



労働政策研究報告書 No. 159

2013

JILPT : The Japan Institute for Labour Policy and Training

子育てと仕事の狭間にいる女性たち
— JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析 —

労働政策研究・研修機構

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 —

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

The Japan Institute for Labour Policy and Training

ま え が き

育児期の日本女性の職場進出が、高度成長期から 1980 年代にかけて大きく伸びたものの、1990 年代以降はその伸び率が鈍化するようになった。本報告書は、当機構（JILPT）が行った最新の調査データを詳細に分析し、育児期女性の職場進出スピードがなぜ鈍化してきたのか、母親の就業は子どもにどのような影響を与えるのか、シングルマザーの就業にどのような困難が伴うか等について、育児期女性の職場進出における最新事情をまとめた。

中国や米国に比べ、日本の育児期女性の職場進出は、まだまだ伸びる余地がある。しかし、それはいくつかの高いハードルの克服を前提としなければならない。育児休業制度の一層の充実、待機児童の多い都市部での保育所整備、夫や祖父母の家事・育児援助の確保策等を講じることが引き続き必要だが、それだけでは不十分である。男女分業の慣行や日本的雇用慣行の改革も必要不可欠である。

育児期女性の職場進出は、児童に負の影響を与えることが懸念されている。しかし、本報告書の分析によると、むしろ母親が外で働いた方が、子どもの自立性を高める効果が期待でき、また、有業母親の家庭では子どもへの学習塾等教育投資が多く、子どもの健康状態や学業成績も良い傾向を示している。すなわち、育児期女性の職場進出は、子どもの視点から見ても実はメリットが多いのである。

なお、この報告書は、JILPT のプロジェクト研究「企業の雇用システム・人事戦略と雇用ルール整備等を通じた雇用の質の向上、ディーセント・ワークの実現についての調査研究」のサブテーマ「女性の活躍促進に関する調査研究」の一環として実施された「子育て中の女性の就業に関する調査研究」の平成 24 年度成果の一つとして取りまとめられたものである。本報告書のベースとなるアンケート調査の結果速報は、JILPT 調査シリーズ No.95『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査』（2012 年 3 月）として公表されている。本報告書と併せてご活用いただければ幸いである。

2013 年 6 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, 2, 3, 5 章 付属資料
ま きんきん 馬 欣欣	京都大学薬学研究科助教	第 4 章
あべ あや 阿部 彩	国立社会保障・人口問題研究所部長	第 6 章
おおいし あきこ 大石 亜希子	千葉大学法経学部教授	第 7 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 8 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 9 章

なお、第 9 章の和訳は、JILPT 臨時研究協力員の内藤朋枝ないとうともえが行った。

目 次

まえがき

序章 仕事と育児の狭間にいる女性たち	1
1 変わりゆく育児期女性の職場進出	1
(1) 戦後初期～1980年代：「量」的增加が著しい時期	1
(2) 結婚・出産退職と「退職復帰型」就業スタイルの定着	2
(3) 90年代以降～現在：「量」から「質」への転換が求められる時期	4
2 本報告書の趣旨と研究方法	6
3 各章の要旨	7
4 知見の集約	14
第1部 仕事と育児と家事：育児期女性における3つの役割	
第1章 育児期女性の「いま」：職場進出・育休取得・WLC・子育て	17
1 はじめに	17
2 育児期女性の職場進出	17
(1) 「3歳児神話」と「小1の壁」	17
(2) 正社員雇用の世代間格差	18
(3) 正社員になったルートの違い	20
(4) 今後3年くらいの間働き方	20
(5) 「現在無職」でも高い就業意欲	21
(6) 無職の理由に子どもの保育と時間的制約	22
3 育児期女性の就業を支える育児休業制度	23
(1) 育休取得とキャリア継続	23
(2) 育休取得と現在年収	23
(3) 育児休業制度の利用状況	24
(4) 育児休業未利用者の内訳	25
(5) 育児休業を利用するつもりはない母親の平均世帯所得が高い	26
4 ワーク・ライフ・コンフリクト (WLC)	27
(1) 仕事に費やす時間	27
(2) WLC と就労・通勤時間	28
(3) 祖父母との同居・近居における WLC 軽減効果	29
(4) 夫の家事・育児分担における WLC 軽減効果	30
5 母親の就業・非就業と子どもの育成	30

(1) 子ども費と塾・習い事比率	30
(2) 子育ての悩み	31
(3) 重大な育児挫折	33
6 まとめ	34
第2章 育児期女性の職場進出 ―日米中3カ国比較―	36
1 はじめに	36
2 研究の背景：経済の「先進国」と女性職場進出の「後進国」	36
3 育児期女性のライフイベント	37
(1) 女性の一生：学校を出るタイミング	37
(2) 女性の一生：結婚のタイミング	38
(3) 女性の一生：出産のタイミング	39
(4) 女性の一生：育児期に仕事をやめる人が多いのか	40
(5) 女性の一生における日本の特徴	41
4 育児期における職業中断の理由	41
(1) プッシュ要因1：公的支援制度	42
(2) プッシュ要因2：保育所	43
(3) プッシュ要因3：親族のサポート	45
(4) まとめ：公的支援制度の欠如が原因なのか	47
5 女性の職場進出の遅れにおける深層的な理由	48
(1) 深層的な理由その1：男女役割分業	48
ア) 「男女役割分業」に関する文化や慣習	48
イ) 職種による男女役割分業	49
(2) 深層的な理由その2：日本的雇用慣行	51
6 結語：育児期女性は日本経済の救世主となりうるのか	52
第3章 専業主婦世帯の収入二極化と貧困問題	58
1 はじめに	58
2 研究の背景	60
(1) 専業主婦世帯の減少	60
(2) 収入二極化と貧困専業主婦世帯の増加	61
(3) 貧困と子どもの教育格差	62
3 貧困なのに専業主婦でいることを選択した理由	64
(1) 理論モデル	64
(2) 実証モデル	66

(3) 推定に用いる変数	66
4 データ	67
5 実証結果	68
(1) 記述統計量	68
(2) 推定結果	69
6 不本意ながら専業主婦でいる女性と彼女らの就業障壁	73
(1) 望まれている働き方	73
(2) 就業の障壁	74
7 終わりに	75

第2部 気になる子どもたちへの影響

第4章 母親の就業状況が子どもの outcomes に及ぼす影響	79
1 はじめに	79
2 先行研究のサーベイと本稿の狙い	80
(1) 母親の就業状況と子どもの outcomes に関する経済学からの説明	80
(2) 実証研究のサーベイ	81
3 計量分析の枠組み	84
(1) 推定モデル	84
(2) 用いたデータと変数の設定	85
4 計量分析の結果	91
(1) 母親の就業状況と子どもの健康状態に関する分析結果	91
(2) 母親の就業状況と子どもの不登校行動に関する分析結果	94
(3) 母親の就業状況と子どもの学習成績に関する分析結果	96
5 結論と政策示唆	98
第5章 児童虐待リスクが高いのは専業主婦か働く主婦か	107
1 はじめに	107
2 研究の背景	108
(1) 児童虐待相談が急増、主な虐待者の6割が母親	108
(2) 虐待を受けた「子ども」が「親」となった時	110
3 母親の就業率と児童虐待の相関関係—都道府県別データ	111
4 児童虐待リスクが高いのは専業主婦か働く主婦か	113
(1) 個票分析で用いる児童虐待の定義	113
(2) 母親の就業状況と児童虐待：グラフでみる	115
(3) 母親の就業状況と児童虐待：他の危険因子の影響を考慮した場合	115

5	結びにかえて	119
---	--------	-----

第6章 「子ども」が親となった時：

	10 代出産の母親と子どものウェル・ビーイング	122
1	問題提起	122
2	先行研究	123
3	若年出産の推移と分布	124
	(1) 推移	124
	(2) 地域別	125
4	データ	125
5	若年母親の状況 - JILPT 調査から	126
	(1) 婚姻状況	126
	(2) 基本属性	126
	(3) 就労状況	128
	(4) 生活状況	130
	(5) 健康状況	131
	(6) 成育環境、育児環境	131
	(7) 子どもの状況	132
6	仮説 (ハンディはどこにあるのか)	133
7	分析 1	134
	(1) モデル	134
	(2) 結果	135
8	分析 2 Recursive なモデル	139
	(1) モデル	139
	(2) 結果	140
9	課題	142

第3部 たくましく生きるシングルマザーたちの苦悩

第7章	シングルマザーは働いていてもなぜ貧困か	145
1	はじめに	145
2	母子世帯の就労収入はなぜ低いのか	146
	(1) データの説明	146
	(2) 労働時間の状況：総務省「労働力調査」	146
	(3) 労働時間の状況：JILPT 調査	147
	(4) 時間当たり賃金の分布	148

(5) 母子世帯に関する先行研究	149
(6) シングルマザーと既婚マザーの賃金格差の要因分解	150
(7) 小括	154
3 5年ルールは妥当か	154
(1) 児童扶養手当の概要	154
(2) 母子世帯になってからの年数経過と就労収入	155
4 養育費受給の決定要因	157
(1) 全国母子世帯等調査からみられる傾向	158
(2) 養育費受給の決定要因：推定結果	159
5 養育費徴収強化のマイクロ・シミュレーション	163
(1) 養育費徴収ガイドラインの比較	164
(2) シミュレーションの手順	165
(3) 父親の年収の推計	166
(4) 児童扶養手当等の推計	167
(5) 母親からのフィードバック効果	168
(6) 貧困指標	169
(7) 養育費シミュレーション結果	170
(8) 5年ルールの適用は何をもたらすか	174
6 結論	175
第8章 シングルマザーの就業とディストレス	178
1 はじめに	178
2 先行研究—女性の就業とディストレスの関係	179
3 データと方法	181
(1) データ	181
(2) 分析に用いる変数	182
(3) 分析方法	184
4 結果	185
(1) 基礎集計	185
(2) 推計結果	187
5 まとめと考察	192
第9章 シングルマザーと親子間の触れ合い	196
1 はじめに	196
2 研究の背景	198

(1) 日本の母子世帯	198
(2) ひとり親と親子間の触れ合い	199
(3) 居住形態とシングルマザー	200
3 アプローチ	202
(1) データ	202
(2) 変数	203
4 結果	205
(1) 記述統計	205
(2) 推定結果1：子どもと過ごす時間	207
(3) 推定結果2：子どもと夕食を共に取る回数	209
5 考察	211
付属資料 等身大の育児期女性：ヒアリング調査報告	219
1 調査の動機と概要	219
2 Aさん：「パートでも働かせてもらっていることには満足している」	219
3 Bさん：「仕事でどんどんやっっていこうと思うタイプではない」	222
4 Cさん：「将来のキャリアに対してビジョンを持っていなかった」	225
5 Dさん：「保育所を利用することには抵抗があった」	227
6 Eさん：「働くことは、人とのつながりを持つこと、だれかの役にたつこと」	229
7 結びにかえて	232

