無配偶となるリスクを高めるものの、若年出産のほうがその影響は大きいとみられる。また、低学歴の係数もすべて正で有意となっており、その値も、モデル1の若年妊娠を除けば、すべてのモデルで若年出産や婚前妊娠の係数よりも大きい。また、親の離婚や虐待経験の係数も依然として有意であり、これらが若年出産や婚前妊娠、低学歴のリスクを高めることによる間接的な影響のみならず、直接的に無配偶となるリスクも高めていることがわかる。

貧困の推計(④式)においては、若年出産の係数も、婚前妊娠の係数も、モデルごとに異なる結果となっており、統一された結論を引き出すことは難しい。しかしながら、低学歴、無配偶は、正の影響がconsistentに検証されており、若年出産や婚前妊娠が低学歴や無配偶を通して貧困となるリスクに与えていることを確認できる。

第3-15-1 図表 リカーシブなプロビット分析の結果（モデル1）

モデル1 子どもの不健康(badkenko=1) 説明変数=若年出産			モデル 1 子どもの不健康(badkenko=1) 説明変数=婚前妊娠		
	Coef.	Std.Err.		Coef.	Std.Err.
若年出産(young_par)			婚前妊娠		
成人までに親が離婚	0.593	0.073 ***	成人までに親が離婚	0.050	0.062
成人までに親が生保	-0.015	0.202	成人までに親が生保	0.128	0.147
成人までに父親死亡	0.099	0.141	成人までに父親死亡	0.214	0.095 **
成人までに母親死亡	-0.304	0.328	成人までに母親死亡	0.391	0.152 **
成人までに虐待経験	0.061	0.117	成人までに虐待経験	0.118	0.084
年齢	-0.077	0.005 ***	年齢	-0.046	0.003 ***
切片	1.10638	0.1864 ***	切片	0.646999	0.1318
低学歴(中卒)			低学歴(中卒)		
若年出産	1.035	0.187 ***	婚前妊娠	0.210	0.166
成人までに親が離婚	0.618	0.076 ***	成人までに親が離婚	0.692	0.070 ***
成人までに親が生保	0.153	0.179	成人までに親が生保	0.180	0.170
成人までに父親死亡	0.232	0.130 *	成人までに父親死亡	0.217	0.126 *
成人までに母親死亡	0.545	0.200 ***	成人までに母親死亡	0.446	0.196 **
成人までに虐待経験	0.301	0.105 ***	成人までに虐待経験	0.335	0.100 ***
年齢	-0.033	0.005 ***	年齢	-0.047	0.005 ***
切片	-0.759	0.216 ***	切片	-0.096	0.200
無配偶			無配偶		
若年出産	0.624	0.122 ***	婚前妊娠	0.294	0.102 ***
低学歴(中卒)	0.473	0.121 ***	低学歴(中卒)	0.683	0.118 ***
成人までに親が離婚	0.275	0.054 ***	成人までに親が離婚	0.309	0.053 ***
成人までに虐待経験	0.345	0.070 ***	成人までに虐待経験	0.339	0.070 ***
年齢	0.015	0.003 **	年齢	0.015	0.003 ***
切片	-1.229	0.121	切片	-1.212	0.125 ***
貧困			貧困		
若年出産	0.121	0.148 X	婚前妊娠	0.258	0.123 **
中卒	0.515	0.141 ***	中卒	0.503	0.138 ***
無配偶	1.295	0.133 ***	無配偶	1.147	0.138 ***
年齢	-0.015	0.004 ***	年齢	-0.013	0.004 ***
切片	-1.022	0.149 ***	切片	-1.077	0.153 ***
子どもの健康(悪)			子どもの健康(悪)		
若年出産	0.174	0.165 X	婚前妊娠	0.026	0.138 X
低学歴	-0.017	0.168 X	低学歴	0.353	0.162 **
無配偶	0.097	0.162 X	無配偶	0.164	0.146 X
貧困	0.271	0.142 *	貧困	0.472	0.145 ***
子どもの性別	0.233	0.051 ***	子どもの性別	0.228	0.051 ***
子どもの年齢	-0.004	0.004 X	子どもの年齢	-0.003	0.004 X
切片	-1.657	0.075 ***	切片	-1.715	0.074 ***

注：***p 値<0.01、**p 値<0.05、*p 値<0.10、×P>0.10（統計的有意ではない）

第3-15-2 図表 リカーシブなプロビット分析の結果 (モデル2)

モデル2 子どもの成績不振 (badgrade=1) 説明変数=若年出産			モデル2 子どもの成績不振 (badgrade=1) 説明変数=婚前妊娠		
	Coef.	Std.Err.		Coef.	Std.Err.
若年出産			婚前妊娠		
成人までに親が離婚	0.644	0.102 ***	成人までに親が離婚	0.038	0.083 X
成人までに親が生保	-0.109	0.294	成人までに親が生保	-0.001	0.207 X
成人までに父親死亡	0.222	0.192	成人までに父親死亡	0.171	0.126 X
成人までに母親死亡	-0.585	0.463	成人までに母親死亡	0.338	0.189 *
成人までに虐待経験	0.172	0.149	成人までに虐待経験	0.128	0.106 X
年齢	-0.144	0.010 ***	年齢	-0.089	0.006 ***
切片	3.61882	0.362511	切片	2.37183	0.229032
低学歴(中卒)			低学歴(中卒)		
若年出産	1.361	0.198 ***	婚前妊娠	0.240	0.196 X
成人までに親が離婚	0.593	0.100 ***	成人までに親が離婚	0.695	0.093 ***
成人までに親が生保	-0.014	0.259	成人までに親が生保	-0.032	0.244
成人までに父親死亡	0.008	0.187	成人までに父親死亡	0.010	0.183
成人までに母親死亡	0.658	0.226 ***	成人までに母親死亡	0.498	0.226 **
成人までに虐待経験	0.479	0.125 ***	成人までに虐待経験	0.485	0.119 ***
年齢	-0.024	0.008 ***	年齢	-0.054	0.008 ***
切片	-1.103	0.346 ***	切片	0.192	0.336
無配偶			無配偶		
若年出産	0.531	0.151 ***	婚前妊娠	0.127	0.127 X
低学歴(中卒)	0.581	0.161 ***	低学歴(中卒)	0.993	0.154 ***
成人までに親が離婚	0.302	0.070 ***	成人までに親が離婚	0.309	0.069 ***
成人までに虐待経験	0.289	0.088 ***	成人までに虐待経験	0.282	0.087 ***
年齢	-0.013	0.004 ***	年齢	-0.015	0.005 ***
切片	0.039	0.186	切片	0.073	0.205
貧困			貧困		
若年出産	-0.318	0.184 *	婚前妊娠	0.037	0.160 X
中卒	0.683	0.180 ***	中卒	0.582	0.185 ***
無配偶	1.436	0.164 ***	無配偶	1.382	0.159 ***
年齢	-0.017	0.006 ***	年齢	-0.014	0.006 **
切片	-0.966	0.247 ***	切片	-1.094	0.276 ***
子どもの成績(悪)			子どもの成績(悪)		
若年出産	0.012	0.179 X	婚前妊娠	0.148	0.146 X
低学歴	0.403	0.185 **	低学歴	0.362	0.182 *
無配偶	0.449	0.163 ***	無配偶	0.529	0.154 ***
貧困	0.101	0.151 X	貧困	0.266	0.148 *
子どもの性別	0.308	0.056 ***	子どもの性別	0.306	0.056 ***
子どもの年齢	0.042	0.009 ***	子どもの年齢	0.043	0.009 ***
切片	-2.068	0.131 **	切片	-2.147	0.132 ***

注: ***p 値<0.01、**p 値<0.05、*p 値<0.10、×P>0.10 (統計的有意ではない)

第3-15-3 図表 リカーシブなプロビット分析の結果（モデル3）

モデル3 子どもが不登校 (futoko2=1) 説明変数=若年出産			モデル3 子どもが不登校 (futoko2=1) 説明変数=婚前妊娠		
	Coef.	Std.Err.		Coef.	Std.Err.
若年出産			婚前妊娠		
成人までに親が離婚	0.608	0.098 ***	成人までに親が離婚	0.030	0.081 X
成人までに親が生保	-0.077	0.285	成人までに親が生保	-0.018	0.206 X
成人までに父親死亡	0.140	0.187	成人までに父親死亡	0.178	0.121 X
成人までに母親死亡	-0.576	0.440	成人までに母親死亡	0.319	0.182 *
成人までに虐待経験	0.200	0.141	成人までに虐待経験	0.105	0.104 X
年齢	-0.130	0.009 ***	年齢	-0.081	0.005 ***
切片	3.1312	0.3306 ***	切片	2.0798	0.216082 ***
低学歴(中卒)			低学歴(中卒)		
若年出産	1.513	0.210 ***	婚前妊娠	0.295	0.213 X
成人までに親が離婚	0.591	0.098 ***	成人までに親が離婚	0.695	0.090 ***
成人までに親が生保	-0.050	0.256	成人までに親が生保	-0.049	0.241 X
成人までに父親死亡	0.066	0.174	成人までに父親死亡	0.047	0.172 X
成人までに母親死亡	0.609	0.222 ***	成人までに母親死亡	0.480	0.223 **
成人までに虐待経験	0.433	0.123 ***	成人までに虐待経験	0.476	0.115 ***
年齢	-0.018	0.008 **	年齢	-0.046	0.008 ***
切片	-1.354	0.335 ***	切片	-0.109	0.322 X
無配偶			無配偶		
若年出産	0.375	0.153 **	婚前妊娠	0.328	0.124 ***
低学歴(中卒)	0.643	0.158 ***	低学歴(中卒)	0.812	0.155 ***
成人までに親が離婚	0.274	0.068 ***	成人までに親が離婚	0.294	0.068 ***
成人までに虐待経験	0.272	0.086 ***	成人までに虐待経験	0.277	0.086 ***
年齢	-0.010	0.004 **	年齢	-0.007	0.005 X
切片	-0.110	0.182	切片	-0.284	0.198 X
貧困			貧困		
若年出産	-0.002	0.182 X	婚前妊娠	0.415	0.158 ***
中卒	0.409	0.184 **	中卒	0.616	0.184 ***
無配偶	1.523	0.153 ***	無配偶	1.323	0.172 ***
年齢	-0.018	0.005 ***	年齢	-0.011	0.006 **
切片	-0.970	0.241 ***	切片	-1.235	0.255 ***
子どもの不登校			子どもの不登校		
若年出産	-0.241	0.279 X	婚前妊娠	-0.372	0.200 *
低学歴	0.421	0.223 *	低学歴	0.652	0.232 ***
無配偶	0.192	0.260 X	無配偶	0.669	0.226 ***
貧困	0.273	0.213 X	貧困	0.164	0.219 X
子どもの性別	-0.060	0.074 X	子どもの性別	-0.062	0.073 X
子どもの年齢	0.054	0.011 ***	子どもの年齢	0.054	0.011 ***
切片	-2.521	0.201 ***	切片	-2.630	0.179 ***

注：***p 値<0.01、**p 値<0.05、*p 値<0.10、×P>0.10（統計的有意ではない）

最後の子どものウェルビーイング（⑤式）については、モデル3の婚前妊娠の場合のみ、かろうじて10%で統計的に有意な結果となっているものの、その他のモデルにおいては、若年出産も婚前妊娠も有意ではない。すなわち、本分析の結果からは、若年出産や婚前妊娠が、直接的に子どものウェルビーイングに影響を与えているとは言えない。むしろ、子どものウ

エルビーイングに影響していると示唆されるのは、母親の低学歴や、無配偶、そして、それらに引き起こされる貧困である。これらの係数は、すべてのモデルではないものの、おおむね、正で有意となっている。

9 まとめ

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前妊娠による出産が多く、また、婚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）、就労状況も求職中が多いなど厳しい状況にある。その背景には、若年出産の陰には、母親の生育環境（出自家庭の状況）に、児童虐待や親の離婚、親の死亡といった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、成人前に生活保護を受けた経験がある率、成人前に父親が死亡した率が高くなっている。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。

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、不健康、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。若年出産そのものによる直接的な子どものウェルビーイングへの影響は観察できず、初産時に若年出産した母親の子どものウェルビーイングがそうでない子どもに比べて低いのは、母親の低学歴、無配偶といった若年出産の間接的な影響によるところが大きい。

婚前妊娠については、婚前妊娠の子どものウェルビーイングへの直接的な影響は見られず、この点は若年出産と同じである。しかし、婚前妊娠が低学歴となるリスクに与える影響は確認できず、また、無配偶となるリスクに対する影響も限定的である。すなわち、婚前妊娠が子どものウェルビーイングに与える影響は直接的なものも、間接的なものも大きいとは言えず、それよりも、（婚前妊娠を要因とするのではない）母親の低学歴や無配偶がより大きい問題であると言える。

最後に、今後の課題を挙げておきたい。若年出産の直接的影響には、一時的影響と永続的影響があり、この二つを分離するためには、同じ母親から生まれながらも片方が母親が若年

の時生まれ、もう片方がそうでない場合の差を分析する Fixed effect model による分析が有効であるが、本稿ではそれを行ってはいない。窪田（2012）はこれを試みており、一時的影響は認められておらず、本稿で用いているデータにおいても、クロス表においては両者に統計的に有意な差は見られていないが、このことをより詳細なモデルで確認する必要がある、今後の課題としたい。

参考文献

- 赤石千枝子（2014）『ひとり親世帯』岩波書店。
- 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_eikyuu/jyosei/08/giji.html
- 岩澤美帆（2008）「初婚・離婚の動向と出生率への影響」『人口問題研究』64(4), pp.14-34.
- 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』p.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.
- 鎌田健司（2006）「婚前妊娠に関する社会経済要因の分析」『経済学研究論集』第24号, p.45-63.
- 窪田康平（2012）「母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響—出産年齢が本当に問題なのか」『日本労働研究雑誌』No.620, pp.58-77.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2014）『人口統計資料週 2014』国立社会保障・人口問題研究所
- 厚生労働省（2009）「子どもがいる現役世帯の世帯員の相対的貧困率の公表について」報道資料 2009.11.13.
- 厚生労働省（2010）「平成22年度「出生に関する統計」の概況 人口動態統計特殊報告」.
- 厚生労働省（2011）『平成22年人口動態統計』中巻
- 坂本和靖（2009）「親の行動・家庭環境がその後の子どもの成長に与える影響」『季刊家計経済研究』第83号, pp.58-77.
- 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「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.
- 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*).

第4章 母親の不本意就業とそのウェルビーイングに与える影響

1 はじめに

現在の日本では、少子・高齢化が進展し、労働力不足の問題が深刻化しつつあり、女性の就業促進が重要な課題となっている。

80年代以降、政府が積極的に女性の就業促進および仕事と生活の両立に関連する政策・制度（男女雇用機会均等法、育児休業制度など）が実施されている。同時に、多様な働き方を促進するため、派遣社員などの非正規雇用に関する規制緩和が行われている。その結果、女性の就業率が徐々に上昇し、男女とも就業形態が多様化している。たとえば、総務省2013年「労働力調査」によると、学生などを除いた雇用者（役員を除く）に占める男女別・雇用形態別の割合は、正規男性45.7%、正規女性20.6%、非正規男性10.0%、非正規女性23.6%となっている。男性では、非正規雇用者が正規雇用者の約4分の1弱であるのに対して、女性では、非正規雇用者と正規雇用者で約半々となっている。非正規雇用者の約7割は女性が占めており、非正規雇用者の増加は主に女性労働者に集中している。

労働供給側の視点からみると、就業形態が多様化することは、女性が就業に関する意思決定を行う際に、選択できる範囲が広くなり、さまざまな生活・子育ての状況にあわせて就業を選択できるメリットを持つと考えられる。また、労働需要側の視点からは、正規雇用者に対する解雇規制がまだまだ厳しいため、非正規雇用者を活用することは企業が短期的景気変動に対応して労働力を調整する1つの手段となっている。ただし、そもそも企業が正規雇用者と非正規雇用者に求める役割が異なるため、正規雇用者と非正規雇用者の就労条件¹が異なり、とくに賃金・福利厚生・人材育成における正規雇用者と非正規雇用者間の格差が大きくなっており、労働市場が正規雇用者と非正規雇用者の就業形態によって分断されている。こうした背景下で、正規雇用者になりたかったが、正規雇用者になれなかった（会社に正規社員として雇用されなかった）ため、やむをえずに非正規雇用者になったケース、つまり不本意型非正規雇用者が存在することが問題視されている（脇坂2003；周2008；野田・山本2009；山本2011；四方2011）。不本意型非正規雇用者の問題が注目されているが、不本意就業においてはさまざまなタイプが存在すると考えられる。たとえば、就業したかったが、調査時点で就業していないような不本意型非就業者、また、正規雇用者になりたかったが、調査時点で自営業者となっているような不本意型自営業者が存在するだろう。一方、自営業者あるいは非就業者になりたかったが、調査時点で正規雇用者として就業しているような不本意型正規雇用者が存在する可能性もあろう。いずれにせよ、こうしたさまざまなタイプの不本意就業者が存在すると、社会全体における労働資源の配分には非効率性の問題が生じ、社会資源

¹ たとえば、正規雇用者と非正規雇用者の間には、賃金格差、社会保障の格差、教育訓練格差が存在している。

配分の最善にはならないと考えられる。労働資源配分の効率性を高めるため、不本意就業者になる原因を解明したうえで、不本意就業者から本意就業者へ転換できるような政策を検討することは重要な課題となっている。とくに現在の日本では、非正規雇用者、正規雇用者、自営業者、非就業者などのさまざまな就業形態のタイプが存在し、労働市場が就業形態によって分断されている現状から考えると、より広い視点での不本意就業に関する実証研究が必要である。

そこで、本章では、子育て中の女性の不本意就業とそのウェルビーイングに与える影響を研究課題として取り上げ、広義の不本意就業²を分析対象として実証分析を行い、(1) 子育て中の女性グループで不本意な就業状況に置かれている者がどのくらい存在しているか、(2) どのような要因が、母親が不本意型就業者になることに影響を与えるか、(3) 不本意就業がどの程度母親のウェルビーイングに影響を与えるのか、の3つの問題を明らかにする。

本章の構成については、第2節で先行研究のサーベイと本研究の特徴を述べ、第3節で分析方法を説明する。第4節でクロス集計の結果に基づいて母親の不本意就業の実態、および不本意就業状況別生活満足度・健康状態を明らかにし、そして第5節で、計量分析の結果を説明する。最後に結論と政策的示唆をまとめる。

2 先行研究のサーベイと本研究の特徴

まず、不本意就業に関する実証分析については、周(2008)は、厚生労働省1994、1999、2003年「就業形態の多様化に関する総合実態調査結果」における15～34歳(学生除く)若年層の個票データを用いて、不本意型非正規雇用者の割合は1999年では21.9%となっており、1994年時点の水準と変わらないが、2003年にその割合が31.8%となっており、約10%ポイント上昇したことを指摘している。永瀬(1997)は、中高年者、低学歴者、長時間労働者が不本意パート労働者になる確率が高いと述べている。脇坂(2003)は、不本意型非正規雇用者になる確率については、厚生労働省1994年および1999年「就業形態の多様化に関する総合実態調査結果」の個票データを用いてプロビット分析を行い、男性、高年齢者、独身者、世帯主(家計維持者)が不本意型非正規雇用者になる可能性が高いことを明示している。野田・山本(2009)は、慶應義塾家計パネル調査(KHPS)2004～2008における独身者の個票データを用いて需要制約を考慮した二段階の推定(就業形態希望関数、就業形態選択関数)を行い、県別完全失業率が高い地域に居住する者、中高年齢者、前年の不本意型非正規雇用者が調査時点の不本意型非正規雇用者になる確率が高い一方で、借金・非勤労所得が多い者、前年の正規雇用者が不本意型非正規雇用者になる確率が低いことを示している³。

² 本章で用いる広義の不本意就業の定義に関しては、本章3節の「(3) 変数の設定」で詳しく説明している。

³ 不本意型非正規雇用者の定義に関しては、脇坂(2003)、周(2008)、野田・山本(2009)のいずれも、厚生労働省「就業形態の多様化に関する総合実態調査結果」の調査票に基づいて、非正規雇用者を対象とし、そのうち、非正規雇用者の就業形態を選んだ理由の質問項目に関しては「正社員として働ける会社がなかったから」を選択した者を不本意型非正規雇用者としている。

次に、不本意就業が労働者のウェルビーイングに与える影響に関しては、先行研究で個々労働者の健康状態と満足度（あるいは幸福度）をウェルビーイングの2つの指標として用いている。以下では、2つの指標を用いた実証研究の結果をそれぞれまとめる。

就業状況が健康状態に与える影響については、まず、本章の問題意識に類似する山本（2011）は、慶應義塾家計パネル調査（KHPS）2004～2010における民間企業に勤める54歳以下の男女雇用者（学生除く）の個票データを用いて、心身症状（ストレス）に関する自覚の度合いを点数化した心身症状指標を活用し、固定効果IVモデルを用いた推定結果によると、不本意型非正規雇用者グループでは、失業者グループと同程度に、他の就業形態よりストレスが有意に大きくなることを示している。次に、いくつかの実証分析では、就業状況がメンタルヘル스에影響を与えることが示されている。たとえば、Liff（1981）は、イギリスでは正規雇用者グループで、労働時間が長いほどメンタルヘルス問題になる可能性がより高い傾向にあると指摘しており、馬（2009）は、日本では労働時間が長いほどメンタルヘルス問題が生じる可能性が高く、また女性、非管理職グループに比べ、男性、管理職のグループで長時間労働がメンタルヘルス問題に与える影響がより大きいことを示している。就業形態の影響に関しては、Tuttle and Garr（2009）は、自営業者グループに比べ、雇用者グループでメンタルヘルスの問題が生じる可能性が高いことを示している。また Flatau, Galea and Petridis（2000）、Oswald and Powdthavee（2007）は、正規雇用者グループに比べ、失業者グループにおいてメンタルヘルス問題が生じる可能性が相対的に高いが、正規雇用者と非正規雇用者間の差異が小さいことを明示している。Perrucci *et al.*（2007）は、他の欧州諸国に比べ、アメリカでは労働時間の不規則性（たとえば、土・日曜日勤務、交替出勤制）および長時間労働が存在する場合、メンタルヘルス問題が生じる確率が高くなることを指摘している。さらに、Grzywacz and Brenda（2003）、Tuttle and Garr（2009）は、仕事と生活のコンフリクトが存在すると、メンタルヘルス問題が生じる可能性が高いと述べている。

就業状況が生活満足度（あるいは幸福度）に与える影響については、Clark and Oswald（1996、2002）、Lucas *et al.*（2004）、Clark *et al.*（2008）、Grün *et al.*（2008）、Wulfgramm（2011）は、就業者グループに比べ、失業者グループで生活満足度や幸福度などの個人効用が下がることを示している。仕事と生活のコンフリクトなどの産業心理学分野の先行研究⁴においては、Tuttle and Garr（2009）は仕事と家庭のコンフリクト（WFC: Work Family Conflict）が存在すると生活満足度が低い傾向にあり、また Beutell（2007）は、仕事と家庭の妨害（WIF: Work Interfering with Family）が生活満足度にマイナスの影響を与えることを指摘している。一方、Greenhaus and Powell（2006）、Carlson *et al.*（2006）、Grzywacz and Marks（2000）、Stephens *et al.*（1997）、Kirchmeyer（1992）は、仕事と家庭が調和（WFE: Work-Family Enrichment）する場合、生活満足度が高いことを示している。

⁴ この分野における先行研究に関する詳しいサーベイについては、Shockley and Singla（2011）、Ford *et al.*（2007）、Allen *et al.*（2000）を参照されたい。

不本意就業およびそのウェルビーイングに与える影響に関しては、いくつかの重要な発見が指摘されたが、先行研究にはいくつかの問題点が残されている。それに対して、本章の主な分析内容および特徴は以下の通りである（第4-1図参照）。

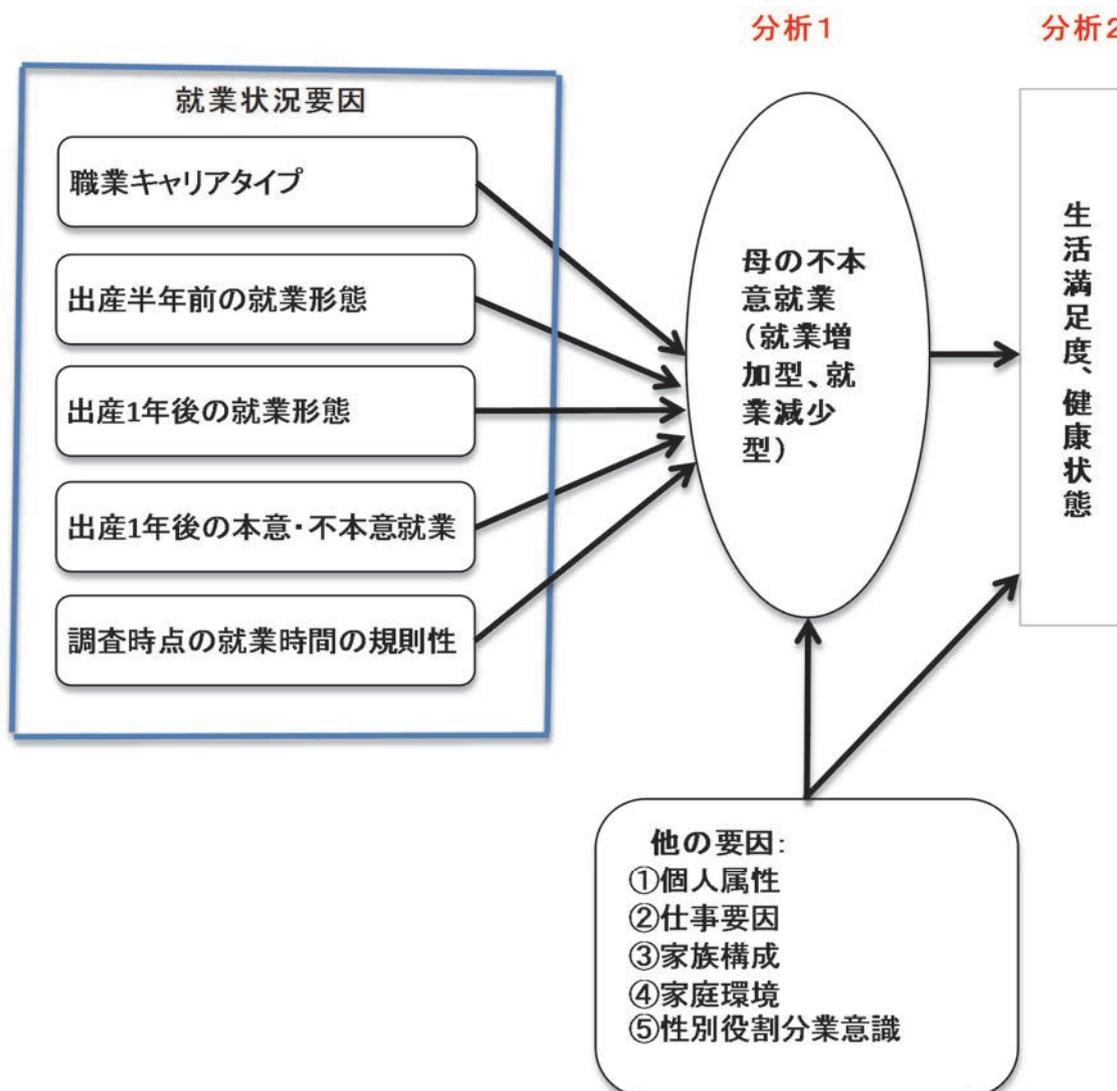
第1に、日本に関する先行研究のいずれも不本意型非正規雇用者を分析対象としている。しかし、前述したように不本意型非正規雇用者以外、不本意型自営業者、不本意型非就業者、不本意型正規雇用者が存在する可能性があると考えられる。本章では、不本意型非正規雇用者以外のさまざまなタイプの不本意就業者を分析対象とし、より広い視点から、就業形態のミスマッチングの課題を取り上げる。

第2に、先行研究では、若年層、独身者を対象とする分析が多いが、子育て中の女性を対象とする研究が行われていない。他のグループ（たとえば、独身者、高齢者、男性など）に比べ、子育て中の女性は仕事より育児を重視し、自発的に非正規雇用者、非就業者を選択する者の割合が相対的に多く、つまり、不本意型就業者になる可能性が低いと思われるが、近年、既婚女性の社会進出の増加にともなって、子育て中の女性グループにおいても不本意型非正規雇用者、不本意型非就業者が存在しているだろう。さらに、正規雇用者として働いている場合、長時間労働、転勤などの育児に不利な就労環境に置かれると、不本意型正規雇用者になる可能性も存在すると考えられる。本章では、子育て中の女性（母子世帯の母親＋ふたり親世帯の母親）に焦点を当て、母親が不本意就業者になる実態を明らかにしたうえで、不本意就業者になる決定要因を解明する。さらに、不本意就業がどの程度母親のウェルビーイング（生活満足度、健康状態）に影響を与えるのかを数量的に把握する。

第3に、不本意就業が労働者のウェルビーイングに与える影響に関しては、山本（2011）は、心身症状指標のみを用いているが、本章では、複数の指標（具体的には生活満足度、主観的健康状態、ストレス指標）を用いて分析を行い、より多くの角度から不本意就業が労働者のウェルビーイングに及ぼす影響を考察する。

第4に、出産前後の就業形態、出産後の本意・不本意就業などの要因が調査時点の不本意就業に影響を与えると考えられる。従来、日本の大企業では、女性は結婚、出産の際に仕事を辞めるといったような「結婚退職」、「出産退職」の慣行が存在した。現在も、結婚、出産が女性にとって人生の大きなイベントの1つであるため、結婚・出産に際して、仕事が大きく変わるケースが依然として多い。したがって、調査時点に現われた母親の不本意就業状況は、出産前後に既に生じた可能性があると考えられる。先行研究のいずれにおいても、この点に関する分析が行われておらず、出産前後の就業形態の変化および出産後の不本意な就業状況が、どの程度調査時点の母親の不本意就業に影響を与えるのかが明確となっていない。そこで本章では、出産前後の就業状態や出産後の不本意な就業状況を含む過去の就業要因に着目して分析し、それらの要因の影響を明らかにする。

第 4-1 図 実証研究の主な内容



出所：筆者作成。

3 計量分析の方法

(1) データ

本章では、2012年10～12月にJILPTが実施した「子育て世帯全国調査」(第2回)の個票データを用いている。この調査は、住民基本台帳から層化二段無作為抽出法によって標本を抽出した。調査対象は、2012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る。調査範囲は、47都道府県の175カ地域である。訪問留置回収法によって調査を行った。有効回収票数は2,200票、そのうち回答者はふたり親世帯が1,508票、母子世帯が621票、父子世帯が65票、その他世帯(成人兄弟または祖父母+子ども)が6票となっている。本章では子どもを持つ女性を分析対象とするため、回答者が男性(父親)のサンプル、父子世帯、その他世帯を除外した。また、変数の欠損値を除外した。分析では、

2,004世帯の個票データを用いている。

(2) 推定モデル

まず、母親が不本意就業者になる決定要因を明らかにするため、不本意就業者になる確率に関するプロビット分析を行う。

次に、不本意就業が母親のウェルビーイングに与える影響を分析するため、以下のような3つのモデルを用いる。(1) 不本意就業が母親の生活満足度に与える影響に関する分析では、OLS および順序ロジットモデルを用いている。(2) 不本意就業が母親の精神的健康状態に与える影響に関する分析については、うつ状態点数を被説明変数としてOLSによる推定を行う。また被説明変数には「0」となるサンプルが存在するため、サンプルの切断問題に対処するTobitモデルを用いる分析も行う。(3) 不本意就業が母親の主観的健康状態に与える影響に関する分析には、順序ロジットモデルを用いる。

ただし、不本意就業とウェルビーイングにおける同時決定の問題が存在する可能性がある。この問題に対処するため、二段階の推定を行う。第一段階推定では、不本意就業者（具体的には就業増加型、就業減少型の2種類）になる確率関数を推定する。第二段階推定では、不本意就業の推定値を用いて母親のウェルビーイングに関する分析を行う。6歳時の調査対象者の母親（あるいは調査対象者の子どもの祖母）の就業状況を識別変数として用いている。この変数を用いる理由は、以下の通りである。6歳時の調査対象者（子育て中の女性）の母親の就業状況が調査時点の女性の就業状況に影響を与える可能性が存在するが、調査時点の女性のウェルビーイングに与える影響が小さいと考えられるからである。

(3) 変数の設定

まず、被説明変数は以下のように設定した。

第1に、不本意就業者になる確率関数では、就業増加型と就業減少型の2種類の二値変数を用いている。これらの変数設定の方法は以下の通りである。

母親の就業形態における現実と希望の格差状況は大きく、①就業一致型、②就業増加型、③就業減少型の3種類に分けている。本章では、②就業増加型および③就業減少型を不本意就業型と定義している。先行研究で指摘されている不本意型非正規雇用者は就業増加型に分類されている。不本意就業の問題を議論する際に、通常、就業増加型（つまり、より多く働きたいが、労働雇用側や労働市場には何らかの阻害要因が存在するため、現実の就業の量が希望する就業の量より少ないタイプ、就業不足状態の一種）が多く指摘されているが、就業減少型が見落とされてしまっている。しかし、就業減少型も就業のミスマッチングの一種であり、現状より就業を減らしたいが、自分にとって過労な就業状態に置かれると、ウェルビーイングが低下する恐れがあり、長期的視点から見ると、就業減少型の存在も労働資源の配分が不適切なものと考えられる。したがって、本章では、より広い視点から不本意就業の問

題を検討するため、就業減少型と就業増加型の2種類を不本意就業の代理指標として用いる。それらの分類基準は、以下の通りである。

調査時点に就業している者に対しては、「現在のお仕事の形態は、次のどれにあたりますか」と「今後3年くらいの間、あなたはどのような働き方（仕事の形態）を希望しますか」と尋ねた。また、調査時点に就業していない者に対しては、「あなたが、最後に従事したお仕事の形態は、次のどれにあたりますか」と「今後は、どのような形態で働きたいと考えていますか」と質問した。2つの質問項目に関する回答に基づいて、現実および希望する就業形態を正規雇用者（正社員・正規職員）、非正規雇用者（嘱託・契約社員、派遣社員、パート・アルバイト、日雇い）、自営業者（自営業、自営業の手伝い、個人業務請負、内職）、非就業者の4つに分けている。これらの就業形態に基づいて、母親の本意・不本意な就業状態を、「就業一致型」（本意就業型）、「就業増加型」（不本意就業型）、「就業減少型」（不本意就業型）の3種類を分類した（第4-1表参照）。

第4-1表 就業形態における現実と希望の格差の類型

類型	希望している就業形態	現実の就業形態
就業一致型	正規雇用者	①正規雇用者
	非正規雇用者	②非正規雇用者
	自営業者	③自営業者
	非就業者	④非就業者
就業増加型	正規雇用者	①非正規雇用者
	正規雇用者	②自営業者
	正規雇用者、非正規雇用者、自営業者	③非就業者
就業減少型	非正規雇用者、自営業者、非就業者	①正規雇用者
	非就業者	②非正規雇用者
	非就業者	③自営業者

出所：筆者作成。

【**就業一致型（本意就業型）**】：現実の就業形態が、希望する就業形態と同じであるグループを「就業一致型」と定義している。

- ①正規雇用者（現実）—正規雇用者（希望）グループ
- ②非正規雇用者（現実）—非正規雇用者（希望）グループ
- ③自営業者（現実）—自営業者（希望）グループ
- ④非就業者（現実）—非就業者（希望）グループ

【**就業増加型（不本意就業型Ⅰ）**】現実の就業状況に比べ、より多く働くことを希望しているグループを「就業増加型」と定義している。

- ①不本意型非正規雇用者：非正規雇用者（現実）—正規雇用者（希望）グループ
- ②不本意型自営業者：自営業者（現実）—正規雇用者（希望）グループ

- ③不本意型非就業者：非就業者（現実）—正規雇用者、非正規雇用者、自営業者（希望）
グループ

【就業減少型（不本意就業型Ⅱ）】現実の就業状況に比べ、就業を減らすことを希望しているグループを「就業減少型」と定義している。

- ①不本意型正規雇用者：正規雇用者（現実）—非正規雇用者、自営業者、非就業者（希望）
②不本意非正規雇用者：非正規雇用者（現実）—非就業者（希望）
③不本意自営業者：自営業者（現実）—非就業者（希望）

上記の分類に基づいて、就業増加型（就業増加型になる場合=1、就業一致型になる場合=0）、就業減少型（就業減少型になる場合=1、就業一致型になる場合=0）のような二値変数を、不本意就業者になる確率関数の2つの被説明変数としてそれぞれ設定した。

第2に、生活満足度関数では、質問項目に関する回答は0~10となっている。その連続変数を被説明変数として用いている。また、0~10の数値の大きさに基づいて順序付けの変数も被説明変数として設定した。