序章 仕事と育児の狭間にいる女性たち

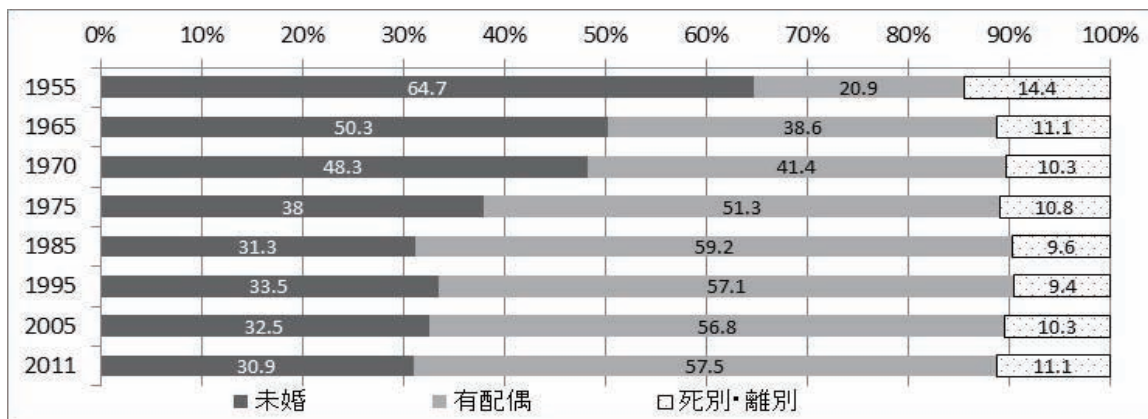
1 変わりゆく育児期女性の職場進出

(1) 戦後初期～1980年代：「量」的增加が著しい時期

アメリカをはじめ、主要先進国では20世紀の初頭までは主に独身女性が職場に進出した。しかし、1950年代以降は次第に既婚女性、そして幼い子供を育てている女性の賃金労働者も増えていった。アメリカを例にとると、育児初期または育児後期にあたる25-34歳と35-44歳の白人既婚女性の就業率が1920年ではそれぞれ7.7%と6.3%に過ぎなかったものの、1950年には21.0%と25.3%、1980年には56.0%と59.1%までに上昇していった（Goldin1990、p.18）。既婚女性（その多くが育児期女性）の職場進出が、20世紀の重大な歴史的出来事である。彼女らの職場進出が、国内総生産と労働力総量の画期的増加をもたらすと同時に、男女間関係、家族のあり方、女性の政治パワー等の面で社会と経済にファンダメンタル的な変化をもたらしているからである（Goldin1990）。

日本でも、戦後初期までは、雇用者として働くのは独身女性がほとんどで、女性が結婚すると企業を退職して専業主婦になるか、家族従業員や自営業として働くのが最も一般的なスタイルであった¹。こうしたスタイルを一変させたのは、高度経済成長期(1954～1973年)に起きた深刻な労働力不足だった。1960年労働省「労働市場年報」によれば、女性比率の高い繊維工業や食品製造業では女子求人数がそれぞれ前年比3割近くも増加し、女子の求人充足率は55.5%（男子59.0%）に達し、労働市場はかなり逼迫した様子だった。

図序-1 配偶関係別女性雇用者の構成比の推移（1955～2011年）（非農林業）

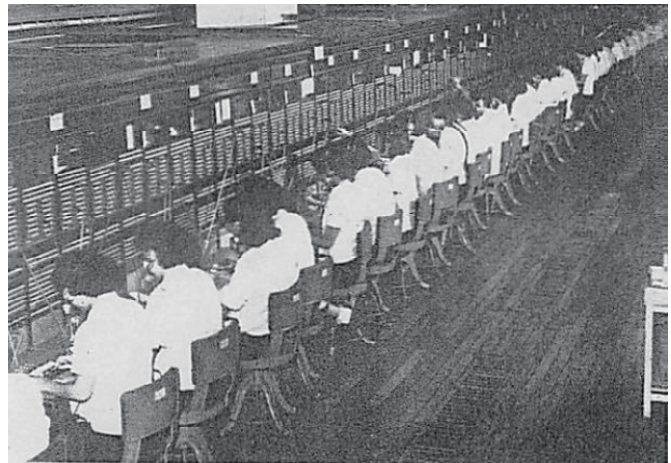


出所：1955年は総理府「国勢調査」の数値で、その他は総務省統計局「労働力調査」の数値である。

¹ 日本女性の就業率は、戦前から高かったが、農林業の家族従業員や自営業主が圧倒的に多かった。戦後初期の統計では14歳以上女性の就業率は52.0%で、就業者の75.4%は家族従業員か自営業主であり、農林業に就業した女性が全体の59.0%に及んでいた（労働省婦人少年局「婦人労働の実情1952」）。

旺盛な女性労働力需要に加え、女性雇用者における実質賃金の上昇や既婚女性の職場進出に対する国民的意識の変化もあって、1950年代以降には結婚後も働く女性は増え続け、1970年では女性雇用者のうち、既婚女性と離別・死別女性の数が初めて独身女性数を上回るようになった（図序-1）。最近(2011年)の統計では、女性雇用者に占める未婚女性の割合が3割までに後退し、既婚女性と離別・死別女性が女性雇用者の主力軍となっている。

図序-2 1950年代の女性労働風景



↑（日本電信電話会社（NTT）の電話交換作業）
出所：労働省婦人少年局(1953)「電話交換作業における婦人労働の実情」婦人労働調査資料第16号

←（絹織物労働者の工場労働）
出所：労働省婦人少年局(1955)「婦人労働者の生産労働と家事並びに母性活動に関する調査研究」婦人労働調査資料第22号

（2）結婚・出産退職と「退職復帰型」就業スタイルの定着

1950年代には、既婚女性全体の雇用率が上昇し始めていたが、乳幼児を抱えた女性の就業がやむをえない経済事情のある家庭に限られていた。そのため、乳幼児を抱えながら就業する女性は、貧しい農家出身者や母子世帯の母親が圧倒的に多かった。保育施設が乏しい中、幼い子どもを抱えての就労が、母親と子どもの両方にとって大きな負担であった。労働省婦人少年局が1954年に当時の女性の代表的な職場である絹織物工場²で行った調査によれば、乳幼児をもつ女性労働者で、子どもを工場内につれてきて養育しなければならない女性が全体の52.5%に達していた（図序-2）。こうした母親は、工場労働に家事労働と育児労働の三重の労働負担が重なり、血液中のヘモグロビン値は11.2g/dl

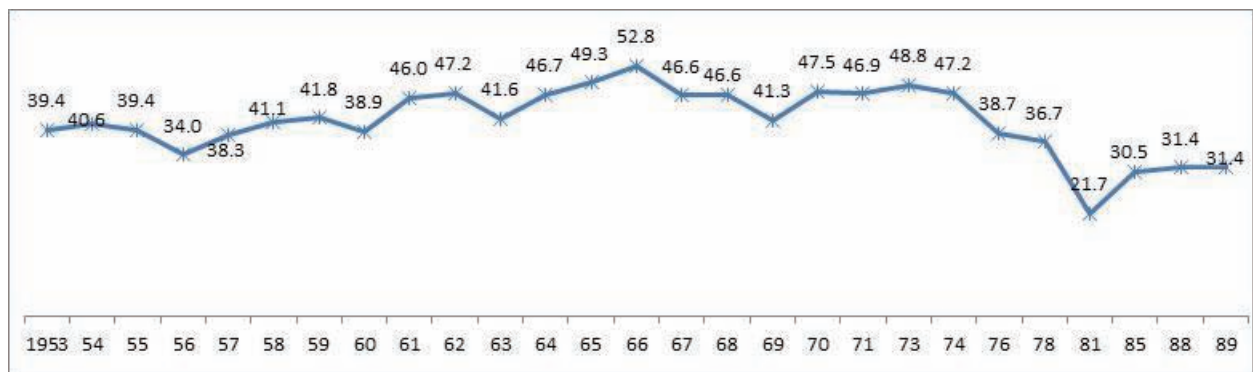
² 当時の織物業は、ほとんど女性労働によって支えられている産業であり、絹人絹織物工場に働く女性労働者は、全国で10数万人に及んでいた。

という貧血状態であった。また、一般児童に比べ、工場内で成育した子どもは、平均身長が低く、胸郭異常や脊柱彎曲等発育異常の該当率が高かったことも分かった。

高度経済成長で国民が急速に豊かになった 1960 年代以降、経済的な理由によって乳幼児を抱えながら無理な働き方をしなければならない女性の割合が急激に減少していった。労働省が 1966 年に行った「既婚女子労働者に関する調査」によると、就労している既婚女性のうち、「子どもがいる」者は 50.3%で、中でも「6 歳未満の乳幼児がいる」者は全体の 20.8%となっている。乳幼児を育てている女性労働者のうち、「誰も（子どもの）世話する人がいない」と回答する者は全体の 2.8%に過ぎず、ほとんどの場合は保育施設（21.4%）や祖父母等による自宅保育（60.1%）等何らかの保育手段が講じられており、職場まで乳幼児を連れての就業はほとんどなくなった³。

経済的な理由で無理な働き方をする育児期女性が激減したと同時に、仕事にやりがいを感じながらも退職せざるをえないというジレンマを抱える女性が増えたのもこの時期である。1966 年の「既婚女子労働者の調査」（労働省婦人少年局）では、6 割以上が長期勤続を希望、1967 年の「保育および就労に関する母親の意識」（総理府）でも母親就業者の 7～8 割が仕事を継続しようと考えていた。しかし、実際には、1960 年代は妊娠・出産による退職者の割合が、戦後初期（1950 年代）よりむしろ増加傾向にあった（図序-3）。勤務経験のある専業主婦の約 8 割が、結婚の直前・直後（51.9%）または出産の直前・直後（31.8%）に仕事をやめていた（1969 年労働省婦人少年局「主婦の就労に関する調査」）。

図序-3 妊娠または出産による退職者の割合の推移（1953～1989 年、単位 %）



出所：（厚生）労働省「女子保護の概況調査」、「女子雇用管理基本調査」（1960 年～）

1960 年代における結婚・出産退職の増加は、複合的な要因によるものだった。まず、国民が豊かになり、夫の収入だけでも十分にやっつけていける、いわゆる「専業主婦型」生活スタイルを支えるための経済的基盤ができたのが主因の 1 つだと思われる。また、核家族化や世帯の小規模化に伴い、家事と育児を援助してくれる祖父母が周りにいなくなり、育児期女性がいっそう家庭と育児に拘束されるようになったのも一因である。さら

³ 出所：労働省婦人少年局『婦人の歩み 30 年』1975 年 10 月（pp.267-268）。

に、保育施設の不備、不足も重要な要因であった。児童福祉法が施行した1948年以降に保育所の数と入所定員が大幅に増えたものの、保育供給が常に需要に追いつかず、1974年当時の保育所入所希望者の充足率はわずか55.0%だった。厚生省の「保育所緊急整備5か年計画」(1966年)では、今後5年間で保育所定員が約30万人不足すると推定されていた⁴。

結婚・出産退職の増加にもかかわらず、女性雇用者全体に占める既婚女性や離別・死別女性の割合が1950年代以降に増え続けていた(図序-1)のは、継続就業の主婦の増加ではなく、退職後に仕事復帰したパート主婦の増加によるものである。仕事復帰の時期は、子育てが一段落した30代後半頃がもっとも一般的で、子どもの教育費、住宅資金、老後の備え等家計の補填が主な理由となっていた。

高度経済成長期からバブル経済が崩壊するまでの約35年の間、「退職復帰型」就業スタイルが育児期女性の間ですっかり定着するようになり、年齢別就業率のM字型カーブとして広く知られるようになった。

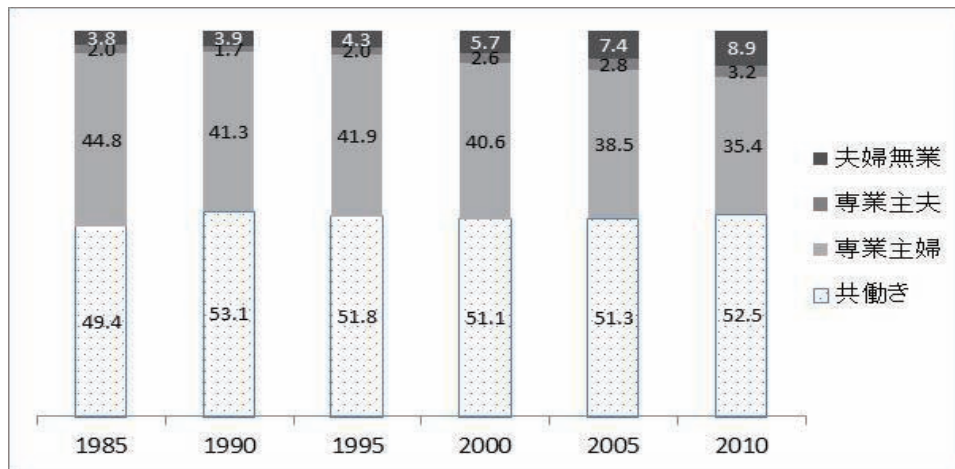
(3) 90年代以降～現在：「量」から「質」への転換が求められる時期

長引く経済不況が続く1990年代以降に入ると、既婚・育児期女性の職場進出のスピードが鈍化し、就業者の数と割合がともに「停滞期」に突入した。まず、有配偶女性が女性雇用者に占める割合は1985年の59.2%をピークに、1990年代以降は57%前後でもみ合うようになった(図序-1)。そして、子どもがいる世帯に限ってみると、母親が就労している世帯(共働き世帯と専業主夫世帯の合計)の割合が1990年の54.8%(うち、53.1%が共働き世帯)から、2010年の55.7%(うち、52.5%が共働き世帯)へと、ほとんど変化していないのが分かる(図序-4)。

このように育児期女性における職場進出の「量」的增加に、1990年代以降頭打ち傾向が強くなってきた。景気低迷による女性労働力需要の鈍化が原因の1つであるが、育児期女性の就業意欲をさらに引き出すために必要な制度・構造改革がなかなか進まないことも大きな要因だと筆者は考える。すなわち、育児期女性の職場進出がほとんどなかった戦後初期ではわずかな助力(プッシュ)でも加速度的に増えたものの、ひとまず育児期女性の職場進出が一段落した1990年代以降では、その深層的阻害要因である「男女役割分業式の文化的・社会的慣行」と「企業における女性差別的雇用制度」が量的増加の鈍化をもたらすようになった(詳細は第2章「育児期女性の職場進出—日米中3カ国の比較」を参照)。

⁴ 出所：労働省婦人少年局『婦人の歩み30年』1975年10月(p.275)。

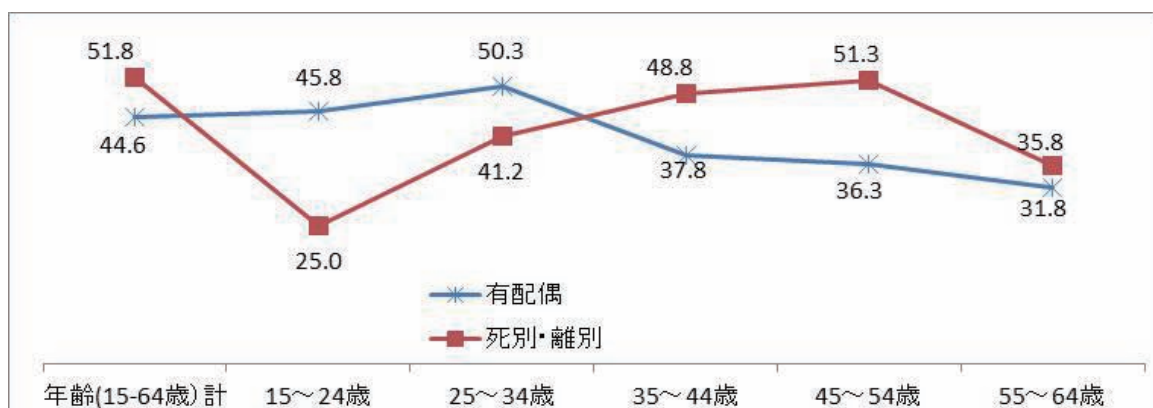
図序-4 子どものいるふたり親世帯における専業主婦世帯と共働き世帯の割合
(単位 %)



出所：厚生労働省『平成 23 年版働く女性の実情』（付表 23）より筆者が作成。
元のデータは総務省統計局「労働力調査特別調査」によるものである。

こうした制度的・構造的要因により、育児期女性(大半は再就職組)の職場が 4C(Caring, Cleaning, Cooking, Cashier)のパート就業や週 35 時間未満の短時間労働に偏在しており、時間当たりの賃金が低く、また仕事のやりがいも欠如するなど、仕事の「質」が低い状態のままである。たとえば、15-64 歳の女性雇用者(除く役員)のうち、賃金が比較的高く、管理職昇進や雇用保障が期待できる正社員として働いている人は、全体の 44.6% (既婚女性) ~ 51.8% (死別・離別女性) に過ぎない(図序-5)。再就職組の多い 35~44 歳代後半層の女性雇用者に限ってみると、正社員比率が 37.8% (既婚女性) しかない⁵。

図序-5 年齢階級別女性雇用者(除く役員)の正社員比率(2010年、単位 %)



出所：「国勢調査 2010」より筆者が作成。

⁵ 死別・離別女性(その大半はシングルマザー)の場合、30代後半から50代前半の年齢層の正社員比率が50%近くまで上昇しているが、その大半は(学卒)初職の継続ではなく、再就職によるもので、正社員といっても、中小企業や賃金の低いポストについている割合が高い(詳細は第1章参照)。

すなわち、現在、単純に育児期女性の労働力供給量の増加を求めることは、すでに限界に達しており、女性が仕事から「やりがい」や高い経済的対価を得られるように「質」的改善が行われない限り、育児期女性の更なる職場進出は期待できないであろう。

2 本報告書の趣旨と研究方法

本報告書が、未だに「停滞期」を脱していない育児期女性の「いま」に注目し、彼女たちの仕事と育児をめぐる現状や問題点を総合的に検証したものである。

報告書の第1部（第1章～第3章）では、子育てと仕事の狭間に置かれている日本女性の現状を明らかにしている。まず第1章は、最新のアンケート調査の個票データを用いて、異なる家庭環境（ふたり親世帯 vs. 母子世帯）にいる日本女性について、その職場進出の最新事情をまとめている。続いて第2章では、日中米の3カ国比較を行い、日本女性の職場進出が中国や米国よりも出遅れている現状とその理由について、文献サーベイを中心に論じている。そして第3章では、貧困でありながらも専業主婦でいる育児期女性が推定で55万人に上ることに注目し、彼女たちの職場進出を阻む要因について分析している。

報告書の第2部（第4章～6章）では、育児期女性の職場進出は、その子どもたちにもどのような影響を与えているのかについて検討が行われている。まず第4章は、母親の現在の就業状況や過去の就業履歴等が子どもの健康状態、学業成績および不登校の有無に与える影響を検証している。第5章は、育児放棄、行き過ぎた体罰等児童虐待のリスクにおいて、母親の就業状況がどのように関わっているかを分析している。さらに第6章は、10代で子どもを出産した母親の調査サンプルを追って、若年母親に育てられている子どもたちの outcomes（経済状況、健康状況、学業成績および不登校の有無等）を明らかにしたものである。

報告書の第3部（第7章～第9章）は、経済面、精神面、身体面のいずれにおいても不利な状況に置かれているシングルマザーに焦点を当て、彼女たちが直面している経済的困難とその原因および改善策を論じながら（第7章）、彼女たちが抱える精神面の不安（ディストレス）に家庭環境や母親の就業有無がどのように関わっているのかについて検討している（第8章）。さらに、第9章では、母子世帯の（母）親子間の触れ合いが比較的少ないことに注目して、三世帯同居が母子世帯の親子間の触れ合いを増やす効果があるかどうかを実証している。

以上の各章（除くサーベイ論文である第2章）は、2011年10月～12月にJILPT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」（「JILPT 子育て世帯全国調査2011」と略称）の個票データを用いた二次分析である。なお、JILPT調査は、18歳未満の子どもを育てているふたり親世帯およびひとり親世帯（各2,000サンプル）を対象に、住民基本台帳に基づくサンプリングと訪問留置回収法によって行われた全国

調査であり、同時期に行われた他の大規模な全国調査（国民生活基礎調査 2010、母子世帯等全国調査 2011）と比較して、調査標本の平均属性が非常に近いものとなっている（調査の詳細は、周 2012 を参照）。

3 各章の要旨

「第 1 章 育児期女性の「いま」－職場進出・育休取得・WLC・子育て」（周）

第 1 章は、育児期女性の職場進出の現状および就業がもたらすワーク・ライフ・コンフリクト（WLC）、子どもへの影響などについて、基礎事実を中心にまとめたものである。本章の主な知見は以下のとおりである。

第 1 に、育児期女性の職場進出に、子どもの年齢が大きく影響している。3 歳未満の乳児を育てている女性の就業率は 3－4 割台にとどまっている。また、育児期女性の就業率は、子どもが小学校低学年になる頃に大きな落ち込みが見られる。

第 2 に、育児期女性の正社員雇用についても世代間格差が大きい。「1965 年－1969 年」生まれ「バブル期世代」女性は「大量参入・大量退出」である一方、「1980 年以降」生まれの「氷河期世代」女性は「少数参入・少数退出」である。

第 3 に、正社員になったルートとしては、既婚マザーは「初職継続」（49.8%）、シングルマザーは「再就職」（50.9%）がもっとも多いパターンである。既婚マザーの正社員は、大企業や賃金の比較的高い仕事に就いている割合が高い。

第 4 に、「現在無職」の育児期女性も就業意欲は高い。既婚マザーの 85.9%、シングルマザーの 88.5% が「今すぐに働きたい」または「そのうち働きたい」と回答している。働きたいのに無職である理由に、「子どもの保育の手立てがない」または「時間について条件の合う仕事がない」を挙げる人が多い。