第3に、健康関数では、2つの指標を被説明変数として用いる。

まず、精神的健康状態に関しては、うつ症状点数を算出した。うつ症状に関しては、「普段は何でもないことで悩む」、「物事に集中できない」、「落ち込んでいる」、「何をするのも面倒だ」、「怖いと感じる」、「なかなか眠れない」、「寂しいと感じる」、「何をするにも、なかなかやる気が起こらない」を尋ねた。選択肢は1週間に「ほとんどない」、「1~2日」、「3~4日」、「5日以上」の4つの選択肢が設けられている。「ほとんどない」を0、「1~2日」を1、「3~4日」を2、「5日以上」を3と点数をつけている。すべての項目の点数を合算してうつ状態点数を計算した。この点数が高いほどうつ病になる可能性が高いことを意味している。

次に、主観的健康状態については、母親の健康状態に関する回答に基づいて「1. よくない、2. あまりよくない、3. ふつう、4. まあまあよい、5. よい」のように、順序づけ変数を被説明変数として設定した。

説明変数は、①就業状況要因、②個人属性、③仕事要因、④家族要因、⑤家庭環境要因（6歳時の母親の就業状況）、⑥性別役割意識要因の6つに設定した（第4-2表参照）。

第1に、就業状況要因については、

ア) 職業キャリアタイプを①「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タイプ）、②「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タイプ）、③「退職復帰型」（出産や育児などで退職した後、再就職して働き続けているタイプ）、④就業中断型（退職して現在は無職だが、今後は働く予定があるタイプ）⑤その他（上記以外のタイプ）の5つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

イ) 第1子出産半年前の就業形態、および第1子出産1年後の就業形態を、①正規雇用者、②非正規雇用者、③自営業者、④非就業者、⑤その他(①～④以外)の5つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

ウ) 出産半年前と出産1年後の就業形態を、「就業一致型」、「就業増加型」、「就業減少型」の3つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。設定基準は第4-2表と同じである。

エ) 就業時間の規則性については、「就業時間は規則的ですか」の質問項目への回答に基づいて、「規則的」、「おおむね規則的」、「おおむね不規則」、「不規則」、「その他(非就業)」の5つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

第2に、個人属性要因については、

ア) 学歴を中学校、高校、専修学校、短大・高専、大学・大学院の5つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

イ) 年齢を20歳代、30歳代、40歳代、50歳代以上の4つのグループに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

ウ) 健康状態に関する回答に基づいて、「よくない」、「普通」、「まあまあよい」、「よい」の4つのダミー変数を設定した。

第3に、仕事要因については、

ア) 職種を管理・専門職、事務職、販売職、現場生産職、サービス職、その他(その他の職種+非就業者)に分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

イ) 業種を製造業、卸業・小売業、金融業、飲食・宿泊業、医療・福祉業、サービス業、官公庁、その他(その他の業種+非就業者)に分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

第4に、家族要因については、

ア) 子どもの数の影響をコントロールするため、子どもの数を設定した。

イ) 末子の年齢を、1歳未満、1歳、2歳、3歳、4歳、5歳、6歳、7歳以上の8つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

ウ) 母子世帯を「母子世帯=1、ふたり親世帯=0」のように設定した。

エ) 夫の育児参加が女性の就業行動に影響を与えると考えられる。家計内の家事時間配分要因の影響をコントロールするため、「子ども(たち)の父親は家事・育児を何割程度分担していますか。お二人が行っている家事・育児の総量が「10」割と想定してお答えください。全くやっていない場合、「0」を記入してください。」の質問項目に関して回答した数値を「夫の家事・育児分担の量」の変数として設定した。

第5に、家庭環境要因については、調査対象となった母親が6歳時に自分の母(子どもにとって祖母)の就業状況を、正規雇用者、非正規雇用者、その他の3つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

第6に、性別役割意識が女性の就業意識に影響を与えると考えられる。本章では、性別役割意識を「(考え方1) 1. 母親が仕事をもつと、小学校へ上がる前の子どもに良くない影響を

与える」、「(考え方2) 2. 夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事を持たない方が良い」、「(考え方3) 3. 夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」、「(考え方4) 4. 女性(母親)は子どもを出産後も仕事を続けるべきだ」の4つのタイプに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

第4-2表 変数の設定

変数名	設定方法
被説明変数	
1. 本意・不本意就業	
就業一致型(本意就業)	①正規雇用者(現実)-正規雇用者(希望) ②非正規雇用者(現実)-非正規雇用者(希望) ③自営業者(現実)-自営業者(希望) ④非就業者(現実)-非就業者(希望)
就業増加型(不本意就業)	①非正規雇用者(現実)-正規雇用者(希望) ②自営業(現実)-正規雇用者(希望) ③非就業者(現実)-正規雇用者、非正規雇用者、自営業者(希望)-非就業者
就業減少型(不本意就業)	①正規雇用者(現実)-非正規雇用者、自営業者、非就業者(希望) ②非正規雇用者(現実)-非就業者(希望) ③自営業者(現実)-非就業者(希望)
2. 生活満足度	「最近の1年間、あなたほどの程度幸せですか」に関する回答(0~10)に基づいて設定
3. 健康状態	
主観的健康状態	健康状態に関する回答(1. よくない、2. あまりよくない、3. 普通、4. まあまあよい、5. よい)に基づいて設定
うつ状態点数	うつ状態に関する回答に基づいて点数を算出
説明変数	
1. 就業状態要因	①職業キャリアタイプ(一社継続型、転職継続型、退職復帰型、その他) ②出産半年前の就業形態(正規雇用者、非正規雇用者、自営業者、その他、非就業者) ③出産1年後の就業形態(正規雇用者、非正規雇用者、自営業者、その他、非就業者) ④出産前半年と出産1年後の就業形態(就業一致型、就業増加型、就業減少型) ⑤就業時間の規則性(規則的、おおむね規則的、おおむね不規則的、不規則、その他)
2. 個人属性要因	①学歴(中学校、高校、専修学校、短大・高専、大学・大学院) ②資格(資格ありダミー) ③年齢(20歳代、30歳代、40歳代、50歳代以上) ④健康状態(よい、まあまあよい、普通、よくない)
3. 仕事要因	①職種(管理・専門職、事務職、販売職、現場生産職、サービス職、その他) ②業種(製造業、卸業・小売業、金融業、飲食・宿泊業、医療・福祉業、サービス業、官公庁、その他)
4. 家族要因	①子どもの数 ②末子の年齢(1歳未満、1歳、2歳、3歳、4歳、5歳、6歳、7歳以上) ③母子世帯(母子世帯=1、その他=0) ④夫の家事・育児分担の量 ⑤親との同居
5. 家庭環境要因	6歳時の母の就業状況(正規雇用者、非正規雇用者、その他)
6. 性別役割意識要因	家族や生活に関する考え方(1. 母親が仕事をもつと、小学校へ上がる前の子どもに良くない影響を与える。2. 夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事を持たない方が良い。3. 夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ。4. 女性(母親)は子どもを出産後も仕事を続けるべきだ)
7. 所得要因	①世帯等価所得 ②持家・住宅ローン有無
8. その他	地域ダミー、地域規模ダミー

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」の質問項目に基づき作成。

第4-3表 記述統計量

変数	全体サンプル		就業増加型		就業減少型	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
就業増加型	0.3723	0.4835				
就業減少型	0.3792	0.4853				
生活満足度	6.8951	2.2582	6.9652	2.1926	6.9685	2.1887
主観的健康状態	3.7541	1.0619	3.8359	1.0146	3.8225	1.0120
うつ症状点数	3.8693	4.1846	3.4245	3.6779	3.4344	3.6682
職業キャリアタイプ						
一社継続型	0.1446	0.3519	0.1641	0.3706	0.1667	0.3729
転職継続型	0.3044	0.4603	0.2874	0.4528	0.2899	0.4540
退職復帰型	0.3886	0.4876	0.5377	0.4989	0.5350	0.4991
その他	0.1624	0.4583	0.0108	0.4887	0.0085	0.4073
出産半年前の就業形態						
正規雇用者	0.3018	0.4592	0.2368	0.4254	0.2339	0.4236
非正規雇用者	0.3950	0.4890	0.4808	0.4999	0.4861	0.5001
自営業者	0.2312	0.4217	0.2163	0.4120	0.2158	0.4116
その他	0.0390	0.1936	0.0313	0.1741	0.0291	0.1682
非就業	0.0330	0.1788	0.0349	0.1835	0.0352	0.1843
出産1年後の就業形態						
正規雇用者	0.1736	0.3789	0.2600	0.4389	0.2696	0.4440
非正規雇用者	0.1191	0.3240	0.1385	0.3457	0.1409	0.3482
自営業者	0.0431	0.2031	0.0389	0.1934	0.0343	0.1821
その他	0.1057	0.3075	0.1142	0.3183	0.1152	0.3195
非就業	0.5585	0.4967	0.4484	0.4976	0.4400	0.4967
出産前半年と出産1年後の就業形態						
一致した	0.6472	0.4999	0.5480	0.3715	0.5539	0.4974
就業増加した	0.0343	0.1822	0.0340	0.1814	0.0331	0.1790
就業減少した	0.3185	0.4661	0.2758	0.4472	0.2696	0.4440
その他	1.0000	0.4587	0.1422	0.4198	0.1434	0.4028
就業時間の規則性						
規則的	0.3465	0.4760	0.5054	0.5003	0.5145	0.5001
おおむね規則的	0.2656	0.4418	0.3653	0.4818	0.3647	0.4816
おおむね不規則	0.0401	0.1963	0.0515	0.2211	0.0507	0.2196
不規則	0.0605	0.2385	0.0778	0.2681	0.0700	0.2554
その他	0.2873	0.4527				
職種						
管理・専門職	0.1729	0.3783	0.2575	0.4375	0.2597	0.4387
事務職	0.1913	0.3935	0.2838	0.4511	0.2874	0.4528
販売職	0.1039	0.3052	0.1353	0.3423	0.1389	0.3460
現場生産職	0.0684	0.2525	0.1018	0.3026	0.0942	0.2923
サービス職	0.1499	0.3571	0.1892	0.3919	0.1884	0.3913
その他	0.3136	0.3092	0.0323	0.3192	0.0314	0.3127
業種	0.0999	0.3000	0.1545	0.3616	0.1510	0.3582
製造業	0.0828	0.2757	0.1114	0.3148	0.1111	0.3145
卸業・小売業	0.0454	0.2082	0.0719	0.2584	0.0749	0.2634
金融業	0.0598	0.2372	0.0683	0.2523	0.0664	0.2492
飲食・宿泊業	0.1519	0.3590	0.2323	0.4226	0.2415	0.4283
医療・福祉業	0.1151	0.3192	0.1449	0.3522	0.1389	0.3460
サービス業	0.0533	0.2246	0.0826	0.2755	0.0845	0.2784
公務	0.3918	0.4883	0.1341	0.3410	0.1316	0.3383
その他	0.0999	0.4324	0.1545	0.3100	0.1510	0.3831
学歴						
中学校	0.0487	0.2152	0.0347	0.1832	0.0350	0.1840
高校	0.3932	0.4886	0.3784	0.4853	0.3780	0.4852
専修学校	0.1479	0.3551	0.1509	0.3582	0.1510	0.3582
短大・高専	0.2512	0.4338	0.2683	0.4433	0.2717	0.4451
大学・大学院	0.1591	0.3659	0.1677	0.3738	0.1643	0.3707
年齢						
20歳代	0.0736	0.2613	0.0563	0.2306	0.0580	0.2338
30歳代	0.3728	0.4837	0.3509	0.4775	0.3478	0.4766
40歳代	0.4911	0.5001	0.5341	0.4991	0.5350	0.4991
50歳代以上	0.0625	0.2421	0.0587	0.2352	0.0592	0.2361
資格あり	0.8843	0.3200	0.9138	0.2809	0.9155	0.2784
健康状態						
良い	0.3202	0.4667	0.3341	0.4720	0.3261	0.4691
まあ良い	0.2518	0.4342	0.2743	0.4464	0.2778	0.4482
普通	0.3024	0.4595	0.2898	0.4540	0.2935	0.4556
良くない	0.1256	0.3315	0.1018	0.3026	0.1027	0.3037
子どもの数	1.9855	0.8085	1.9425	0.7860	1.9372	0.7889
末子の年齢						
1歳未満	0.0526	0.2233	0.0323	0.1770	0.0326	0.1777
1歳	0.0585	0.2348	0.0479	0.2137	0.0483	0.2145
2歳	0.0631	0.2433	0.0503	0.2187	0.0519	0.2220
3歳	0.0736	0.2613	0.0539	0.2259	0.0519	0.2220
4歳	0.0605	0.2385	0.0599	0.2374	0.0580	0.2338
5歳	0.0454	0.2082	0.0383	0.1921	0.0362	0.1870
6歳	0.0460	0.2096	0.0467	0.2111	0.0447	0.2067
7歳以上	0.6003	0.4900	0.6707	0.4703	0.6763	0.4682
母子世帯	0.2104	0.4077	0.2826	0.4506	0.2886	0.4534
3歳時の母の就業状況（その他）						
正規雇用者	0.2531	0.4349	0.2575	0.4375	0.2572	0.4374
非正規雇用者	0.1361	0.3430	0.1377	0.3448	0.1389	0.3460
その他						
WLBの考え方						
考え方1	0.3404	0.4740	0.2828	0.4506	0.2791	0.4488
考え方2	0.3300	0.4704	0.2802	0.4494	0.2826	0.4505
考え方3	0.2546	0.4358	0.1918	0.3940	0.1923	0.3943
考え方4	0.3899	0.4879	0.3269	0.4694	0.3249	0.4686
親との同居						
持家・住宅ローンなし	0.4668	0.4991	0.5293	0.4994	0.5205	0.4999
配偶者の家事・育児分担の量	0.0934	0.2910	0.0922	0.2895	0.0918	0.2889
サンプルサイズ	2,004		1,504		1,069	

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

注：1) 就業増加型分析サンプル：就業一致型＋就業増加型

就業減少型分析サンプル：就業一致型＋就業減少型

2) 紙幅の制約上、地域、地域規模の記載を省略している。

第7に、労働供給に関する主体均衡モデルによると、賃金水準、非勤労所得などの所得要因が女性の就業行動に影響を与えることが説明されている。本章では、学歴、年齢、職種、業種、資格ありを、賃金水準に影響を与える人的資本の代理変数として用いている。そして持家・住宅ローンなしダミー⁵、世帯所得⁶を非勤労所得の代理変数として設定した。

第8に、地域、都市規模によって労働市場の需給状況や意識などが異なる可能性があると考えられる。これらの要因をコントロールするため、地域ダミー、地域規模ダミーを設定した。

諸変数の記述統計量は第4-3表にまとめている。

4 クロス集計からみた子育て中の女性の不本意就業とウェルビーイングの実態

(1) 母親の不本意就業の状況

母親の現実・希望における就業形態の分布の割合に関するマトリックス集計の結果を第4-4表にまとめている。以下のことが示された。

第1に、現実の正規雇用者グループで、母子世帯、ふたり親世帯のいずれにおいても、正規雇用者になることを希望している者の割合は約9割(母子世帯87.1%、ふたり親世帯86.5%)で多い。ただし、不本意型正規雇用者が約1割(全体12.7%、母子世帯13.0%、ふたり親世帯13.5%)となっている。

第2に、非正規雇用者グループで、母子世帯、ふたり親世帯のいずれにおいても、正規雇用者になることを希望している者の割合は約2~5割となっており、不本意型非正規雇用者が多く存在することが見て取れる。とくに、正規雇用者になることを希望している者の割合は、母子世帯の母親のグループ(51.4%)がふたり親世帯の母親のグループ(20.3%)に比べて多い。母子世帯の母親のグループで就業増加型のような不本意型非正規雇用者が多いことが示された。

第3に、自営業者グループで、正規雇用者になることを希望している者の割合は約3割となっており、不本意型自営業者が存在することが示された。また、正規雇用者になることを希望している者の割合では、母子世帯(38.2%)とふたり親世帯(33.1%)間の差異が小さい。

第4に、非就業者グループで、非正規雇用者になることを希望している者の割合は4~6割、正規雇用者になることを希望している者の割合は1~4割となっており、不本意型非就業者が多く存在している。また非正規雇用者になることを希望している者の割合は、ふたり親世帯の母親(67.4%)が母子世帯の母親(43.2%)より多い。一方、正規雇用者になることを希望している者の割合は、母子世帯の母親(40.8%)がふたり親世帯の母親(10.2%)より多い。

⁵ 住居状況と住宅ローンに関する2つの質問項目を活用し、「持家かつ住宅ローンがない場合=1、それ以外=0」のように設定した。

⁶ 税込世帯所得に関する質問項目を使用した。また家族人数によって世帯等価所得を算出した。

第4-4表 世帯類型別母親の不本意就業の状況

(母子世帯の母+ふたり親世帯の母)

単位：%

現実 \ 希望	正規	非正規	自営業者	非就業者
正規雇用者	87.4	31.4	32.5	14.2
非正規雇用者	2.8	42.7	13.6	64.5
自営業者	1.0	2.0	2.6	5.1
非就業者	1.8	1.9	3.3	15.9
その他	7.0	22.0	48.0	0.3
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

母子世帯の母

単位：%

現実 \ 希望	正規	非正規	自営業者	非就業者
正規雇用者	87.1	51.4	38.2	40.7
非正規雇用者	2.6	28.4	2.9	43.2
自営業者	0.5	2.1	5.9	4.9
非就業者	1.6	1.0	0.0	11.1
その他	8.2	17.1	53.0	0.1
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

ふたり親世帯の母

単位：%

現実 \ 希望	正規	非正規	自営業者	非就業者
正規雇用者	86.5	20.3	33.1	10.2
非正規雇用者	2.3	50.6	14.7	67.4
自営業者	1.8	2.1	2.2	5.2
非就業者	1.5	2.3	4.4	16.7
その他	7.9	24.7	45.6	0.5
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

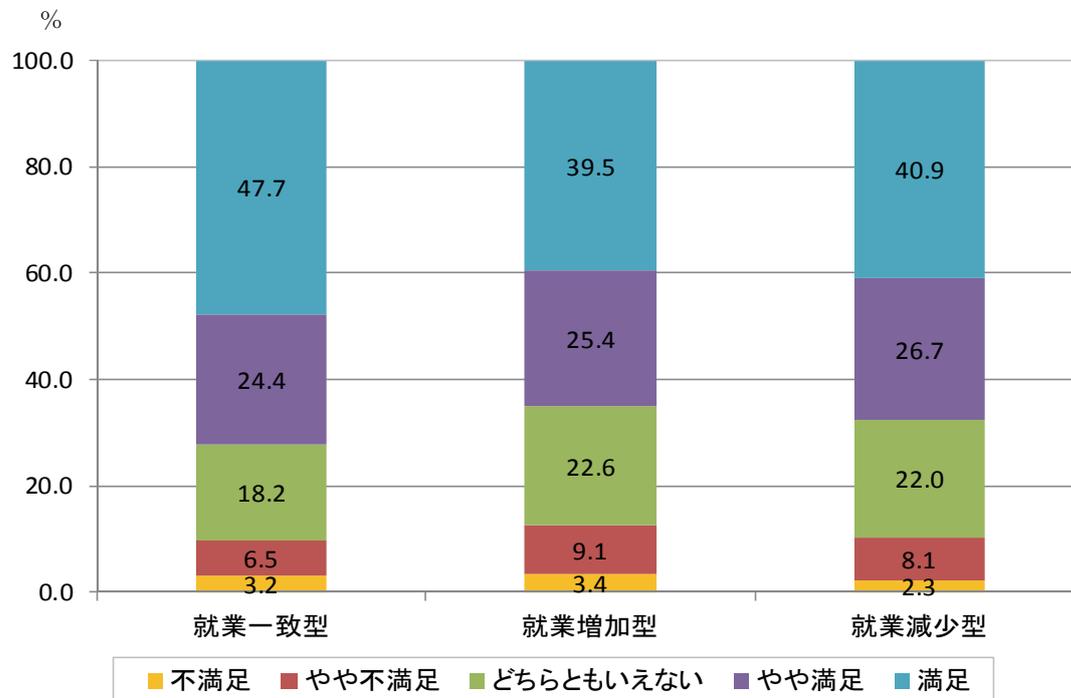
(2) 本意・不本意な就業状況別にみた母親のウェルビーイング

母親の本意・不本意な就業状況別にみた生活満足度の分布を第4-2図で表している。不本意型就業者グループ（就業増加型、就業減少型の両グループ）に比べ、本意型就業者（就業一致型）グループで、「満足」と回答した者の割合が47.7%で最も高く（就業増加型39.5%、就業減少型40.9%）、「不満足」（「不満足」と「やや不満足」の合計）回答した者の割合が9.7%で最も低い（就業増加型12.5%、就業減少型10.4%）。不本意型就業者グループに比べ、本意型就業者グループで、生活満足度が高いことが見て取れる。不本意就業が生活満足度に影響を与えることがうかがえる。

第4-3図には、母親の本意・不本意な就業状況型（就業増加型と就業減少型の合計）別にみたうつ症状点数のKernel密度分布を表している。この点数が高いほどうつ病になる可能性が高いことを意味している。第4-2図による、本意就業型グループに比べ、不本意就業型グループでうつ点数が高い区域の割合が相対的に高く、不本意就業型グループでうつ病に

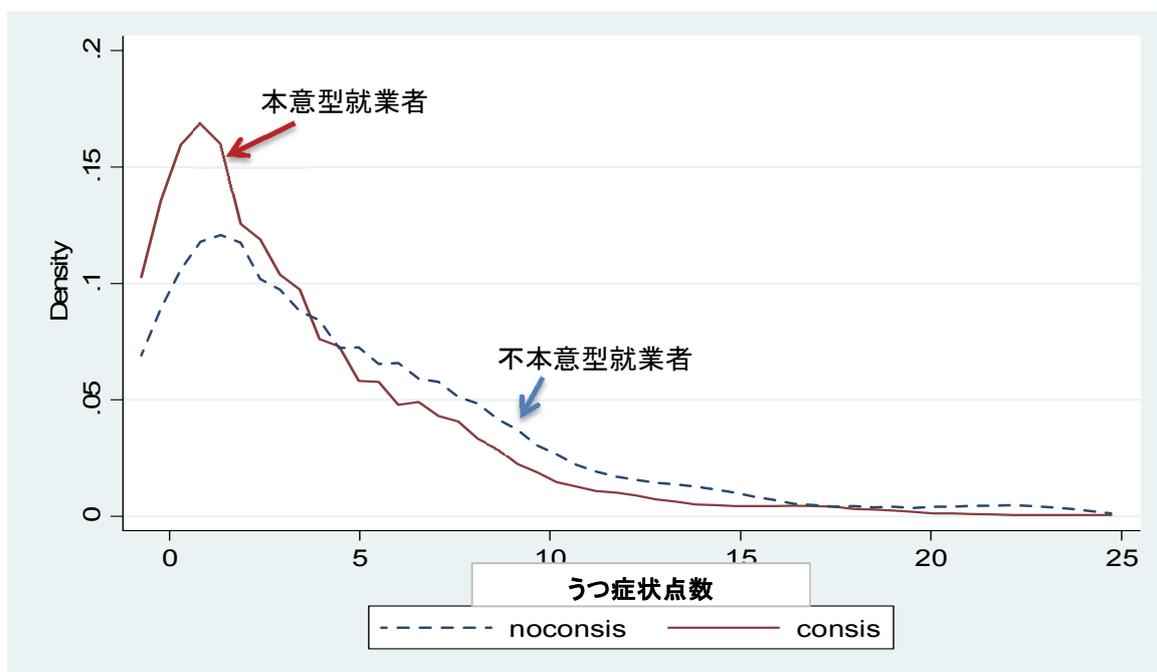
なる可能性が高いことが示された。

第 4-2 図 母親の本意・不本意な就業状況別にみた生活満足度の分布



出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づく計算。

第 4-3 図 母の本意・不本意な就業状況別にみたうつ症状点数の Kernel 密度分布

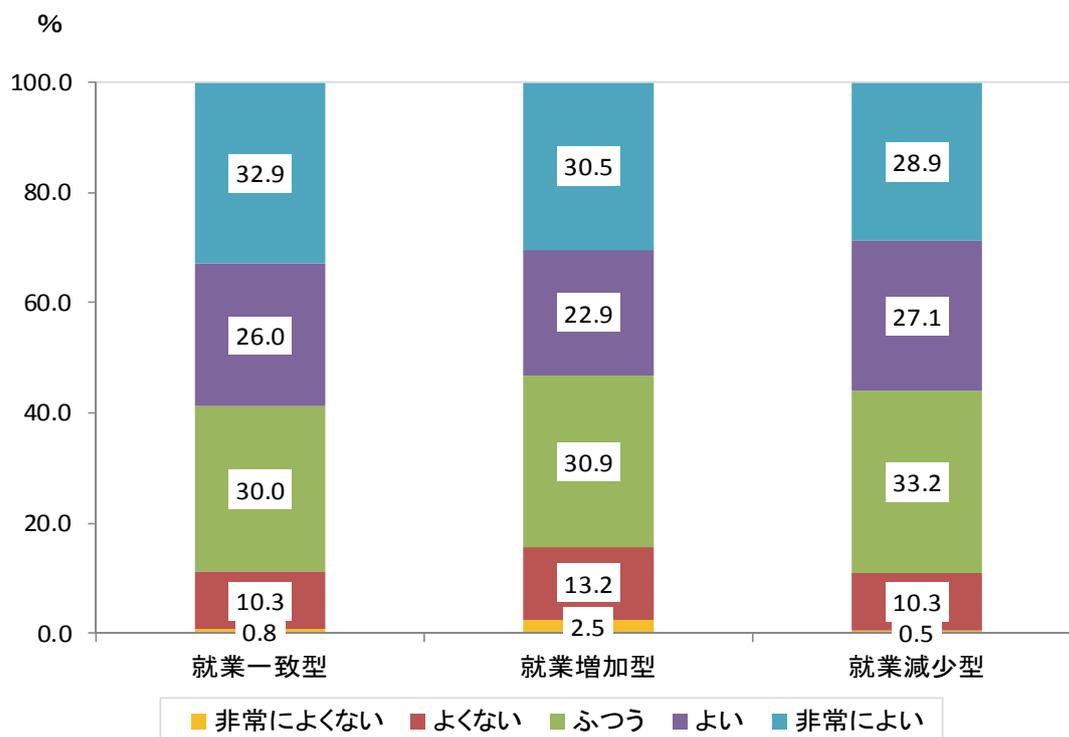


注：noconsis:不本意型就業者（就業増加型+就業減少型）、consis:本意型就業者

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

第4-4図には、母親の本意・不本意な就業状況別にみた主観的健康状態の分布を表している。本意型就業者（就業一致型）グループで、「健康状態が非常によい」と回答した者の割合が32.9%で最も高い（就業増加型30.5%、就業減少型28.9%）。不本意就業型グループに比べ、本意就業型グループで、健康が良い状況にある可能性が高いことが見て取れる。

第4-4図 母親の本意・不本意な就業状況別にみた主観的健康状態の分布



出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づく計算。

上記より、子育て中の女性グループにおいては、本意型就業者および不本意型就業者の両者が存在しており、また本意・不本意な就業状況によって母親のウェルビーイング（生活満足度、精神健康状態、主観的健康状態）が異なることが示された。しかし、これらの単純集計による分析結果では、他の要因がコントロールされていない。以下では、計量分析を行い、母親の不本意就業の決定要因、および不本意就業が母親のウェルビーイングに与える影響を数量的に明らかにする。

5 母親が不本意就業者になる要因に関する分析結果

不本意就業を就業増加型と就業減少型の2種類に分けてそれぞれの分析を行った。就業増加型になる確率に関する分析結果を第4-5表、就業減少型になる確率に関する分析結果を第4-6表にまとめている。これらの分析結果をあわせて考察し、以下の要因の影響が確認された。

第1に、職業キャリアの影響については、

ア) 就業増加型になる確率は、「転職継続型」、「退職復帰型」、「就業中断型」、「その他（非就業者を含む）」が「一社継続型」に比べてそれぞれ19.1%、22.2%、20.2%、26.1%ポイント高い。また、就業減少型になる確率は、「転職継続型」、「退職復帰型」が「一社継続型」に比べてそれぞれ20.8%、17.4%ポイント高い。

これらの分析結果によると、まず、「一社継続型」グループで、本意型就業者が相対的に多いことが示された。しかし、逆の因果関係が存在する可能性があることを留意する必要がある。具体的に説明すると、学卒後の初職は、希望する就業形態と現実の就業形態が一致するため、一社でずっと働き続けていることになる可能性が存在する。学卒時点の就業形態における希望と現実のマッチング状況は一時点ではなく、長期的に人々の職業キャリアに影響を与える可能性が存在する。この点を確認するため、学卒後の初職情報を含むさらなる分析が今後の課題となる。次に、「転職継続型」、「退職復帰型」の両グループにおいては、「就業増加型」および「就業減少型」の両者が存在し、就業選択にはダイバーシティの状況が存在していることがうかがえる。

イ) 出産半年前に正規雇用者であったグループで、就業一致型になる確率が就業増加型になる確率より10.4%ポイント高い。出産半年前に非正規雇用者、自営業者、非就業者グループに比べ、正規雇用者グループで本意型就業者になる可能性が高いことが示された。

ウ) 出産1年後に正規雇用者であったグループで、就業一致型になる確率が就業増加型より10.4%高い。また、出産1年後に非正規雇用者であったグループで、就業減少型になる確率が就業一致型になる確率より11.0%高い。

分析結果により、労働供給の量が相対的に多い正規雇用者の母親グループで就業を増やしたい者が多い一方で、労働供給の量が相対的に少ない非正規雇用者の母親グループで労働供給の量をさらに減らしたい者が多い傾向にあり、子育て中の母親の就業意欲が二極化していることをうかがわせる。

これらの分析結果に関しては、以下のことが考えられる。仕事と家庭に対する意識の差異（就業から得る効用）が存在すると、就業の選択には個人間の差異が生じると考えられる。ただし、本章の分析では、仕事と家庭に対する意識をコントロールした。ここに仕事と家庭に対する意識以外の個人間の異質性の要因の影響が存在する可能性がある」と推測している。観察できない個人間の異質性の問題に対応するため、パネルデータを用いる分析を今後の課題としたい。

エ) 「就業時間が規則的」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で、就業一致型になる確率が就業減少型になる確率より10.9~11.6%ポイント高い。また、統計的有意水準が10%であるが、「不規則」と回答したグループで、就業一致型になる確率が就業減少型になる確率がより9.9~10.5%ポイント高い。一方、「その他（非就業者を含む）」グループで就業増加型になる確率が60.1~64.2%ポイント高い。就業時

間が「おおむね不規則」および「不規則」の両グループで本意型就業者になる確率が高く、また非就業者グループで、就業増加型のような不本意就業者になる確率が高いことが示された。

第2に、事務職に比べ、販売職に就くグループで就業減少型になる確率が11.7～13.2%ポイント高い。

第3に、卸業・小売業に比べ、製造業に就くグループで就業減少型になる確率が12.0～12.5%ポイント高い。また、統計的な有意水準が10%であるが、金融業に比べ、製造業に就くグループで就業減少型になる確率が11.1～11.7%ポイント高い。つまり、製造業に就くグループに比べ、卸業・小売業、金融業に就くグループで本意型就業者になる確率が相対的に高い傾向にある。製造業の就労条件が相対的に厳しいため、製造業に就く就業者が現状より労働供給の量を減らすことを希望しているのだろう。

第4に、20歳代グループに比べ、30歳代グループで就業一致型になる確率が就業減少型になる確率に比べて14.1～16.0%ポイント高い。職業キャリア初期に就業形態による就業のミスマッチングの問題がより深刻化していることがうかがえる。初産年齢の上昇による少子化問題が生じた原因の1つと考えられる。この問題を解決するため、第1子出産後の継続就業に関するトータルな支援政策（元の職場に復職しやすい雇用環境、公的・私的保育所の整備、地域連携の保育サービスの提供など）を促進することが必要であろう。

第4-5表 就業増加型になる確率関数

被説明変数：就業増加型=1、就業一致型=0	推定1		推定2		推定3		推定4	
	限界効果	z 値	限界効果	z 値	限界効果	z 値	限界効果	z 値
職業キャリアタイプ（一社継続型）								
転職継続型	0.1908 **	2.96						
退職復帰型	0.2215 **	3.41						
就業中断型	0.2021 *	2.31						
その他	0.2609 **	2.55						
出産半年前の就業形態（非就業）								
正規雇用者			-0.1035 *	-2.43				
非正規雇用者			0.0370	0.79				
自営業者			0.0514	0.46				
その他			-0.0931	-0.85				
出産1年後の就業形態（非就業）								
正規雇用者					-0.1817	-3.53		
非正規雇用者					0.0072	0.13		
自営業者					0.0958	0.97		
その他					-0.1101 *	-1.96		
出産前半年と出産1年後の就業形態（一致した）							0.0116	0.13
就業増加した							0.0311	0.82
就業減少した								
就業時間の規則性（規則的）								
おおむね規則的	-0.0003	-0.01	-0.0024	-0.05	-0.0157	-0.35	-0.0108	-0.24
おおむね不規則	-0.1333	-1.45	-0.1477 +	-1.62	-0.1539 +	-1.72	-0.1409	-1.55
不規則	0.0847	1.04	0.0613	0.75	0.0628	0.77	0.0633	0.79
その他	0.6415 **	5.74	0.6241 **	5.84	0.6064 **	5.53	0.6012 **	5.49
職種（事務職）								
管理・専門職	-0.0760	-1.13	-0.0737	-1.11	-0.0642	-0.96	-0.0675	-1.02
販売職	0.1215	1.54	0.1235	1.56	0.1198	1.49	0.1220	1.53
現場生産職	0.0899	0.94	0.0929	0.98	0.0866	0.92	0.1035	1.10
サービス職	0.0063	0.09	0.0063	0.09	0.0113	0.16	0.0302	0.42
その他	0.0388	0.33	0.0360	0.31	0.0423	0.36	0.0869	0.75
業種（製造業）								
卸業・小売業	-0.1033	-1.02	-0.1030	-1.02	-0.1144	-1.13	-0.0947	-0.94
金融業	-0.1218	-1.14	-0.1160	-1.1	-0.1256	-1.19	-0.0973	-0.91
飲食・宿泊業	0.1780	1.46	0.1722	1.43	0.1579	1.31	0.1754	1.46
医療・福祉業	-0.0599	-0.63	-0.0358	-0.38	-0.0545	-0.58	-0.0551	-0.59
サービス業	0.0182	0.19	0.0175	0.18	0.0039	0.04	0.0256	0.27
公務	0.0386	0.33	0.0194	0.17	0.0227	0.20	-0.0100	-0.09
その他	-0.0692	-0.73	-0.0741	-0.79	-0.0782	-0.83	-0.0768	-0.82
学歴（中学校）								
高校	0.0609	0.69	0.0666	0.76	0.0063	0.07	0.0253	0.29
専修学校	0.0636	0.65	0.0647	0.67	-0.0032	-0.03	0.0185	0.19
短大・高専	-0.0032	-0.03	0.0062	0.07	-0.0650	-0.72	-0.0469	-0.51
大学・大学院	-0.0188	-0.19	-0.0052	-0.05	-0.0606	-0.62	-0.0559	-0.57
年齢（20歳代）								
30歳代	-0.0759	-1.01	-0.0372	-0.51	-0.0565	-0.75	-0.0583	-0.78
40歳代	0.0007	0.01	0.0447	0.54	0.0279	0.33	0.0227	0.27
50歳代以上	0.0690	0.60	0.1182	1.02	0.0988	0.84	0.0973	0.84
資格あり	0.0245	0.43	0.0181	0.32	0.0249	0.44	0.0300	0.53
健康状態（良くない）								
良い	0.0545	0.9	0.0295	0.49	0.0276	0.46	0.0207	0.35
まあ良い	0.0503	0.82	0.0391	0.64	0.0306	0.50	0.0378	0.62
普通	0.0127	0.21	0.0068	0.11	-0.0016	-0.03	-0.0022	-0.04
子どもの数	-0.0130	-0.55	-0.0033	-0.14	-0.0122	-0.52	-0.0085	-0.36
末子の年齢（7歳以上）								
1歳未満	-0.0533	-0.60	-0.0430	-0.49	-0.0261	-0.28	-0.0494	-0.54
1歳	-0.0870	-1.04	-0.0757	-0.92	-0.0787	-0.96	-0.0825	-1.02
2歳	0.0809	0.99	0.0696	0.86	0.0629	0.78	0.0686	0.85
3歳	0.0554	0.76	0.0533	0.73	0.0429	0.59	0.0402	0.55
4歳	0.0473	0.55	0.0551	0.66	0.0783	0.90	0.0600	0.71
5歳	0.0986	1.11	0.1196	1.35	0.0960	1.07	0.1120	1.27
6歳	0.1175	1.40	0.0694	0.84	0.0828	1.01	0.0690	0.85
母子世帯	-0.0225	-0.46	-0.0182	-0.37	-0.0196	-0.40	-0.0125	-0.26
6歳時の母の就業状況（その他）								
正規雇用者	-0.0356	-0.87	-0.0378	-0.93	-0.0149	-0.36	-0.0207	-0.51
非正規雇用者	-0.0047	-0.1	-0.0074	-0.17	-0.0027	-0.06	-0.0099	-0.22
WLBの考え方								
考え方1	0.0394	0.94	0.0331	0.80	0.0396	0.95	0.0421	1.01
考え方2	0.0822 +	1.80	0.0732 +	1.62	0.0797 +	1.74	0.0724	1.59
考え方3	-0.0169	-0.34	-0.0230	-0.47	-0.0371	-0.75	-0.0239	-0.49
考え方4	-0.0221	-0.60	-0.0243	-0.66	-0.0339	-0.92	-0.0256	-0.69
親との同居	-0.0587	-1.65	-0.0641 +	-1.81	-0.0599 +	-1.68	-0.0591 +	-1.67
配偶者の家事・育児分担の量	-0.0231 +	-1.92	-0.0248 *	-2.09	-0.0247 *	-2.08	-0.0247 *	-2.09
持家＋住宅ローンなし	0.0298	0.45	0.0177	0.27	0.0272	0.42	0.0251	0.39
世帯所得	-0.0009 **	-4.22	-0.0009 **	-4.16	-0.0008 **	-3.90	-0.0010	-4.41
地域ダミー	あり		あり		あり		あり	
地域規模ダミー	あり		あり		あり		あり	
サンプル数	1,155		1,161		1,140		1,139	
対数尤度	-528.9232		-536.153		-523.65		-532.07	
決定係数 Pseudo R2	0.3229		0.3164		0.3185		0.3068	