第 5 に、育児休業制度を利用したことがある育児期女性が、全体の 2 割程度に過ぎない。「初職＝正社員」女性の育休取得率が、導入前（～1991 年）の 15.1% から直近の 40% 台までに上昇しているが、「初職＝非正社員」女性の育休取得率が現在も 1 割未満で、上昇傾向が見られなかった。

第 6 に、育児休業制度を「利用するつもりはない」女性が意外と多い。未利用者のうち、既婚マザーの 78.8%、シングルマザーの 69.1% は今後も利用しないと回答している。一方、「今後利用したい」者の割合をみると、「契約・派遣社員等」として働く母親（既婚マザー 13.7%、シングルマザー 15.1%）が、正社員やパートの母親よりも今後育児休業制度を利用する意向をもっている。

第 7 に、シングルマザーの 12.3% が長時間労働者である。仕事と家庭生活とのバランスを取りにくいとされる週 49 時間以上働く長時間労働者の割合は、シングルマザー（12.3%）が既婚マザー（4.6%）の約 3 倍である。WLC の度合いを得点（0-15）で表すと、シングルマザーの得点（7.2 点）が既婚マザー（5.9 点）の 1.2 倍にあたる。

第8に、祖母との同居または近居は、フルタイム就業女性のWLCを軽減する効果が見られる。また、夫が家事・育児をある程度分担する場合、フルタイム就業女性のWLC度合いが低くなる。

第9に、母親の就業は、子どもへの教育投資にプラスの影響を与えている可能性が高い。未就学児の場合、有業主婦世帯に比べて、専業主婦世帯は子どもへの支出が低く、塾・習い事比率が高い。中学生以上となると、子どもへの支出と塾・習い事比率の両方について、有業主婦世帯が専業主婦世帯を上回るようになる。

第10に、小学生の母親で、有業主婦より専業主婦の方が、「いじめ」や「交友関係」をめぐる子育ての悩みを抱える人が多く、また過度な体罰や児童虐待ではないかと思ひ悩んだ経験を持つ者の比率も高い。

「第2章 育児期女性の職場進出—日中米3カ国比較」(周)

育児期の日本女性には、高学歴人材が多い。育児期女性における高学歴者の割合は、日本が米国と中国を大きくリードしている。しかしながら、中国や米国に比べて育児期の日本女性の就業率は低く、たとえ就業していても、その知識や能力を十分に発揮できないパート職に就くケースが多い。また、育児期の職業中断は、低学歴層女性のみならず、高学歴層女性にも広がっていることが日本特有の現象である。

そこで、第2章は、マクロ統計と既存研究を元に、女性の職場進出が比較的進んでいる2つの大国—中国と米国—を比較対象としながら、日本女性が職場進出に出遅れた理由を分析した。

結論からいうと、日本女性の職場進出が進まない表層的な理由として、結婚・出産による職業の中断、祖父母や夫の育児サポートの不十分さ、育児支援制度の利用しにくさ等が挙げられる。しかし、より深層的な理由を探ると、「男女役割分業慣習」、ならびに「終身雇用＝日本的雇用慣行」の2点セットこそがその本当の理由だと考えられる。日本的雇用慣行と男女役割分業の元では、妻は結婚・出産すると、仕事をやめて家庭に入ることが期待される一方、夫は企業の都合を優先した働き方をするため、家事・育児の分担を最小限に止めざるをえない。また、企業も女性社員の早期離職を見据えた上で採用と昇進、OJTを決め、女性が基幹的職種や専門的職種から排除され、代替されやすい非専門的職種にセグメントされることとなる。企業にとって、簡単に代替できる女性社員のために育児支援制度を整備し、利用しやすいものとしていくことは割に合わなくなる。

戦後の高度成長期を経て、「男女役割分業慣習」と「日本的雇用慣行」がうまく結び付き、日本では「家庭内における性別分業」と「企業における女性差別的雇用制度」が一つの均衡状態となっている。日本女性の職場進出を促進するためには、まずはこの古い均衡状態を打破し、「夫婦共働き家庭」と「男女雇用均等」という新しい均衡状態を作ら

なければならない。育児期女性が日本経済の救世主になれるかどうかは、この新しい均衡の成立にかかっている。

「第3章 専業主婦世帯の収入二極化と貧困問題」(周)

裕福の象徴と思われている日本の専業主婦。しかし、JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の結果によると、専業主婦世帯の 12.4%が、貧困ライン以下の収入で暮らしている。その結果を直近の国勢調査と照らし合わせてみると、貧困層の専業主婦世帯は、55.6 万世帯に上ると推計される。こうした世帯のほとんどは、食料や衣料等生活必需品の不足がそれほど深刻ではないものの、「子どもの学習塾」など教育投資の負担感が非常に強く、経済的な理由で子どもを通塾させられない家庭が非常に多いことが分かった。

第3章で行われた計量分析の結果、専業主婦でいるケースの大半は、本人が直面している市場賃金が低く、家庭での時間的価値が相対的に高いことに起因する合理的選択である。ただし、貧困専業主婦の5人に1人は今すぐに働きたいのに、不本意ながら専業主婦でいる。働きたいのに働けない社会環境的要素の1つとして、認可保育所不足が考えられる。推定結果では、200人以上の規模の待機児童を抱える都市部では、貧困なのに専業主婦となるリスクが高くなっている。また、多くの主婦が望む時間の融通の利く仕事の求人が少ないという労働需要側の要因もある。

専業主婦世帯の貧困を解消する手段として、主婦の就労が有効だと考えられる。調査では、8割強の貧困専業主婦は、遅かれ早かれ働きたいと考えているようである。そこで、仮に彼女たちが全員パート就業（JILPT 調査ベースでの女性パートの平均年収 94 万円と想定）していれば、専業主婦世帯全体の貧困率が、最大で 5.6 ポイント (12.4%→6.8%) 下がるとみられる。

貧困層の専業主婦が働くための環境整備として、保育所不足が深刻な都市部を中心に認可保育所を拡充させることや、働く時間に融通の利く求人を増やすよう企業や行政等に働きかけることが必要不可欠である。また、貧困層の専業主婦が直面している市場賃金を高めることも、彼女らの職場進出につながるであろう。具体的には、無料職業訓練の提供、専門資格取得への支援等の手段が有効だと考えられる。

「第4章 母親の就業状況が子どもの outcomes に及ぼす影響」(馬)

第4章では、18歳以下の子どもを分析対象とし、内生性の問題を考慮したうえで、異なる世帯類型（ふたり親世帯/母子世帯）の母親の就業状況が子どもの outcomes（健康状態、不登校の有無、学業成績）に与える影響に関する実証分析を行った。主な結論は以下のとおりである。

まず、子どもの「健康状態」については、(1)いずれの世帯類型においても、無職母親に比べ、正社員母親の子どもは健康になる確率が高く、非正社員の母親の子どもの健康

状態が悪い傾向にある。(2) 母親の過去3年間の就業履歴が子どもの健康状態に有意な影響を与えている。(3) ふたり親世帯の場合、母親のキャリアタイプが「一社継続型」に比べ、「退職復帰型」の方が子どもの健康状態が良い傾向にある。ただし、母子世帯においては、そのような関係が確認されなかった。

次に、子どもの「不登校の有無」については、(1) いずれの世帯類型においても、無職母親に比べ、有業（正社員、非正社員ともに）母親の子どもが不登校になる可能性は低い。(2) ふたり親世帯の場合、母親の過去3年間の就業履歴が子どもの不登校行動に一定の影響を与えている。一方、母子世帯においてはそのような関係が確認されなかった。(3) ふたり親世帯の場合、母親のキャリアタイプが「一社継続型」に比べ、「就業中断型」の方が子どもの不登校確率は低い。一方、母子世帯においてはそのような関係は確認されなかった。

最後に、子どもの「学習成績」（母親による5段階自己評価）については、(1) いずれの世帯類型においても、母親の就業有無は、子どもの学習成績に有意な影響を与えていない。(2) 母子世帯の場合、母親のキャリアタイプが「一社継続型」に比べ、「退職復帰型」と「就業中断型」の方で子どもの学習成績が相対的に良い傾向にある。

その他、母子世帯はふたり親世帯に比べ、子どもの健康状態、不登校行動および学習成績のいずれにおいても、子どもの outcomes が全般的に不利な状況に置かれている。母親の就業状況よりも、母子世帯が持つ経済的資源や社会的資源（夫の育児協力等）の乏しさが、子どもの低い outcomes をもたらした可能性が高い。

「第5章 児童虐待リスクが高いのは専業主婦か働く主婦か」（周）

第5章は、日本ではあまり研究されてこなかった児童虐待が子どもたちに与える影響、それを引き起こす危険因子は何かについて、都道府県レベルのマクロデータと個人レベルのミクロデータの両面から検証した。とりわけ、母親の就業状態に関心を置きながら、専業主婦と働く主婦のどちらに児童虐待リスクが高いかについて議論した。

JILPT 子育て世帯全国調査 2011 に基づく分析結果からは、児童虐待がさまざまな側面から負の連鎖をもたらしていることが確認できた。虐待を受けた「子ども」が「親」になった時、自分の子どもにも虐待を行いやすいことや、10代での若年出産やシングルマザー比率が高いこと、中学校卒・高校中退比率が高いこと、非正規比率が高いことが分かった。

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

そして、ミクロデータでみた場合、母親の現在および過去3年間の就業状態と、児童虐待の発生確率との間に統計的に有意な関係が見られなかった。つまり、専業主婦と働

く主婦では、児童虐待リスクに差が見られなかった。しかし、母親が学校卒業してから現在までの就業コースは、「身体的暴力」の発生確率に有意な影響を与えている。これまでおおむね働き続けてきた「就業継続型」母親に比べて、一旦退職した後再就職した「退職復帰型」母親の方が、子どもに「身体的暴力」を加える確率が5.0ポイントほど高くなっている。再就職に伴う生活リズムの変化、心身的緊張と疲労が児童虐待リスクを高めていると考えられる。

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

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

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

第6章では、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子育て世帯全国調査2011を用いて分析を行った。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、そのほとんどが夫と離別している。これは、出産年齢が若いほど婚姻前妊娠による出産が多く、また、婚姻前妊娠した母親がその後離婚にいたる率が高いという先行研究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と比べても、学歴が著しく低く（中卒が多い）、就労状況やキャリア・コース、初職の状況も悪い。さらに、生活の状況では、母子世帯に比べて、若年母親の生活は厳しく、貧困の状態にある。その背景には、若年出産の陰に、母親の生育環境（出身家庭の状況）に逆境的な要素が多く含まれていることが考えられる。若年母親は、そうでない母親や母子世帯の母親に比べても、成人前に両親が離婚した率や、児童虐待を受けた率が高くなっている。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に影響を与えている可能性がある。

最後に、このような複合的な因果関係を考慮したモデルを用いて、若年出産の子どものウェル・ビーイング（学業不振、不健康、不登校）に与える要因の経路を推計した。

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）による複合的な要因が子どものウェル・ビーイングを悪化させていることがわかった。