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

注：+、*、**はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第4-6表 就業減少型になる確率関数

被説明変数：就業減少型=1、就業一致型=0

	推定1		推定2		推定3		推定4	
	限界効果	z 値						
職業キャリアタイプ（一社継続型）								
転職継続型	0.2081 **	3.04						
退職復帰型	0.1738 **	3.10						
その他	0.2330	1.13						
出産半年前の就業形態（非就業）								
正規雇用者			-0.0469	-1.26				
非正規雇用者			0.0432	1.01				
自営業者			0.0131	0.15				
その他			0.0548	0.61				
出産1年後の就業形態（非就業）								
正規雇用者					-0.0496	-1.23		
非正規雇用者					0.1103 *	2.24		
自営業者					-0.0134	-0.17		
その他					-0.0210	-0.44		
出産前半年と出産1年後の就業形態（一致した）								
就業増加した							0.0879	1.03
就業減少した							-0.0092	-0.28
就業時間の規則性（規則的）								
おおむね規則的	-0.0248	-0.81	-0.0279	-0.90	-0.0290	-0.93	-0.0302	-0.96
おおむね不規則	-0.1094 *	-1.97	-0.1152 *	-2.02	-0.1152 *	-2.04	-0.1157 *	-2.01
不規則	-0.0858	-1.53	-0.1006 +	-1.81	-0.1047 +	-1.89	-0.0991 +	-1.76
職種（事務職）								
管理・専門職	-0.0332	-0.70	-0.0350	-0.74	-0.0341	-0.72	-0.0353	-0.74
販売職	0.1167 +	1.90	0.1266 *	2.00	0.1275 *	1.97	0.1323 *	2.04
現場生産職	-0.0352	-0.53	-0.0236	-0.35	-0.0218	-0.32	-0.0288	-0.43
サービス職	0.0189	0.37	0.0321	0.60	0.0325	0.61	0.0399	0.74
その他	0.0034	0.04	0.0046	0.05	0.0234	0.26	0.0374	0.40
業種（製造業）								
卸業・小売業	-0.1203 *	-1.97	-0.1224 +	-1.95	-0.1214 +	-1.92	-0.1252 *	-1.98
金融業	-0.1156 +	-1.88	-0.1105 +	-1.73	-0.1172 +	-1.86	-0.1144 +	-1.76
飲食・宿泊業	0.0404	0.45	0.0356	0.40	0.0466	0.51	0.0423	0.47
医療・福祉業	-0.0641	-1.01	-0.0523	-0.80	-0.0525	-0.80	-0.0568	-0.87
サービス業	-0.0732	-1.16	-0.0725	-1.14	-0.0756	-1.19	-0.0711	-1.11
公務	0.0297	0.34	0.0135	0.16	0.0147	0.18	-0.0053	-0.07
その他	-0.0960 +	-1.62	-0.1004 +	-1.68	-0.1047 +	-1.77	-0.1077 +	-1.82
学歴（中学校）								
高校	-0.0179	-0.25	-0.0077	-0.11	-0.0110	-0.15	-0.0105	-0.14
専修学校	-0.0402	-0.54	-0.0392	-0.51	-0.0532	-0.71	-0.0474	-0.62
短大・高専	-0.0631	-0.88	-0.0538	-0.72	-0.0531	-0.72	-0.0595	-0.80
大学・大学院	-0.1054	-1.45	-0.1003	-1.34	-0.0952	-1.26	-0.1066	-1.42
年齢（20歳代）								
30歳代	-0.1604 **	-2.69	-0.1411 *	-2.29	-0.1487 *	-2.39	-0.1504 *	-2.41
40歳代	-0.1204 +	-1.66	-0.0864	-1.17	-0.1033	-1.39	-0.1031	-1.39
50歳代以上	-0.0594	-0.74	-0.0171	-0.19	-0.0305	-0.35	-0.0358	-0.41
資格あり	0.0603	1.29	0.0697	1.48	0.0642	1.34	0.0627	1.31
健康状態（良くない）								
良い	-0.0564	-1.16	-0.0624	-1.26	-0.0607	-1.22	-0.0591	-1.18
まあ良い	-0.0351	-0.73	-0.0380	-0.77	-0.0357	-0.72	-0.0366	-0.60
普通	-0.0561	-1.20	-0.0549	-1.14	-0.0455	-0.94	0.0627	-1.05
子どもの数	0.0004	0.02	0.0050	0.25	0.0030	0.15	0.0018	0.09
末子の年齢（7歳以上）								
1歳未満	-0.0935	-1.08	-0.0923	-1.03	-0.0813	-0.89	-0.0735	-0.78
1歳	-0.1031	-1.43	-0.1124	-1.57	-0.1369 *	-2.08	-0.1251 +	-1.81
2歳	0.0352	0.48	0.0390	0.52	0.0236	0.32	0.0366	0.49
3歳	-0.0195	-0.30	-0.0116	-0.17	-0.0266	-0.40	-0.0205	-0.31
4歳	-0.0757	-1.25	-0.0719	-1.19	-0.0720	-1.15	-0.0680	-1.10
5歳	-0.0122	-0.16	-0.0074	-0.09	-0.0180	-0.23	-0.0086	-0.11
6歳	0.0582	0.79	0.0607	0.82	0.0671	0.90	0.0583	0.79
6歳世帯	0.0906 *	2.26	0.1094 **	2.65	0.1080 **	2.60	0.1043 *	2.53
6歳時の母の就業状況（その他）								
正規雇用者	-0.0028	-0.08	0.0000	-0.93	0.0035	0.10	0.0039	0.11
非正規雇用者	-0.0258	-0.73	-0.0192	-0.17	-0.0156	-0.43	-0.0187	-0.51
WLBの考え方								
考え方1	-0.0254	-0.75	-0.0326	0.80	-0.0226	-0.65	-0.0256	-0.74
考え方2	0.0820 *	2.08	0.0839 +	1.62	0.0936 *	2.29	0.0894 *	2.19
考え方3	0.0134	0.31	0.0144	-0.47	-0.0023	-0.05	0.0061	0.14
考え方4	-0.0683 *	-2.26	-0.0673	-0.66	-0.0658 *	-2.13	-0.0658 *	-2.11
親との同居								
配偶者の家事・育児分担の量	-0.0558 +	-1.90	-0.0536 +	-1.81	-0.0554 +	-1.85	-0.0560 +	-1.86
持家+住宅ローンなし	-0.0113	-1.15	-0.0112 *	-2.09	-0.0114	-1.16	-0.0119	-1.21
世帯所得	0.0421	0.75	0.0201	0.27	0.0279	0.50	0.0238	0.43
地域ダミー	-0.0007 **	-3.98	-0.0007 **	-4.16	-0.0007 **	-3.73	-0.0008 **	-4.18
地域規模ダミー	あり		あり		あり		あり	
地域規模ダミー	あり		あり		あり		あり	
サンプル数	817		823		815		815	
対数尤度	-357.0753		-361.31		-357.19		-361.32	
決定係数 Pseudo R2	0.1875		0.1830		0.1840		0.1746	

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

注：1) +, *, **はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 分析では「就業中断型」ダミーが脱落した。

第5に、末子が6歳超のグループに比べ、末子が1歳のグループで、就業一致型になる確率が就業減少型になる確率より12.5～13.7%ポイント高い。子どもが1歳前後の場合、育児休業制度が適用されるため、現実と希望する就業形態が一致する（就業一致型になる）可能性が高いと考えられる。

第6に、母子世帯で就業一致型になる確率に比べ、就業減少型になる確率が9.1～10.9%ポイント高い。母子世帯の母親グループで就業減少型のような不本意就業者が相対的に多いことが示された。

第7に、「(考え方2) 夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事を持たない方が良い」という考え方を持つグループで就業減少型になる確率が8.2～9.4%ポイント高い。一方、「(考え方4) 女性(母親)は子どもを出産後も仕事を続けるべきだ」という考え方を持つグループにいても、就業一致型になる確率が就業減少型になる確率に比べて6.6～6.8%ポイント高い。女性が積極的に社会に進出する意識を持つグループにおいて本意就業者になる可能性が高い一方で、そもそも専業主婦になりたいグループで就業減少型のような不本意型就業者になる可能性が高いことが示された。仕事と家庭に関する母親の意識が、本意・不本意な就業状況になることに影響を与えることが確認された。

第8に、配偶者の家事・育児分担の量が多いグループで、就業一致型になる確率が就業増加型になる確率より2.5%ポイント、就業減少型になる確率より1.1%ポイント高い。

第9に、世帯等価所得が100万円高くなると、就業一致型になる確率に比べ、就業増加型になる確率が8～9%、就業減少型になる確率が7～8%ポイント低くなる。低中所得層に比べて、高所得層で子育ての女性が本意型就業者になる確率が高いことが示された。この理由は、高所得層グループが市場から高額な保育サービス（たとえば、ベビーシッター、認可外保育所・幼稚園など）を利用できることにある。

6 母親の不本意就業がウェルビーイングに与える影響に関する分析結果

本節では、母親の不本意就業が生活満足度、うつ状態点数、主観的健康状態に与える影響に関する3つの分析を行った。不本意就業を就業増加型、就業減少型の2つに分けてそれぞれの分析を行った。前者を推定1（就業増加型ダミーを用いた分析）、後者を推定2（就業減少型ダミーを用いた分析）としている。以下では、分析結果について説明する。

(1) 母親の不本意就業と生活満足度

母親の不本意就業と生活満足度に関する分析結果を第4-7表にまとめている。OLS、順序ロジットの2つのモデルを用いてそれぞれの分析を行ったが、この2つの推定結果は類似している。これらの分析結果によって以下のことが示された。

まず、不本意就業ダミーの推定値が-0.2927 (OLS)、-0.3073 (順序ロジット) となっている。また、2つのダミー変数のいずれも統計的に有意となっている。不本意型就業者は、生

活満足度が低いことが明らかになった。

次に、以下の要因の影響が確認された。

ア) 中学卒者グループに比べ、短大・高専卒者のグループで生活満足度が高い。また、統計的に有意ではないが、高校ダミー、専修学校ダミー、大学・大学院ダミーのいずれも正の推定値となっている。低学歴（中学卒）グループに比べ、中高学歴（高校卒以上）グループで生活満足度が高い傾向にある。

イ) 20歳代に比べ、30歳代で生活満足度が相対的に高い。20歳代の時期が将来の職業キャリアにとって最も大事な時期であるため、職業キャリアの初期における母親は、ワーク・ライフ・コンフリクトの状態になると、生活満足度が低くなると考えられる。

年齢に関する推定結果は先行研究に一致していない。Di Tella *et al.* (2001)、Senik (2004)、Powdthavee (2005)、Frijters and Beatonb (2012) は、年齢と生活満足度との間にU字型の関係があり、つまり最初は年齢の上昇とともに生活満足度が低くなるが、一定の年齢を超えると、年齢の上昇とともに生活満足度が上昇する傾向にあることを示している。しかし、本章では、年齢階層ダミーの推定値によると、年齢と生活満足度の間に逆U字型の関係がある。この理由は、分析対象が本章と先行研究とで異なることにある。先行研究では、男女計、既婚者と独身者の合計を分析対象とした一方で、本章では、子どもを持つ、しかも末子の年齢が18歳未満の女性（母子世帯の母親とふたり親世帯の母親）を分析対象としている。結婚、出産などのライフイベントが女性の生活満足度に正の影響と負の影響の両方を与えており、これらの影響を相殺した結果、年齢が子育ての母親の生活満足度に影響を与えていない分析結果が現われているのだろう。たとえば、結婚、出産のイベントに関しては、その幸福度に与える影響が経過年とともに変化する。実証研究では、結婚、出産の初年度に生活満足度・幸福度の高さがピークになるが、その後は段々に低下していくことが示されている。また、婚姻状況と幸福度に関しては、マイナスの影響とプラスの影響の両方が存在することも指摘されている。

ウ) 健康状態がよくないグループに比べ、健康状態が「良い」、「まあよい」、「ふつう」と回答したグループで、生活満足度が高い傾向にある。健康状態が良いほど生活満足度が高いことが示された。Clark and Oswald (1996) に類似した結果が得られた。

エ) 末子の年齢が6歳超のグループに比べ、末子の年齢が1歳未満および4歳のグループで生活満足度が高い。末子の年齢が上昇するとともに、母親の生活満足度が下がる傾向にある。その理由は、出産した直後には幸せを感じたが、その後に育児・家庭と仕事の両立がうまくできないため、生活満足度が低くなることにある。

オ) 配偶者の家事・育児分担の量が多いほど生活満足度が高い。

カ) 世帯所得が高いほど生活満足度が高い。絶対所得仮説に当てはまる結果が得られた⁷。

⁷ 絶対所得仮説 (absolute income hypothesis) によると、所得水準が高いほど個人の効用 (生活満足度、幸福度) が高いことが説明されている。所得はフローとストックの両方から捉えられる。世帯所得はフロー所得、持家

(2) 母親の不本意就業と精神的健康状態

母親の不本意就業と精神的健康状態に関する分析結果を第4-8表にまとめている。うつ症状点数に関するOLS分析を行ったが、うつ症状点数には「0」があるため、サンプル切断のことを考慮したTobitモデルを用いた分析も行った。ただし、Tobitモデルによる分析結果はOLSによる推定結果の方向と類似している。これらの分析結果より、以下のことが示された。

まず、不本意就業ダミーの推定値が統計的に有意ではないが、その推定結果は-1.0262 (OLS)、-3.1930 (Tobit) となっている。本意型就業者グループに比べ、不本意型就業者グループでうつ病になる可能性が高い傾向にあることが示された。

次に、他の要因に関しては、以下の要因の影響が確認された。

ア) 「就業時間が規則的」と回答したグループに比べ、「おおむね規則的」、「不規則」と回答したグループでうつ病になる可能性が高い。就業時間が不規則であるグループで、生活時間の規律性を保つことが困難になる可能性が高いため、仕事と生活の葛藤が生じやすいと考えられる。

イ) 販売職グループに比べ、事務職グループでうつ病になる可能性が高い。

ウ) 中学校卒者グループに比べ、専修学校卒者および短大・高専卒者の両グループでうつ病になる可能性が低い。また、統計的な有意水準が10%であるが、高卒者グループでうつ病になる可能性が低い。

エ) ふたり親世帯の母親グループに比べ、母子世帯の母親グループでうつ病になる可能性が高い。母子世帯で、子育ての責任をシングルマザーが一人で背負い、ワーク・ライフ・コンフリクトの状態に陥る可能性がより高いため、シングルマザーグループで精神的健康状態が良くない傾向にあると考えられる。

オ) 仕事と家庭に関する考え方の影響については、「(考え方2) 2. 夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事を持たない方が良い」という考え方を持つグループでうつ病になる可能性が高い。性別役割分担の意識が強い者のグループで、精神的健康状態が良くない傾向にあることがうかがえる。

(3) 母親の不本意就業と主観的健康状態

母親の不本意就業と主観的健康状態に関する分析結果を第4-9表にまとめており、以下のことが示された。

まず、不本意就業ダミーの推定値が統計的に有意ではないが、その推定結果が-0.2797 となっている。本意型就業者グループに比べ、不本意型就業者グループで主観的健康状態が良くない傾向にあることが示された。

は家計の固定資産としてストック資産となると考えられる。絶対所得仮説に関する実証研究に関しては、Hamermesh (1977)、Easterlin (2001)、Ferrer-i-Carbonell (2005)、Easterlin and Plagnol (2008)などを参照されたい。

次に、他の要因については、以下の要因の影響が存在することがわかった。

- ア) 「一社継続型」グループに比べ、「就業中断型」グループで主観的健康状態が悪い傾向にある。
- イ) 「就業時間が規則的」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で主観的健康状態が悪い。
- ウ) 中学校以上の学校卒者ダミーの推定値がそれぞれ 0.8588 (高校卒者)、0.9196 (専修学校卒者)、0.9837 (短大・高専卒)、1.0547 (大学・大学院卒者) となっており、これらの推定値は、すべて統計的に有意である。教育水準が高いほど主観的健康状態が良い傾向にあることが示された。これらの分析結果は Grossman (1972) の健康投資モデルに当てはまる⁸。
- エ) 20 歳代グループに比べ、30 歳代以上グループで健康が悪い状態になる確率が高い。とくに 40 歳代以上の推定係数の絶対値が最も大きい。加齢とともに主観的健康状態が悪い傾向にあることがうかがえる。
- オ) 統計的な有意水準が 10% であるが、ふたり親世帯の母親グループに比べ、母子世帯の母親グループで主観的健康状態が悪い傾向にある。
- カ) 世帯所得が高いほど主観的健康状態が良くなる可能性が高い。

⁸ Grossman (1972) モデルによると、高学歴者ほど健康資本へ投資する意識が相対的に高く、また健康行動の効率性が高いため、教育水準が高いグループで健康状態が良い傾向になることが説明されている。

第4-7表 母親の不本意就業と生活満足度

	OLS		順序ロジット	
	推定係数	t値	推定係数	z値
不本意就業型(推定値)	-0.2927 *	-2.35	-0.3073 **	-2.83
職業キャリアタイプ(一社継続型)				
転職継続型	-0.1080	-0.60	-0.1395	-0.9
退職復帰型	0.0049	0.03	-0.0355	-0.22
就業中断型	-0.3968	-1.49	-0.4057 +	-1.74
その他	0.1890	0.71	0.1216	0.54
就業時間の規則性(規則的)				
おおむね規則的	-0.1266	-0.89	-0.1322	-1.09
おおむね不規則	-0.3992	-1.38	-0.2337	-0.90
不規則	-0.2563	-1.05	-0.2053	-1.01
その他	0.2907	0.94	0.2435	0.90
職種(事務職)				
管理・専門職	-0.0346	-0.17	-0.0226	-0.13
販売職	0.1001	0.41	0.0781	0.36
現場生産職	-0.1516	-0.48	-0.0456	-0.17
サービス職	0.0398	0.17	-0.0280	-0.14
その他	-0.7357 *	-1.98	-0.5219	-1.54
業種(製造業)				
卸業・小売業	0.3258	0.94	0.3981	1.33
金融業	0.2950	0.80	0.3637	1.16
飲食・宿泊業	0.6419 +	1.69	0.6812 *	2.13
医療・福祉業	0.3528	1.13	0.3713	1.41
サービス業	0.3310	1.06	0.4879 +	1.82
公務	0.5499	1.55	0.3871	1.29
その他	0.6498 +	2.14	0.6362	2.46
学歴(中学校)				
高校	0.1711	0.63	0.1212	0.51
専修学校	0.2853	0.97	0.1937	0.75
短大・高専	0.6923 *	2.42	0.5528 *	2.19
大学・大学院	0.2907	0.94	0.2435	0.90
年齢(20歳代)				
30歳代	0.4762 *	2.02	0.3875 +	1.86
40歳代	0.2516	0.96	0.2197	0.94
50歳代以上	-0.0702	-0.20	-0.0147	-0.05
資格あり	-0.3510 *	-2.00	-0.2886 *	-1.89
健康状態(良くない)				
良い	2.0052 **	10.66	1.8160 **	10.68
まあ良い	1.4283 **	7.45	1.1914 **	7.08
普通	0.9657 **	5.23	0.8060 **	4.95
子どもの数	-0.0603	-0.83	-0.0373	-0.59
末子の年齢(7歳以上)				
1歳未満	0.8732 **	3.06	0.6818 **	2.83
1歳	0.2191	0.79	0.2061	0.86
2歳	0.1087	0.44	0.0972	0.44
3歳	0.2321	1.02	0.1451	0.75
4歳	0.5059 *	2.10	0.3225	1.54
5歳	0.2764	1.04	0.2812	1.22
6歳	-0.0608	-0.23	-0.1045	-0.46
母子世帯	-0.0618	-0.38	-0.0296	-0.21
WLBの考え方				
考え方1	0.1070	0.81	0.1320	1.16
考え方2	-0.1038	-0.71	-0.0493	-0.39
考え方3	0.0599	0.38	-0.0156	-0.12
考え方4	0.1828	1.57	0.1428	1.42
親との同居	-0.0179	-0.16	-0.0194	-0.20
配偶者の家事・育児分担の量	0.1742 **	4.94	0.1549 **	4.90
持家+住宅ローンなし	0.1031	0.55	0.0569	0.36
世帯所得	0.0015 **	2.71	0.0015 **	3.00
地域ダミー	あり		あり	
地域規模ダミー	あり		あり	
定数項	4.3105 **	7.73		
サンプルサイズ	1,497		1,497	
決定係数	0.1702			
対数尤度			-2952.6480	

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

注：+、*、**はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第4-8表 不本意就業と精神的健康状態

	OLS		Tobit	
	推定係数	t値	推定係数	t値
不本意就業型(推定値)	-1.0262	-0.35	-3.1930	-0.85
職業キャリアタイプ(一社継続型)				
転職継続型	0.1555	0.30	0.0664	0.10
退職復帰型	0.2820	0.53	0.2294	0.34
就業中断型	0.8949	1.48	1.0580	1.37
その他	0.1346	0.17	0.2011	0.20
就業時間の規則性(規則的)				
おおむね規則的	0.2232	0.77	0.3422	0.93
おおむね不規則	0.8839	1.49	1.4680 *	1.97
不規則	1.7462 **	3.07	1.9845 **	2.75
その他	0.5812	0.42	-0.1279	-0.07
職種(事務職)				
管理・専門職	-0.0041	-0.01	0.0168	0.03
販売職	-0.9229	-1.57	-1.5905 *	-2.13
現場生産職	0.1653	0.25	0.3266	0.39
サービス職	-0.4997	-1.06	-0.7251	-1.20
その他	-0.0678	-0.09	-0.1187	-0.12
業種(製造業)				
卸業・小売業	0.1451	0.21	0.2796	0.32
金融業	-0.1905	-0.25	0.0998	0.10
飲食・宿泊業	-0.7389	-0.75	-1.4342	-1.14
医療・福祉業	-0.4309	-0.69	-0.5509	-0.70
サービス業	0.1102	0.16	-0.2424	-0.27
公務	0.1153	0.16	-0.1809	-0.20
その他	-0.3860	-0.61	-0.8162	-1.02
学歴(中学校)				
高校	-0.9950 +	-1.79	-1.3470 +	-1.95
専修学校	-1.1950 *	-1.98	-1.5344 *	-2.03
短大・高専	-1.7261 **	-2.73	-2.2771 **	-2.88
大学・大学院	-0.9328	-1.38	-1.1916	-1.41
年齢(20歳代)				
30歳代	-0.6311	-1.17	-0.5913	-0.87
40歳代	-0.2436	-0.45	-0.2433	-0.36
50歳代以上	0.4254	0.61	0.1953	0.22
資格あり	0.4424	1.27	0.7328 +	1.65
子どもの数	-0.2178	-1.47	-0.2460	-1.30
末子の年齢(7歳以上)				
1歳未満	-0.7346	-1.19	-0.5263	-0.67
1歳	-1.0347 +	-1.74	-1.0551	-1.38
2歳	0.0511	0.10	0.3341	0.54
3歳	-0.4668	-1.02	-0.4569	-0.78
4歳	-0.9204 +	-1.87	-1.2096 +	-1.92
5歳	0.1430	0.24	-0.2091	-0.27
6歳	0.7104	1.31	0.6539	0.95
母子世帯	0.9643 *	2.40	1.2796 *	2.51
WLBの考え方				
考え方1	0.0528	0.19	-0.0407	-0.12
考え方2	0.9990 **	2.96	1.1831 **	2.77
考え方3	-0.3145	-1.01	-0.3740	-0.95
考え方4	-0.3205	-1.36	-0.3946	-1.32
親との同居	-0.4817 +	-1.78	-0.4944	-1.44
配偶者の家事・育児分担の量	-0.3771	-0.98	-0.4840	-0.98
持家+住宅ローンなし	0.0040	0.05	-0.0026	-0.02
世帯所得	-0.0031 +	-1.72	-0.0025	-1.12
地域ダミー	あり		あり	
地域規模ダミー	あり		あり	
定数項	6.5075	3.38	7.3836	3.01
サンプルサイズ	1,466		1,466	
決定係数	0.0632		0.0211	
対数尤度			-3643.2006	
センサリングサンプル			369	
非センサリングサンプル			1,097	

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

注：+、*、**はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第4-9表 不本意就業と主観的健康状態

	推定係数	z 値
不本意就業型(推定値)	-0.2797	-0.21
職業キャリアタイプ(一社継続型)		
転職継続型	-0.1496	-0.63
退職復帰型	0.0498	0.21
就業中断型	-0.6850 *	-2.48
その他	-0.3032	-0.88
就業時間の規則性(規則的)		
おおむね規則的	-0.3191 *	-2.51
おおむね不規則	-0.4477 +	-1.78
不規則	-0.4041	-1.57
その他	-0.1461	-0.24
職種(事務職)		
管理・専門職	0.0992	0.54
販売職	-0.1139	-0.44
現場生産職	-0.4880 +	-1.67
サービス職	0.0885	0.43
その他	-0.2385	-0.70
業種(製造業)		
卸業・小売業	0.0912	0.30
金融業	-0.0716	-0.21
飲食・宿泊業	0.3046	0.69
医療・福祉業	-0.1688	-0.61
サービス業	-0.0659	-0.21
公務	-0.5443 +	-1.72
その他	0.0513	0.18
学歴(中学校)		
高校	0.8588 **	3.48
専修学校	0.9196 **	3.44
短大・高専	0.9837 **	3.51
大学・大学院	1.0547 **	3.50
年齢(20歳代)		
30歳代	-0.4072 +	-1.68
40歳代	-0.7740 **	-3.16
50歳代以上	-1.0609 **	-3.40
資格あり	-0.2001	-1.28
子どもの数	0.0300	0.46
末子の年齢(7歳以上)		
1歳未満	0.5990 *	2.12
1歳	0.2707	1.01
2歳	0.4413 +	1.93
3歳	0.3776 +	1.80
4歳	0.4160 +	1.93
5歳	0.1119	0.41
6歳	0.2647	1.10
母子世帯	-0.3355 +	-1.87
WLBの考え方		
考え方1	-0.1201	-0.98
考え方2	-0.1123	-0.75
考え方3	0.0868	0.62
考え方4	0.1221	1.16
親との同居	0.0323	0.27
配偶者の家事・育児分担の量	-0.2256	-1.33
持家+住宅ローンなし	0.0478	1.29
世帯所得	0.0021 *	2.54
地域ダミー	あり	
地域規模ダミー	あり	
サンプルサイズ	1,509	
対数尤度	-1977.3615	
決定係数	0.0444	

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

注：+、*、**はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

7 結論と政策的示唆

本章では、2012年にJILPTが実施した「子育て世帯全国調査」の個票データを用い、母親が不本意就業者になる実態を把握したうえで、母親が不本意就業者になる要因、不本意就業が母親のウェルビーイングに与える影響に関する実証分析を行った。分析から得られた主な結論は、以下の通りである。

第1に、不本意就業の実態に関しては、正規雇用者グループでは不本意型正規雇用者が1割で少ないが、非正規雇用者グループで正規雇用者になることを希望している者の割合は約2～5割となっており、自営業者グループで正規雇用者になることを希望している者の割合は約3割となっている。また、非就業者グループで非正規雇用者になることを希望している者の割合は4～6割、正規雇用者になることを希望している者の割合は1～4割となっている。子育て中の女性グループで不本意就業者が存在していることがわかった。

不本意就業者グループには、①不本意型正規雇用者、②不本意型非正規雇用者、③不本意型自営業者、④不本意型非就業者の4つの種類が存在しているが、①（不本意型正規雇用者）に比べ、②、③、④（不本意型非正規雇用者、不本意型自営業者、不本意型非就業者）の割合が高い。「就業増加型」のような不本意型就業者の割合は、母子世帯の母親がふたり親世帯の母親より高い。

第2に、就業状況要因（①職業キャリアタイプ、②第1子出産半年前の就業形態、③第1子出産1年後の就業形態、④就業時間の規則性）、仕事要因（職種・業種）、個人属性（学歴・年齢）、家族構成、生活と仕事に関する考え方の諸要因が、母親が不本意就業者になることに影響を与えている。

第3に、内生性の問題を考慮した構造型モデルを用いた実証分析の結果によると、本意型就業者グループに比べ、不本意型就業者グループで生活満足度が低く、うつ状態になる可能性が高くなり、主観的健康状態が悪い傾向にある。

実証分析から得られた政策含意は以下の通りである。子育て中の女性グループにおいて、不本意就業者になると、母親のウェルビーイングが低下することが明らかになった。したがって、国民の厚生を向上する目的で、政府は子育て中の女性におけるさまざまなタイプの不本意就業の問題を重視する必要がある。母親の就業形態における現実と希望の格差問題を解消する政策が求められている。

具体的な政策に関しては、まず、本研究の分析結果によると、過去の就業経歴が現在の不本意就業者になることに影響を与えることが明らかになった。たとえば、第1子出産半年前の就業形態、第1子出産1年後の就業形態のいずれも、調査時点の母親が不本意就業者になることに影響を与えることが明確となっている。その理由については、以下のことが考えられる。正規雇用者であった母親は、育児休業制度を利用した後、職場で仕事と育児の両立ができなければ、仕事をやめる可能性が高い。その後、労働市場に戻っても、非正規雇用者になるケースが多い（四方・馬 2006）。そのため、女性が出産後に不本意非正規雇用者や不本

意非就業者になることが多いと考えられる。こうした子育て中の女性が抱える不本意就業の問題を解決するため、出産前後の就業形態におけるミスマッチの問題を解決することを重視すべきであろう。国立社会保障・人口問題研究所が実施した「出生動向基本調査」（各年度）によると、第1子の出産前後に育児休業制度を利用して就業を継続した者は増加しているものの、就業継続者そのものは1980年代後半以降、25%前後で大きくは変化していないことが示されている。正規雇用者であった母親は、育児休業制度を利用した後、職場で仕事と育児の両立がうまくできなければ、仕事をやめる可能性が高い。つまり、かならずしも育児休業制度だけで、女性の継続就業が改善されるとはいえないだろう⁹。育児休業制度の利用を促進すると同時に、出産した1年前後（つまり育児休業制度の適応時期が終わる前後）に、子育て中の女性の仕事・育児の両立ができる就業環境を構築することが重要な課題となっている。

次に、低所得層に比べて、中高所得層で子育て中の女性が本意型就業者になる確率が高いことが示された。この理由は、高所得層グループが市場から高額な保育サービス（たとえば、ベビーシッター、認可外保育所・幼稚園など）を利用できることにあろう。一方、低中所得層グループでは、市場から高額な保育サービスを買うことができず、自己保育や公的保育サービスしか利用できない。今回の分析結果によると、低中所得層の母親が子育てと仕事の挟間にあり、就業減少型のような不本意型就業者になると、「低所得→子育ての困難→就業減少→所得がさらに減少→所得格差が拡大」のような悪循環に陥る可能性が存在し、また「低所得→就業増加を希望→就業増加を実現できない→低所得」になる可能性も存在すると考えられる。今後、子育て中の女性の就業を促進するため、就業増加を希望する低中所得層の母親向けの就業支援政策を検討し、また就業減少を希望する低中所得層の母親に対しては、就業意欲を高める政策（たとえば、公的保育サービスの充実などの育児支援政策、勤労所得税控除制度など）を検討する必要があるだろう。

参考文献

- 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・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編、『日本の家計行動のダイナミズムⅣ－制度政策の変更と就業行動』、慶應義塾大学出版会、pp.119-139。
- 四方理人（2011）「非正規雇用は『行きどまりか』？—労働市場の規制と正規雇用への移行」『日本労働研究雑誌』No.608、pp.88-102。

⁹ 四方・馬（2006）は、1990年に入り育児休業制度が施策として図られたが、90年代以降、有配偶女性がより継続就業を行っているという結果は得られなかったことを示している。また、佐藤・馬（2008）は、1992年の育児休業法施行後から1999年までの間の出産後の離職率には大きな変化が確認されなかったが、2000年以降になると、育児休業制度のある企業で出産後の離職率が有意に低下したことを指摘しており、またその理由については、景気回復による人手不足や、これを反映した育児休業制度の運用面での改善により、育児休業制度が利用しやすくなったと述べている。

- 四方理人・馬欣欣 (2006) 「90年代における両立支援施策は有配偶女性の就業を促進したか」
樋口美雄他 (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』第7章、
慶應義塾大学出版会、pp.169-190.
- 周燕飛 (2008) 「若年就業者の非正規化とその背景:1994-2003」『日本経済研究』No.59、pp.83-
103.
- 永瀬伸子 (1997) 「女性の就業選択: 家庭内生産と労働供給」中馬宏之・駿河輝和 (編) 『雇用
慣行の変化と女性労働』、東洋経済新報社.
- 野田顕彦・山本勲 (2009) 「不本意就業を考慮した労働供給構造の推定—労働供給の質は向上
するか」樋口美雄・瀬古美喜・照山博司 (編) 『日本の家計行動のダイナミズムⅤ—労働
市場の高質化と就業行動』慶應義塾大学出版会、pp.39-69.
- 馬欣欣 (2009) 「長時間労働は労働者のメンタルヘルス問題をもたらすか」樋口美雄等 (編)
『日本の家計行動のダイナミズムⅤ—労働市場の高質化と就業行動』第5章、慶應義塾
大学出版会、pp.105-145.
- 脇坂明 (2003) 「パートタイムの正社員への変更希望」日本労働研究機構 (編) 『非典型労働
者の多様な就業実態』日本労働研究機構、pp.76-103.
- 山本勲 (2011) 「非正規労働者の希望と現実—不本意型非正規雇用の実態—」RIETI Discussion
Paper Series 11-J-052.
- Allen, T. D., D. E. L. Herst, C. S. Bruck and M. Sutton (2000) “Consequences Associated with
Work-to-Family Conflict: A Review and Agenda for Future Research,” *Journal of Occupational
Health Psychology*, 5, pp.278-308.
- Beutell, N. J. (2007) “Self-Employment, Work-Family Conflict and Work-Family Synergy:
Antecedents and Consequences,” *Journal of Public Economics*, 8, pp.233-242.
- Carlson, D. S., K. M. Kacmar, J. H. Wayne and J. G. Grzywacz (2006) “Measuring the Positive
Side of the Work-Family Interface: Development and Validation of a Work-Family Enrichment
Scale,” *Journal of Vocational Behavior*, 68, pp.131-164.
- Clark, A. E. and A. Oswald (1996) “Satisfaction and Comparison Income,” *Journal of Public
Economics*, 8, pp.233-242.
- Clark, A. E. and A. Oswald (2002) “A Simple Statistical Method for Measuring How Life Events
Effect Happiness,” *International Journal of Epidemiological*, 41, pp.1139-1144.
- Clark, A. E., E. Diener, Y. Georgellis and R.E. Lucas (2008) “Lags and Leads in Life Satisfaction:
A Test of the Baseline Hypothesis,” *The Economic Journal*, 118, pp.222-243.
- Di Tella, R., R. J. MacCulloch and A. J. Oswald (2001) “Preferences over Inflation and Unemployment:
Evidence from Surveys of Happiness,” *American Economic Review*, 91 (1), pp.335-341.
- Easterlin, R. A. (2001) “Income and Happiness: Towards a Unified Theory,” *The Economic Journal*,

- 111(473), pp.465-484.
- Easterlin, R. A. and A. C. Plagno l (2008) “Life satisfaction and economic conditions in East and West Germany pre- and post-unification,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 68, pp.433-444.
- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005) “Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect,” *Journal of Public Economics*, 89, pp.997-1019.
- Flatau, P., J. Galea and R. Petridis (2000) “Mental Health and Wellbeing and Unemployment,” *The Australian Economic Review*, 33(2), pp.161-181.
- Ford, M. T., B. A. Heinen and K. L. Langkamer (2007) “Work and Family Satisfaction and Conflict: A Meta-Analysis of Cross-domain Relations,” *Journal of Applied Psychology*, 92, pp.57-80.
- Frijters, P. and T. Beatonb (2012) “The Mystery of the U-shaped Relationship between Happiness and Age,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 82, pp. 525-542.
- Greenhaus, J. H. and G. N. Powell (2006) “When Work and Family Are Allies: A Theory of Work-Family Enrichment,” *Academy of Management Review*, 31, pp.72-92.
- Grossman, M. (1972) “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health,” *Journal of Political Economy*, Vol.80, pp.223-255.
- Grzywacz, J. G. and L. B. Brenda (2003) “Work, Family, and Mental Health: Testing Different Models of Work-Family Fit,” *Journal of Marriage and Family*, 65, pp.248-262.
- Grzywacz, J. G. and N. F. Marks (2000) “Reconceptualizing the Workfamily Interface: An Ecological Perspective on the Correlates of Positive and Negative Spillover Between Work and Family,” *Journal of Occupational Health Psychology*, 5, pp.111-126.
- Grün, G., W. Hauser and T. Rhein (2008) “Is Any Job Better than No Job? Life Satisfaction and Re-employment,” *Journal of Labor Resource*, 31, pp.285-306.
- Hamermesh, D. (1977) “Economic Aspects of Job Satisfaction,” in Ashenfelter, O. and W.Oates (eds.) *Essays of Labor Market Analysis*, Wiley, New York.
- Kirchmeyer, C. (1992) “Perceptions of Nonwork-to-Work Spillover: Challenging the Common View of Conflict-Ridden Domain Relationships,” *Basic and Applied Social Psychology*, 13, pp.231-249
- Liff, S. (1981) “Mental Health of Women Factory Workers,” *Journal of Occupational Behavior*, 2(2), pp.139-146.
- Lucas, R. E., A. E. Clark, Y.Georgellis and E. Diener (2004) “Unemployment Alters the Set Point for Life Satisfaction,” *Psychological Science*,15(1),pp.8-13.
- Oswald, A. J. and N. Powdthavee (2007) “Obesity, Unhappiness, and the Challenge of Affluence: Theory and Evidence,” in Offer, A. Book Review Feature: Two Reviews of the Challenge of Affluence: Self-Control and Well-Being in the United States and Britain Since 1950, *The*

- Economic Journal* , 117, pp.441-459.
- Perrucci, R., S. MacDermid, F. King, E., C. Y. Tang, T. Brimeyer, K. Ramadoss, S.J. Kiser and J. Swanberg (2007) “The Significance of Shift Work: Current Status and Future Directions,” *Journal of Family Economic Issue*, 28, pp.600-617.
- Powdthavee, N. (2005) “Unhappiness and Crime: Evidence from South Africa,” *Economica*, 72 (3), pp.531-547.
- Senik, C. (2004) “When Information Dominates Comparison: Learning from Russian Subjective Panel Data,” *Journal of Public Economics*, 88, pp.2099-2123.
- Shockley, K. M. and N. Singla (2011) “Reconsidering Work-Family Interactions and Satisfaction: A Meta-Analysis,” *Journal of Management*, 37 (3), pp.861-886.
- Stephens, M. P., M. M. Franks and A. A. Atienza (1997) “Where Two Roles Intersect: Spillover Between Parent Care and Employment,” *Psychology and Aging*, 12(1), pp.30-37.
- Tuttle, R. and M. Garr (2009) “Self-Employment, Work-Family Fit and Mental Health Among Female Workers,” *Journal of Family and Economic Issues*, 30(3), pp.282-292.
- Wulfgramm, M. (2011) “Can Activating Labour Market Policy Offset the Detrimental Life Satisfaction Effect of Unemployment?” *Socio-Economic Review*, 9, pp.477-501.