「第7章 シングルマザーは働いていてもなぜ貧困か」（大石）

第7章では、JILPT 調査に基づき、シングルマザーと既婚マザーの賃金格差の要因分解を行うとともに、養育費受給の決定要因を分析した。また、養育費の徴収強化がもたらす貧困削減効果について、アメリカ・ウィスコンシン州の養育費徴収スキームを採用してマイクロ・シミュレーションを行ったのち、児童扶養手当の一部支給停止措置が実施された場合に貧困率に及ぼす影響についてもシミュレーションを行った。

財政再建の要請から、政府は児童扶養手当についても給付額の切り下げを行うなど、厳格化の方向に舵を取りつつある。そうした中で、母子世帯の貧困を改善しつつ公的負担を減らす方策として、養育費徴収強化は魅力的な政策オプションとなっている。本稿のシミュレーションでは、養育費の徴収は離別母子世帯の貧困率を最大で15ポイントほど改善させ、また、児童扶養手当の支給額を最大で10%以上減少させるポテンシャルを持つことを明らかにした。このように検討に値する施策であるにもかかわらず、必要な法制度や機関を整備するための政府や関係機関の足取りは非常に重い。

その一方で、現在は実質上棚上げされている5年ルール of 適用が検討される可能性も高まっている。しかし、本稿の分析で示したように、現在の労働市場の状況では、年数が経過しても母子世帯の就労収入は増加しない。そうした中で5年ルールが適用されれば、すでに高い母子世帯の貧困率がさらに高まることをシミュレーションで示した。母子世帯に育つ子どものウェル・ビーイングに甚大な影響が及ぶことが懸念される。

「第8章 シングルマザーの就業とディストレス」（坂口）

第8章では母子世帯という環境、およびその環境下で働くことが、母親にどのような心理的負担があるかについて3つの問いを検証した。結果を整理しておくとして、(a)の問い、「世帯類型および働き方の違いによって、ディストレスの水準は異なるのか」において、カットオフ・ポイント以上の重度のディストレスについては、基本的には世帯類型、働き方の違いによって明確な違いが得られていない。ただ、母子世帯の正社員・正規従業員と母子世帯の専業主婦では他のグループに比して、ややディストレスを感じている傾向にある。

(b)の問い、「母親が仕事と家庭の両立に困難を感じている場合、世帯類型によって母親のディストレスへの影響が異なるか」について、一般世帯、母子世帯ともに仕事と家庭のコンフリクトを感じているほど、ディストレスは高い傾向にあることが示された。ま

た、就業すること自体がディストレスを下げる可能性も一部のモデルからは示唆されている。この効果はコンフリクトの影響を打ち消すバッファーとして働く。バッファーの大きさは一般世帯の方が大きい。つまり、コンフリクトから受ける限界的な影響は一般世帯、母子世帯とも同じ程度であるが、その影響を吸収できるバッファーの大きさは一般世帯の方が大きいことになる。

(c)の問い、「配偶者以外に金銭的・非金銭的援助を期待できない場合、世帯類型によって母親のディストレスの水準が異なるか」については、母子世帯で金銭的援助を誰にも期待できない母親は、母親のディストレスが高くなる結果が得られている。金銭的援助者がいなくても、一般世帯、単身赴任世帯ではそのような傾向はみられない。配偶者の所得保障の大きさを示した結果と捉えることもできる。なお、子育てや家事といった非金銭的援助の影響は、いずれの世帯類型においても不明であった。

以上のような3つの問いの検証を通してわかることは、夫がいないこと自体が母親のディストレスを著しく高めているとは言えないことである。母親のディストレスと強い結びつきがあるのは、家計の困窮度、(元)配偶者から暴力を受けた経験、子どもの健康状態という項目である。ただ、母子世帯という環境下での生活は、脆弱な均衡の上で成り立っており、何かの悪条件が重なったときに母親のディストレスが高まりやすい。その悪条件の一つとしてあげられるのが、仕事と家庭のコンフリクトや夫以外のサポートする者の不在である。なお、夫が一時的不在の状態である単身赴任世帯の結果は頑健なものではなかったが、少なくとも母子世帯と同じようなディストレスの高さを示しているものではない。

「第9章 シングルマザーと親子間の触れ合い」(Raymo)

第9章は、日本における親子間の触れ合い頻度について、母子世帯とふたり親世帯の違いを確認した上、それらの違いが(祖)父母との三世代同居にどの程度依存するのかを分析し、母親の配偶者の有無と居住形態による影響を検証したものである。単純集計の結果から、シングルマザーは既婚母親と比べて、子どもと過ごす時間が短く、食事を共に取る頻度も少ないことが分かった。

計量分析の結果、居住形態と親子間の触れ合いの関係は、ある種の曖昧な部分が残っている。非同居シングルマザーが子どもと過ごす時間は、労働時間数やワーク・ライフ・コンフリクトの高さ等の要素をコントロールすると、既婚母親(居住形態に関わらず)との間にその差は顕著ではなかった。一方、親と同居しているシングルマザーは、様々な個人的及び世帯属性を一定とすると、既婚母親および非同居シングルマザーと比べ、子どもと過ごす時間が有意に少なかった。夕食を共に取る頻度について検討しても、やはり親と同居しているシングルマザーは他の3つのグループと比べて少ないことが分かった。子どもと過ごす時間とは異なり、非同居シングルマザーは子どもと夕食を共に取

る頻度が、たとえ労働時間、ライフワークコンフリクト、他の特徴の違いを考慮したとしても、既婚の母親（居住形態に関わらず）より少ないことが分かった。

これらの分析結果から直接的な解釈は、日本のような「家族の絆の強い」社会では、母子世帯に見られる親子間の触れ合い頻度の低さは、（祖）父母との三世同居によっても、あまり改善されないということである。

もう一つの解釈は、祖父母との同居（特に祖母との同居）が、孫と共に過ごしたり、食事を共にしたりすることにより、母親代わりの役割を果たしているというものである。この場合、先行研究で示唆されたように、（祖）父母の援助は、離婚が子育てにもたらす負の影響を相殺し、母子世帯の増加と母親や子どもにおける不平等との関係を和らげるのかもしれない。

今回の結果における三つ目の解釈は、観測された関係はシングルマザーの子育てのスタイルまたは好みと同居の選択との関係を反映しているというものである。親との同居を選んだシングルマザーが、子どもと共に過ごす時間をあまり優先しない、子どもとあまりよい関係を築けていない、または子育てにあまり専念できないことと相関するような個性や健康状態を持つ人々に偏っていた可能性がある。その影響で、三世同居では親子間の触れ合いがより少なくなるという結果につながる。

「付属資料 等身大の育児期女性：ヒアリング調査報告」（周）

付属資料では、第1章から第9章の統計的分析に具体性をもたらすために、母親のヒアリング事例5件がまとめられている。ヒアリング対象者は、大学、短大と高校など学歴がさまざまであるが、全員が育児期に職業の中断を経験している。また、5人のうち、4人は再就職しているものの、全員がパートなど正社員以外の働き方をしている。高学歴女性を含む育児期女性の職業中断の普遍性、再就職の仕事の「質」が低い点などは、統計分析の結果とも一致している。

また、5人の対象者が男女役割分業に対して、積極的に支持しているわけではないものの、夫に家事・育児をさらに分担してもらうことに対して消極的姿勢を持っているのも共通点である。夫の負担を増やさない範囲内で、子供の成長に合わせて自分の働き方を柔軟に変えていくのが、彼女たちの共通スタンスである。

JILPT 調査の協力者から任意に選んだ対象者とはいえ、この5人の母親から育児期女性の等身大の姿が見えてくる。

4 知見の集約

育児期日本女性の職場進出が、戦後初期から1980年代にかけて大きく伸びたものの、1990年代以降はその伸び率が鈍化するようになった。本報告書は、JILPTが行った最新の調査データに基づき、育児期女性の職場進出のスピードがなぜ鈍化してきたのか、母

親の就業は子どもにどのような影響を与えるのかなどについて、育児期女性の職場進出における最新事情をまとめた。

中国や米国に比べ、日本の育児期女性の職場進出はまだまだ伸びる余地がある。しかし、それはいくつかの高いハードルを克服することを前提としなければならない。育児休業制度のさらなる充実、待機児童の多い都市部での保育所整備や、夫や祖父母の家事・育児援助の確保策等を講じることが引き続き必要だが（第3章）、それだけでは不十分である。「家庭内における性別分業」と「企業における女性差別的雇用制度」からなる古い均衡状態から抜け出し、「夫婦共働き家庭」と「企業内における男女雇用均等」という新しい均衡状態を作ることが必要不可欠である（第2章）。

育児期女性の職場進出は、児童に負の影響を与えることが懸念されているが、本報告書の分析によると、そのような心配には科学的根拠が見当たらない（第4章、第5章）。むしろ、母親が外で働いた方が、子どもの自立性を高める効果が期待できる（付属資料事例 D）。また、有業母親の家庭では、子どもへの学習塾等教育投資が多く（第1章）、子どもの健康状態や学業成績も良い傾向を示している（第4章）。すなわち、育児期女性の職場進出は、日本の GDP 増大につながるだけでなく、子どもの視点からみてもメリットが多い。

とはいえ、シングルマザーの場合、職場進出の是非についてより多角的な視点が必要である。シングルマザーは、経済的理由により職場進出の必要性が高いが、一人二役で子育てもしなければならず、既婚女性に比べて精神面と身体面で厳しい状況に置かれている。こうしたシングルマザーにとって、職場進出だけでは貧困からの脱出が難しく、児童扶養手当をはじめとする公的支援の継続、離別父親から養育費徴収の強化も重要である（第7章）。就業はシングルマザーの（精神的）ディストレスをさらに高めたのではないかと懸念されたものの、影響がないことも実証分析で明らかになった（第8章）。

参考文献

厚生労働省『平成 23 年版働く女性の实情』

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』、JILPT 調査シリーズ No.95

労働省婦人少年局(1952)『婦人労働の实情 1952』

労働省婦人少年局(1953)『電話交換作業における婦人労働の实情』婦人労働調査資料第 16 号

労働省婦人少年局(1955)『婦人労働者の生産労働と家事並びに母性活動に関する調査研究』婦人労働調査資料第 22 号

労働省婦人少年局(1975)『婦人の歩み 30 年』1975 年 10 月

Goldin, Claudia(1992) Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women,Oxford University Press(USA), pp.119-130

**第1部 仕事と育児と家事：
育児期女性における3つの役割**

第1章 育児期女性の「いま」：職場進出・育休取得・WLC・子育て

1 はじめに

「仕事、子育てと生活の調和」が、育児期の女性にとって、万国共通の課題とも言える。日本では「男女役割分業」や男性中心の職場慣行が依然として色濃く残っているため、日本女性は他国女性に比べると、「仕事か、家庭か」という二者択一の難しい局面に追い込まれることが多い（詳細は第2章）。「JILPT 子育て世帯全国調査 2011」では、ある36歳の大卒専業主婦（子2人、6歳と3歳）は、自由記述で自分のジレンマを以下のように綴った。

「両親の助け等がないと子供を育てながらのフルタイムでの就労は非常に厳しいと感じる。働く意思があっても子育て中は無理とあきらめてしまっている。一度離職してしまうとなかなか以前と同じ条件で働けないことも問題である。もっと流動性かつ柔軟性のある労働市場になって欲しい。」

親や配偶者から子育てサポートを得られない中、彼女のように、働く意思があるのに仕事をあきらめざるをえない高学歴女性が決して少なくない。また、子育てが一段落してから再就職しようとする際には、自分の能力と経験を活用できるようなジョブマーケットに参入しにくいことも、彼女たちにとって大きな悩みである。

そこで、本章は、「JILPT 子育て世帯全国調査 2011」の再集計結果に基づき、日本女性における仕事、子育てと生活の調和について、その現状と問題点をまとめた。

2 育児期女性の職場進出

(1) 「3歳児神話」と「小1の壁」

育児期女性の職場進出は、末子の年齢と深く関わっている。6歳未満の未就学児童、とりわけ3歳未満の乳児を育てている場合、母親が就労等で子育てに専念しないと将来子どもの発達に悪影響が出るという「3歳児神話」が昔からある。このような傾向が、配偶者のいる既婚女性にはっきりと出ている（図1-1）。例えば、0歳児、1歳児、2歳児の母親の就業率はそれぞれ31.1%、38.2%、45.3%で、いずれも50%未満である。一方、末子が6歳になると、母親の就業率は68.7%に増える。さらに、末子が中学生(13歳)になる頃には、母親の就業率が8割台までに上昇している。

それに対して、シングルマザーの就業率は、末子の年齢にかかわらず、おおむね7割から9割の高さで推移している。シングルマザーの就業率がとくに高いのは、末子が小学校の高学年(10歳～11歳)または高校生(15～17歳)になる時期である。この時期になる

と、子どもが一人でも留守番できるようになり、また習い事や学習塾への支出も増え、母親にとって、働くための時間的余裕と経済的動機の両方が生まれたからだと考えられる。

一方、既婚マザーとシングルマザーに共通しているのは、末子が小学校低学年になる頃の就業率の落ち込みである。シングルマザーの場合、子どもが小学校に入学する直前（5歳）において、母親の就業率は86.7%であるが、子どもが小1（6歳）、小2（7歳）と小3（8歳）になると、就業率がそれぞれ2.5ポイント、12.4ポイント、17.5ポイントと大幅に落ち込んでいた。既婚マザーについても、就業率の落ちこみ幅こそシングルマザーより緩やかであるものの、やはり子どもが小学校低学年の時期に就業率の低下が見られている。これは、おそらく「小1の壁」と言われる現象の表れである。低学年の子どもが放課後を過ごす学童保育は、保育園に比べて預かり時間が短いうえ、PTA活動や学校行事が平日昼間に行われることが多いため、この時期に働き方を変え、退職を考える人も多いと言われている¹。

図1-1 末子の年齢各歳別母親の有業率(%)



出所：「JILPT 子育て世帯全国調査 2011」。以下出典の明記のないものはすべて同じ。

(2) 正社員雇用の世代間格差

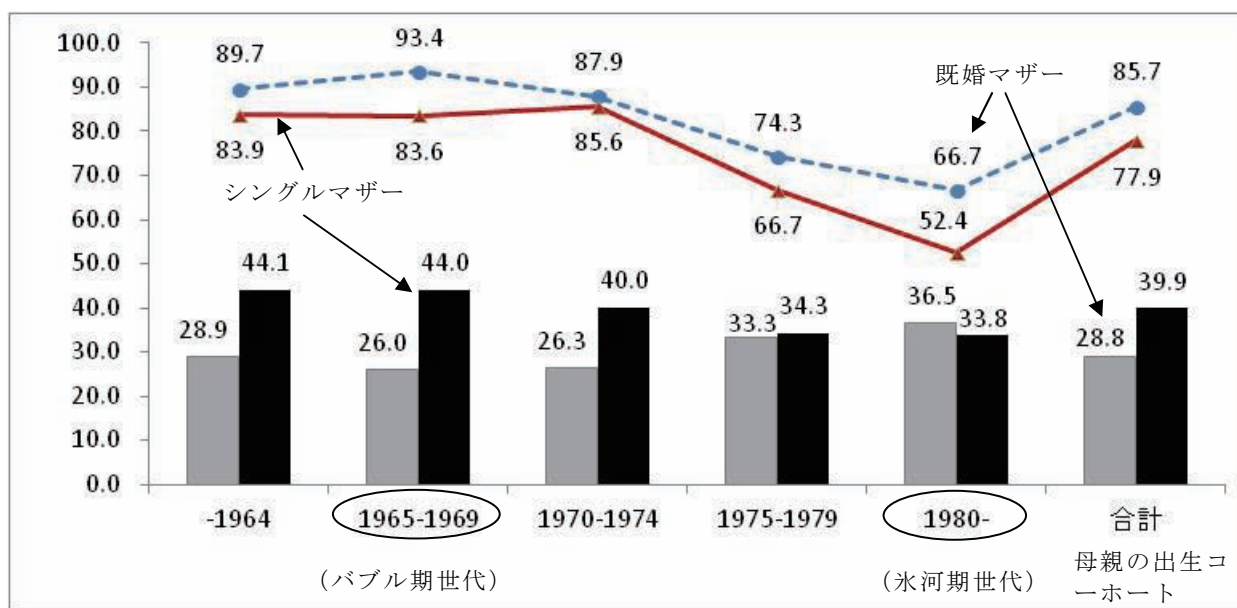
日本では正社員雇用の世代間格差が大きい。バブル経済崩壊後の長引く不況の結果、企業において正社員採用の抑制傾向がますます鮮明となり、若い世代ほど正社員として

¹ 「預かる場ない『小1の壁』：夜7時以降も開く学童保育 3.8%」（日本経済新聞夕刊 2010/4/19）および「働く母を阻む『小1の壁』：保育園も時短勤務もなくなり」（AERA2005年10月17日号）の記事が参考になる。

働く機会が少なくなっている。子育て中の女性もその例外ではない。

まず、最終学校を卒業した後最初に就いた仕事（初職）が正社員かどうかについてみてみたい。学校卒業時がちょうどバブル景気にあたる「1965-1969年」出生コーホート、いわゆる「バブル期世代」の場合、初職正社員比率が93.4%（既婚マザー）に達しており、一部の特殊なケースを除けば、ほぼ希望者全員が正社員になれた世代といえる²（図1-2）。バブル期世代とは対照的に、「1980年以降」出生の最も若いコーホートの場合、初職正社員比率が52.4%（シングルマザー）～66.7%（既婚マザー）に落ち込んでいる。2006年から2008年までの3年間を除けば、1980年以降に生まれた世代は、ほぼ例外なく学卒時が雇用環境の厳しい「就職氷河期」にあたる。その結果は、「氷河期世代」子育て女性の3人に1人は、「新卒一括採用」という雇用慣行の波に乗ることができず、はじめから正社員になる機会を失っていた。

図1-2 出生コーホート別初職正社員比率（折線グラフ）と現在正社員比率（棒グラフ）
（%）



注：有業母親（既婚マザー830人、シングルマザー587人）を対象とした集計結果である。

残念ながら、幸運の時代に生まれた「バブル期世代」の女性たちの大半が、初職で掴んだ正社員の仕事をやめていた。現在も正社員として働く者の割合でみると、最も高いのはむしろ「氷河期世代」(36.5%)である。一方、「バブル期世代」の正社員比率は26.0%に過ぎず、「氷河期世代」のみならず他のコーホートに比べても正社員比率が低い。つまり、正社員雇用にあたっては、「バブル期世代」女性が「大量参入・大量退出」である一

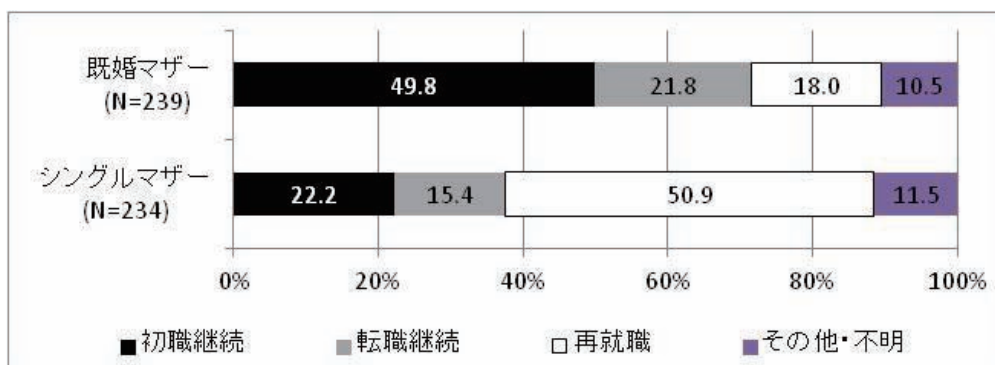
² シングルマザーの場合、「1970-1974年」出生のコーホートの初職正社員率(85.6%)が最も高くなっている。それは、シングルマザーには中学校・高校卒が比較的多いため、バブルによる就職売り手市場の恩恵を受ける年齢層が既婚マザーより若干若いからだと考えられる。

方、「氷河期世代」は逆に「少数参入・少数退出」で、やっと掴んだ正社員の雇用機会を大事にキープし続ける傾向が見られる（池田 2012）。

（3）正社員になったルートの違い

では、現在正社員として働いている母親は、どのようなルートを経て正社員になったのであろうか。実は、正社員になったルートを巡っては、既婚マザーとシングルマザーとの間に大きな違いが見られる（図 1-3）。既婚マザーの場合、約半数の正社員が「初職継続」組であるのに対して、シングルマザーの正社員は、一度仕事を辞めてからの「再就職」組が最も多い（50.9%）。「転職継続」組と合わせると、約 7 割の既婚マザー正社員が、連続した職業キャリアを持っており、大企業や賃金の比較的高いポストに就いている者の割合がシングルマザー正社員よりも高い³（永瀬 2003、周 2012 の結果と整合的）。

図 1-3 正社員になったルート（%）



注：現在正社員の母親を対象とした集計結果である。

（4）今後 3 年くらいの間の働き方

現在正社員として働いている子育て女性は、転職の意欲が低く、「現在の会社・組織で、正社員の形で働き続けたい」と「現状に満足」する者が全体の 69.7%（シングルマザー）～87.4%（既婚マザー）と大半を占めている（図 1-4）。