付第 4-1 表 不本意就業者になる確率関数

	推定係数	z 値
職業キャリアタイプ（一社継続型）		
転職継続型	0.4439 **	3.45
退職復帰型	0.4275 **	3.31
就業中断型	0.3296 **	1.64
その他	0.8570 +	3.95
就業時間の規則性（規則的）		
おおむね規則的	0.0553	0.60
おおむね不規則	-0.0878	-0.47
不規則	0.2946 +	1.85
その他	1.2814 **	5.06
職種（事務職）		
管理・専門職	-0.1025	-0.76
販売職	0.2907 +	1.82
現場生産職	0.1970	0.96
サービス職	0.0618	0.42
その他	0.0912	0.39
業種（製造業）		
卸業・小売業	-0.0062	-0.03
金融業	-0.2075	-0.84
飲食・宿泊業	0.5673 *	2.30
医療・福祉業	-0.0864	-0.42
サービス業	0.3026	1.48
公務	0.1245	0.52
その他	0.1679	0.84
学歴（中学校）		
高校	-0.1649	-0.90
専修学校	-0.1313	-0.65
短大・高専	-0.3130 +	-1.61
大学・大学院	-0.3219	-1.53
年齢（20歳代）		
30歳代	-0.3169 +	-1.90
40歳代	-0.1827	-0.99
50歳代以上	0.0841	0.35
資格あり	-0.0051	-0.04
健康状態（良くない）		
良い	0.0545	0.42
まあ良い	0.0563	0.42
普通	0.0892	0.70
子どもの数	0.0193	0.39
末子の年齢（7歳以上）		
1歳未満	-0.3623	-1.76
1歳	-0.3259	-1.68
2歳	0.0756	0.43
3歳	0.0547	0.35
4歳	0.1039	0.60
5歳	0.3276 +	1.76
6歳	0.1420	0.79
母子世帯	-0.2537 *	-2.38
調査者の6歳時の母の就業状況（その他）		
正規雇用者	-0.0346	-0.39
非正規雇用者	0.0996	1.04
WLBの考え方		
考え方1	0.0853	0.94
考え方2	0.2009 *	2.03
考え方3	-0.0094	-0.09
考え方4	-0.0398	-0.50
親との同居	-0.1761 *	-2.33
配偶者の家事・育児分担の量	0.0886	0.66
持家＋住宅ローンなし	-0.0485	-2.00
世帯所得	-0.0016 **	-3.97
地域ダミー	あり	
地域規模ダミー	あり	
定数項	-0.0854	-0.22
サンプル数	1426	
対数尤度	-794.7682	
決定係数 Pseudo R2	0.2252	

出所：JILPT2012年「子育て世帯全国調査」に基づき計算。

注：+、*、**はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第5章 シングルマザーの幸福度、健康と経済的ウェルビーイング

1 はじめに

日本のシングルマザーが、近年マスコミの報道や学術研究の対象として脚光を浴びている（阿部 2008；西 2012；Raymo and Zhou 2012）。離婚率の上昇に伴う母子世帯数の急増が、その背景にある。また、日本の母子世帯の相対的貧困率が5割を超えており、OECD諸国の中で最も高い水準にあることから、日本のシングルマザーの経済的困難に対する学術的関心も高まっている。

貧困率等の公式統計は日本の母子世帯の貧困度を過大評価している可能性が指摘されている（Shirahase and Raymo 2014）。それは、3分の1のシングルマザーは親と同居しており、こうした同居母子世帯が貧困指標等の集計対象外となっているからである。貧困度の問題はさておき、経済指標以外のウェルビーイング指標についても、シングルマザーを取り巻く厳しい状況は明らかになっていない部分が実に多い。

長時間労働や仕事と家庭の両立によって生じるストレスが原因で、シングルマザーは既婚マザーよりも健康状態が悪いとの指摘がある（阿部 2008）。また、同じようなことが原因で、シングルマザーは既婚マザーに比べて、子どもを世話できる時間が短いとの研究結果がある（Raymo *et al.* 2014）。最近の研究では、親と同居するシングルマザーは非同居シングルマザーと比べて高いウェルビーイングを得ていると示唆する論文もあるが（Raymo and Zhou 2012；Raymo *et al.* 2014）、シングルマザーと同居している親自身も厳しい経済状況に置かれていることが多い（Shirahase and Raymo 2014）。

上記の先行研究も含めて、経済指標以外のウェルビーイング指標について、シングルマザーと既婚マザーに関する明確な比較はあまり行われてこなかった。例えば、シングルマザーは健康状態が比較的悪いという単純集計の結果が得られているものの（阿部 2008）、シングルマザーと既婚マザーの健康状態の格差に関する実証的分析は行われていない。同様に、シングルマザーのウェルビーイングが低い理由について、元々不利な状況にいる女性がシングルマザーになりやすいというセレクションの結果なのか、母子世帯であるがゆえのさまざまなストレス因子（stressors）がもたらす結果なのか、こうした因果関係を明確に検証した研究はない。筆者の知る限り、データの制約がこうした実証研究の乏しさをもたらす主な原因である。これまでに行われたほとんどのアンケート調査では、世帯形態と母親のウェルビーイングとの相互関係を正しく推定するために必要なサイズの母子世帯標本を得ることが困難であったためでもある。

本稿は、JILPTが実施した「子育て世帯全国調査 2011、2012」（標本確保のためにひとり親世帯をオーバーサンプリングしている）の個票データを用いることで、標本サイズの制約をクリアすることができた。該当調査では、所得、消費、幸福度、健康状況、うつ度合、暮ら

し向きなど母親のウェルビーイングに関する豊富な情報が含まれている。さらに、シングルマザーの低いウェルビーイングと深くかかわっていると思われる諸要因（例えば、母親の個人属性、食料・衣料等必需品の欠乏、仕事と家庭のコンフリクト等）についての情報も収集されている。

本稿の目的は主に3つある。まず、シングルマザーと既婚マザーとのウェルビーイング格差がどこまで存在しているのかを解明する。次に、これらのウェルビーイング格差をどう説明するかを推定結果に基づいて評価する。最後に、推定結果の頑健性を確認するために、さまざまなウェルビーイング指標を用いて検証を行う。

2 研究の背景

(1) 日本のシングルマザー

20歳未満の子どもと同居している無配偶女性、いわゆる母子世帯の数は、1993年の79.0万世帯から2011年の112.4万世帯へと55.0%も増えている（厚生労働省2012）。子どものいる世帯に占める母子世帯の割合も、1980年の3.9%から2010年の9.5%へと大きく上昇している（国立社会保障・人口問題研究所2012）。

欧米諸国では、未婚出産による母子世帯が一般的であるのに対して、日本の母子世帯のほとんどは離婚によるものである。日本の年間離婚件数は1980年（141,689件）から2010年（251,378件）までの30年間にほぼ倍増しており、今や結婚しているカップルの3組に1組は離婚する時代である（国立社会保障・人口問題研究所2012、Raymo, Iwasawa, & Bumpass, 2004）。その結果、全母子世帯に占める離婚母子世帯の割合は、1985年の49%から2006年80%へと大きく上昇している（周2008）。

母子世帯数が急増したもう1つの理由は、全離婚件数の約6割に未成年の子どもがいるケースで、またその8割以上で母親が全児の親権を取っているからである（2010年は83%、出所：国立社会保障・人口問題研究所2012）。

欧米諸国に比べて日本のシングルマザーは、(a)高就業率、(b)低収入、(c)親との高い同居率という3つの特徴がある。2006年現在、日本のシングルマザーの就業率は85%に達しており、OECD諸国の中では2番目の高さである（周2008）。シングルマザーの高い就業率は、母子世帯への公的所得移転が限られていることや、就業による自立の重視という政府の姿勢を反映したものである（阿部,2008; Ezawa & Fujiwara 2005; Ono 2010）。OECD諸国の中で、生活保護への支出がGDPに占める割合は日本がもっとも低く、また日本だけが母子世帯の所得再分配後の平均所得が再分配前よりも低くなっている（Abe 2003, 阿部2008）。

就業率が高いにもかかわらず、シングルマザーの平均稼働収入が低いのは、日本の労働市場における男女間雇用格差の表れである（Brinton 2001）。また、シングルマザーの稼働能力が低い理由に、女性の出産離職率が高いことも関係している（NIPSSR 2011）。職歴が中断されているため、シングルマザーは比較的不安定、低賃金、パートタイム的な仕事に従事する

ことが多い（阿部・大石 2005; 田宮・四方 2007）。

シングルマザーが正社員になるためには、頻繁な残業、長い通勤時間、認可保育園の限られた開園時間内での就業、離別父親による育児協力の不在等、制約を同時にクリアしなければならないことが多い（阿部 2008; 周 2008）。さらに、養育費の取り決めが一般的ではなく、強制徴収制度もないため、離別父親から養育費を受けているシングルマザーが全体の 2 割に満たないのが現状である（厚生労働省 2012）。以上の理由により、母子世帯の平均所得はその他の世帯より著しく低いのである。世帯員 1 人あたり所得については、母子世帯は子どものいる世帯の半分程度しかない。また日本の母子世帯の相対的貧困率が 54%に達しており、これは OECD 諸国の中でもっとも高い水準である（OECD2011, p. 216; 周 2008）。

（2）健康とウェルビーイング

シングルマザーの厳しい経済状況についての研究が蓄積されつつあるものの、収入以外のウェルビーイング指標についての先行研究が依然として乏しい。数少ない先行研究の 1 つである阿部（2008）には、ヒアリング調査のデータを用いて、シングルマザーにおけるストレスの高さや健康状況の悪さについての記述がある。例えば、子どもに十分な養育資源を提供できないがゆえにうつ病になったり、長時間労働のために入院が必要になるほど健康状態が悪化したりするシングルマザーの事例が挙げられている。この研究は、シングルマザーが低所得以外にも多くの面で不利な状況に置かれていることを示唆している。この種の研究は、子どものウェルビーイングや、離婚やひとり親の状態がもたらす貧困の世代間連鎖、望ましい政策対応等を考えるにあたって、重要なインプリケーションを持つ。残念ながら、全国調査のデータを用いてシングルマザーの精神的・身体的ウェルビーイングについての実証研究は、筆者の知る限り、皆無に等しい状況である。

先行研究が少ない理由の 1 つは、データの制約である。通常アンケート調査では、意義のある統計分析に必要な母子世帯の標本サイズを確保するのが困難である。厚生労働省「国民生活基礎調査」等大規模な全国調査では、一定数の母子世帯標本を確保できるものの、所得以外のウェルビーイング指標に関する情報が少ない（Shirahase and Raymo 2014）。ひとり親世帯を対象とする厚生労働省「全国母子世帯等調査」、日本労働研究機構（JIL）「母子世帯の母への就業支援に関する調査 2001」などは、シングルマザーのウェルビーイングに関する情報が比較的多く含まれているが、既婚マザーとの比較分析ができない。

上記 JIL 調査の個票を用いた Raymo and Zhou（2012）の分析結果によると、居住形態（親との同居有無等）がシングルマザーの健康状態や経済的ウェルビーイングに対する自己評価に顕著な影響を与えている。親と同居しているシングルマザーは、非同居シングルマザーに比べて、高いウェルビーイングを持っていることが分かった。Raymo and Zhou（2012）はシングルマザーと既婚マザーの比較を行っていないものの、シングルマザーの健康状態や経済的ウェルビーイングに対する自己評価は総じて低いことが指摘されている。

シングルマザーと既婚マザーの比較分析を行っている唯一の実証研究は、Raymo *et al.* (2014) である。シングルマザーは既婚マザーと比較して、子どもと過ごす時間が短く、また夕食を一緒に取る回数が少ないことが分かった。一方、米国のデータによれば、親子間の触れ合い時間や夕食回数は、子どものアウトカム (outcomes) に正の影響を与えている。親子間の触れ合いが少ないことは、母子世帯の子どもが親世代の不利を継承する要因の1つとなっている可能性がある。Raymo *et al.* (2014) は、さらに、親と非同居のシングルマザーにおける長時間労働や、仕事関係のストレスが、親子間の触れ合いを少なくさせている重要な理由であると指摘している。

3 仮説

母子世帯に関する国内外の先行研究では、シングルマザーにおける精神的・身体的ウェルビーイングの低さがいくつかの要因によってもたらされているとしている。本稿は、主に4つの要因—シングルマザーにありがちな不利な属性、経済的困難、就業環境のストレス、不利なライフイベント体験—の影響を調べることにする。

多くの既存研究は、シングルマザーには低学歴、低稼働能力やその他一連の特性（例えば、親子関係の希薄、乏しい対人能力、低い育児効率）があるため、総じてそのウェルビーイング水準が低いと示唆している。米国では、シングルマザーの低い稼働能力に関する議論は、しばしば高まる所得不平等の議論とリンクされている (Ellwood and Jencks 2004; McLanahan and Percheski 2008)。日本の母子世帯についても、同様なパターンが見られる。Raymo, Fukuda, and Iwasawa (2013) によれば、低学歴の女性ほど離婚しやすく、シングルマザーと既婚マザーとの学歴格差は鮮明である。Raymo, Park, Iwasawa, and Zhou (2014) も、シングルマザーの平均学歴が低いことを指摘している。離婚の世代間伝承に関する研究によると、多くの国々ではシングルマザーが、幼少期に不利な生育環境を体験している確率が高い (Dronkers and Harkonen 2008)。日本では類似の実証研究が見つからないが、関連分野（例えば、母子世帯の貧困と三世帯同居との関係）の研究によれば、シングルマザーと同居する親は、経済的に困窮している確率が顕著に高い (Shirahase and Raymo 2014)。

日本のシングルマザーの厳しい経済状況について、多くの統計情報が公表されている。そのうち、OECD加盟国の比較では、日本は他の先進国に比べて母子世帯の貧困率が高いことがしばしば取り上げられている。親と同居することによる経済的便益を考慮しても、約半数の日本の母子世帯は貧困線以下の暮らしを余儀なくされている (Shirahase and Raymo 2014)。食料・衣料等必需品の欠乏（いわゆる「経済的はく奪」）が精神的ウェルビーイングの低下をもたらすといった因果関係が多くの研究で論じられており (Seccombe 2000)、日本でも、経済的はく奪の度合はシングルマザーのウェルビーイングを決める重要な要素と考えられる。阿部 (2008) は定量的分析を通じて両者の相関関係を確認しており、Raymo and Zhou (2012) が母子世帯調査の個票データを用いた分析では、所得が健康度の自己評価との間に負の相関

関係があると結論づけている。一方、日本の母子世帯をめぐる所得以外の経済的ウェルビーイング指標（資産、貯蓄、消費、生活必需品の不足等）については、研究が進んでいない。

ストレスの多い就業状態は、シングルマザーの低い精神的、身体的ウェルビーイングを予測するもう1つ重要な因子と考えられる。前述のように、日本のシングルマザーの就業率は非常に高く、その多くは不安定、非正規、低賃金の仕事に従事している。厳しい労働条件や柔軟性に欠ける働き方により、日本のシングルマザーは高いストレスや疲労感を感じていると阿部（2008）は指摘する。日本女性の結婚と健康に関する Lim and Raymo（2014）の研究によると、既婚マザーの健康状態が比較的良好である最大の理由として、シングルマザーに比べて就業確率が低いことを挙げている。さらに、シングルマザーは長時間労働や仕事と家庭のコンフリクトが原因で、子どもと過ごす時間が総じて短いと Lim and Raymo（2014）が指摘する。親子の触れ合い時間が限られていることも、シングルマザーの精神的ウェルビーイングにマイナスの影響をもたらす要因の1つかもしれない。母親自らの子育てを重視する日本社会では、そのようなつながりが一層強いものと考えられる。

シングルマザーの低い精神的、身体的ウェルビーイングに対する4つ目の解釈は、母親がこれまでの人生に不利なライフイベントをより多く体験したことである。これは、一種の負のセレクトとも考えられる。成人する前に親の離婚や貧困、さらに家庭内暴力を体験する割合の高いシングルマザーにとって、これらの不利なライフイベントの体験は、しばしば離婚の前兆や潜在的ストレスの要因になっている。筆者の知る限り、未成年期の不利なライフイベント体験、離婚と成人後のウェルビーイングの関連性に関する研究は、日本ではまだ行われていない。第4節で説明するように、JILPTの調査データを利用することで、これらの問題に対する初歩的検証が可能である。

4 分析方法

（1）標本

本稿は、JILPTが2011と2012年に実施した「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（略称：「子育て世帯全国調査」）の個票データを分析に用いている。なお、「子育て世帯全国調査」は18歳未満の子どもを育てている世帯を対象とした全国調査で、ひとり親世帯を多めに抽出できるようにオーバーサンプリング(oversampling)を行っている。調査対象者は、住民基本台帳から層化二段抽出法により無作為に抽出されたふたり親世帯とひとり親世帯それぞれ2000世帯である。

調査員は対象世帯を訪問した上、自答式調査票を調査対象者に渡してから数日後の決まった時間で回答済みの調査票を回収するようにしている。2011年調査では2,218世帯から有効回答が得られ、世帯全体の回収率は56%（ふたり親世帯61%、ひとり親世帯50%）である。2012年調査では、2,201世帯から有効回答が得られ、世帯全体の回収率は55%（ふたり親世帯61%、ひとり親世帯49%）である。母子世帯の場合に母親、父子世帯の場合に父親、ふた

り親世帯の場合になるべく母親が調査票を回答するように調査員が口頭で依頼している（注：ふたり親世帯票のうち、131票は父親による回答）。本研究の主な分析対象は母親であるため、父子世帯（151票）と父親回答のふたり親世帯（131票）を対象外とした。そのため、2ヵ年調査の合計標本サイズは4,137世帯となる。

有効回収率 55-56%は、近年日本で行われた他の大規模アンケートとほぼ同等の水準であるが、そこから得られた子育て世帯標本（とくにひとり親世帯標本）の代表性についてやや不安が残る。2011年に行われたJILPT「子育て世帯全国調査」と厚生労働省の2つの全国調査と比較したところ、両者の回答者属性が非常に近い分布を示していることが分かった（Raymo, Park, Iwasawa, and Zhou 2014）。本稿では記述統計ならびに多変量解析を行う際には、ひとり親世帯のオーバーサンプリングと低回答率を考慮した post-stratification weights をつけている。JILPT が提供したこうしたサンプリングウェイトを用いることで、子育て女性全体に関する集計値を出すことができる。

本稿では、18歳以下の同居子どもがいる子育て女性に分析対象を限定したため、有効サンプルは、3,879世帯（シングルマザー1,233人、既婚マザー2,646人）となる。分析対象から除外された258人の母親のうち、82人は現在同居中の子どもがいない、7人は末子が19歳以上、169人は同居中の子どもの年齢が不明となっている。シングルマザーの81%は離婚が原因で、約2割はその他の原因（死別8%、未婚出産5%、不明6%）となっている。

（2）変数

a) 幸福度

JILPT「子育て世帯全国調査」（2011、2012年）では、回答者が過去1年間にどの程度幸せと感じているかについて、「とても不幸」（0点）から「とても幸せ」（10点）までの11段階評価である。ただし、幸福度に関する質問は2011年調査には設けられておらず、2012年調査で初めて調べられた。

b) CES-D（うつ度指標）

いずれの調査も、臨床心理学のCES-D（Center for Epidemiologic Studies Depression）うつ感情自己評価尺度を用いて、回答者のメンタルヘルスの状況を調べている。2011年調査と2012年調査は、それぞれ7項目と10項目のCES-D尺度を用いている。そのうち、5項目のCES-D尺度は、2ヵ年調査の共通項目であり、本稿はこの共通5項目を用いて、修正CES-D評価尺度を作成している。具体的には、最近の1週間で「物事に集中できない」、「落ち込んでいる」、「何をしても面倒だ」、「なかなか眠れない」、「生活を楽んでいる」¹という5項目について、「ほとんどない」（0点）、「1～2日」（1点）、「3～4日」（2点）、または「5日以上」（3

¹ 逆方向の配点項目。

点)のどちらになるかをたずね、その合計得点を CES-D 総合得点 (0-15 点、 $\alpha = .76$) とした。分析結果をわかりやすく説明するために、以下の分析では CES-D 総合得点に再定義して、メンタルヘルスがもっとも良い状態では 0 点、最も悪い状態では -15 点とした。

c) 健康度の自己評価

回答者は自分の現在の健康状態について、「よくない」(1 点)から「良い」(5 点)までの 5 段階評価である。いずれの調査年も同じ設問方法である。

d) 主観的経済的ウェルビーイング

回答者は、現在の暮らし向き全般について、「大変苦しい」(1 点)から「大変ゆとりがある」(5 点)の 5 段階評価である。いずれの調査年も同じ設問方法である。

e) バックグラウンド変数

全ての推定モデルにおいて、母親の年齢、同居子どもの人数と年齢、(義理の)親との同居有無が説明変数に含まれている。そのうち、年齢は連続変数、同居子ども数は 1-4 人、同居子どもの年齢は一連のダミー変数 (0-5 歳未就学児の有無、6-15 歳小中学生の有無、16-18 歳高校生の有無、19 歳以上成人の有無)によって構成されている。親との同居は、自分の親または義理の親と同居している場合には 1、親以外の場合には 0 とするダミー変数である。ちなみに、(義理の)親との同居の有無や、同居中の親と生計をともにしているかの情報を総合して判断することで、母子世帯によく見られる世帯分離の実態を調べることができる (Raymo and Zhou 2012)。

f) 社会経済的地位

仮説 1 (シングルマザーにありがちの属性)を検証するにあたって、本稿では母親本人およびその父親の最終学歴を本人の社会的地位およびその親資源の代理変数としている。いずれの学歴変数も、「中学校」、「高校」、「専修学校・各種学校」、「短大・高等専門学校」、「大学・大学院」および「その他・不明」という 6 つのカテゴリに分類されている。

g) 経済環境

経済的はく奪がシングルマザーに与える影響を測るために、等価世帯所得、貯蓄状況および生活必需品のニーズが説明変数に含まれている。そのうち、等価世帯所得 (非勤労収入を含む) は、世帯の年間総所得 (税込) を世帯規模の平方根で除した数値であり、収入共有と規模の経済効果を考慮した所得指標である。世帯の年間総所得について、無回答 ($n = 400$ 、分析対象世帯の 11%相当) が非常に多いため、われわれは世帯所得変数を「第 1 四分位」、「第 2 四分位」、「第 3 四分位」、「第 4 四分位」および「不明」という 5 つのカテゴリとし

て定義している。一方、貯蓄行動は、「ほぼ毎月貯蓄している」、「ときどき貯蓄している」、「ほとんど貯蓄していない」、「全く貯蓄していない」、「貯蓄を生活費に回している」および「不明」という6つのカテゴリーに分類されている。生活必需品のニーズは食料や衣料の不満足で表している。具体的には、過去1年間に、お金が足りなくて必要とする食料または衣料を買えないことの発生頻度について、「よくあった」と回答した場合に1として、それ以外の場合には0とした。

h) 就業状況

ストレスの多い就業状況がシングルマザーに与える影響を検証するために、母親の就業形態、就業時間数、不規則勤務時間と仕事と家庭のコンフリクト（WLC）が説明変数に加えられている。就業形態は、「無職」、「パート・アルバイト」、「その他非正規雇用」、「正規雇用」、「自営業・その他」という5つのカテゴリーに分類されている。母親の就業時間数は、残業時間を含む週当たりの総労働時間数である。母親が無職の場合、就業時間数は0とされる。母親の就業時間数と親子の触れ合い時間数の関連性を簡単に調べたところ、両者の間に非線形関係が見られるため、本稿ではゼロ以外の労働時間数を四分位層（第1四分位層から第4四分位層の平均就業時間数は、それぞれ18、33、41と51時間となる）に分けて就業時間数を再定義している。不規則勤務時間が、「おおむね不規則」または「不規則」と回答した場合に1として、それ以外の場合には0とするダミー変数である。WLCは仕事と家庭生活とのコンフリクトに起因するストレスを表す変数である。具体的には、過去1年間において「仕事で疲れ切ってしまって、しなければならない家事や育児のいくつかができなかった」、「仕事にあてる時間が長すぎるために、家事や育児を果たすことが難しくなっている」および「家事（や育児・介護）の負担があるために仕事に集中することが難しくなっている」という3つのコンフリクトがどのくらいの頻度で起きているかを点数化したものである。「全くない」（0点）から「ほぼ毎日」（5点）の6段階評価で、WLCの得点可能範囲は0 - 15点（ $\alpha = .83$ ）となる。過去1年間に無職だった母親のWLC得点は0としている。

i) 不利なライフイベント体験（Stressful life events）

いずれの調査も、「両親の離婚」、「成人する前の生活保護受給経験」、「成人する前の母親の死亡」、「成人する前の父親の死亡」、「親からの暴力」、「配偶者からの暴力」、「（自分の）子どもへの過度の体罰」、「産後・育児うつ」、「子どもへの虐待による思い悩み」、「自殺の考え」といったライフイベントの体験有無について尋ねており、本稿はこれらの不利なライフイベントの体験数を説明変数とした。

（3）実証モデル

本稿では、母親における4つのウェルビーイング指標について、それぞれ5つのモデルを

用いて推定した。推定方法について、連続変数である幸福度得点と CES-D 得点が、最小二乗法を用いて推定され、順序変数である健康度の自己評価と暮らし向きのゆとり感が、順序 logit モデルによって推定されている。

それぞれのウェルビーイング指標を推定する際には、まず母子世帯ダミー、母親の年齢、親との同居有無、同居子ども数、子どもの年齢のみが説明変数に含まれる単純モデル（モデル1）を用いた推定結果が示されている。この単純モデルの推定結果は、シングルマザーと既婚マザー間のウェルビーイング格差を理解するためのベースラインとなる。

一方の拡張モデル（モデル2-5）では、単純モデルに含まれている諸説明変数の他、本人の学歴、父親の学歴（モデル2）、等価世帯所得、貯蓄状況、生活必需品の消費状況（モデル3）、本人の就業形態、就業時間、規則的労働かどうか、仕事と家庭のコンフリクトの程度（モデル4）、不利なライフイベントの体験数（モデル5）も説明変数に加えられている。

モデル1からモデル5まで、新たな説明変数が加えられるごとに、母子世帯ダミーがウェルビーイングに与える負の影響がどの程度弱まるのかが、筆者の主な関心事項である。言い換えれば、シングルマザーをめぐる不利な状況が、それぞれどの程度母親の社会経済的地位（モデル2）、所得環境（モデル3）、仕事環境（モデル4）また不利なライフイベント体験（モデル5）の違いによってもたらされているのかについて、調べることにした。

5 実証結果

第5-1表では、世帯類型別記述統計の結果が示されている。シングルマザーは、4つのウェルビーイング（1-4行目）のいずれについても、その平均値が有意に低いことが分かった。幸福度とうつ度指標の分布（結果省略）を見ると、シングルマザーは既婚マザーに比べてそのウェルビーイングが明らかに低いことが分かる。また、健康状態が「あまり良くない」または「良くない」と回答した者の割合は、既婚マザーは10%に過ぎないのに対して、シングルマザーは20%である。同様に、暮らし向き全般が、「苦しい」または「大変苦しい」と回答した者の割合は、既婚マザーが44%であるのに対して、シングルマザーは69%である。

シングルマザーと既婚マザーの平均年齢は近いものの、子ども数、学歴等の属性の平均に一定の違いが見られる。既婚マザーと比較して、シングルマザーは子どもの数はやや少なく（1.64 vs. 1.94）、未就学の子どもがいる割合が低い（17% vs. 38%）。母親本人の最終学歴が中学校・高校である割合は、シングルマザーが比較的高い（54% vs. 41%）ものの、父親（子どもの祖父）の学歴には差があまり見られなかった。興味深いことに、父親の学歴について無回答の割合はシングルマザーが既婚マザーより高い（20% vs. 10%）。これは、シングルマザーは、父親のいないひとり親家庭に育てられている割合が高いことを示唆する結果と思われる。

また、前述の既存研究の結果と一致して、第5-1表の集計結果からシングルマザーは既婚マザーに比べてより多くの経済的困難に直面していることが分かる。世帯規模調整後の等価

世帯所得を見ると、シングルマザーの41%（既婚マザーは13%）が所得のもっとも低い第1四分位層に属していることが分かる。既婚マザーと比較すると、シングルマザーは「全く貯蓄していない」または「貯蓄を生活費に回している」と回答した者の割合が高く（37% vs. 17%）、必要な食料や衣料を買えないことが「よくあった」と回答した者の割合も高い（9% vs. 3%）。

シングルマザーの就業状況も既婚マザーと大きく異なっている。既婚マザーに比べて、シングルマザーは無業割合が低く（16% vs. 37%）、労働時間が長い層（第4四分位層）に属している者の割合が高く（25% vs. 13%）、労働時間が不規則と答えた者の割合が高く（14% vs. 9%）、また仕事と家庭生活のコンフリクト度指数も高い（5.94 vs. 3.85）。興味深いことに、シングルマザーは不利なライフイベント体験の平均報告件数も既婚マザーより多い（1.17 vs. 0.68）。具体的には、シングルマザーは既婚マザーに比べて、「親の離婚」、「元配偶者からの暴力」、「自殺の考え」といった体験の報告率が高い（結果省略）。

4つのウェルビーイング指標に関する推定結果が第5-2表 - 第5-5表にまとめられている。第5-2表は、幸福度に関する推定結果である。モデル1の推定結果を見ると、シングルマザーの幸福度得点（得点範囲0-10点）が、既婚マザーに比べ0.81ポイント（標準分散の3分の1）低いことが分かった。母親の学歴と社会経済的地位が推定式に加えられたモデル2では、母子世帯ダミーの係数推定値はやや小さくなっている。等価世帯所得、貯蓄状況、生活必需品の消費状況を説明変数に加えたモデル3の推定結果では、シングルマザーと既婚マザー間の幸福度の得点差はさらに50%以上と大きく縮小している。就業状況や不利なライフイベント体験に関する変数を含むモデル5の推定結果では、シングルマザーと既婚マザーとの幸福度の得点差はモデル1より67%も縮小し、母子世帯ダミーの係数推定値は5%水準で有意ではなくなる。

世帯所得が幸福度に与える影響はそれほど強いものではなく、必要な食料や衣料を買えないことは幸福度に有意な影響を与えている（モデル3-5）。WLC得点は幸福度に有意な影響を与えていることから（モデル4）、仕事と家庭生活のコンフリクトはシングルマザーの幸福度を低下させる原因の1つと考えられる。さらに、不利なライフイベント体験も幸福度に負の影響を与えており、説明変数に加えたことで、母子世帯ダミーの係数推定値は一層小さくなった（モデル5）。

第5-3表は、前述の5項目の修正CES-D評価尺度（うつ度指標）で測ったメンタルヘルスに関する推定結果である。CES-Dの推定結果は、第5-2表の幸福度の推定結果と類似している。

第5-1表 世帯類型別記述統計

変数名	母子世帯		ふたり親世帯	
	平均値／割合	標準偏差	平均値／割合	標準偏差
幸福度(0～10点)	6.01	2.44	7.04	2.22
うつ度指標: CES-D(-15～0点)	-0.87	0.68	-0.59	0.53
健康度の自己評価(1～5点)	3.34	1.09	3.78	1.04
暮らし向きのゆとり感(1～5点)	2.15	1.13	2.63	1.11
年齢	39.87	6.86	39.77	6.62
親と同居している	0.34		0.23	
同居子ども数	1.64	0.76	1.94	0.81
6歳未満子どもと同居している	0.17		0.38	
6-15歳の子どもと同居している	0.68		0.66	
16-18歳の子どもと同居している	0.27		0.22	
19歳以上の子どもと同居している	0.15		0.13	
本人の最終学歴				
中学校	0.10		0.04	
高校	0.44		0.37	
専門学校・各種学校	0.14		0.15	
短大	0.17		0.24	
大学(院)	0.08		0.17	
不明	0.07		0.04	
父親の最終学歴				
中学校	0.29		0.27	
高校	0.35		0.41	
専門学校・各種学校	0.03		0.04	
短大	0.12		0.03	
大学(院)	0.12		0.16	
不明	0.20		0.10	
等価世帯所得				
第1四分位	0.41		0.13	
第2四分位	0.16		0.24	
第3四分位	0.06		0.29	
第4四分位	0.18		0.23	
不明	0.18		0.11	
貯蓄状況				
ほぼ毎月貯蓄している	0.19		0.44	
ときどき貯蓄している	0.20		0.20	
ほとんど貯蓄していない	0.19		0.15	
まったく貯蓄していない	0.27		0.11	
貯蓄を生活費に回している	0.10		0.06	
不明	0.06		0.03	
必要な食料または衣料を買えないことがよくあった				
No	0.91		0.97	
Yes	0.09		0.03	
就業形態				
無職	0.16		0.37	
パート・アルバイト	0.33		0.30	
その他の非正規雇用	0.12		0.05	
正規雇用	0.33		0.19	
自営業／その他	0.05		0.08	
1日あたり平均就業時間数				
ゼロ	0.16		0.37	
第1四分位	0.10		0.21	
第2四分位	0.20		0.16	
第3四分位	0.27		0.12	
第4四分位	0.25		0.13	
不明	0.01		0.01	
就業時間が不規則的なのか				
No	0.86		0.91	
Yes	0.14		0.09	
仕事と家庭生活のコフリクト(WLC)(0～15点)	5.94	4.20	3.85	4.14
不利なライフ・イベントの経験数	1.17	1.48	0.68	1.11

第5-2表 幸福度の推定結果 (OLSモデル)

説明変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
母子世帯	-0.81 **	-0.70 **	-0.30 *	-0.27 #	-0.20
本人の年齢	0.00	-0.01	-0.02 *	-0.02 *	-0.03 *
親と同居している	-0.41 **	-0.40 **	-0.48 **	-0.43 **	-0.45 **
同居子ども数	0.12	0.13	0.17 *	0.17 *	0.17 *
6歳未満子どもと同居している	0.28	0.20	0.18	0.23	0.26
6-15歳の子どもと同居している	-0.21	-0.19	-0.16	-0.16	-0.10
16-18歳の子どもと同居している	-0.33	-0.27	-0.22	-0.20	-0.19
19歳以上の子どもと同居している	-0.45 *	-0.32	-0.15	-0.14	-0.12
本人の最終学歴(比較群:高校)					
中学校		-0.33	0.01	0.07	0.32
専門学校・各種学校		0.22	0.08	0.13	0.13
短大		0.59 **	0.29 *	0.29 *	0.26 #
大学(院)		0.43 *	0.11	0.24	0.23
不明		-0.04	-0.12	-0.15	-0.25
父親の最終学歴(比較群:高校)					
中学校		-0.17	-0.11	-0.12	-0.09
専門学校・各種学校		0.18	0.25	0.18	0.26
短大		-0.58	-0.48	-0.51 #	-0.42
大学(院)		0.18	0.20	0.18	0.17
不明		0.04	0.14	0.17	0.20
等価世帯所得(比較群:第1四分位)					
第2四分位			0.20	0.22	0.16
第3四分位			0.28	0.31	0.26
第4四分位			0.34 #	0.36 *	0.31 #
不明			-0.85	-0.66	-0.66
貯蓄行動(比較群:ほぼ毎月貯蓄している)					
ときどき貯蓄している			-0.55 **	-0.54 **	-0.51 **
ほとんど貯蓄していない			-0.98 **	-0.94 **	-0.88 **
まったく貯蓄していない			-1.48 **	-1.46 **	-1.41 **
貯蓄を生活費に回している			-1.69 **	-1.65 **	-1.53 **
不明			-0.28	-0.19	-0.27
必要な食料または衣料を買えないことがよくあった			-1.07 **	-0.95 **	-0.83 **
雇用形態(比較群:正規雇用)					
無職				-0.87 #	-0.66
パート・アルバイト				-0.19	-0.14
その他の非正規雇用				0.04	0.10
自営業/その他				-0.10	-0.06
1日あたり平均就業時間(比較群:ゼロ)					
第1四分位				-0.09	-0.02
第2四分位				0.10	0.16
第3四分位				0.01	0.05
第4四分位				0.10	0.19
不明				0.00	0.00
就業時間が不規則				0.01	0.00
仕事と家庭生活のコフリクト(WLC)				-0.12 **	-0.11 **
不利なライフ・イベントの経験数					-0.25 **
常数項	7.10 **	7.29 **	8.12 **	8.86 **	8.94 **
N	1,828	1,828	1,828	1,828	1,828
自由度	8	18	28	38	39
F値(relative to null model)	14.84	8.93	11.64	10.55	11.33

注: **p<.01, *p<.05, #p<.10

第5-3表 CES-Dの推定結果(OLSモデル)

説明変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
母子世帯	-1.09 **	-0.94 **	-0.45 **	-0.33 *	-0.16
本人の年齢	0.01	-0.01	-0.02 #	-0.02 *	-0.03 **
親と同居している	-0.14	-0.16	-0.27 *	-0.22 *	-0.25 *
同居子ども数	-0.02	0.00	0.08	0.11	0.12
6歳未満子どもと同居している	0.43 **	0.33 *	0.35 *	0.48 **	0.46 **
6-15歳の子どもと同居している	-0.10	-0.07	-0.03	-0.04	0.03
16-18歳の子どもと同居している	-0.10	-0.03	0.01	-0.01	-0.03
19歳以上の子どもと同居している	-0.29	-0.14	-0.04	-0.06	-0.04
本人の最終学歴(比較群:高校)					
中学校		-1.18 **	-0.73 **	-0.62 *	-0.17
専門学校・各種学校		0.31 *	0.14	0.26 #	0.25 #
短大		0.63 **	0.31 *	0.36 **	0.28 *
大学(院)		0.43 *	0.09	0.31 *	0.26 #
不明		0.26	0.23	0.17	0.00
父親の最終学歴(比較群:高校)					
中学校		-0.03	0.03	0.00	0.06
専門学校・各種学校		-0.18	-0.13	-0.19	-0.03
短大		-0.61 #	-0.58 #	-0.57 #	-0.50 #
大学(院)		0.16	0.19	0.20	0.23 #
不明		-0.15	0.01	0.08	0.21
等価世帯所得(比較群:第1四分位)					
第2四分位			0.21	0.18	0.09
第3四分位			0.30 #	0.30 #	0.22
第4四分位			0.27	0.31 #	0.25
不明			-0.08	-0.04	-0.16
貯蓄行動(比較群:ほぼ毎月貯蓄している)					
ときどき貯蓄している			-0.20 #	-0.15	-0.15
ほとんど貯蓄していない			-0.80 **	-0.72 **	-0.61 **
まったく貯蓄していない			-1.48 **	-1.35 **	-1.17 **
貯蓄を生活費に回している			-1.77 **	-1.60 **	-1.38 **
不明			-0.26	-0.14	-0.17
必要な食料または衣料を買えないことがよくあった			-1.91 **	-1.51 **	-1.17 **
雇用形態(比較群:正規雇用)					
無職				-1.18 **	-0.76 #
パート・アルバイト				-0.33 *	-0.29 #
その他の非正規雇用				-0.17	-0.08
自営業/その他				-0.46 *	-0.39 #
1日あたり平均就業時間(比較群:ゼロ)					
第1四分位				0.81 *	1.01 *
第2四分位				1.20 **	1.37 **
第3四分位				0.86 *	0.99 *
第4四分位				1.15 **	1.29 **
不明				0.00	0.00
就業時間が不規則				0.45 **	0.39 *
仕事と家庭生活のコフリクト(WLC)				-0.27 **	-0.24 **
不利なライフ・イベントの経験数					-0.57 **
常数項	-3.21 **	-2.73 **	-2.25 **	-1.86 **	-1.56 *
N	3,597	3,597	3,597	3,597	3,597
自由度	8	18	28	38	39
F値(relative to null model)	18.01	12.27	15.16	22.04	24.52

注: **p<.01, *p<.05, #p<.10

シングルマザーの精神的健康状態は、既婚マザーより有意に悪い（モデル1）。幸福度推定と同様に、母子世帯ダミーの係数推定値は、同標準分散の3分の1相当の大きさである。母親の社会経済的地位をコントロールすることで、母子世帯ダミーの係数推定値が若干小さくなっている（モデル2）。母親本人の学歴は、CES-D（得点範囲-15-0点）との間に強い正の相関関係があるが、（子どもの）祖父の学歴は、母親の精神的健康状態とは無関係のようである。また、幸福度推定の結果と同様に、シングルマザーの厳しい経済状況は彼女らの精神的健康度を低下させる要因の1つであり、とりわけ世帯所得の水準よりも貯蓄の状況や暮らし向きの方が、母親の精神的健康状態に強い影響を与えている。就業状況と不利なライフイベント体験の影響を考慮したモデル5の推定結果では、母子世帯ダミーの係数はさらに小さくなり、また統計的に有意ではなくなる。

第5-4表は健康度の自己評価に関する推定結果である。母子世帯ダミーの係数推定値は-0.63となっており（モデル1）、これはシングルマザーが既婚マザーに比べてワンランク上の健康状態（例えば、「まあまあ良い」→「良い」）にいる確率が46%も低いことを意味するものである。健康度に関する推定結果も、幸福度推定やCES-D推定とおおむね一致している。母親本人の低学歴、厳しい経済状況および不利なライフイベント体験は、それぞれシングルマザーに対して健康状態の相対的な悪化を引き起こす原因の1つであることが分かる。そのうち、とくに経済状況の違いが、シングルマザーと既婚マザー間の健康状態の格差を説明する重要な要因である。

第5-2表と第5-3表の推定結果と異なり、就業状況の違いは、シングルマザーと既婚マザーの健康状態の格差を説明できない。母親の健康状態とWLC得点（シングルマザーの得点が総じて高い）との負の相関関係は、健康状態と長い就業時間（シングルマザーに多い働き方）における正の相関関係によって相殺された可能性がある。

そのほか、完全モデル（モデル5）を用いた幸福度推定（第5-2表）とCES-D推定（第5-3表）では、母子世帯ダミーの係数推定値は統計的に有意ではなくなっているが、第5-4表の健康度推定では該当推定値は統計的に有意である。母子世帯になる確率と健康度の両方に影響を与える他の説明変数が第5-4表のモデル5から漏れている可能性がある。

第5-4表 健康度の自己評価の推定結果（順序 logit モデル）

説明変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
母子世帯	-0.63 **	-0.54 **	-0.31 **	-0.32 **	-0.24 **
本人の年齢	-0.02 **	-0.03 **	-0.03 **	-0.03 **	-0.04 **
親と同居している	0.02	0.01	-0.04	-0.06	-0.08
同居子ども数	0.04	0.05	0.09 #	0.11 *	0.12 *
6歳未満子どもと同居している	0.17	0.13	0.14	0.26 *	0.24 *
6-15歳の子どもと同居している	-0.08	-0.05	-0.05	-0.08	-0.06
16-18歳の子どもと同居している	-0.09	-0.03	-0.02	-0.05	-0.07
19歳以上の子どもと同居している	-0.16	-0.08	-0.06	-0.11	-0.11
本人の最終学歴（比較群：高校）					
中学校		-0.72 **	-0.51 **	-0.50 **	-0.29
専門学校・各種学校		0.14	0.08	0.09	0.09
短大		0.29 **	0.16 #	0.17 #	0.14
大学（院）		0.26 *	0.12	0.20 #	0.18
不明		0.48 #	0.48 #	0.46	0.35
父親の最終学歴（比較群：高校）					
中学校		-0.05	-0.05	-0.08	-0.05
専門学校・各種学校		0.08	0.11	0.08	0.17
短大		-0.16	-0.12	-0.07	-0.03
大学（院）		0.12	0.13	0.13	0.15
不明		-0.33 **	-0.24 #	-0.20	-0.15
等価世帯所得（比較群：第1四分位）					
第2四分位			0.31 **	0.32 **	0.28 *
第3四分位			0.20 #	0.22 #	0.19
第4四分位			0.24 *	0.28 *	0.26 *
不明			-0.07	-0.03	-0.09
貯蓄行動（比較群：ほぼ毎月貯蓄している）					
ときどき貯蓄している			-0.18 #	-0.14	0.00
ほとんど貯蓄していない			-0.47 **	-0.46 **	-0.43 **
まったく貯蓄していない			-0.50 *	-0.47 **	-0.41 **
貯蓄を生活費に回している			-0.98 **	-0.93 **	-0.85 **
不明			-0.62 **	-0.59 **	-0.60 **
必要な食料または衣料を買えないことがよくあった			-0.71 **	-0.57 **	-0.40 *
雇用形態（比較群：正規雇用）					
無職				-0.35	-0.18
パート・アルバイト				0.05	0.08
その他の非正規雇用				0.06	0.11
自営業/その他				0.27 #	0.31 *
1日あたり平均就業時間（比較群：ゼロ）					
第1四分位				0.51 #	0.59 #
第2四分位				0.74 *	0.81 *
第3四分位				0.70 *	0.75 *
第4四分位				0.84 **	0.89 **
不明				0.00	0.00
就業時間が不規則				0.06	0.04
仕事と家庭生活のコフリクト(WLC)				-0.11 **	-0.10 **
不利なライフ・イベントの経験数					-0.29 **
N	3,724	3,724	3,724	3,724	3,724
自由度	8	18	28	38	39
F値(relative to null model)	18.77	11.66	10.96	10.87	12.12

注: **p<.01, *p<.05, #p<.10

第5-5表 暮らし向きのゆとり感の推定結果（順序 logit モデル）

説明変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
母子世帯	-1.00 **	-0.90 **	-0.32 **	-0.28 **	-0.25 **
本人の年齢	0.02 **	0.01	-0.01	-0.01	-0.01 #
親と同居している	0.01	0.02	-0.03	-0.03	-0.03
同居子ども数	-0.19 **	-0.18 **	-0.02	-0.01	-0.01
6歳未満子どもと同居している	0.16	0.04	0.08	0.07	0.07
6-15歳の子どもと同居している	-0.13	-0.10	-0.10	-0.06	-0.04
16-18歳の子どもと同居している	-0.15	-0.07	-0.07	-0.06	-0.06
19歳以上の子どもと同居している	-0.33 **	-0.23 #	-0.12	-0.09	-0.09
本人の最終学歴（比較群：高校）					
中学校		-0.45 *	0.06	0.07	0.13
専門学校・各種学校		0.44 **	0.32 **	0.32 **	0.32 **
短大		0.65 **	0.28 **	0.28 **	0.27 **
大学（院）		0.84 **	0.37 **	0.41 **	0.40 **
不明		0.61 **	0.50 *	0.45 #	0.41 #
父親の最終学歴（比較群：高校）					
中学校		-0.13	-0.08	-0.09	-0.08
専門学校・各種学校		-0.13	-0.05	-0.12	-0.09
短大		0.12	0.20	0.18	0.19
大学（院）		0.06	0.06	0.05	0.05
不明		-0.30 *	-0.13	-0.12	-0.10
等価世帯所得（比較群：第1四分位）					
第2四分位			0.16	0.17	0.15
第3四分位			0.68 **	0.70 **	0.69 **
第4四分位			1.20 **	1.19 **	1.18 **
不明			0.51 **	0.51 **	0.50 **
貯蓄行動（比較群：ほぼ毎月貯蓄している）					
ときどき貯蓄している			-0.73 **	-0.69 **	-0.70 **
ほとんど貯蓄していない			-1.47 **	-1.41 **	-1.40 **
まったく貯蓄していない			-2.45 **	-2.40 **	-2.38 **
貯蓄を生活費に回している			-2.50 **	-2.47 **	-2.44 **
不明			-1.46 **	-1.45 **	-1.46 **
必要な食料または衣料を買えないことがよくあった			-1.82 **	-1.72 **	-1.67 **
雇用形態（比較群：正規雇用）					
無職				-0.74 #	-0.68
パート・アルバイト				-0.62 **	-0.61 **
その他の非正規雇用				-0.45 **	-0.43 **
自営業/その他				-0.31 #	-0.30 #
1日あたり平均就業時間（比較群：ゼロ）					
第1四分位				-0.05	-0.03
第2四分位				0.23	0.24
第3四分位				-0.05	-0.03
第4四分位				0.28	0.30
不明				0.00	0.00
就業時間が不規則				-0.11	-0.12
仕事と家庭生活のコフリクト(WLC)				-0.12 **	-0.11 **
不利なライフ・イベントの経験数					-0.09 *
N	3,797	3,797	3,797	3,797	3,797
自由度	8	18	28	38	39
F値(relative to null model)	34.97	21.96	37.54	30.59	29.96

注: **p<.01, *p<.05, #p<.10

第 5-5 表は暮らし向きに関する推定結果である。母子世帯ダミーの係数推定値は-1.00 となっており（モデル 1）、これはシングルマザーが既婚マザーに比べてワンランク上の暮らし向き（例えば、「ややゆとりがある」→「大変ゆとりがある」）を実感している確率が 63% も低いことを意味するものである。その他、モデル 2-5 の推定結果は、おおむね筆者の予想した通りである。それほど意外なことではないが、世帯所得、貯蓄状況および食料・衣料の不満足を新たに推定に加えたモデル 3 の推定結果では、シングルマザーと既婚マザー間の暮らし向き格差がもっとも大きく縮減されている。健康度推定（第 5-4 表）と同様に、第 5-5 表の完全モデルにおいても、シングルマザーと既婚マザー間の暮らし向き格差が統計的に有意である。しかも、第 5-4 表と第 5-5 表の完全モデル（モデル 5）では、残されているシングルマザーと既婚マザー間のウェルビーイング格差の大きさがほぼ同程度のものであり、健康度推定では、母子世帯ダミーの係数推定値は-0.24 であるのに対して、暮らし向き推定では同推定値が-0.25 となっている。

6 結びにかえて

離婚率の上昇と母子世帯の増加は、現代の日本社会において家族の変容を象徴するもっとも衝撃的、かつ潜在的重要性を持つ出来事の 1 つである。シングルマザーの高就業率と高い貧困率は研究課題として重視されるようになったものの、経済指標以外のウェルビーイング指標についての研究は非常に不足している。アメリカでは、すでに多数の実証研究によってシングルマザーが様々な方面で不利な状況に置かれていることが明らかにされ、また、これが世帯全体の不平等度の高まりや、不利（Disadvantage）の世代間連鎖につながることが指摘されている。日本でも同種の実証研究が必要とされている。

日本のシングルマザーは、既婚マザーに比べて、実際にどれほど不利な状況下にあるのか、異なるウェルビーイング指標では不利な度合いが違うのか、シングルマザーのウェルビーイングを決める要因とは何か等について、JILPT「子育て世帯全国調査」では多くの情報が収集されている。

JILPT 調査による本稿の推定結果により、日本のシングルマザーは 4 つのウェルビーイング指標すべてにおいて、既婚マザーよりも不利な状況に置かれていることが明らかになった。シングルマザーになる者の属性バイアス、経済的困難、仕事関係の不安感、生活の中で生じるストレスは、不利な状況をもたらす主因だと考えられる。とくに、以下 2 点の分析結果について強調する必要がある。

第 1 に、経済的困難はシングルマザーの幸福度と健康状態を決める非常に重要な要因である。世帯収入、貯蓄状況、生活必需品の消費状況等、経済的困難度の具体的指標を考慮した推定結果では、考慮しなかった推定結果に比べて、シングルマザーと既婚マザー間の幸福度と健康状態の格差が約半分の大きさにまで縮小する。興味深いことに、世帯年収よりも、貯蓄ができていないことや、必要な食料や衣料が買えないことが、ウェルビーイングの強い予

測因子 (predictor) になっている。これは、健康状況や精神的健康度を推定する際に、所得以外の多様な経済指標を取り入れることの重要性を示唆する結果となっている。

第2に、シングルマザーは既婚マザーと比べて、不利なライフイベント体験を報告する者の割合が高く、こうした不利な体験はいずれのウェルビーイング指標においても、シングルマザーと既婚マザー間の格差を部分的に説明できる。また、シングルマザーは既婚マザーと比較して、親の離婚、家庭内暴力、自殺の考えを体験した者の割合が高いこと（結果省略）が全国調査のデータから確認できたことも、画期的である。母親のウェルビーイングに大きな影響を及ぼす不利な人生体験は、今後の研究課題としてその仕組みの解明が期待される。

総じて、本研究は、日本のシングルマザーを取り巻く不利な状況について、新たな統計的エビデンスを提供している。就業を通じた経済的自立を促す現行政策は、シングルマザーが直面する仕事と家庭のコンフリクトを深め、母親の精神的・身体的健康を損なうといった予期せぬ結果をもたらす可能性が懸念される。とくに、長時間就業にもかかわらず十分な所得が得られないケースでは上記の懸念が一層深いものとなる。母子世帯への公的所得移転が減らされる中、シングルマザーとその子どもたちへの所得以外の潜在的支援が一層重要になっていくと Akaiishi (2011) は指摘している。親（子どもの祖父母）との同居率が高いシングルマザーにとって、親族は明らかに重要なサポート源である (Raymo and Zhou 2012)。ただし、最近の研究によれば、シングルマザーと同居する祖父母の多くは、自分自身が厳しい経済状況にいることが分かっている (Shirahase and Raymo 2014)。

本稿の研究結果は、シングルマザー本人だけではなく、その子どもたちのウェルビーイングについて考える上で重要な示唆を与える。米国で行われた膨大な実証研究によれば、世帯構造が子どものウェルビーイングに重大な影響を及ぼすことが分かっている。一方、日本ではひとり親家庭の子どもの学業成績、問題行動、健康状態に関する学術研究がほとんど行われておらず、実態の解明は進んでいない。本稿の分析結果によって、経済的ウェルビーイングだけではなく、幸福度、精神的健康等他のウェルビーイング指標においても、日本のシングルマザーが非常に不利な状況に置かれていることが明らかになった。本稿の結果は、母子世帯数の増加による子どものアウトカム、社会階層移動、不利の世代間継承のメカニズムを解明するための重要な糸口になるであろう。

参考文献

- 阿部彩 (2008) 『子どもの貧困：日本の不平等を考える』 岩波書店
- 阿部彩・大石亜希子 (2005) 「母子世帯の経済状況と社会保障」 国立社会保障・人口問題研究所編 『子育て世帯の社会保障』、143-164
- 厚生労働省 (2012) 『平成23年度全国母子世帯等調査結果報告』
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『人口統計資料集』

西文彦 (2012) 「シングル・マザーの最近の状況 (2010年)」

(www.stat.go.jp/training/2kenkyu/pdf/zuhyou/single4.pdf, 2012年9月26日にアクセス)

田宮遊子・四方理人 (2007) 「母子世帯の仕事と育児—生活時間の国際比較から—」『季刊社会保障研究』Vol.43、219-231

周燕飛 (2008) 「母子世帯のいま—増加要因・就業率・収入等」JILPT 労働政策研究報告書 No.101、第1章第2節、26-38

Abe, A. (2003). Low-income people in social security systems in Japan. *Japanese Journal of Social Security Policy*. 2:59-70.

Akaishi, C. (2011). Single mothers. Transforming Japan: How feminism and diversity are making a difference. K. Fujimura-Fanselow, editor. New York: The Feminist Press at the City University of New York: 121-130

Brinton, M. C. (2001). Married women's labor in East Asian economies. 1-37. Women's working lives in East Asia. M. C. Brinton, editor. Stanford, CA: Stanford University Press: 1-37

Dronkers, J. & Härkönen, J. (2008). The intergenerational transmission of divorce in cross-national perspective: Results from the Fertility and Family Surveys. *Population Studies*. 62:273-288.

Ellwood, D. T. & Jencks, C. (2004). The uneven spread of single-parent families: What do we know? Where do we look for answers? Social Inequality. K. Neckerman, editor. New York: Russell Sage Foundation: 3-78

Ezawa, A. & Fujiwara, C. (2005). Lone mothers and welfare-to-work policies in Japan and the United States: Towards an alternative perspective. *Journal of Sociology & Social Welfare* 32:41-63.

Lim, S.j., & Raymo, J. M. (2014). Marriage and women's health in Japan. Unpublished manuscript.

McLanahan, S., & Percheski, C. (2008). Family structure and the reproduction of inequalities. *Annual Review of Sociology*. 34:257-276.

National Institute of Population and Social Security Research (2011). The Fourteenth Japanese National Fertility Survey in 2010, Marriage Process and Fertility of Japanese Married Couples, Highlights of the Survey Results on Married Couples.

http://www.ipss.go.jp/site-ad/index_english/nfs14/Nfs14_Couples_Eng.pdf (2012年9月26日にアクセス)

OECD (2011) *Social Indicators*. Paris: OECD.

Ono, H. (2010) The socioeconomic status of women and children in Japan: Comparisons with the USA. *International Journal of Law, Policy and the Family* 24:151-176.

Raymo, J. M., Fukuda, S., & Iwasawa, M. (2013). Educational differences in divorce in Japan. *Demographic Research*. 28:177-206.

- Raymo, J. M., M. Iwasawa, and L. Bumpass. (2004). Marital dissolution in Japan: Recent trends and patterns. *Demographic Research*. 11:395-419.
- Raymo, J. M., Park, H., Iwasawa, M. & Zhou, Y. (2014). Single motherhood, living arrangements, and time with children in Japan. Forthcoming in *Journal of Marriage and Family*.
- Raymo, J. M., & Zhou, Y. (2012). Living arrangements and the well-being of single mothers in Japan. *Population Research and Policy Review*. 31:727-749.
- Secombe, K. (2000). Families in poverty in the 1990s: Trends, causes, consequences, and lessons learned. *Journal of Marriage and Family*. 62:1094-1113.
- Shirahase, S. & Raymo, J. M. (2014). Single mothers and poverty in Japan: The role of intergenerational coresidence. *CDE Working Papers 2014-01*. Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin, Madison, WI.

第6章 子育て期の母親に求められている支援策

1 はじめに

子育て中の母親は、就業と子育てに対して国や自治体からどのような支援策を望んでいるか。本稿は母親の属性と支持する支援策の関係を整理したものである。

過去 20 余年を振り返ると、高学歴化や就業支援制度の拡充により、女性のライフコースは就業との関連において変化が見られるようになった。例えば、国立社会保障・人口問題研究所の『出生動向基本調査』を見ると、変化を特徴づけている点の1つは、妊娠、出産前の就業率の上昇にある。もう一点は、育児休業の取得による産前、産後の就業継続の割合が増加したことである。すなわち女性にとって結婚や出産が働き方を規定する関係は、傾向としてはやや弱まりつつある。むしろ、晩婚化や生涯未婚率の上昇、出生率の低下などを考えれば、働き方が結婚や出産のタイミングに影響を与える関係性が幾分強くなったとも捉えられる。

ただ、今日の女性のライフコースにおいても依然として大きな位置を占めているのは、専業主婦として子育てに専念する、あるいは子どもの手が離れてから再就業する選択である。もちろん、子どもの出産を機に仕事を辞めることが、昔も今も多くの女性にとって「選択」という語感に見合うほど積極的なものであるかは議論の余地がある。ただ、そうであるからこそ、就業や子育てに対する支援はいずれのキャリアやライフコースをたどった人たちに対しても配慮し、包括的に議論される必要がある。

就業と子育てに対する支援策の評価は、これまでの実証分析の文脈では、産前、産後の就業継続や（追加）出生の実現をアウトカムとして行われることが多かった。主なものとしては、育児休業制度と就業継続（駿河・張 2003、今田・池田 2006）、育児休業制度と出生（山口 2005、滋野 2006、坂爪・川口 2007 など）¹、保育料や保育所の定員率と就業継続（滋野・大日 1999、大石 2002、宇南山 2011 など）の関係が、仕事と家庭の両立支援の立場から取り扱われている。一方で、支援策の評価は、個々の母親が置かれている状況に応じて実際に何が必要とされているのか、当事者の目線で把握していくことも重要である。就業継続や少子化解消などのマクロな政策課題が、個々の母親が直面している問題に必ずしも一致するとは限らない。

子育て期の母親が直面している問題は多様である。単一の指標の改善をもって母親全体の厚生を評価することは難しい。また、どのような指標とその組み合わせが適切であるかは先見的には分からない。そこで本稿では、特定の支援策が母親に与える影響ではなく、個々の母親がどのような支援策を必要としているのかを、まず解き明かすことを目的とした。特に、

¹ 育児休業制度と出生の関係は、酒井・高畑（2011）のサーベイが包括的にまとめている。

就業形態や学歴など母親がこれまでたどってきたライフコースの違い、あるいは子どもの学齢や母親のライフステージの違いによって、支援策のニーズに傾向の違いがあるかに着目している。どのような層がどのような支援を必要としているかを把握することは、効果的な支援を行うためには不可欠であろう。また、今後、改めて支援策の評価を行う際の基礎情報ともなる。

以下、第2節では分析に使用するデータと分析の方法を説明し、第3節では得られた推計結果について検討する。最後の第4節で結論をまとめる。

2 データと方法

(1) 使用したデータと分析対象

使用したデータは(独)労働政策研究・研修機構が2012年に実施した「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」(以下、「子育て世帯全国調査2012」)である。同調査は18歳以下の子どもがいる世帯に対して行った調査である。回答者の多くは女性となっている。本稿の分析は、ふたり親世帯の母親、1,440人を用いて行ったものである。分析対象者の平均年齢は40.0歳。年齢幅は、21歳から60歳の間にほぼ収まっている²。

(2) アプローチ

分析の目的は、以下で叙述するように、今日実施されている就労・子育て支援策について、それらの支援策を拡充すべきと希望している母親たちの属性を明らかにすること、また支援策によって属性に違いがあるかを提示することである。「子育て世帯全国調査2012」では、「あなたが育児と就業を行う上で、国や自治体からの支援で拡充すべきだと思うものは何ですか」という設問に対して、12個の選択肢を提示し、その中から最大3個までを選択してもらっている。選択肢の間に順序の構造は入っていない。これら12個の選択肢を細かく見ていくことはやや煩雑である。本稿では、「金銭的支援」、「保育サービス」、「休業・休暇の期間延長」の3つのカテゴリーにまとめ直して議論を行う。この3つにまとめた支援策に対して、それぞれ同一の共変量を用いてロジスティック回帰を行う。どのような属性が政策の支持あるいは不支持へつながっているかを検証し、3つの政策間での相違点を比較する。

3カテゴリーへの分類は、支援策の内容から判断したものであり、労働政策研究・研修機構(2013)に従い、第6-1表のように行った。「金銭的支援」は、「児童手当(子ども手当)の増額」、「年少扶養控除の復活」、「乳幼児医療費助成期間の延長」、「職業訓練を受ける際の金銭援助」である。「保育サービス」は、「保育所サービスの多様化(休日保育、延長保育等)」、「保育所の増設・受入児童数の増加」、「病時・病後時保育制度の充実」である。「休業・休暇の期間延長」は、「原則1年とする育児休業の法定期間の延長」、「年5日とする子

² この年齢範囲に収まらない70歳以上の対象者が1ケースだけ含まれる。

の看護休暇の法定期間の延長」である。「その他」、「国や自治体からの支援は十分である」、「よくわからない」の選択は、いずれのカテゴリーにも含めていない。

第 6-1 表 支援策の分類

金銭的支援	「職業教育を受ける際の金銭的援助」 「乳幼児医療費助成期間の延長」 「年少扶養控除の復活」 「児童手当の増額」
保育サービス	「病時・病後保育制度の充実」 「保育所の増設・受け入れ児童数の増加」 「保育所サービスの多様化」
休業・休暇の期間延長	「子の看護休暇の法定期間の延長」 「育児休業の法定期間の延長」

本稿のテーマは、子育てと就業の支援策に対する選好である。ゆえに、説明に用いる共変量は、子どもの状況と母親の就業状態を中心に扱っている。分析に用いた共変量は、第 6-2 表にまとめている。子どもの状況については、子どもの人数と末子の学齢に着目している。子どもの人数は、子育て費用や教育費、あるいは育児の手間といった母親の負担感に直接的に影響するものと思われる。分析ではさらに、人数そのものだけでなく、理想の子ども数とのかい離も共変量に含めている。現実の子ども数が理想の子ども数より少ない場合は、子どもが欲しいという期待に対してどの支援策が必要とされているのかを把握することができる。同様に、現実の子ども数が理想の子ども数より多いと感じている場合は、その負担感を解消させる支援策のあり方が見えてくる。

末子の学齢は、子どもの成長過程にそって、どの支援策が必要とされているかを測る指標である。加えて、今回の分析には学齢を入れるべき理由がもう 1 つある。対象者に支援策を選択させる上記の設問は、表記にややあいまいさがある。対象者にとっては、育児と就業を行う上で現に自分が必要としている支援策を想定するのか、自身の経験などから一般論として拡充すべきと評価している支援策を想定するかによって回答が異なることもあるだろう。実際、提示している支援策は産前産後や乳幼児期を念頭に置いたものが多いが、必ずしも乳幼児期の子どもがいる母親だけがそれらの支援策を評価しているわけではない。ただ、そうとはいえ、選択する内容は、子どもの年齢・学齢にかなりの部分を依存していることが予想される。末子の学齢は、母親および子どものライフステージの影響を他の係数の推計値から

コントロールする役割もある。

母親の現在の就業状態については、就業の有無、また働いている場合には就業形態を正規・非正規の別でカテゴリー化している。加えて本稿では、第1子出産前後の就業形態についても共変量に含めた。日本では出産を理由に退職する傾向は依然として強く、特に第1子出産はライフコースの分岐点といえる位置づけにある（武石 2009、池田 2012）。就業継続を実現した母親の間で、どのような支援策が必要とされているか理解することは、今後の就業継続の底上げを考える上で有用な情報となる。一方で、個々の母親にとって、これまでのライフコースは所与のものであり、過去に遡って変更することはできない。異なるライフコースを選んだ／歩んできた母親間で支援策に対する選好の違いがある場合、その差を明確にすることは、個々の母親の状況に応じた子育て・就労支援策を理解することでもある。本稿で扱う産前は出産半年前、産後は出産3年後の状況である。

第1子出産前後の就業状態は、回顧質問から捕捉しており、また対象者の年齢幅も広いため、対象者によって出産時期が異なる。ここで述べた時期的な違いとは、第1子を出産した年齢、法制面の整備状況など出産時の時代背景、対象者が属する世代および就労や子育てに対するその世代の意識、がそれぞれ異なることを意味する。推計においてはこれらの時間的要素の調整は考慮しなければならない。ただし、年齢、時代、世代の3要素を識別することは、何らかの仮定を置かないかぎり不可能である。本稿では、扱いと解釈が比較的容易な、対象者の出生年を用いた。出生年は概ね世代の影響を捉えたものとみなせるが、得られた推計値には年齢、時代の影響も含まれていることには留意が必要である。なお、推計では、出生年とベクトルの意味で同値な、現在の対象者年齢を用いている³。産前・産後の就業形態ごとに切片（水準）と年齢による傾きを、推計式に組み込んでいる。

推計はマルコフ連鎖モンテカルロ法（MCMC）で行っている。25,000回の試行を行い、最初の5,000回をburn-in期間として扱っている。本稿では、各共変量に説明力があるかどうかを事後分布の95%信用区間が0を含むかどうかで判断する。推計値として記載する係数の値は、事後分布の中央値で評価したものである。なお、第一子出産前後の就業状態や子どもの学齢など、カテゴリー変数についてはすべてのカテゴリーを推計式の共変量として扱い、それら係数の和を0とする線形制約を置いて識別問題を回避している。

³ データから、出産時年齢、出産した暦年、対象者自身の出生年のすべてを計算することが可能である。ただし、出産年齢、暦年、対象者の出生年の3つの要素は線形従属の関係にあり、何らかの制約を置かないかぎり、推計上、分離は不可能である。また、晩産化の影響から、第一子の出産年齢は世代の影響を強く受けている。さらに、サンプリングが対象者の年齢ではなく、子どもの年齢を基準にしている。そのため、20歳代の対象者では20歳代までに子どもを産んだことになるが、50歳代では原理上すべての10歳～50歳のすべての年代で出産している可能性があり、対象者の年齢による出産年の割り付けはランダムではない。比較的、解釈が容易と思われる対象者の年齢を用いている。

第 6-2 表 分析に用いた共変量の定義

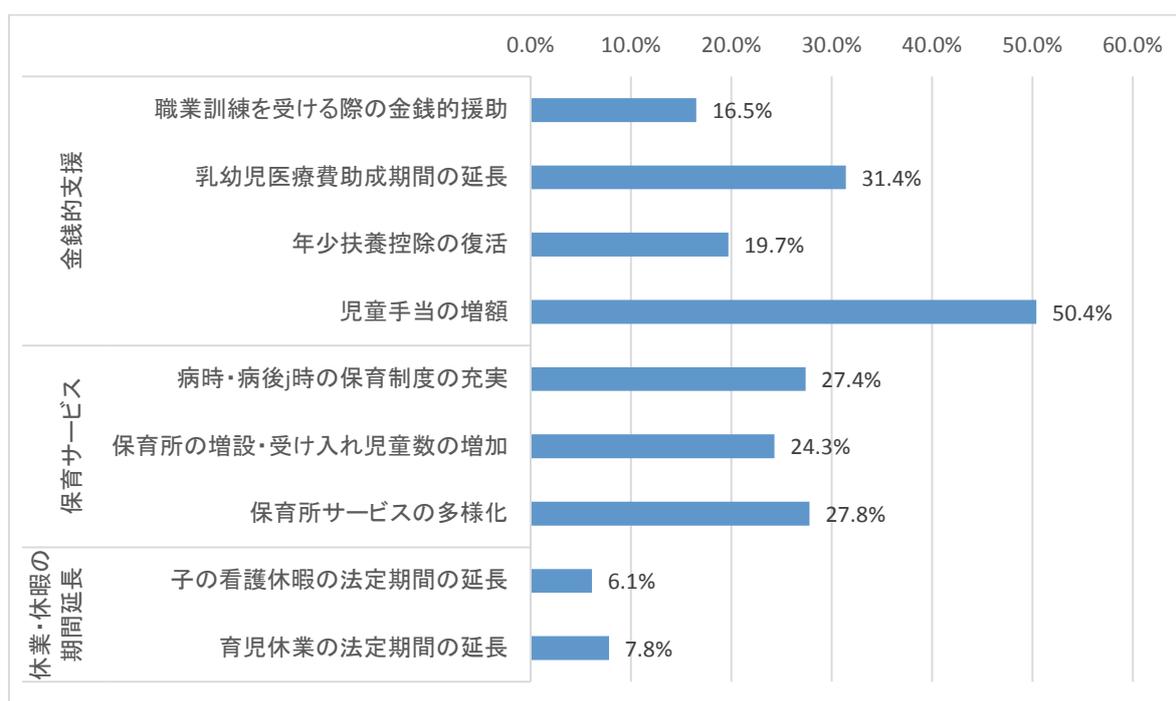
子ども数	<ul style="list-style-type: none"> ・現在の子どもの人数（実数） ・下記に該当する場合、1 の値をとるダミー変数： <ul style="list-style-type: none"> -理想の子ども人数が現在の子ども人数より多い -理想の子ども人数が現在の子ども人数より少ない
末子学齢	末子の就学状況を下記の 6 つのカテゴリーに分類： 家庭内保育、保育園、幼稚園、小学校低学年（1～3）、 小学校高学年（4～6）、中学生以上
本人学歴	母親が大学・大学院を卒業している場合は 1、 それ以外を 0 とするダミー変数
世帯所得	年間の税込世帯所得を下記の 7 つのカテゴリーに分類： 300 万円未満、300～400 万円、400～500 万円、 500～600 万円、600～800 万円、800 万円以上、 収入無回答
現在の就業	現在の就業状態について、 <ul style="list-style-type: none"> ・無職の場合は： <ul style="list-style-type: none"> -就業意志あり -就業意志なし ・有職の場合は： <ul style="list-style-type: none"> -正社員・正規職員 -非正規（契約社員、派遣社員、パート・アルバイト） その他（自営業、個人業務請負等） ・就業について無回答の場合は： <ul style="list-style-type: none"> -就業状態不明
第 1 子出産前後の働き方	第 1 子出産半年前と出産 3 年後の母親の就業状況について、 下記 9 つの組み合わせをカテゴリーとして提示。提示した「その他」 以外のカテゴリーは、観測数が 30 以上あるものに限定している。 非正規は契約・派遣社員、パートをまとめたものである。育児休業中と 答えているものは、便宜上、正規に分類した。： 「無職-無職」、「無職-非正規」、「正規-無職」、「正規-正規」、 「正規-非正規」、「非正規-無職」、「非正規-正規」、「非正規-非正規」、 「その他」
都市規模	東京都区部および政令指定都市、人口 20 万人以上の市、 人口 10 万人以上 20 万人未満の市、人口 10 万人未満の市、 町村