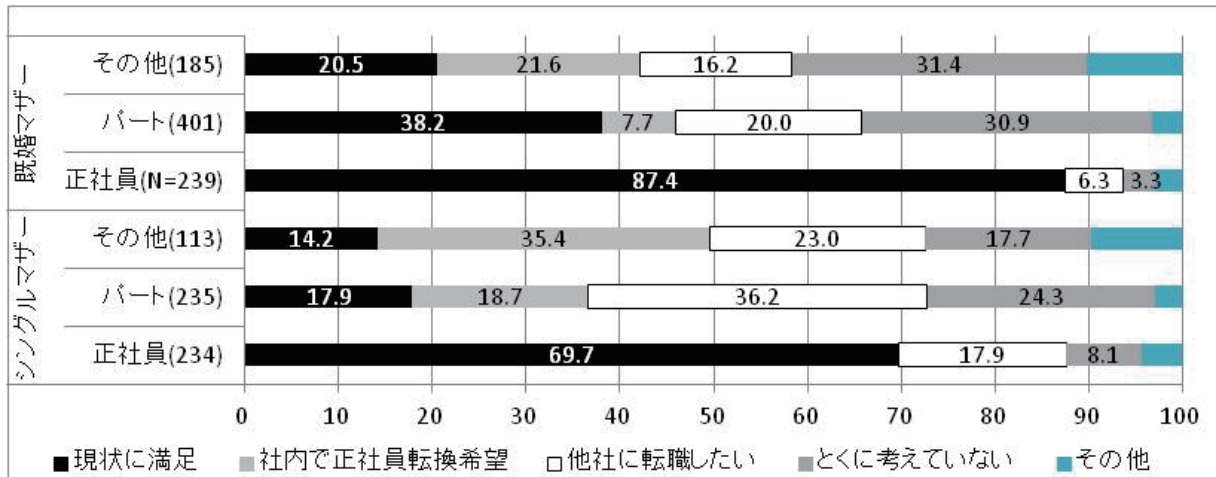
現在「パート・アルバイト」として働いている場合、既婚マザーの約 7 割が「現状に満足」（38.2%）か「とくに考えていない」（30.9%）となっている一方、シングルマザーの 6 割弱が「社内で正社員転換希望」（18.7%）か「他社に転職したい」（36.2%）と何らかの変化を望んでいる。

現在「その他（契約社員・派遣社員等）」として働いている場合、既婚マザーでも 4 割弱が「社内で正社員転換希望」（21.6%）か「他社に転職したい」（16.2%）と変化を望

³ 従業員 300 人以上の大企業や官公庁に勤務する正社員の割合は、既婚マザーが 37.7%であるのに対して、シングルマザーは 26.1%である。また、既婚マザー正社員の平均年収（税込）は 363.9 万円で、シングルマザー（297.6 万円）より 22.3%高い。

む者が多い。シングルマザーについては、「社内で正社員転換希望」(35.4%)が特に多く、「他社に転職したい」(23.0%)と合わせると、就業形態の変化を望む者の割合が全体の6割に及んでいる。

図1-4 就業形態別でみる有業母親の転職意欲の有無(%)

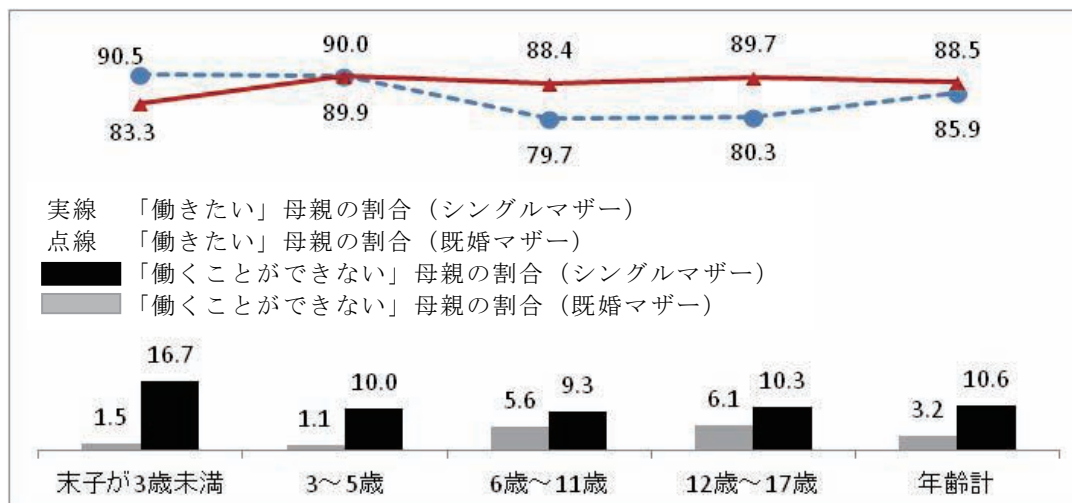


注：「その他」の中に、「独立して事業を始めたい」、「仕事をしばらくやめたい」が含まれている。

(5) 「現在無職」でも高い就業意欲

「現在無職」の子育て女性でも就業意欲が高い。無職ながらも「今すぐに働きたい」または「今は働けないがそのうち働きたい」と回答した「働きたい」母親の割合が、末子の年齢にかかわらず全体の8~9割前後となっている。

図1-5 無職ながらも「働きたい」母親の割合(%,折線グラフ)および「働くことができない」母親の割合(%,棒グラフ)



注：(1)「働きたい」は、「今すぐに働きたい」と「今は働けないがそのうち働きたい」と回答した母親の合計値である。(2)「働きたいと思わない」と回答した者の割合が省略されている。

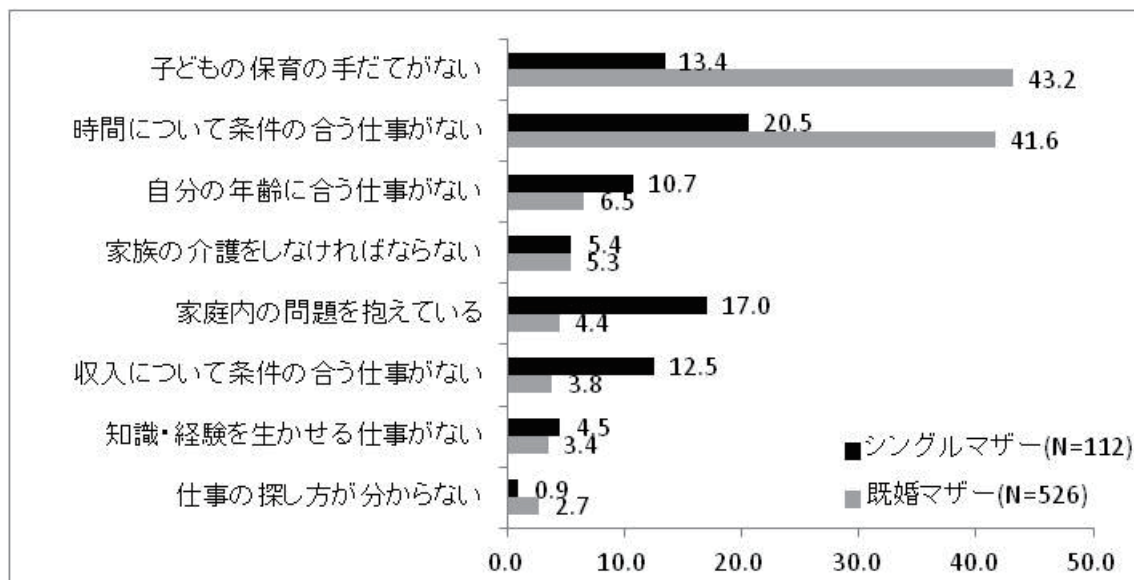
シングルマザーの場合、母親の失業・無業は家計にとって死活問題となるため、病気や障害等やむを得ない理由がしばしば挙げられている。しかし、実際、「働くことができない」と回答した無職シングルマザーは、全体の1割程度に過ぎない(図1-5)。88.5%の無職シングルマザーは、「今すぐ働きたい」(29.8%)または「そのうち働きたい」(58.6%)と考えているようである。

(6) 無職の理由に子どもの保育と時間的制約

では、なぜ働きたいのに現在無職でいるのであろうか。図1-6をみると、「子どもの保育の手だてがない」または「時間について条件の合う仕事がない」という理由を挙げる人がとくに多い。既婚マザーでは43.2%、シングルマザーでも13.4%の人が「子どもの保育の手だてがない」ことを無職の主な理由としている⁴。「時間について条件の合う仕事がない」を挙げている者の割合も、既婚マザー(41.6%)とシングルマザー(20.5%)がともに高い。

一方、既婚マザーには目立たないものの、シングルマザーには目立つ理由として、「家庭内の問題を抱えている」(17.0%)、「収入について条件の合う仕事がない」(12.5%)および「自分の年齢に合う仕事がない」(10.7%)などがある。

図1-6 働きたいのに無職の場合、その主な理由(%)



注：(1) 現在無職ながらも、「今すぐ働きたい」または「今は働けないがそのうち働きたい」と回答した母親を対象とした集計結果である。(2) 複数回答(最大2つまで)である。

⁴ 都市部では認可保育所の不足が顕著になっている中、母子世帯の子どもを優先的に入所させる取組を行っている市区町村が少なくない。また、保育料が「応能負担」原則で決められており、世帯所得の高い既婚マザーが割高の保育料に直面しているため、保育所の利用を避ける傾向にあることも一因だと思われる。

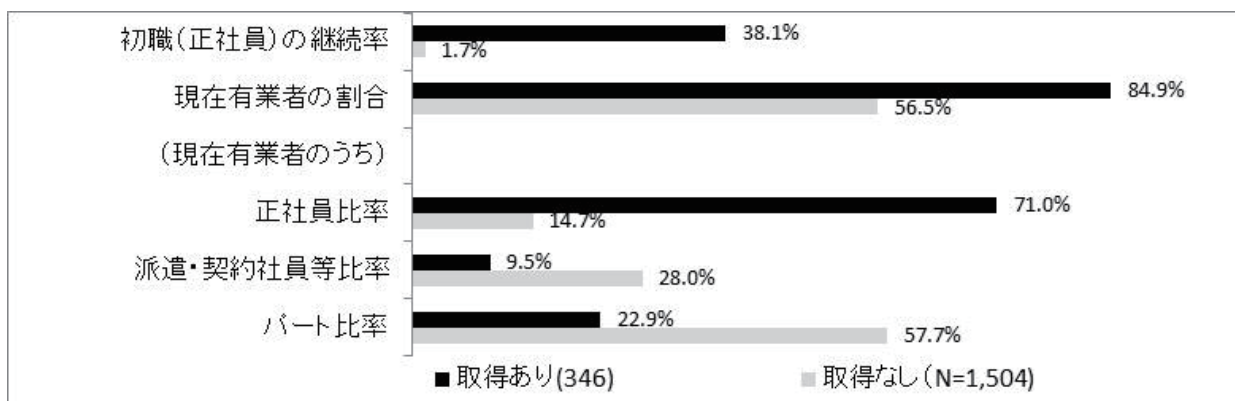
3 育児期女性の就業を支える育児休業制度

育児期女性の就業を支える代表的な制度が、「育児休業制度」である。1992年に育児休業法（現在の育児・介護休業法）が施行されて以来、女性の育児休業取得者は年々増え、子育て女性の就業継続率を高める効果が報告されていた（森田・金子 1998、永瀬 2003、周 2003）。

（1）育休取得とキャリア継続

育児休業を取得した母親と取得しなかった母親を比べると、取得者の方はその後全般的に良い就業状況にいることが分かる。まず、現在も初職（正社員）を継続している者の割合をみると、育休未取得者（1.7%）に比べて育休取得者（38.1%）の初職継続率が突出して高い。また、現在有業者の割合でも、育休取得者（84.9%）が未取得者（56.5%）より高くなっている。そして、現在有業者のうち、正社員として働く人の割合も、育休取得者（71.0%）が未取得者（14.7%）よりはるかに高い。