（3）支援策の回答傾向

第 6-1 図には、個別の就労・子育て支援策について、それぞれが選択された割合を示している。選択された割合がもっとも高かったのは、「児童手当（質問票上は子ども手当）の増額」である。割合は 50.4%と、2 人に 1 人が支持しており、他の支援策に比べて支持の割合が突出している。児童手当は母親の就業の有無とは関係なく、多くの世帯が受給の対象とな

ること、同時に政策の認知度の高さを反映した結果と思われる。次いで支持の割合が高いのが、「乳幼児医療費助成期間の延長」で 31.4%である。さらに、「保育所サービスの多様化」、「病時・病後時の保育制度の充実」、「保育所の増設・受入児童数の増加」、といった保育サービスの充実に関する支援策が 20%台半ばから後半の値で続いている。一方で、「子の看護休暇の法定期間の延長」は 6.1%、「育児休業の法定期間の延長」は 7.8%と、休業・休暇期間を法制面から延長する支援策は、いずれも 1 割に満たない支持しか得られていなかった。

第 6-1 図 就業と子育てに関する個別支援政策の支持割合



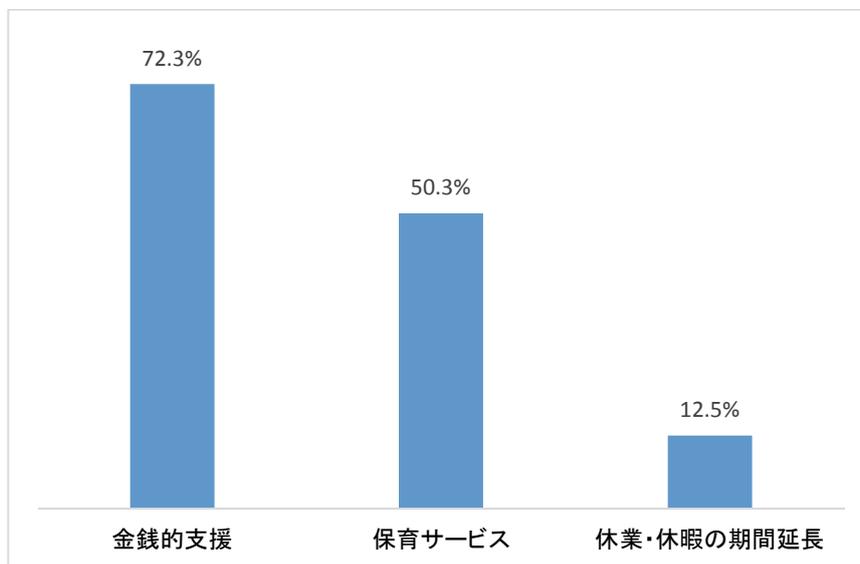
なお、第 6-1 図には掲載していないが、設問の選択肢に提示している「その他」の回答割合は 1.9%、「国や自治体からの支援は十分」は 3.8%、「よくわからない」は 0.6%であり、多くの回答者はいずれかの具体的支援策の拡充を希望していたことがわかる。ただし、提示した選択肢のいずれも選んでいない回答者の割合は 8.3%とやや多い⁴。本稿では、この 8.3%の対象者については、各支援策ともに積極的な支持をしていないものとみなし、分析からは除外していない。

第 6-2 図には、「金銭的支援」、「保育サービス」、「休業・休暇の期間延長」に分類したうえでの支持割合をしてみる各カテゴリーに含まれる支援策を、1 つでも支持していた割合になる。3 つの中では、「金銭的支援」の支持が最も高く 72.3%、「保育サービス」に対する支持が 50.3%、「休業・休暇の期間延長」への支持が 12.5%となっている。「金銭的支援」へ

⁴ いずれの選択肢も選んでいない回答者が、個別の支援策をすべて支持していないのか、それとも設問全体の回答を拒否しているのかの判断は難しい。

の幅広い期待と、「休業・休暇の期間延長」の選択の低さが際立った結果である。

第 6-2 図 就業と子育てに関する、カテゴリ別支援策の支持割合



個別政策を 3 つのカテゴリに分類したあとで、対象者がいくつのカテゴリを支持していたか、その頻度の分布を示したものが第 6-3 表である。1 つの支援カテゴリのみを支持していた割合が最も高く、48.3%にのぼる。一方で、3 つのカテゴリをすべて選択した回答者の割合は 4%に過ぎない。半数近くが金銭、保育の政策のいずれか 1 つを中心に支持しており、3 つの関連政策にまたがって支持している人の割合は少ない。ただし、異なる 2 つの支援カテゴリに回答があった人の割合は 37.5%である。各政策間の重複割合を提示することは省略するが、第 6-1 図で示した個別支援策の支持の割合の結果から分かるように、「金銭的支援」と「保育サービス」の双方への支持がほとんどを占めている⁵。

第 6-3 表 カテゴリ別、支持していた支援策数の分布

支援策数	0	1	2	3
割合	10.3%	48.3%	37.5%	4.0%

⁵ 設問では選択できる数を 3 つまでと制限している。そのため、各支援策を選択するかしないかの回答は独立な事象ではない。選択を同じ支援カテゴリに集中させた人と、分散させた人では、ある支援カテゴリを支持していてもその意味合いがことなるかもしれない。例えばニーズの内容や切実度である。集中や分散の回答傾向を推計するためには、対象者が選択した最大 3 つの回答を 1 つの組として扱わなければならない。ただ、対象者それぞれの応答変数をベクトルとして扱うことは、モデルと結果の解釈が煩雑になる。本稿では、回答者の 3 つの選択をそれぞれ独立と仮定した推計のみを提示する。選択の相互連関を考慮した分析は今後の課題としたい。

3 推計結果

各支援策についてのロジスティック分析による推計結果を第 6-4 表に掲載した。事後分布の 95%信用区間に 0 を含まないものについては、係数の中央値に網掛けをしている。収束を示す指標である Gelman-Rubin の値も掲載している。この値は 1.2 以下であることを収束の目安として用いられることが多いが、概ねほとんどの変数で収束していることが確認できる。第 6-4 表の推計結果はやや煩雑であるため、第 6-5 表では係数の 95%信用区間に 0 を含まない属性だけを抜き出し、まとめている。第 6-5 表で網掛けをしているものは負の係数が推定されていることを示し、網掛けをしていないものは正の係数が推定されていることを示している。

第6-4表 推計結果

共変量	金銭的支援				保育サービス				休日・休暇の期間延長				
	中央値	95%下限	95%上限	Gelman-Rubin	中央値	95%下限	95%上限	Gelman-Rubin	中央値	95%下限	95%上限	Gelman-R	
切片	2.17	0.74	3.35	1.18	0.19	-0.91	1.37	1.01	-2.12	-4.13	-0.17	1.02	
子ども数	人数	0.28	0.08	0.47	1.02	-0.06	-0.22	0.11	1.00	0.07	-0.20	0.34	1.00
	理想より少ない	0.45	-0.26	1.25	1.00	-0.02	-0.60	0.56	1.00	-1.71	-3.68	-0.37	1.00
	理想より多い	-0.15	-0.45	0.17	1.01	0.49	0.22	0.76	1.00	0.16	-0.27	0.58	1.00
末子学齢	家庭内保育	-0.22	-0.60	0.16	1.02	0.44	0.10	0.78	1.00	0.43	-0.04	0.90	1.00
	保育園	0.19	-0.16	0.54	1.01	0.39	0.09	0.71	1.00	-0.14	-0.59	0.30	1.00
	幼稚園	0.46	0.04	0.90	1.01	-0.50	-0.84	-0.16	1.00	-0.19	-0.82	0.37	1.00
	小学校低学年	0.14	-0.17	0.46	1.02	-0.31	-0.60	-0.02	1.00	-0.35	-0.87	0.12	1.00
	小学校高学年	-0.59	-0.94	-0.23	1.04	0.21	-0.12	0.55	1.00	0.27	-0.24	0.78	1.00
本人学歴	中学生以上	0.02	-0.21	0.24	1.00	-0.24	-0.43	-0.04	1.00	-0.01	-0.32	0.30	1.00
	大学卒	-0.35	-0.66	-0.02	1.00	0.53	0.21	0.85	1.00	0.51	0.10	0.91	1.00
	300万円未満	0.74	0.13	1.46	1.01	-0.58	-1.07	-0.13	1.00	-0.43	-1.41	0.38	1.00
	300～400万円	-0.06	-0.45	0.37	1.01	-0.25	-0.61	0.09	1.00	-0.18	-0.82	0.40	1.00
世帯所得 (税込)	400～500万円	0.47	0.05	0.91	1.00	0.08	-0.25	0.40	1.00	0.15	-0.39	0.63	1.00
	500～600万円	-0.02	-0.37	0.36	1.00	0.29	-0.01	0.60	1.01	-0.22	-0.76	0.28	1.01
	600～800万円	-0.43	-0.70	-0.15	1.00	0.10	-0.15	0.35	1.00	0.43	0.06	0.81	1.00
	800万円以上	-0.50	-0.79	-0.22	1.00	0.47	0.22	0.73	1.01	0.52	0.14	0.91	1.00
	収入無回答	-0.22	-0.51	0.07	1.00	-0.10	-0.34	0.16	1.00	-0.23	-0.71	0.20	1.00
現在の就業	無職(就業意志なし)	-0.37	-0.84	0.10	1.01	-0.34	-0.80	0.10	1.00	-0.61	-1.55	0.16	1.00
	無職(就業意志あり)	0.24	-0.09	0.56	1.00	0.10	-0.18	0.39	1.00	0.01	-0.45	0.48	1.00
	正社員・正規職員	-0.05	-0.41	0.32	1.00	0.10	-0.24	0.44	1.00	0.78	0.29	1.30	1.00
	非正規・その他	0.13	-0.14	0.40	1.00	0.08	-0.17	0.33	1.00	-0.34	-0.76	0.11	1.00
	就業状態不明	0.05	-0.65	0.80	1.00	0.06	-0.60	0.71	1.00	0.21	-1.04	1.17	1.00
第1子 出産前後の 働き方 (水準)	無職-無職	2.16	0.23	4.24	1.39	0.02	-1.62	1.65	1.03	-2.95	-6.07	0.08	1.01
	無職-非正規	-1.44	-4.69	2.09	1.03	0.45	-2.26	3.33	1.02	-2.02	-8.18	3.30	1.01
	正規-無職	2.39	-0.24	5.16	1.14	-0.40	-2.67	1.80	1.03	0.65	-2.77	4.21	1.03
	正規-正規	-0.14	-2.17	2.30	1.25	-0.78	-2.74	1.10	1.03	2.86	0.27	5.32	1.06
	正規-非正規	1.35	-1.49	4.55	1.10	-0.26	-2.81	2.37	1.03	-2.69	-8.94	2.41	1.05
	非正規-無職	-0.63	-2.75	1.80	1.02	1.11	-1.06	3.27	1.01	1.88	-1.40	5.14	1.01
	非正規-正規	-2.33	-7.57	2.35	1.03	-2.34	-6.45	1.76	1.02	0.03	-6.91	6.79	1.01
	非正規-非正規	-0.99	-3.98	2.13	1.10	1.48	-1.18	4.02	1.02	0.05	-5.35	4.88	1.01
その他	-0.49	-2.25	1.13	1.14	0.74	-0.79	2.23	1.01	2.62	0.24	4.98	1.04	
第1子 出産前後の 働き方 (現年齢の影響)	無職-無職	-0.09	-0.14	-0.04	1.37	-0.02	-0.06	0.02	1.02	0.05	-0.02	0.12	1.02
	無職-非正規	0.01	-0.09	0.10	1.07	-0.01	-0.09	0.06	1.03	0.03	-0.13	0.19	1.02
	正規-無職	-0.09	-0.16	-0.02	1.12	-0.01	-0.07	0.05	1.03	-0.03	-0.13	0.06	1.02
	正規-正規	-0.03	-0.09	0.02	1.20	0.01	-0.04	0.06	1.02	-0.08	-0.14	-0.02	1.08
	正規-非正規	-0.07	-0.16	0.01	1.16	0.00	-0.07	0.07	1.03	0.05	-0.10	0.21	1.05
	非正規-無職	-0.02	-0.09	0.04	1.06	-0.04	-0.10	0.02	1.01	-0.06	-0.15	0.03	1.01
	非正規-正規	0.04	-0.10	0.19	1.03	0.05	-0.06	0.17	1.02	-0.02	-0.22	0.17	1.01
	非正規-非正規	-0.01	-0.10	0.07	1.16	-0.05	-0.13	0.02	1.02	-0.02	-0.17	0.13	1.00
その他	-0.03	-0.07	0.01	1.03	-0.02	-0.06	0.02	1.01	-0.08	-0.13	-0.02	1.01	
都市規模	調整あり				調整あり				調整あり				
DIC	1,639				1,924				1,038				
観測数	1,440				1,440				1,440				

注：網掛けのある値は、95%信用区間が0を含まないものである。

第 6-5 表 支援策の支持に関して説明力のある共変量

	金銭的支援	保育サービスの充実	休業・休暇の延長
子どもの数	子ども数	理想より子ども少ない	理想より子ども多い
末子学齢	幼稚園 小学校高学年	家庭内保育 保育園 幼稚園 小学校低学年 中学生以上	-
本人学歴	大卒	大卒	大卒
世帯所得	300万円未満 400～500万円 600～800万円 800万円以上	300万円未満 800万円以上	600～800万円 800万円以上 -
現在の就業状態	-	-	正規
出産前後の就業状態			
水準	-	-	正規-正規 その他
年齢	無職-無職 正規-無職	-	正規-正規 その他

注: 網掛けは負の影響

第 6-5 表を見ると、3 つの政策に共通して説明力を有していたのは、本人が大学を卒業しているかどうかである。「金銭的支援」では、負の値が得られており、大卒の母親では他の学歴に比べて支持する傾向が弱い。「保育サービス」と「休業・休暇の期間延長」では、正の値が得られており、これらの支援策では大卒の母親が支持する傾向が強いことを意味している。「保育サービス」や「休業・休暇の期間延長」は、女性が働くことを前提とした支援策である。現在の就業状態や世帯所得をコントロールした上でも、母親が大卒であることは金銭よりも就業での支援策を選好する傾向が確認できる。野崎（2011）では、大卒女性は出産により賃金下落などのペナルティが低い一方、短大以下の学歴では下落のペナルティが高いことを指摘している。大卒女性では、産後の就業継続を担保してくれる支援策が重要である。一方で、短大以下の学歴の女性では、出産に伴う離職・再就職が多くの人にとっては前提で、その下落した賃金の補てんを支援として求める傾向にあるのだろう⁶。

⁶ 学歴に関してはいくつか留保条件がある。1 つは対象者の年齢幅がほぼ 20 歳代から 50 歳代までと、女性の大卒進学率が上昇した時期を包含する。そのため、相対的に若い対象者ほど大学を卒業している確率は高くなる。また、本稿の対象は結婚して子どもがいる母親である。酒井・樋口（2005）で指摘されているように、個々人の学歴や初期の就業状況がその後の家族形成に影響を与えているならば、対象には選択バイアスの問題が含まれる。

次に、支援策ごとに影響のあった要因を検討する。「金銭的支援」では、子どもの数そのものが説明力を有している。一方で、子どもの理想数と現実の子ども数との乖離は、多寡いずれも説明力をもっていない。金銭面でのニーズは、追加出生に伴う金銭面での不安というよりも、育児や教育など現状の金銭面でのやりくりの大変さに直結していると捉えることができる。世帯所得については、比較的高い所得層で係数が負となっている。つまり、金銭的支援は低い所得層で支持される傾向が強い。

「金銭的支援」への支持と母親の就業については、現在の就業の有無や就業形態には強い関連性が見いだせなかった。また、第1子出産前後の就業状態は、その水準の係数を見ると説明力をもつものはない。現在の働き方、および産前産後にどのように働いていたかによって、「金銭的支援」への支持の傾向に大きな違いはないと言える。ただし、第一子出産前後の年齢の係数については、「無職-無職」、「正規-無職」、「その他」では、負となっている。この結果は、若い世代ほど、子育てに際し金銭的な逼迫度が高まってきているとも考えられる。ただ、産後に無職、つまり専業主婦化した母親で主に効果がみられたことを考慮すると、母親の年齢効果と捉えた方が自然かもしれない。母親の年齢が若いことは、総じて第1子出産からの年数もさほど経っていないことを意味する。また、夫も若く生活の基盤が安定していない中で、産後しばらくは妻の収入がなかったことになる。ただし、「非正規-無職」では、「金銭的支援」に対する年齢の効果が得られていない。年齢の係数は負であるものの、95%の信用区間に0を含んでいる。産後に専業主婦化した母親のうち、なにゆえこの層だけ年齢効果が認められないのか。1つの可能性としては、若年層での非正規化の急激な進展、つまり比較的年齢の高い層では産前に非正規就業していた人の割合が少なかったことが考えられるが、判断には精査が必要である⁷。

次に「保育サービス」を見ると、何より興味深い結果は、現実の子ども数が理想より少ないと考えている母親から支持されている点である。これから子どもを産むことを考えている若い母親で支持されている。あるいは、何らかの理由で追加出生が叶わなかった母親では、自身が希望する保育サービスを受けられなかったと捉えることもできよう。これらのことは、少子化対策を考える上で、示唆に富む結果と言えよう。母親の就業関連では保育サービスへの支持に影響する変数はない。現在働いている女性と働いていない女性の間で、また現在と過去の双方の働き方においても支持の傾向に差が認められない。保育サービスが、就業状態に対して概ね中立的な支持を得ている点は、他の2つの支援策と比して特徴的である。

子どもの学齢の影響については、末子が保育園にいる、あるいは家庭内で保育中の子どもがいる母親で正の効果が得られている。一方で、幼稚園、小学校低学年、中学生以上では負の効果が得られている。すなわち、保育サービスの対象となる、あるいは、なりうる乳幼児を抱えている女性から「保育サービス」が支持される傾向が強い。「保育サービス」は、子

⁷ 水準の係数も、95%信用区間が0を含むが、「正規-無職」、「無職-無職」は正であるが、「非正規-無職」では負であり、両者の間に違いが出ている。

どもが乳幼児期という限られた期間にニーズが高まる、個々の母親にとっては極めて時間依存的な支援策といえよう。強い時間依存性は、保育政策の更なる拡充に際して、事後的な補てんのあり方も視野に入れる必要性を改めて物語っている。なぜなら、乳幼児を抱えていた時期の保育サービスの状況如何で、結果的にその母親が生涯受けられる保育サービスの質や量が異なることを意味するからである。さらに、就業の中断など中長期的な逸失機会を含め、母親になったわずかな時期のずれが育児・子育て期広範にわたる不公平や不平等につながることも考えられる。

「保育サービス」と世帯所得の関係については、所得階層によって支持の傾向に違いが認められる。95%信用区間は0を含むものの、世帯所得が相対的に高い層の方では保育サービスの一層の充実を求める傾向がある。今回の推計で最も高い所得区分である800万円以上の世帯所得を得ている層では信用区間が0を含まない形で係数は正になっている。一方で、400万円以下では係数が負になっており、最も低い所得区分の300万円未満の層では信用区間が0を含んでいない。認可保育所の利用に関しては、現時点においても所得水準に応じて優先的に勘案される事項がいくつかある。また、今回用いた調査データでは、選べる選択肢数を3つまでと制限している。そのため、所得の低い世帯の母親は、保育サービスの充実に関心がないというよりも、保育サービスの利用はありきの上で、より金銭的支援の位置づけが高いと解釈するのが妥当かもしれない。

ただし、結果的に低い所得を受け入れても、就業せずに家事・育児に専念したいと考える。あるいは、本人・家族の心身の健康面に問題がある場合や、働いたとしても低い賃金水準の職にしかつけないなど、低所得であるにもかかわらず母親が就業を躊躇せざるを得ない層が一定数いることには留意する必要がある。周（2013）によれば、世帯所得の低い層で母親が就業していない場合、その大きな理由の1つとして、「子どもの保育の手立てがない」ことがあがっている。さらに、その多くのケースでは保育所が利用できないというより、利用そのものを選択肢として考えていないことが示唆されている。政策的に保育サービスをより拡充することで、果たして誰の就労を維持、促進することになるのかは自明なことではない。ある一定の世帯や母親のみが低所得状態に取り残されることがないように、保育サービスを拡充したことによる所得分配面への影響に注意を向ける必要がある。

最後に、育児休業延長や看護休暇の延長などの「休業・休暇の期間延長」についての結果を見てみる。子どもの状況については、正の値で効果が認められる変数がないため、積極的に選択しているグループはない。逆に、実際の子ども人数が理想の人数より多いと考えているグループでは負の効果が認められる。理想より実際の子ども数が多いと考えている人は、「休業・休暇の期間延長」をほとんど支持していなかったことを示唆している。

子どもの状況があまり説明力をもたない一方で、母親の就業については過去や現在ともにその効果が顕著に現れている。現在の就業状態については、正社員・正規職員で正の効果が得られている。第1子出産前後の就業形態について、水準では、「正規—正規」、「その他」

で正の係数が説明力を有している。年齢の効果についても同様に、「正規－正規」、「その他」で影響が認められ、係数は負となっている。つまり、これらの層の中でも若い母親で支持の割合が高いことになる。出産前後とも正規職で働いていた母親の中には、育児休業制度を利用した母親が多いと考えられる。よって、利用した人の間では、育児休業の延長に対するニーズが年を追うごとに高まっていることを示唆している。さらに踏み込んで言えば、以下のような捉え方もできる。女性の育休取得者数が、ゆるやかながら着実に増えている状況は、育休制度の段階的な拡充により、以前ならば産後の就業継続をあきらめていた層の就業を限界的に促進させてきたと考えられる。休業・休暇の期間延長は、近年ほど就業継続を実現する際に必要とされる条件として意識されていることを意味する。潜在的に就業継続を希望している層の掘り起しに対して、休業・休暇期間の延長は有用な施策候補の1つといえよう。

しかしながら、休業・休暇の期間延長の拡充を支持しているのは、正規職に就いていた母親が中心である。すなわち、支持しているのは、制度の恩恵を実際に受けられる、あるいは受ける見込みがある母親が中心であり、非正規で働いている／働いていた母親が、正規就業者の待遇改善による波及効果を自らに期待する向きは少ない。実際、第6-1図で示したように、休業・休暇の期間延長を支持する母親の割合は、全体の1割程度に過ぎない。阿部（2005）の指摘にある、育児休業の取得層が高学歴や高賃金の女性に偏っている状況が今日においても大きく変化していないことがうかがえる。対策としては、まず休業制度を取得できる基準などについて、あまねく層へ制度を周知することは前提条件として必要である。さらに、近年の若年層における非正規雇用の拡大、特に不本意で非正規就労をしている者の割合の高さを考慮すると、正規雇用での入職ルートの確保、あるいは正規雇用への転換促進といった、働く女性の出産前までの環境整備を合わせて考えることも必須であろう。また、子育てを行う母親全体を視野にいれるならば、出産を機に仕事を辞めた母親に対しても再就職支援を一層充実させるなど、一社就業継続を前提としないサポートのあり方も、産後の就業機会の均等面から合わせて求められよう。

4 まとめと課題

本稿では、就業と子育てに関する支援策について、母親の属性と支援策への選好の関係を検証した。18歳未満の子どもがいる、ふたり親世帯の母親を対象に、支援策を「金銭的支援」、「保育サービス」、「休業・休暇の期間延長」の3つのカテゴリーに分けて、回帰分析を行い、下記の知見を得た。「金銭的支援」は、子ども数が多い層で支持される傾向が強く、また相対的に低い世帯所得層で支持される傾向があった。「保育サービス」は、現在、乳幼児を抱えている母親たちや、理想よりも実際の子どもの数が少ない母親たちの間で支持されている。また、母親の就業、雇用形態の間で支持に差がないことも特徴的である。「休業・休暇の期間延長」は正規職のキャリアをたどった人たちの間で支持され、その中でもより若い世代で支持する傾向が強くなっていた。ただし、これらの結果は対象者が選べる支援策数に

制限を設けた質問をもとにしている。そのため、属性間での支持・不支持を明確に示したのではなく、あくまで選好の強弱と捉える必要がある。

さて、これらの知見から導かれる政策的含意は、次のようなものになるだろう。「保育サービス」の拡充は、今以上の子どもを欲しいと考えている母親たちの間で支持されている。このことは、少子化問題の解消を考える上で示唆に富む結果である。また、個々の母親にとっては、サービスの必要性が自らの子どもの成長段階と密接に関連している。この結果が早急なサービス拡充の重要性を示していることは言うまでもない。ただ、それにもまして、就業、子育て支援策は、子育て期という比較的長い期間を通じた、幅広い年齢層の母親や成長していく子どもたちを対象にしていること。そのうえで、時点間、個人間の整合性を図っていくことの難しさを端的に示した結果にも思える。これから将来、子育てをする母親に対してどのような支援策が有効かという視点だけではなく、現在子育てを行っている母親の個々の目線に立ち、子育てという進行中の事象をどのようにサポートしていくかという視座も必要であろう。

「休業・休暇の期間延長」は、若い世代ほど支持する傾向が高まっている。産後も継続して就業することや、その際に休業を取得する権利意識が浸透し、休業、休暇の権利を法制面からさらに担保、拡充していくことのニーズはある。問題は、制度を拡充する上で、正規・非正規間の不均衡をどのように解消していくかということになるだろう。「金銭的支援」は、所得や子ども数など、母親が現在おかれている状況に強く依存している。即効性もあることから、現状の不均衡の解決に大きく寄与すると思われる。ただし、欲しい子どもの数といった個人の期待、あるいは継続就労など希望するキャリアの実現といった要素との関連性は薄い。そのため、「金銭的支援」の拡充が、個人の現在から将来にかけての行動やライフコース形成に影響をあたえるほどの効果を持つかは不確かである。

最後に、今回の分析の課題について2点述べておく。1点目は、今回の結果が子育て中の女性がどの政策を支持するかを評価したものであり、個人の要望の範囲を超えるものではないということである。いずれの支援策も、その支持割合の大きさこそ違うものの、誰かからのニーズがあることを示している。それがゆえに、費用対効果や政策パッケージとしてどのようにバランスさせるかという視点がより必要とされる。支援策が個人のニーズに沿うように実際上も機能しうるのか、また個人および社会全体の厚生をどの程度高めるかといった、支援したことによる帰結の情報を今後は収集していくことが不可欠である。

もう1点は、支援策を選ぶ意思決定のメカニズムをモデルとして明示しなかったことである。支援策の選好は、仕事や家庭に対する個々人の意識や考え方を反映したものとも捉えることができる。意識や考え方は時間が経過しても同一個人で変わらない部分と、時間や状況の変化に応じて変わっていく部分があると考えられる。意識を可変と不変なものに識別することは、個々の母親がなぜその政策を選好しているかの解釈をより豊かなものにする。例えば、第一子出産前後に「正規-正規」のコースをたどった人では休業・休暇の期間延長を支

持する傾向があったが、「正規-無職」、つまり出産を機に専業主婦になった人では認められなかった。この結果は、もとより家庭志向が強い人が仕事を辞めたため休業・休暇の期間延長を選択していなかったのか、それとも仕事を辞めたことによって休業・休暇の期間延長に対する考え方が変わったのかでは、意味するところは大きく異なる。また、現在、正規職で働いている人は休業・休暇の期間延長を支持する傾向が強かったが、このことも同様に、もともと仕事志向の強い人が現在も正規職で働き続けている傾向が強だけなのか、復職あるいはパート労働から転換した人も含めて、正規職で働く環境自体が政策へのニーズを高めているかで、政策的含意には大きな違いがある。

就業と子育てに関する支援策は、母親がもともと希望していたライフコースが実現できるよう、人生の岐路において「選択」の機会を担保していくことが重要である。一方で、子育て期という長いライフスパンを視野にいれた場合、どの時点でどのような働き方の「選択」をしても、その後の子育てや就労において不利益を被ることがないように、「選択」した後のアフターケアも重要となる。

これら今回の分析で残された課題は、パネルデータを用いなければ正確に推し量ることはできない。しかしながら、パネルデータの蓄積には時間がかかり、現在、子育ての問題を抱えている母親への効果的な支援のあり方を示唆することはおぼつかない。横断面調査から、子育てという時間の幅と流れをもつ事象の情報を効率的にとりだすか。難しい課題ではあるが、標本の設定も含め、調査設計の工夫を重ねることで乗り越えていく必要がある。

参考文献

- 阿部正浩（2005）「誰が育児休業を取得するのか」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世代の社会保障』東京大学出版会，243-264.
- 今田幸子・池田心豪（2006）「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援策の課題」『日本労働研究雑誌』553: 34-44.
- 池田心豪（2012）「出産前後の就業状況と両立支援」『出産・育児と就業継続』JILPT 労働政策研究報告書 150: 11-24.
- 宇南山卓（2011）「結婚・出産と就業の両立可能性」『日本経済研究』65: 1-22.
- 大石亜希子（2002）「母親の就業に及ぼす保育費用の影響」『季刊社会保障研究』39(1): 55-69.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2010）『第14回出生動向基本調査（夫婦調査）』
- 酒井正・樋口美雄（2005）「フリーターのその後—就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』535: 29-41.
- 酒井正・高畑純一郎（2011）「働き方と家族形成の関係」樋口美雄・府川哲夫編『ワーク・ライフ・バランスと家族形成』東京大学出版会，31-61.

- 坂爪聡子・川口章（2007）「育児休業制度が出生率に与える効果」『人口学研究』40: 1-15.
- 滋野由紀子（2006）「就労と出産・育児の両立—企業の育児支援と保育所の出生率回復への効果」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会—2つの神話と1つの真実』日本評論社.
- 滋野由紀子・大日康史（1999）「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』35(2): 192-207.
- 周燕飛（2013）「専業主婦世帯の収入二極化と貧困問題」『子育てと仕事の狭間にいる女性たち—JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析』JILPT 労働政策研究報告書 159: 58-75.
- 駿河輝和・張建華（2003）「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』59: 56-63.
- 武石恵美子（2009）「女性の就業構造—M字カーブの考察—」武石恵美子編『女性の働き方』ミネルヴァ書房.
- 野崎佑子（2011）「ワーク・ライフ・アンバランスはどこで起こっているか—出産ペナルティと女性の継続就業—」樋口美雄・府川哲夫編『ワーク・ライフ・バランスと家族形成』東京大学出版会, 85-104.
- 丸山桂（2001）「女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析」『人口問題研究』57(2): 3-18.
- 山口一男（2005）「少子化の決定要因と対策について—夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『季刊家計経済研究』66: 57-67.
- 労働政策研究・研修機構（JILPT）（2013）『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 2012（第2回子育て世帯全国調査）』JILPT 調査シリーズ 109.

付 属 資 料

特別集計－父子世帯の現状

1 はじめに

厚生労働省大臣官房統計情報部によると、2012年における未成年の子のいる離婚件数のうち、親権が母親にある割合は83.9%、父親は12.5%、共同親権が3.6%となっている。親権が母親にある場合が圧倒的であるため、ひとり親世帯といえば真っ先に母子世帯がイメージされる。もちろん一定数の父子世帯は存在するものの、それに注目した文献は、父子世帯の父親を含めた離別父親の生活実態について分析した大石（2012）やシングル・ファーザーの状況を国勢調査により調査研究した西（2012）など多くはない。

そこで、JILPT「子育て世帯全国調査」、2011年調査と2012年調査で回答が得られた父子世帯149サンプルについて単純集計をすることとした。

本稿では、主に母子世帯と比較することで、父子世帯の現状のうち、特に仕事と収入、暮らし向きの「ゆとり」について、仕事と生活の調和における困難の度合い（Work-Life Conflict; WLC）、子育て、そして行政支援、について概観するものとする。

2 父子世帯の定義（法的及び、統計的定義）

父子世帯は、「父子家庭」の名称で母子及び寡婦福祉法第六条において「母子家庭等とは母子家庭及び父子家庭をいう」と規定され、特定の支援の対象となっている。厚生労働省では、「母のいない児童（満20歳未満の子どもであって、未婚のもの）がその父によって養育されている世帯」と定義し、この定義を用いて全国母子世帯等調査の調査対象としている。また、「国勢調査」における父子世帯の区分は、「18歳未満親族のいる一般世帯のうち、男親と子供から成る世帯」であり、例えば、三世帯同居の父子世帯は区分から外れるものの、その世帯数は把握されている。

本調査では、今後の国際比較も念頭におき、18歳未満の全ての子どもを児童とし、父子世帯を「末子が18歳未満のひとり親世帯（いずれも核家族世帯に限らず、祖父母等親族との同居世帯を含む）」のうち、特に父親の世帯と定義している。

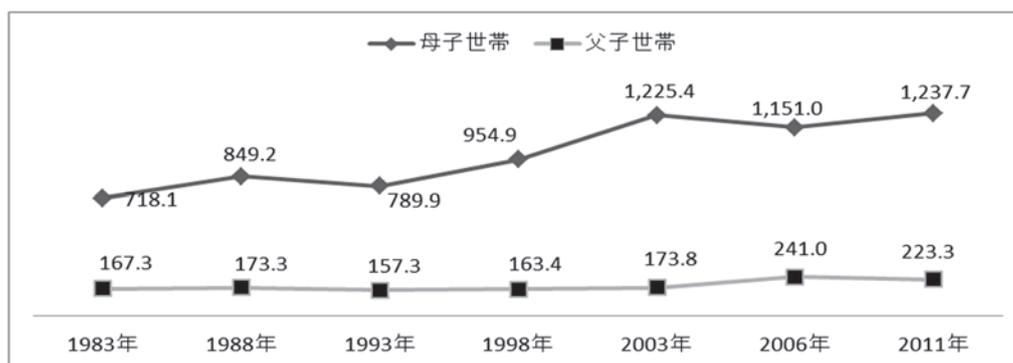
3 父子世帯数の推移

母子世帯が増加傾向にあるのと同様に、父子世帯もやや増加傾向にある。

厚生労働省の2003年度及び、2011年度「全国母子世帯等調査」によると、全体の母子世帯数（母子以外の同居者がいる世帯も含む）は1993年度において約79.0万世帯、2011年度は約123.8万世帯、父子世帯は同期間において、約15.7万世帯から約22.3万世帯に推移したとされている。また、「国勢調査」によると、1990年度において母子のみで構成される母子世帯は約55.2万世帯であったのが、2010年度調査では約75.6万世帯と増加している。一方で、

父子のみで構成される父子世帯は1990年度においては約10.2万世帯、2010年度調査では約8.9万世帯と減少している。この不一致は西（2012）の指摘の通り、「子どもの面倒は、祖父母等に頼らざるを得ないので、祖父母等と同居する割合が高くなっている」ことによるものと考えられる。

第7-1図 母子世帯・父子世帯数の推移（推計）（単位：千世帯）



出所：厚生労働省「平成15年度全国母子世帯等調査」「平成23年度全国母子世帯等調査」より作成

4 データについて

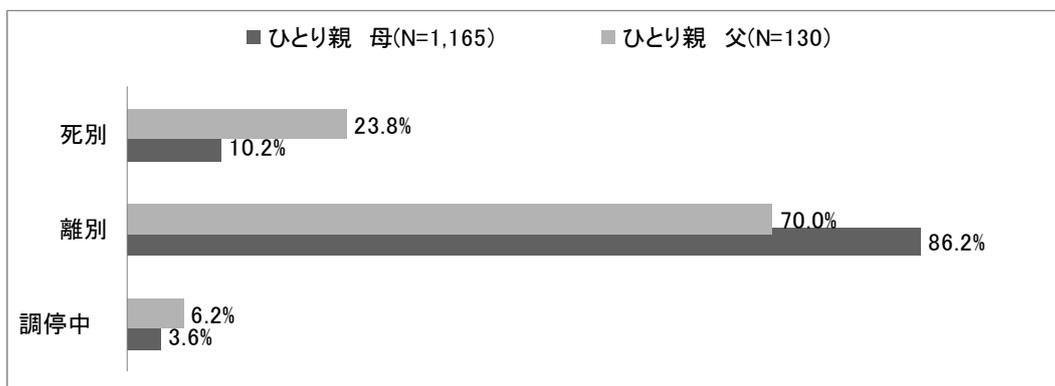
本稿で用いられた調査結果は、JILPT「子育て世帯全国調査」の2011年調査と2012年調査をプールしたもので、回答者数は母子世帯が1,320世帯、父子世帯が149世帯、ふたり親世帯が2,943世帯であった。また本調査における「母子世帯」「父子世帯」には全国母子世帯等調査と同様に、母子（父子）以外の同居者がいる世帯も含む。ここでは、父子世帯を母子世帯と比較することを主とした。さらに、今回は有効回答数のみを集計した結果であるため、過去の調査シリーズNo.95とNo.109との集計結果と比較して、誤差が生じている可能性がある。

5 父子世帯になった経緯

2011年「全国母子世帯等調査」によると、父子世帯の原因は離婚が74.3%、死別が16.8%である一方、母子世帯になったケースは、離婚が80.8%、死別が7.5%であった。

JILPT2011年、2012年調査では、初婚相手との現在の状況を調査することで、現在ひとり親になった経緯を把握している。つまり、可能性として初婚相手と離婚（死別）し、再婚そして再び離婚（死別）するなど、離死別と再婚を繰り返した結果、現在ひとり親となっている世帯も含まれていることに留意されたい。2011年調査と2012年調査を合計すると、父子世帯になった理由として、離別は70.0%、死別は23.8%である一方、母子世帯になった理由として、離別が86.2%、死別が10.2%である。これらの結果は、「全国母子世帯等調査」と比べ死別がやや多く見られるが、母子世帯と比べて父子世帯は死別が多くなっているなど、「全国母子世帯等調査」の結果との類似点もある。

第 7-2 図 ひとり親世帯 初婚相手との現在の状況（離婚の経緯）（％）



出所：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」及び「同 2012」より作成
以後、特に表記のない場合は全て同じ

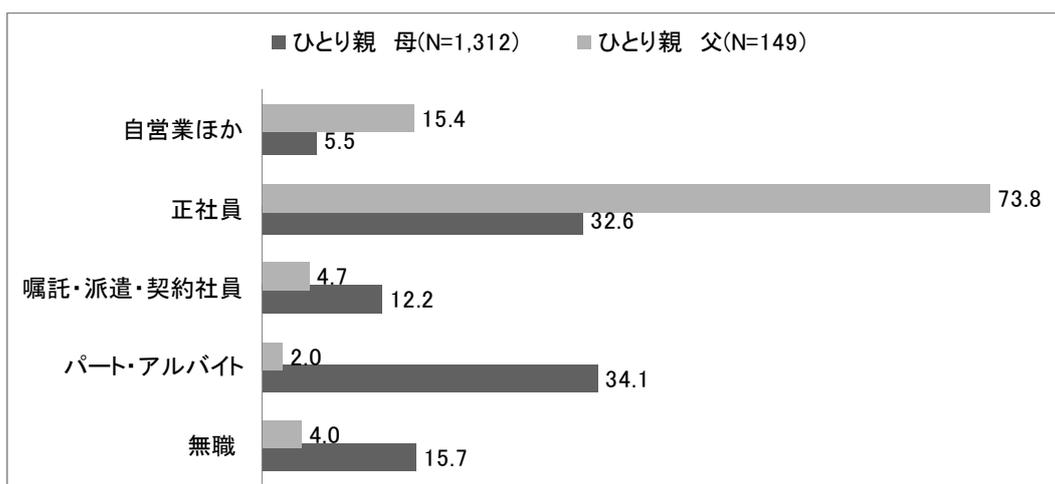
6 収入と貧困

(1) 働き方と収入

父子世帯は母子世帯と比べ、就業形態が大きく異なっている。

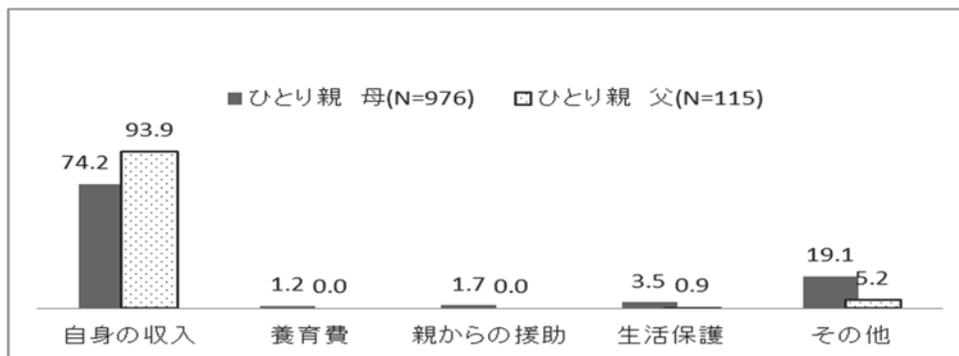
JILPT 調査によると、母子世帯の 84.3%、父子世帯では 96.0%が収入を伴う仕事をしている。就労形態において、母子世帯はパートが 34.1%と正社員の 32.6%を上回る。一方父子世帯は、正社員が圧倒的に多く 73.8%、続いて自営業の 15.4%となっている。この結果は、平成 23 年全国母子世帯等調査（母子世帯の母親の就業 81.1%、正社員・役員 40.0%。父子世帯の父親の就業 92.3%、正社員・役員 69.3%）とほぼ同様となっている。

第 7-3 図 就業形態（％）



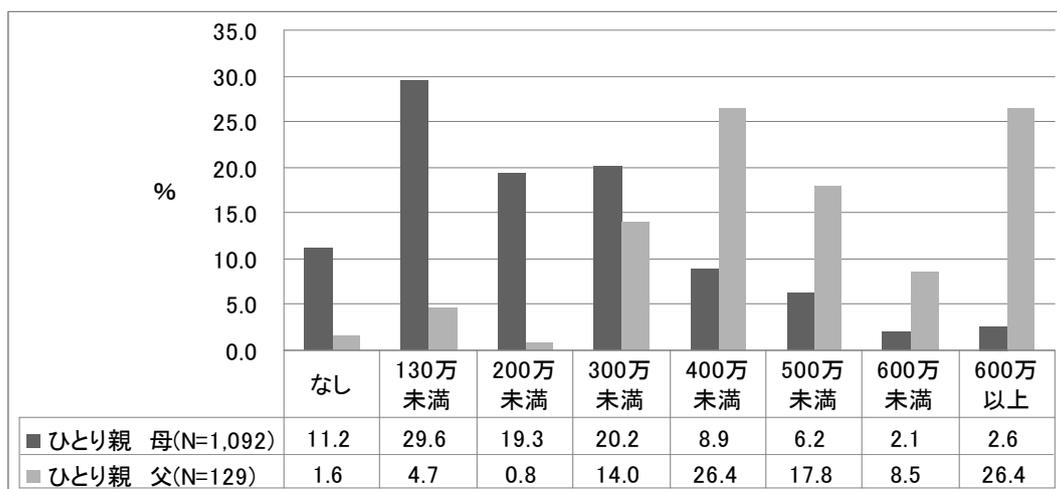
ひとり親世帯とはいえ、主要な収入源はやはり自身の収入であることがわかる。特に父子世帯では、9割以上の世帯で自身の収入を頼りに生活している。

第 7-4 図 主な収入源 (%)



父子世帯の約 9 割、母子世帯の約 7 割が頼みにしている自身の年収の詳細を確認してみる。まず、母子世帯の母親個人の年収は、130 万円未満が 29.6%を占め、200 万円以上 300 万円未満が 20.2%と続いている。父子世帯の父親の年収は比較的高く、600 万円以上と 300 万円以上 400 万円未満がいずれも 26.4%を占める。

第 7-5 図 個人の年収の分布 (%)



※なお、個人の平均就業年収はひとり親の母 205.8 万円、同父 435.0 万円、ふたり親世帯の母親が 213.0 万円である。

これは世帯年収にも影響している。主な稼ぎ手が母親である母子世帯では、年収 300 万円未満が 57.4%と圧倒的である一方、父子世帯は 9.8%と非常に少なく、逆に 800 万円以上は 22.4%に上る。

また、世帯の実際の生活水準をより正確にとらえた等価可処分所得は、母子世帯で 170.5 万円、父子世帯では 293.8 万円、ふたり親世帯は 323.8 万円となっている。ふたり親世帯と比較すると、父子世帯の生活水準はやや低いとはいえるが、母子世帯の低さが際立っている。

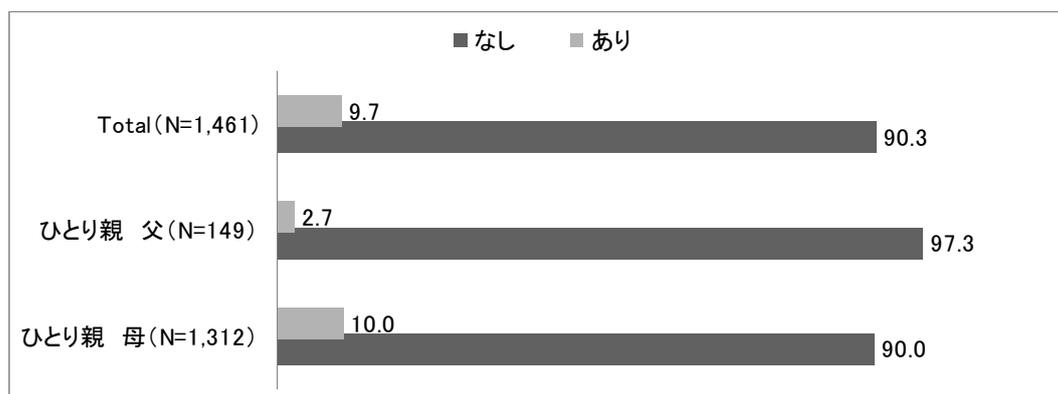
第 7-1 表 世帯収入の分布 (%)

	N	平均(万円)	等価可処分所得	300万未満	400万未満	500万未満	600万未満	800万未満	1,000万未満	1,000万以上
母子世帯	880	306.1	170.5	57.4	17.7	10.2	5.5	5.3	1.7	2.2
父子世帯	112	551.9	293.8	9.8	18.8	20.5	8.9	19.6	18.8	3.6

※なお、ふたり親世帯の平均年収は 652.8 万円、等価可処分所得は 323.8 万円である。

養育費を得られていない割合は、母子世帯、父子世帯ともに非常に高い。本調査によると、母子世帯では、貧困率が 40.2% である。にもかかわらず、90.0% の世帯が養育費を受け取っていない。また、父子世帯では 97.3% がもらっていないことが分かる。母子世帯が養育費を得られない理由として、「離別単身男性は仕事が安定せず、離転職を繰り返している」「顕著に健康状態が悪い」などの理由で、「離別した父親全体の 3-4 割は平均的な養育費を払えるだけの収入を得ていない」(大石 2012) ことが分かっている。一方、父子世帯で養育費を得られない理由は、本調査から見るに、その必要性がないことや、一般的に考えて非同居母親の収入が少ないであろうことなどが考えられる。

第 7-6 図 養育費の有無 (%)



(2) 貧困

貧困ラインは、国民生活基礎調査を利用して算出（等価税込み所得ベースで、2010 年は 148.5 万円、2011 年は 147.3 万円）したものを使用している。世帯年収の分布や養育費の受給状況から予測される通り、父子世帯の貧困率は 7.1% と非常に低い。また、母子世帯の半数が貧困に陥っている一方、生活保護受給世帯は、母子世帯において 4.6%、父子世帯では 0.7% に過ぎない。

第 7-2 表 生活保護受給状況 (%)

世帯構成	N	No	Yes
ひとり親 母	1,320	95.5	4.6
ひとり親 父	149	99.3	0.7

第 7-3 表 貧困率(等価税込み所得ベース) (%)

世帯構成	N	貧困	貧困でない
ひとり親 母	880	50.5	49.6
ひとり親 父	112	7.1	92.9

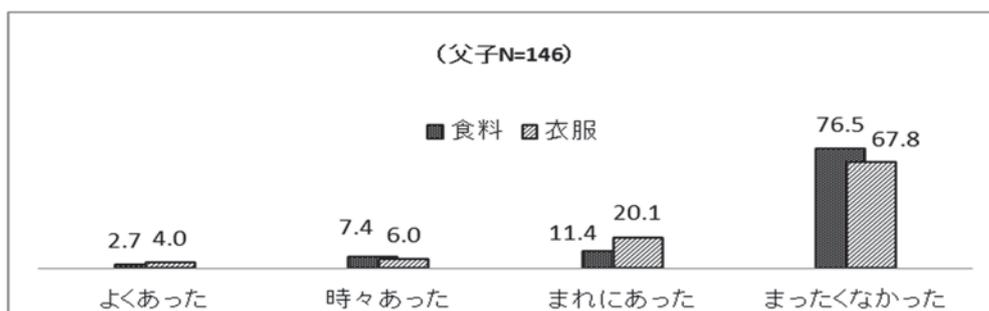
※なお、ふたり親世帯における貧困率は 8.8% である。

さらに、貧困をより実感できる食料と衣服の困窮状態をみることにする。

「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」という項目において、合計 10.1%もの世帯が「よくあった」「時々あった」と回答している。阿部（2012）にあるように、食費は、世帯の采配で縮小可能な費用である。「家族が必要と考える品物を食卓に並べるような生活水準」に満たない父子世帯が約 1 割存在することが分かった。また、「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」という質問においても、やはり合計 10.0%もの父子世帯が「よくあった」「時々あった」と回答した。衣服と食料は、人が生活をするために最低限必要なものであることを考えると、この結果は注目に値する。

等価可処分所得の平均が母子世帯と比較して高く、「貧困でない」とされる世帯が 92.9%である父子世帯だからこそ、衣食がままならない世帯の存在が見えにくくなっている可能性がある。

第 7-7 図 食料・衣服が買えない割合（%）



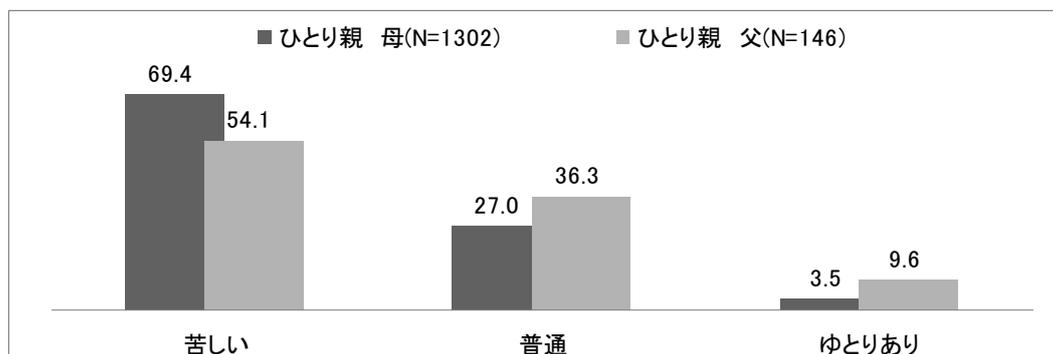
以上をまとめると、父子世帯の父親は正規雇用が圧倒的で 7 割を超え、9 割以上の世帯で自身の収入が主だった生活手段となっている。平均年収は 500 万円を超え、等価可処分所得で母子世帯と比較しても、約 1.7 倍の差がある。これは逆に、収入が比較的高かったため、その父親は親権を得られた 12.5%の中に入ることができたと考えるほうが自然であろう。

その一方で、7%ではあるが貧困世帯は確実に存在しており、10%が衣食がままならない状況で生活している。これらの世帯は、比較的収入のある世帯の影に隠れており、母子世帯以上にその困窮の度合いが見えにくくなっている可能性がある。この傾向はアメリカにおいても同様で、父子世帯では貧富の格差が大きいことが分かっている（大石 2012）。

7 暮らし向きの「ゆとり」

現在の暮らし向きにおいて「ゆとりあり」と答えた父子世帯は 9.6%である。母子世帯と比べると高いとは言えるが、世帯収入や貧困率から想像される「予想」よりは少ない印象である。同時に、「苦しい」と答えた世帯も、貧困率等から予想される数字よりは多いといえそうである。

第 7-8-1 図 現在の暮らし向き (%)

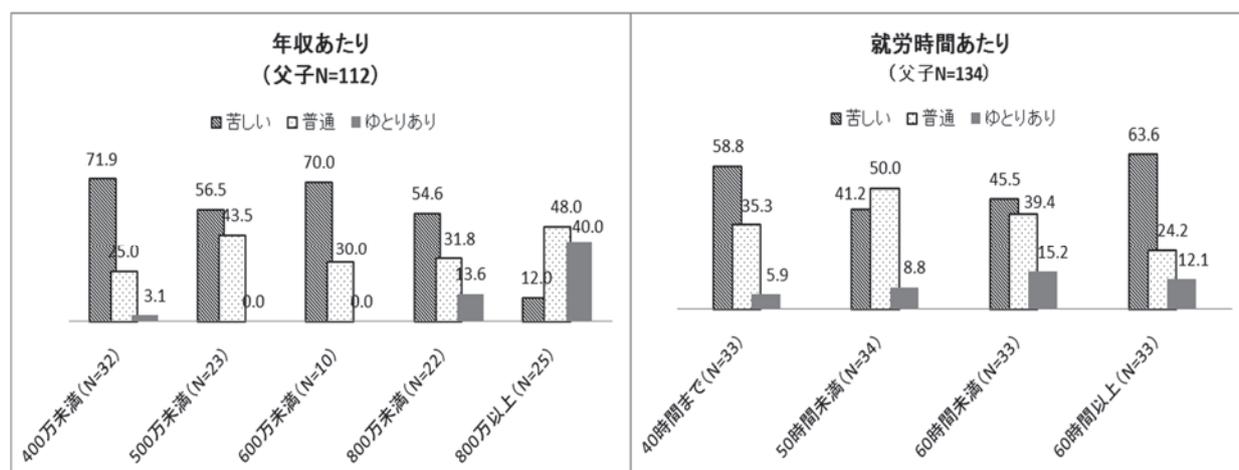


次に父子世帯にのみ注目し、貧困率から考えられる予想と異なった理由を、集計により検討する。

父子世帯の現在の暮らし向きを年収あたりで集計しなおすと、確かに年収が上がると、「苦しい」と答える世帯は 71.9%から 12.0%に大きく減少している。しかし、無業を含む年収 400 万円未満の世帯と、500 万円以上 600 万円未満世帯では差が見られない。さらに、たとえ年収が 800 万円以上であっても、12.0%の世帯がやはり「苦しい」と回答している。

また、週あたり就労時間ごとに集計すると、無業も含まれる「40 時間まで」の世帯は 58.8%が「苦しい」と回答しているが、「60 時間以上」の世帯では、それよりも高い 63.6%が現在の暮らし向きを「苦しい」と回答している。ここでは収入が低いため長時間労働せざると得ない可能性や、さらに、就労時間が長いことで仕事と生活との両立が困難な状況（WLC）に陥っている可能性も考えられる。

第 7-8-2 図 現在の暮らし向き（父子世帯：就労時間、年収別） (%)



このように、暮らし向きの「ゆとり」については、貧困率から予測されるよりも高い割合の世帯が「苦しい」と答えており、年収 800 万円以上の世帯でも、12.0%が「苦しい」と答

えていた。また、就労時間と暮らし向きの苦しきの間傾向は見出せず、無業も含む週 40 時間までの世帯よりも、週あたり 60 時間以上労働している世帯の方が高い割合で「苦しい」と回答していた。

世帯収入と現在の暮らし向きを合わせて、本調査における父子世帯像を考えると、母子世帯と比較して苦しいと答える世帯の割合は低いものの、年収においては無業を含む 400 万円未満から 800 万円未満の間で、年収の開きの割に暮らし向きの「苦しき」に開きが見られなかった。年収の低い層と高い層で、暮らし向き苦しきの意味合いが異なる可能性が示唆される。一方、就労時間が長い世帯でその苦しきが増している。恐らくこれらの世帯は、仕事と生活との両立困難に陥っている可能性がある。このような世帯は、たとえ暮らし向きに苦しきを抱えていても、時間制約上の問題から、助けを求めることも同時に困難になっている可能性がある。

8 仕事と生活のバランスにおける困難の度合い (Work-Life Conflict; WLC)

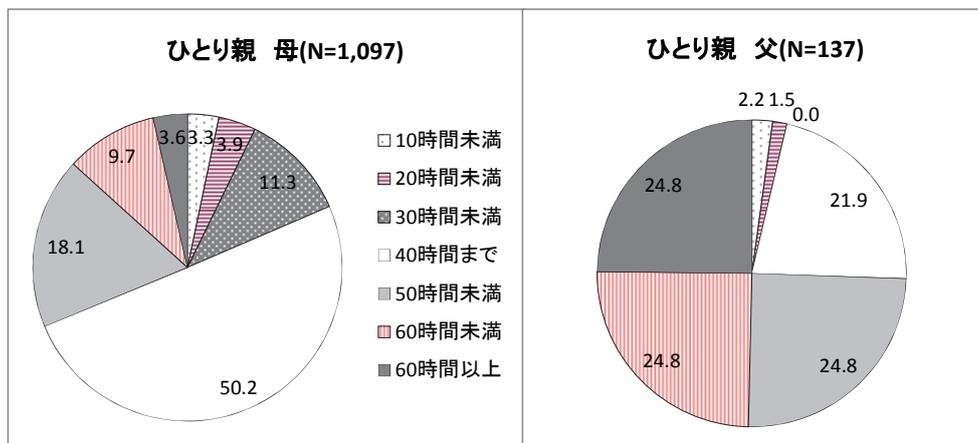
ひとり親世帯が仕事と生活のバランスを取るのは、ふたり親世帯と比較して困難なのは想像に難くない。世帯あたりの時間制約が、単純にふたり親世帯であれば 48 時間のところ、ひとり親世帯ではその半分の 24 時間しかないからである。ふたり親世帯の半分の時間しかないひとり親世帯が仕事に加え、家事・子育てといった生活の部分を担当するには、当然、就労時間の調整などが必要であるが、現実には厳しいということが本調査で改めて確認された。

(1) 就労時間の調整における困難

週あたり就労時間を見ると、週 40 時間よりも多く働いている母子世帯の母親は 31.4%、父子世帯の父親は実に 74.4% である。一方、ふたり親世帯の母親は 24.6% と最も低いことが分かった。ふたり親世帯では、母親が世帯の生活部分を主に、父親が仕事の部分を主に担っているであろうことは、この集計結果からも想像できる。

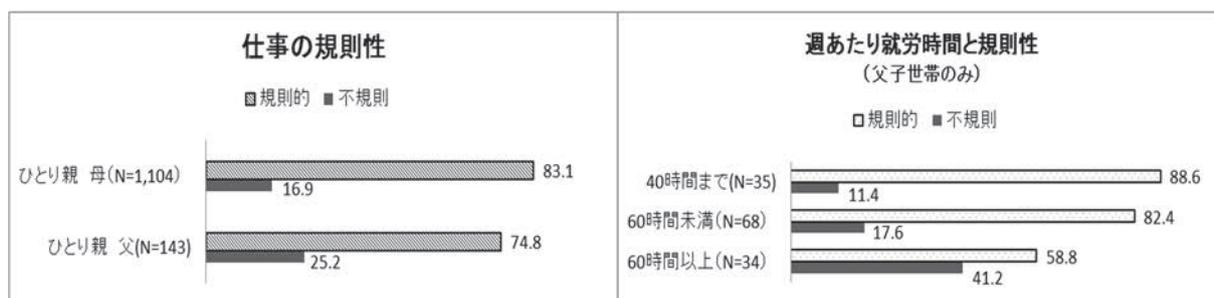
父子世帯の就労時間は、かつてのふたり親世帯の母親のような生活部分を担う存在がいなにもかかわらず、「週 60 時間以上」が母子世帯と比べ圧倒的に多い (24.8%)。一方で、母子世帯の就労時間は、逆に収入部分の多くを担う必要があるにもかかわらず、生活環境の全く異なるふたり親世帯の母親に近い。離婚などで生活環境が変わっても、就労時間が簡単には調整できない状況が窺える。

第 7-9 図 週あたり就労時間（％）



就労時間の規則性については、母子世帯(83.1%)、父子世帯(74.8%)、ふたり親世帯(84.6%)の比較をすると、就労時間ほど大きな差は見られないものの、ひとり親世帯の父親と母親では異なり、やはり異なる環境であるはずのふたり親世帯の母親と母子世帯の母親で似た結果となっている。さらに、父子世帯において就労の規則性を時間で分類してみたところ、週60時間以上就労している父親の6割近くがその状況を「規則的」と答えている。母子世帯の母親が、離婚したからといって簡単に就労時間を増やすことができないのと同様、父子世帯も子供を一人で育てているからといって、長時間勤務の常態化ともいえる状況を簡単に変えることができない様子が窺える。

第 7-10 図 仕事の規則性・就労時間と規則性（父子世帯のみ）（％）

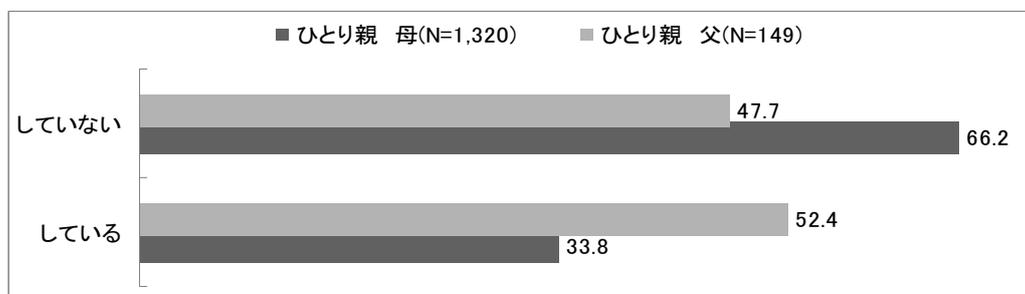


このように、簡単には「母親的」「父親的」生活スタイルを変えられないひとり親世帯は、生活するにあたり何らかのサポートが重要であることが分かる。誰よりもまずサポートを頼める相手として思い浮かぶのは自身の親である。

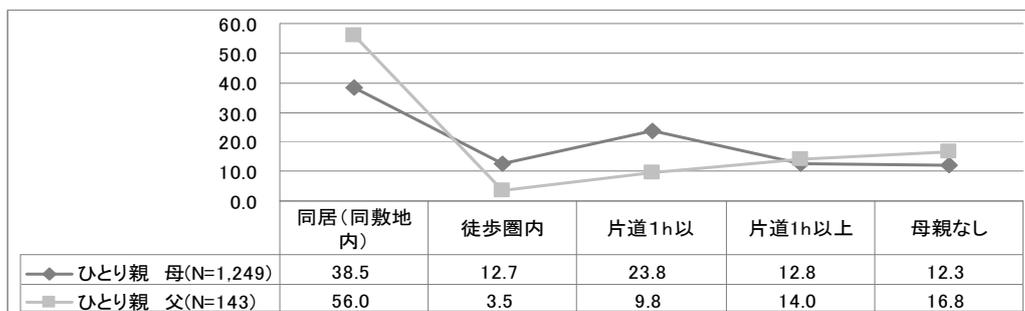
JILPT 調査によると、自身の親と同居している父子世帯は約 52.4%と半数である一方、母子世帯では 33.8%で、父子世帯で同居割合が高い。自身の母親に特化してみると、母子世帯は、徒歩圏内も含め自身の母親の近くに住んでいるものは 51.2%、父子世帯においては 59.5%が自身の母親の近くに居住しており、徒歩1時間圏以内も合わせると、約7割の父子世帯が

実母から何らかのサポートを得られる環境にある。これは父親の親権の取得において、有利な条件の一つである「養育協力者の存在」を満たしている世帯が多数を占めているからであろう。

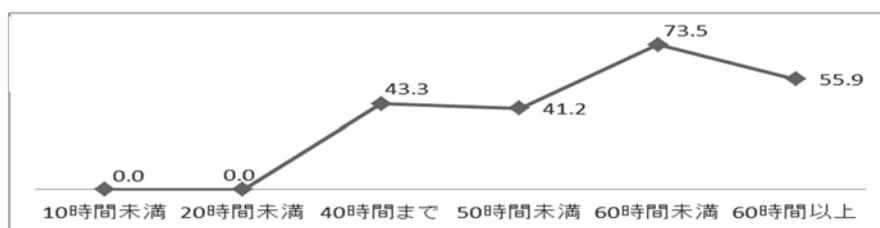
第 7-11 図 自身の親との同居割合 (%)



第 7-12 図 母親との同居状況 (%)



第 7-13 図 父子世帯の就労時間と自身の親との同居率 (%)



さらに、父子世帯において就労時間あたりで自身の親とどの程度同居しているのかを調べたものが第 7-13 図である。就労時間が長い父子世帯ほど、自身の親との同居率が高い傾向があることが分かった。例えば、週 60 時間未満で就業している父親の 7 割以上が親と同居している。就労時間が長くなると当然家事・育児に手が回らなくなり、それを祖父母が補っている状況が見える。

(2) 両立困難の自覚

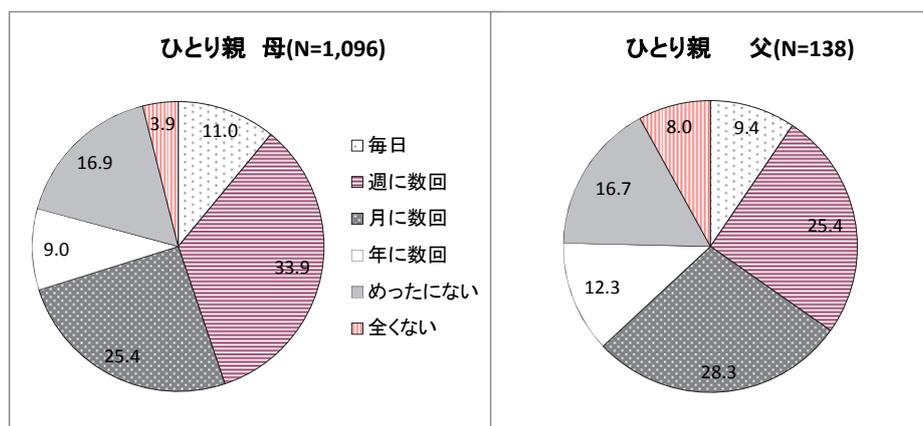
次に、実際どのくらい仕事と家事・育児との両立に困難を抱えているかを直接質問した項目を集計した。「仕事で疲れてしまって、しなければならない家事や育児のいくつかができな

かった」という項目においては、全体的に、週に数回あるいは月に数回と答えるものがそれぞれ全体の約半数を超えた。全体的な傾向は似ているものの、家事、育児に「毎日」と「週に数回」困難を抱える母子世帯は合わせて44.9%である一方、父子世帯は34.8%であった。

また、「仕事にあてる時間が長すぎるために、家事や育児を果たすことが難しくなっている」という項目では、ひとり親世帯のいずれにおいても、11%前後と差はなく、ふたり親世帯の6.2%を上回った。就労時間等、就労状況においては、父子世帯の父親の方が厳しい状況におかれているにもかかわらず父子と母子でWLCにおいて差が少ないのは、父子世帯が母子世帯より家事サポートが多い、または目標とする家事の達成度が男女で異なる等の可能性が考えられる。

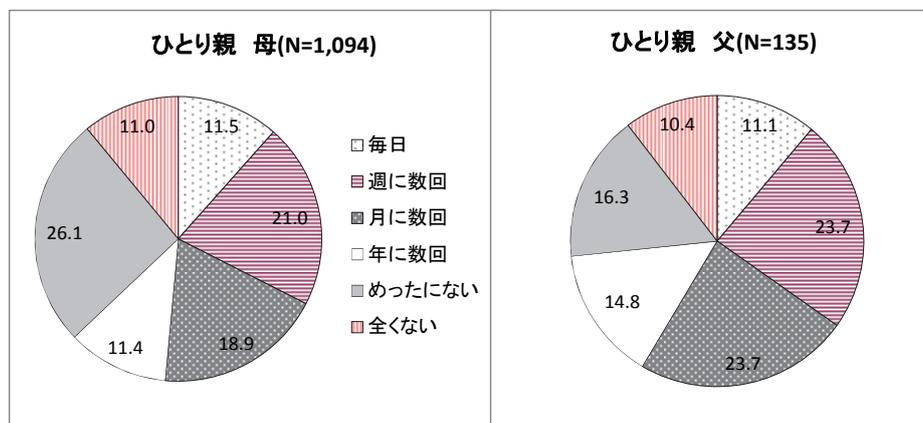
最後に、「家事（や育児・介護）の負担があるために仕事に集中することが難しくなっている」という項目では、「めったにない」、「全くない」を合わせると、母子世帯、父子世帯で、それぞれ57.2%、53.4%と半数以上の世帯であまり感じないと回答していた。父子世帯でやや低い傾向がみられる。父親が家事等にあまり慣れていない様子が窺える結果となった。

第7-14図 仕事が原因で起こる一部家事・育児困難（％）

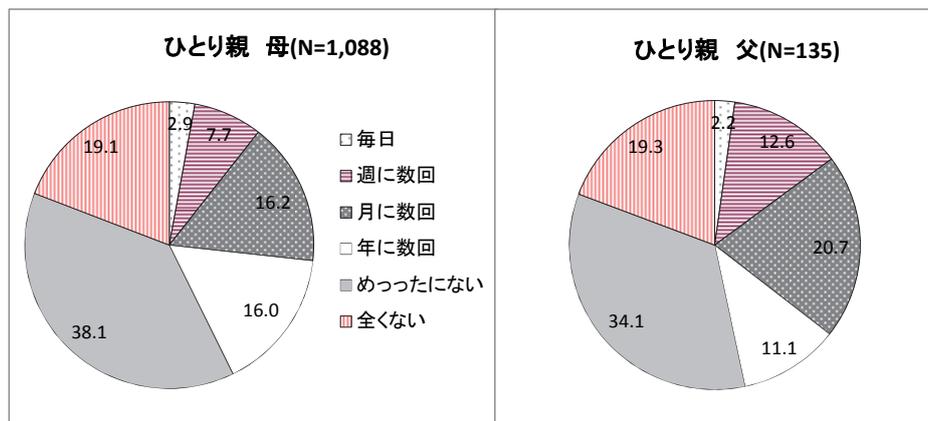


※ふたり親世帯の結果は割愛した（以下同）。

第7-15図 仕事が原因で起こる家事・育児困難（％）



第 7-16 図 家事が原因で起こる仕事困難（％）



このように、仕事と生活のバランスにおける困難は父子、母子共に深刻で、いずれも就労時間を調整するのが困難なことに起因しているようだ。生活部分を補う必要があるにもかかわらず、父子世帯の74.5%が週40時間以上働いている。特に週60時間以上就労している父子世帯の父親のうち約6割が、その状態を「規則的」と回答し、長時間勤務の常態化が簡単には変えられない状況を示した。これを補っているのが自身の親の存在で、就労時間が長くなるほど、同居率が上昇する様子が窺える。

一方、父子世帯の父親に両立困難さについて具体的に訪ねた結果、家事に慣れていない状況が窺えるものの、そこまで両立困難を感じている様子は見られなかった。ひとり親の母親に比べサポートが得られやすい、家事を頼む心理的ハードルが低い、または目標とする家事の達成度自体が低いという理由付けが可能であろう。

なお、暮らし向きの「ゆとり」の項目で、年収が高い世帯と就労時間が長い世帯で「苦しい」といった回答が目立ったこともあり、両立困難について直接聞いたこれらの項目を世帯年収、週あたり就業時間でもクロス集計した（表は割愛）が、特に顕著な特徴は見出せなかった。よって、明らかに両立困難を苦しく感じるというより、苦しさは感じるのだが、具体的に何に起因するのかは自覚できていない可能性もありそうだ。また、時々によって「苦しさ」の原因が異なるため、いざ両立困難が原因かと問われればそれ程でもない、と答える者もいるかもしれない。

9 子育て

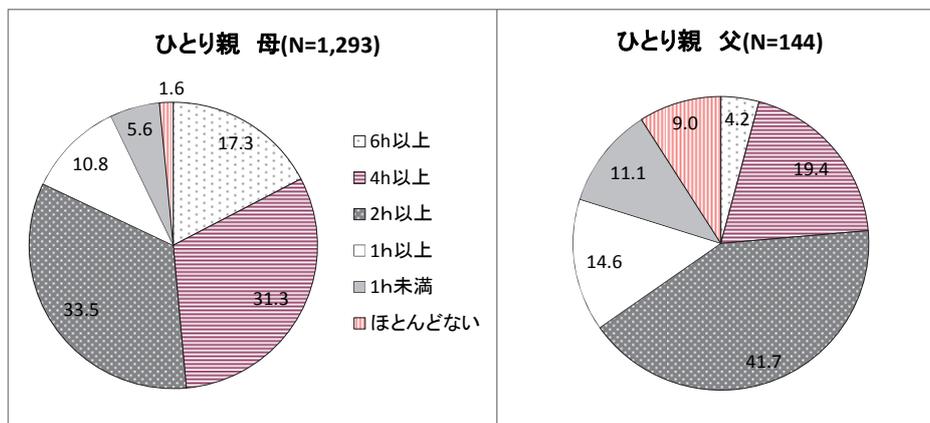
次に、子どもと過ごす時間や子どもにかかる費用、そして悩みを中心に、父子世帯での子育ての状況を概観する。

(1) 子どもとの触れ合い

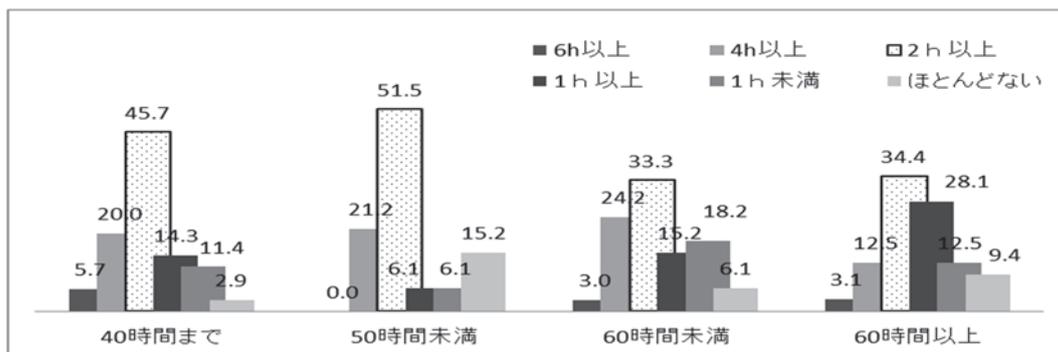
子どもと過ごす時間については、母子、父子ともに、2時間以上4時間未満がそれぞれ33.5%、41.7%と最も多い（ふたり親世帯の母親：6時間以上が39.6%）。一方、母子世帯の母親の17.3%

が子どものために6時間以上を費やしており、父子世帯と比べて長い時間子どもと費やす世帯が多い傾向がある。一方、父子世帯で6時間以上子どもと過ごすものは4.2%に過ぎず、子どもと過ごす時間がほとんどない父親も9.0%いる。

第7-17-1図 子どもと過ごす時間（％）



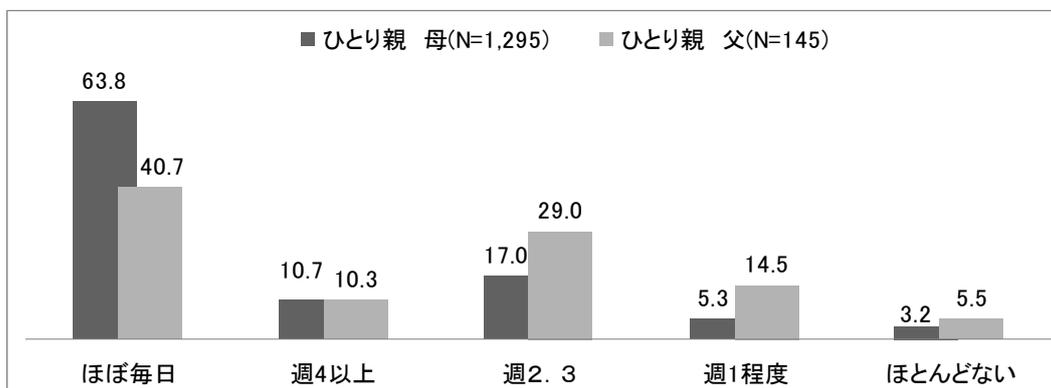
第7-17-2図 父子世帯の父親が子どもと過ごす時間（就労時間別）（％）



第7-17-2図は、父子世帯で子どもと過ごす時間を就労時間別に集計したものである。グラフで分かる通り、長時間就労か否かにかかわらず、父親が子どもと過ごす時間は、2時間以上4時間未満が最も多い。つまり、就労時間が長い父親は、自身の余暇時間の多くの割合を子どもにあてているといえる。一方、就労時間が40時間までの世帯で子どもと過ごす時間が1時間未満の世帯も11.4%ある。

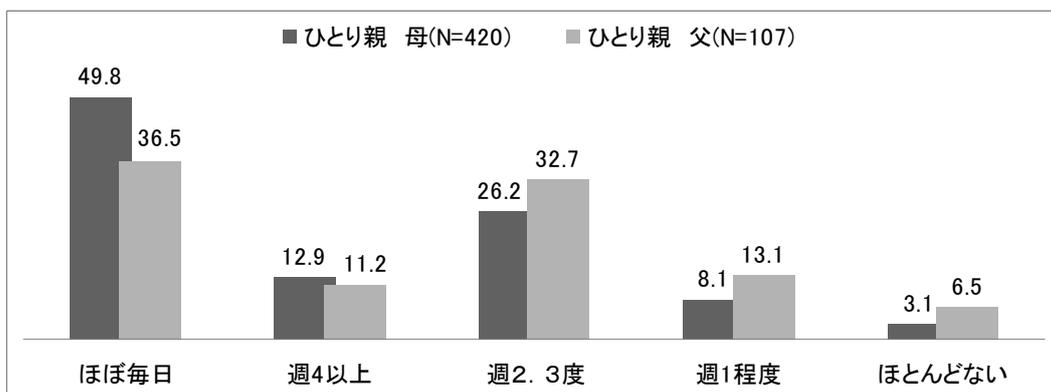
次に、子どもと夕食を共にする頻度を見てみると、父子世帯の40.7%がほぼ毎日夕食を共に取ってはいるが、これは母子世帯（63.8%）と比べて23.1%も低い。

第 7-18-1 図 子どもと夕食を共に取る頻度 (%)



母子世帯の母親がほぼ毎日夕食を共に取れる理由として、非正規就労者が多いことが考えられる。そこで就業形態を正規雇用者に限定した結果が以下である。全体との集計と比較したところ、「ほぼ毎日」と答えた母子世帯の母親の割合が 14.0%減少し 49.8%となった。それでも、母子世帯の母親の方がより頻繁に子供と夕食を共に取っている。父子世帯の正規雇用者のうち、毎日子どもと夕食を共に取っている者の割合は 36.5%で、正社員で働いている母子世帯（49.8%）には及ばない。これは、同じ正規雇用のひとり親世帯ではあるが、前述したとおり、父子世帯の父親は長時間就労が常態化していること、祖父母に子育てを任せる可能性が高いことなどが理由に挙げられるだろう。

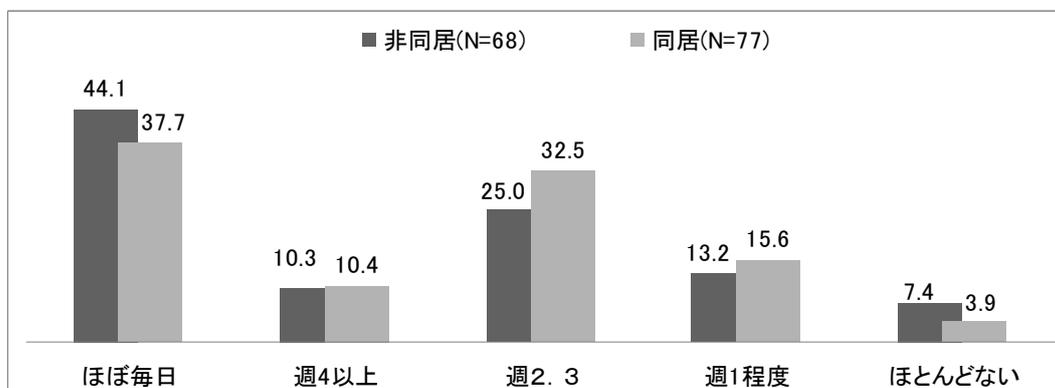
第 7-18-2 図 子どもと夕食を共に取る頻度（正規雇用に限る） (%)



父子世帯が子どもと夕食を共にする頻度が低い原因に、自身の親との同居率の高さが母子世帯に比べて高いことが考えられる。そのため、子育て部分を祖父母に任せ、就労に励む父親となる可能性が高い。そこで、父子世帯における子どもと夕食を取る頻度を親との同居別に集計し直してみた。結果は予想通りで、親と同居していない世帯は「ほぼ毎日」夕食を取る割合が 44.1%と同居している世帯と比べて高く、「週 2.3 度」「週 1 程度」では逆転し、同居している世帯が高くなっている。

その一方で「ほとんどない」と回答した世帯のうち、親と同居していない世帯は7.4%（5世帯）あった。

第7-18-3 図 父子世帯の父親が子どもと夕食を共に取る頻度（親との同居の有無別）（%）



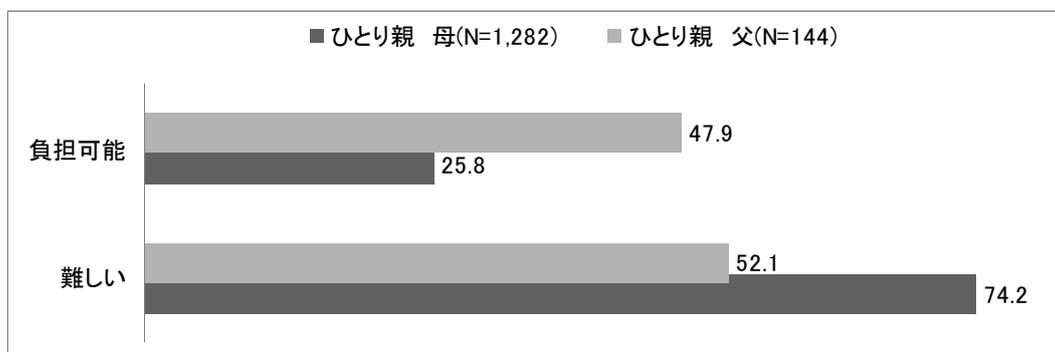
（2）子どもにかかる費用

1ヶ月あたり子どもに使う費用を比較すると、全体的にはどの世帯においても、5万円以上10万円未満が30%を超えて最大であるが、10万円以上においては、父子世帯が23.0%で、ひとり親の母親世帯（12.5%）を10.5%引き離している。これは父子世帯の平均年収が高かったことが原因の1つであろう。

第7-4表 子ども費（%）

子ども費										
世帯構成	N	平均(万円)	なし	1万円未満	2万円未満	3万円未満	4万円未満	5万円未満	10万円未満	10万円以上
ひとり親 母	1,076	5.2	0.1	1.4	9.1	13.0	19.1	11.2	33.7	12.5
ひとり親 父	122	6.3	0.0	1.6	4.9	8.2	18.0	12.3	32.0	23.0

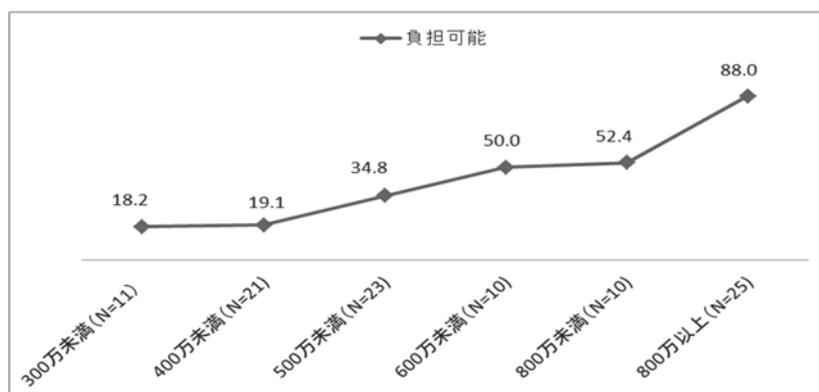
第7-19-1 図 塾代の負担可能性（%）



子育て費を塾代に特化してみても、やはり同様の傾向が窺える。塾代の負担が難しいと答えた父子世帯は約52.1%、一方で母子世帯は、約74%が「負担は難しい」と答えている。

塾代の負担可能性については、当然のことながら世帯年収との正の相関が見られ、年収 600 万円未満を境に、塾代を負担可能とする世帯の割合が 50%を超えた（第 7-19-2 図）。これ以外に、就業形態、就労時間等で、負担可能性の変化を調べたが、クロス表において特に大きな特徴は見られなかった。

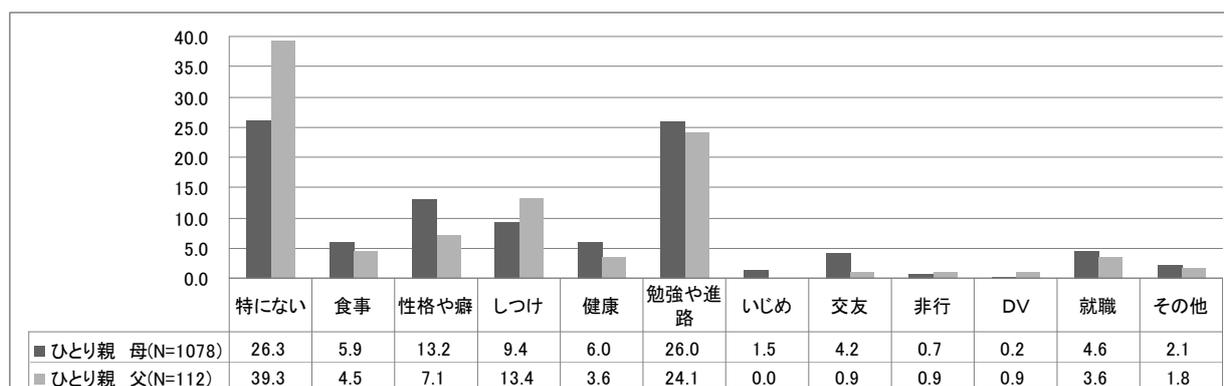
第 7-19-2 図 世帯年収別塾代の負担可能性（父子世帯のみ）（%）



（3） 子育ての悩みと子どもの状況

本調査で最も深刻な悩みを聞いたところ、父子、母子いずれの世帯においても「勉強や進路」が多く、母子世帯で 26.0%、父子世帯で 24.1%という結果となった。その一方で、「特に悩みはない」と答えたのは父子世帯の 39.3%で、回答率が最も高かった。また、母子世帯の母親は、「性格や癖」、「交友」を最も深刻な悩みとして挙げていたが、父子家庭の父親は、これらを最も深刻な悩みとして挙げるものが非常に少なく、その差はそれぞれ 6.1%ポイントと 3.3%ポイントだった。全体的に母子世帯に比べ父子世帯では悩みは少ないようだが、「しつけ」に関しては父親が母親を上回った。父子世帯が母子世帯と比べて、子育ての悩みが少ない理由として、家事と同様に子育てに対する理想の高さが異なること、父子家庭は祖父母のサポートを得られやすく、相談しやすい環境にあることなどが考えられる。

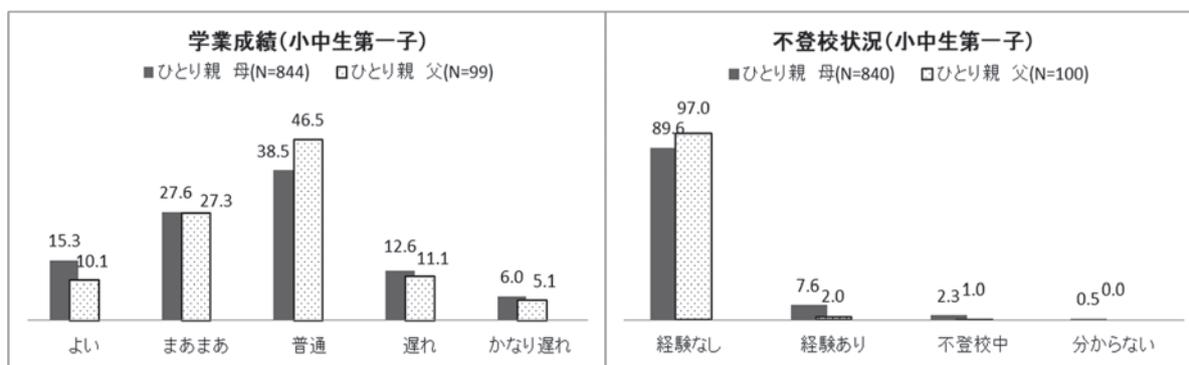
第 7-20 図 子育てにおいて最も深刻な悩み（%）



次に、親からみた第一子の状況を確認してみたが、父子世帯、母子世帯の間で特に大きな差は見られなかった。

小中校生をもつ親のうち、学業に遅れを感じていると回答した親は、母子世帯の母親が最も多く、合計 18.6%が第一子において「遅れている」「かなり遅れている」と答え、父子世帯では 16.2%で遅れを感じていた。また、不登校経験においては、母子世帯が約 10%でやや高い傾向がみられた。また、父子世帯で不登校児のいる家庭の詳細を見てみると、いずれの世帯も祖父母と同居をしているという特徴があった。

第 7-21 図 親から見た子どもの学業成績・不登校（小中生第一子）（%）



このように、父子世帯で子どもと過ごす時間は母子世帯と比べて短く、1週間を通してほとんど子どもと触れ合わない父親も 9%存在する。また、就労時間の長短に関係なく、週当たり 2 時間以上 4 時間未満共に過ごす父親が最も多い。子どもとほぼ毎日夕食を共に取る父親は、母子世帯の母親と比べて実に 23.1%ポイントも低く 40.7%である。これは正規雇用のみに限定しても結果は同様で、母子世帯と比べ 13.3%低い。さらに、自身の親との同居の有無でクロス集計を行っても、親と同居していない父親の 4 割強しか夕食を共にしていない。子ども費については、父子世帯の平均年収が高いことが反映された結果となり、10 万円以上費やしている世帯が 23.0%となった（母子世帯では 12.5%）。さらに、塾代の負担可能性においても、年収が反映され、年収 600 万円未満を境に負担可能性が 50%を超えた。子育ての悩みでは、母子世帯の母親と比べて「特にない」と答えた父子世帯が 13.0%ポイントも高く、第一子の不登校経験も母子世帯と比べ低かった。

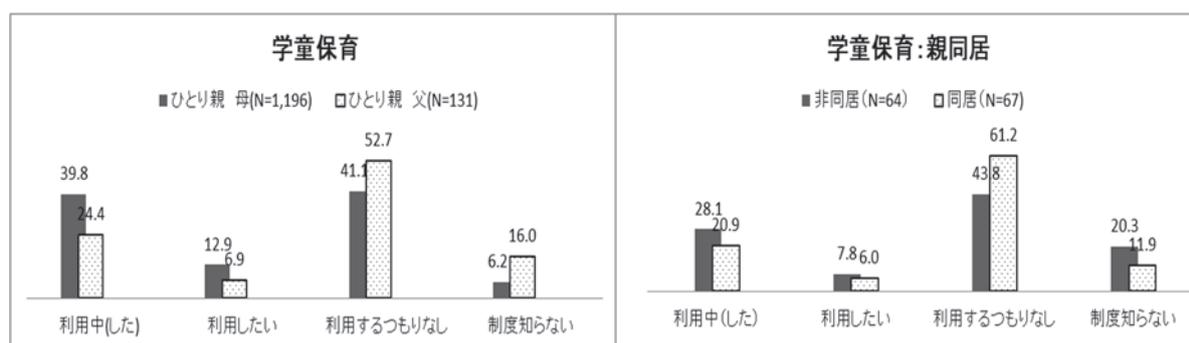
10 支援

子育て世帯への支援は、主に金銭的支援や育児支援がある。それに加え、ひとり親世帯を対象に自立支援がある。JILPT が様々な支援制度のうち、育児支援と自立支援の利用状況を調査した結果、制度そのものを知らない、または制度を知っていても「利用するつもりはない」と答える世帯が非常に多いことが分かった。

(1) 育児支援

制度の認知度が最も高かったのは学童保育で、学童保育の「制度を知らない」と答えた割合が最も高かった父子世帯でも16.0%だった。しかし、制度の認知度が高いにもかかわらず、学童保育を「利用中(した)」者の割合は、父子世帯で24.4%、「利用するつもりがない」者の割合は52.7%だった。また、学童保育を「利用中(した)」割合が最も多かった母子世帯でも利用家庭は39.8%に過ぎなかった。

第7-22図 学童保育の利用状況及び、父子世帯の学童保育利用状況(親と同居の有無別)(%)

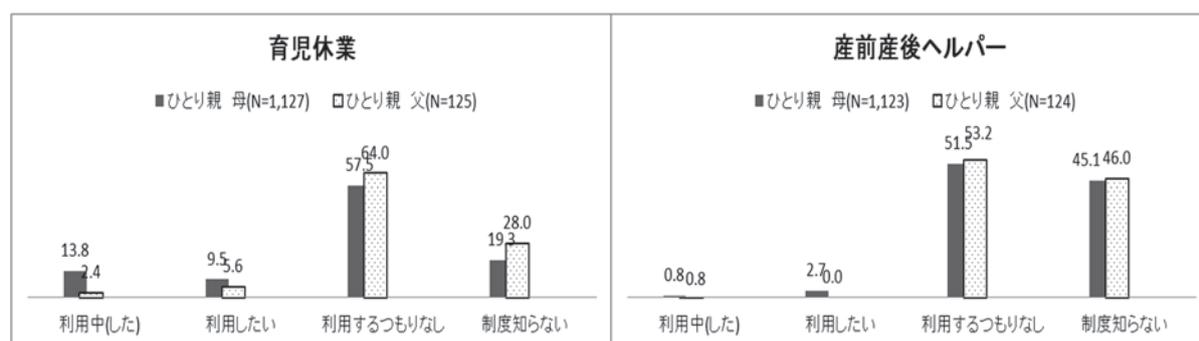


さらに詳細に見ると、親と同居していない父子世帯で、制度を知らない世帯が20.3%見られた。一方、「制度を知らない」と答えた父子世帯のうち、第一子の年齢を答えていた世帯で集計しなおすと、知らなくても止むを得ない世帯、つまり0歳から4歳の子どもを持つ世帯はわずか3件(約18%)であった。残りの約8割の世帯は、知っていて然るべき年齢の子どもがいるにもかかわらず、「知らない」と答えていた(表は割愛)。

次に顕著なのは、育児休業の利用状況である。制度を知らなかったは母子世帯で19.3%、父子世帯で約28.0%だった。さらに、「利用するつもりはない」と答えた世帯は、いずれの世帯構成においても最も多く、ふたり親世帯で58.0%、父子世帯は64.0%と半数以上に及んだ。

一方、自治体の産前産後ヘルパー事業については、いずれのひとり親世帯も約45%が制度を知らず、制度を利用しなかった世帯はいずれも50%を超えた。

第7-23図 育児休業・産前産後ヘルパー(%)



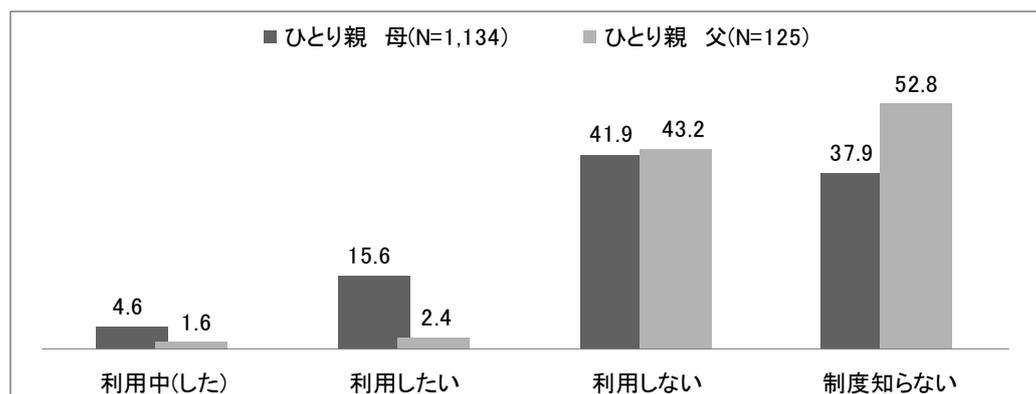
(2) 自立支援

厚生労働省は、「母子家庭の母又は父子家庭の父の経済的な自立を支援するため、自治体と協力して就業支援」をするための、母子家庭等自立支援給付金事業を行っている。その一例として、自立支援教育訓練給付金事業と高等技能訓練促進費事業がある。

自立支援教育訓練給付金事業は、「母子家庭の母又は父子家庭の父の主体的な能力開発の取組みを支援」(厚生労働省 2014)するもので、経費の20%(上限100,000円)が支給される。対象となる資格は語学検定から、調理師、看護師、司法書士、大型自動車免許など、多岐にわたり(厚生労働省 2014)、対象者は「母子家庭の母または父子家庭の父」(厚生労働省 2014)で、父子世帯の父親も対象として明記されている。

しかし、本調査では、この支援制度の対象となった父子世帯の52.8%が制度を知らないと答えた。最も認知度が高かったのが母子世帯だが、それでも37.9%が制度を知らず、利用した母子世帯はたったの4.6%だった。

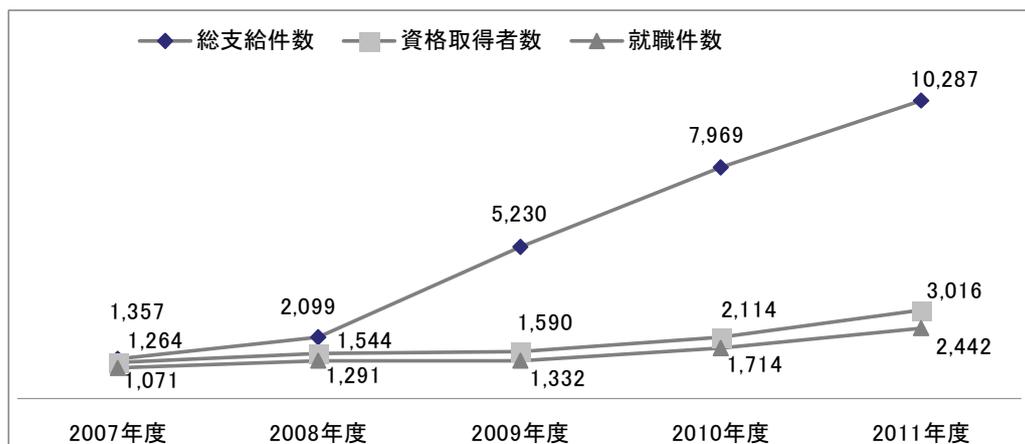
第7-24図 自立支援教育訓練給付金事業 (%)



一方の高等技能訓練促進費事業は、「母子家庭の母又は父子家庭の父が看護師や介護福祉士等の資格取得のため、2年以上養成機関で修業する場合に、修業期間中の生活の負担軽減のために、高等技能訓練促進費が支給されるとともに、入学時の負担軽減のため、入学支援修了一時金が支給」(厚生労働省 2014)されるもので、訓練促進費として月額100,000円と、入学支援修了一時金50,000円が支給される(厚生労働省 2014)。対象となる資格は、「就職の際に有利となるものであって、かつ法令の定めにより養成機関において2年以上のカリキュラムを修業することが必要とされ」(厚生労働省 2012)、主に看護師、保育士、理学療法士、作業療法士などである(厚生労働省 2012)。

厚生労働省によると、総支給件数は一貫して増加し、2011年度には初年度(2007年度)の約7.6倍となった。事業の知名度は順調に上がっていることが窺える。その一方で、資格取得者の割合はわずか2.4倍の上昇に留まり、資格取得率は低下していると言わざるを得ないだろう。

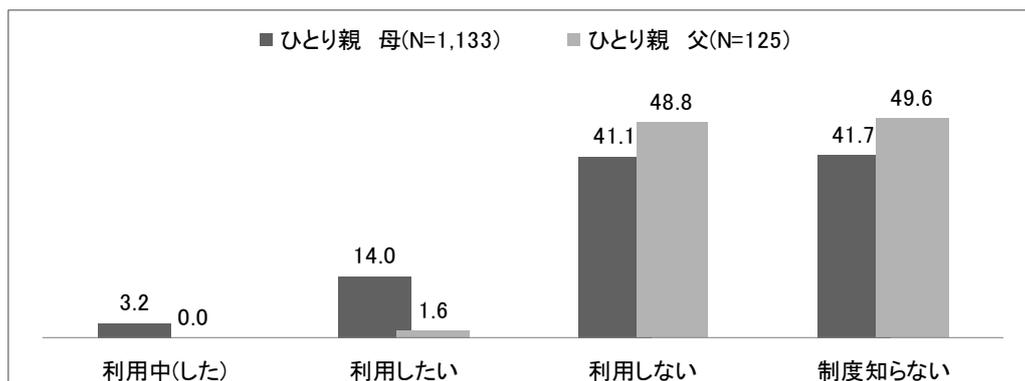
第 7-25 図 高等技能訓練促進費事業実績（件）



出所：厚生労働省雇用均等・児童家庭局家庭福祉課調べ より作成

JILPT 調査では、父子世帯の回答者のうち 49.6%が制度を知らないと答えている。母子世帯においても 41.7%が制度を知らず、利用した母子世帯の母親はわずか 3.2%だった。

第 7-26 図 高度技能訓練促進費事業（％）



2つの自立支援事業のいずれにおいても、「利用するつもりはない」と回答する割合が最も多く見られた。特に本調査に協力した父子世帯は、一定以上の所得があるものも多く、利用資格のない者、利用の必要のない者が、ある程度含まれていることも考えられる。一方、たとえ資格取得への支援はあっても、現在得ている仕事を離職し、子どもを抱えながら資格取得をするリスクを負う余裕はないことが考えられるだろう。長時間労働が常態化しているため、時間的余裕もないことも想像に難くない。正規雇用を得ている割合が非常に高い父子世帯においては、資格取得の必要性を感じていないとも考えられる。

このように子育て支援、自立支援においては、制度そのものを知らない、または制度を知っていても「利用するつもりはない」と答える世帯が非常に多いことが分かった。学童保育では、52.7%が「利用するつもりはない」と答え、さらに、親と同居していない父子世帯で

も約半数が「利用するつもりはない」と回答した。育児休業においては、約3割の父子世帯で「制度を知らない」と回答、知っていても6割以上は「利用するつもりはない」と答えている。そのような状況の中、最も知名度の低い育児支援制度は産前産後ヘルパーで、父子世帯の約半数が制度を知らなかった。就労時間が長く、子どもと共に過ごす時間が少ない父子世帯ほど、自身に代わって子どもの面倒を見る支援の利用率は高いと考えたが、実際は自身の親と同居していない世帯においても必要性を感じていないという結果であった。また、利用可能な年齢がいる父子世帯で、「制度を知らない」と答えた世帯もあった。

一方の自立支援事業については、いずれも約半数以上が「知らない」と回答し、父子世帯の実際の利用はほとんどないに等しかった。理由としては、正規雇用がほとんどである父子世帯は、資格取得の時間的余裕がなく、資格取得の必要性も低いことが考えられる。

11 まとめ

本稿では、JILPT子育て世帯全国調査（2011年調査と2012年調査）で回答を得た父子世帯について集計を行い、主に母子世帯と比較することで、父子世帯の現状、特に仕事と収入、仕事と生活のバランスにおける困難の度合い（Work-Life Conflict; WLC）、子育て、そして行政支援について概観した。その結果以下のことが確認された。

（1）収入と貧困

父子世帯は、正規雇用が7割を超え、9割以上の世帯で自身の収入が主だった生活手段となっている。平均年収は500万円を超え、等価可処分所得で母子世帯と比較しても、約1.7倍の開きがある。一方で、7%ではあるが、貧困世帯が存在しており、約10%の父子世帯で衣食もままならぬ状況が窺え、格差が大きいことが分かった。

（2）ゆとり

暮らし向きの「ゆとり」については、世帯収入等から予測されるよりも、収入の高い世帯が「苦しい」と答えた。母子世帯と比較して苦しいと答える世帯の割合は低かったものの、年収800万円を超えている世帯でも12%が「苦しい」と答えた。また週当たり60時間以上労働している世帯では、6割以上で「苦しい」と回答、これは無業も含む週40時間まで働いている世帯よりも高い数字であった。

恐らくこれらの世帯は、仕事と生活との両立困難にも陥っている可能性があり、苦しさを抱えていても、時間制約上の問題で助けを求めることすら困難になっている可能性がある。

（3）WLC

仕事と生活のバランスにおける困難さ（WLC）は、就労時間を調整するのが困難なことに起因している可能性が示唆された。家事を行う必要があるにもかかわらず、父子世帯の74.5%

が週 40 時間以上働いていた。特に、週 60 時間以上就労している父子世帯の父親の約 6 割が、その状態を「規則的」と回答し、改めて長時間勤務の常態化が窺えた。これを補っているのが自身の親の存在で、就労時間が長くなるほど、同居率が上昇していた。

一方、父子世帯に両立困難さについて直接的・具体的に訪ねた結果、家事に慣れていない状況が窺えるものの、直接的に両立が困難であると答えた世帯は少なかった。ひとり親の母親に比べ、サポートを得られやすい、家事を頼む心理的ハードルが低い、または目標をする家事の達成度自体が低いという理由付けが可能であろう。

具体的にどの層で直接的に困難さを感じるかを知るため、世帯年収、週当たり就業時間でクロス集計をしたが、顕著な特徴は見出せなかった。これはその時々で「苦しさ」の原因が異なるため、いざ両立困難が原因かと問われれば、それ程でもないと答える層があるのかも知れない。

(4) 子育て

父子世帯の子どもと過ごす時間は母子世帯と比べて短く、1 週間を通して子どもとほとんど触れ合わない父親が 9% 存在した。また、就労時間の長短に関係なく、週当たり 2 時間以上 4 時間未満共に過ごす父親が最も多かった。子どもとほぼ毎日夕食を共に取る父親は、母子世帯の母親と比べて実に 23% ポイントも低く、正規雇用のみ限定しても、母子世帯と比べ約 10% ポイント低かった。さらに、自身の親との同居の有無で分けて集計しても、親と同居していない父親の約 4 割しか夕食を共にしていない。子ども費については、父子世帯の平均年収が高いことが反映された結果となり、10 万円以上費やしている世帯が 23% となった。塾代の負担可能性においては、年収 600 万円未満を境に負担可能性の有無が逆転した。子育ての悩みでは、母子世帯の母親と比べて「特になし」と答えた父子世帯が 13% ポイントも高く、第一子の不登校経験も母子世帯と比べ低かった。不登校児のいる家庭 (3 世帯) でこれといった特徴が見られず、現在において、いずれも祖父母と同居をしているという特徴がみられた。

(5) 支援

制度そのものを知らない、または制度を知っていても「利用するつもりはない」と答える世帯が非常に多いことが分かった。学童保育では、52.7% が「利用するつもりはない」と答え、親と同居していない父子世帯でも、約半数が「利用するつもりはない」と回答した。育児休業においては、28.0% の父子世帯で「制度を知らない」と回答、知っていても 64.0% は「利用するつもりはない」と答えた。また、最も知名度の低い育児支援制度は産前産後ヘルパーで、父子世帯の約半数が制度を知らなかった。さらに、自身の親と同居していない世帯においても支援の必要性を感じないという結果であった。利用可能な年齢の子どもがいる父子世帯で、「制度を知らない」世帯もあった。

一方の自立支援事業については、いずれも約半数以上が「知らない」と回答、父子世帯の実際の利用はほとんどないに等しかった。正規雇用がほとんどである父子世帯は、資格取得の時間的余裕がなく、資格取得の必要性も低いことが考えられる。

なお、本集計はあくまで単純集計である。それぞれの項目はさらに詳細かつ厳密に分析されることが望まれる。

参考文献

- 阿部彩（2012）「家族が直面する生活不安の実態」西村周三監修・国立社会保障・人口問題研究所編『日本社会の生活不安 自助・共助・公助の新たなかたち』慶應義塾大学出版会、pp.13-38.
- 大石亜希子（2012）「離別男性の生活実態と養育費」西村周三監修・国立社会保障・人口問題研究所編『日本社会の生活不安 自助・共助・公助の新たなかたち』慶應義塾大学出版会、pp.221-246.
- 厚生労働省（2005）「平成 15 年度全国母子世帯等調査結果報告」
<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2005/01/h0119-1.html>
- 厚生労働省（2012）「平成 23 年度全国母子世帯等調査結果報告」
http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/kodomo/kodomo_kosodate/boshi-katei/boshi-setai_h23/
- 厚生労働省（2013）「ひとり親家庭の支援について」
http://www.mhlw.go.jp/bunya/kodomo/pdf/shien_01.pdf
- 厚生労働省（2014）「母子家庭等自立支援給付金事業について」
<http://www.mhlw.go.jp/general/seido/koyou/bosikatei/1.html>
- 厚生労働省大臣官房統計情報部（2014）「平成 26 年わが国の人口動態－平成 24 年までの動向」
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/81-1a2.pdf>
- 総務省統計局（2014）「平成 22 年度国勢調査 第 8 表 母子世帯，父子世帯数－全国，都道府県（平成 2 年～22 年）」
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001007704&cycode=0>
- 西文彦（2012）「シングル・ファーザーの最近の状況（2010 年）」
<http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/pdf/zuhyou/singlef2.pdf>
- 労働政策研究・研修機構（2008）『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書 No.101
- 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』 JILPT 調査シリーズ No.95

労働政策研究・研修機構（2013）『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 2012』 JILPT 調査シリーズ No.109

JILPT 資料シリーズ No.146

子育て世帯のウェルビーイング ―母親と子どもを中心に―

発行年月日 2015年2月25日

編集・発行 独立行政法人 労働政策研究・研修機構

〒177-8502 東京都練馬区上石神井 4-8-23

(照会先) 研究調整部研究調整課 TEL:03-5991-5104

印刷・製本 有限会社 太平印刷

©2015 JILPT

* 資料シリーズ全文はホームページで提供しております。(URL:<http://www.jil.go.jp/>)