図 1-7 育児休業の取得有無と現在の就業状況



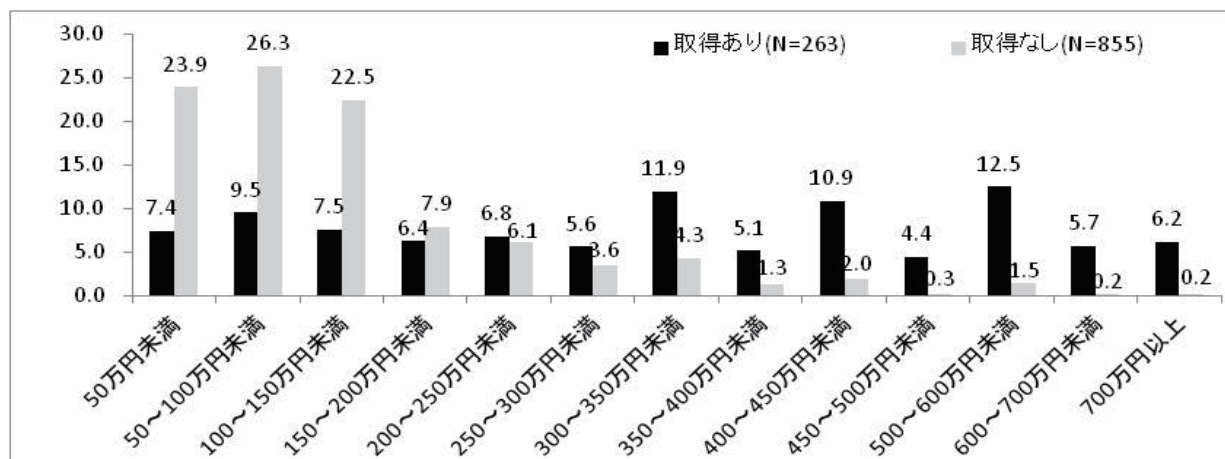
注：世帯類型別の加重平均値である。母集団におけるシングルマザーと既婚マザーの割合が、厚生労働省「国民生活基礎調査 2010」を基に、それぞれ 5.79%、94.21%としている。以下同。

（2）育休取得と現在年収

育児休業の取得有無別に就労所得の分布を比較してみると、育休取得者は所得の高い層に比較的多く分布しているのが分かる。育休取得経験のある有業女性の 4 人に 1 人は、年収 500 万円以上である。一方、育休を取得したことがない場合、半数の女性は年収 100 万円未満となっている（図 1-8）。平均年収（税込）で比較すると、育休取得者は 321.4 万円で、育休未取得者（120.0 万円）の約 3 倍である。

ただし、以上の就業継続の成果と賃金プレミアムは、育児休業を取得したことによる効果なのかどうか不明である。元々恵まれた就業状況にいる女性ほど、育児休業を取得しやすい環境にいるという因果関係もありうる。

図 1-8 育児休業の取得者と未取得者の就労所得分布 (%)



注：(1) 有業者女性についての集計結果である。(2) 世帯類型別の加重平均値である。

(3) 育児休業制度の利用状況

では、どのくらいの母親が育児休業制度を利用していたのか。厚生労働省「雇用均等基本調査 2011」によると、女性従業員の 87.8%（有期契約労働者の 80.7%）がこの制度を利用しており、育児休業制度がかなり世間一般に浸透しているようなイメージを与える。しかし、上記の数値は、育児休業を取得する直前 1 年間の在職中に出産した女性に限った数値であり、育休を取得せずに退職した人や出産前からそもそも無職だった人も対象に含むと、子育て女性全体の育休取得率ははるかに低いと思われる。

実際に、あらゆる世代及び就業状態を含むと、18 歳未満の子どもを育てている女性全体の育休取得率は、20.6%である（表 1-1）。第 1 子を出産した年代別でみると、育児休業法が実施された 1992 年以降に出産した女性において、育休取得率が上昇傾向にあることが分かる。とくに 2004 年以降に初産を迎えた女性は、育休取得率が比較的高い（25.0%～36.4%）。

その他、育休取得率は、初職が正社員かどうかによって大きく異なる。育児休業法が施行される前に出産した世代においては、「初職＝正社員」と「初職＝非正社員」グループの間に育休取得率にほとんど差が見られなかったものの、1994 年頃から両者の差が広がっていた。「初職＝正社員」グループの育休取得率が、制度導入前（～1991 年）の 15.1%から直近の 40%台までに上昇している。一方、「初職＝非正社員」グループの育休取得率には上昇傾向が見られず、直近の年に初産を迎えた若い世代の育休取得率が 1 割未満と低いままである。非正社員の育休取得率が伸び悩む理由として、育児休業制度に対する誤解⁵や認知不足、非正社員向けの両立支援による制度的下支えの欠如等が考えられる（高見 2011）。

⁵ 例えば、「育児休業は正社員を対象にした制度」というありがちな誤解がある（池田心豪「非正社員の産休・育休」JILPT コラム 2012 年 11 月 2 日掲載 <http://www.jil.go.jp/column/bn/colum0210.htm>）。

育休取得率の低さと対照的になっているのが、制度への高い認知度である。出産した女性のあらゆる年代において、制度の認知率が9割程度に達している。「初職＝正社員」グループの認知率（92.4%）に比べ、「初職＝非正社員」グループの認知率（83.3%）はやや低めであるが、いずれのグループにおいても高い認知率が示されている。したがって、育児休業制度の存在を知りながらも、何らかの理由で利用に至っていないケースがほとんどだと考えられる。

表 1－1 初産時期、初職別育児休業の取得率(%)と認知率(%)

初産年代	初職＝正社員			初職＝非正社員			初職計		
	取得率	認知率	N	取得率	認知率	N	取得率	認知率	N
-1991	15.1	91.4	161	18.8	80.0	25	15.6	90.7	186
1992-1993	13.4	87.0	118	15.7	73.3	15	13.4	86.7	134
1994-1995	25.1	92.1	166	9.4	75.7	37	22.2	90.7	204
1996-1997	20.2	95.9	188	5.8	89.7	39	18.3	94.4	227
1998-1999	19.7	95.6	166	5.1	82.9	35	17.4	94.6	201
2000-2001	24.8	94.7	129	4.4	80.0	45	20.5	92.1	176
2002-2003	15.6	91.4	142	3.9	85.4	41	13.1	90.2	186
2004-2005	29.3	88.4	108	13.5	82.9	41	25.0	86.8	149
2006-2007	27.3	90.3	101	10.7	86.5	37	23.0	89.1	138
2008-2009	48.7	96.7	79	7.3	89.7	39	36.4	93.8	118
2010-2011	40.4	91.2	54	0.0	82.6	23	28.7	89.6	77
合計	23.7	92.4	1,412	8.0	83.3	377	20.6	91.0	1,796

注：世帯類型別の加重平均値である。

（４）育児休業未利用者の内訳

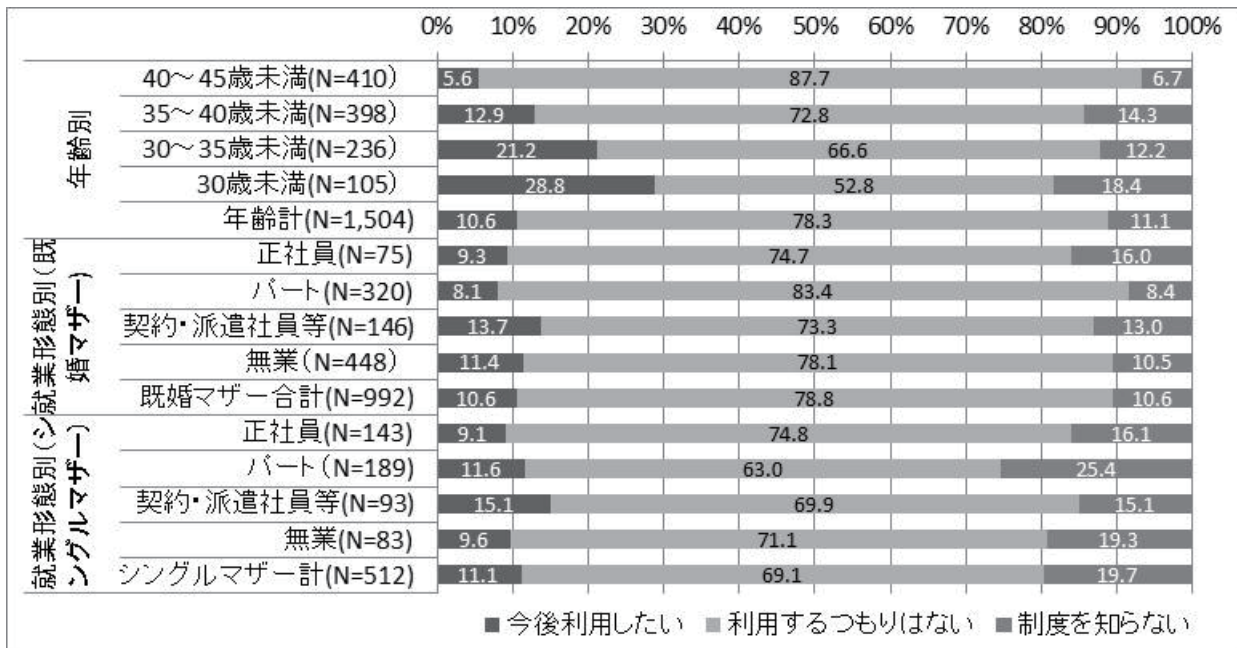
今までに育児休業制度を利用しなかった子育て女性の利用意向をみると、意外なことに「利用するつもりはない」と回答するケースが最も多い（図 1－9）。既婚マザーの 78.8%、シングルマザーの 69.1%が、今後育児休業制度を利用するつもりはないと回答している。

比較的若い母親で、今後出産の可能性が高いとされる「30歳未満層」と「30～35歳未満層」の場合、「利用するつもりはない」の回答者割合がそれぞれ 52.8%と 66.6%と若干低くなるものの、やはり未利用者全体の半数以上は、育休制度を利用するつもりがないとしている。また、シングルマザーおよび 30歳未満母親の約 2割は、「制度を知らない」と回答しており、シングルマザーと若い母親について制度の周知にも課題が残っている。

一方、「今後利用したい」と回答した未利用者は、既婚マザーとシングルマザーがともに全体の 1割程度となっている。ただし、「30歳未満層」の 28.8%、「30～35歳未満層」の 21.2%が「今後利用したい」と回答するなど、若い母親の中には、今後育児休業制度を利用する意向のある人が多いことが分かる。

就業形態別でみると、正社員やパートよりも、派遣・契約社員等として働いている未利用者が、「今後利用したい」との回答率が高い。「契約・派遣社員等」として働く既婚マザーの13.7%、シングルマザーの15.1%が「今後利用したい」と回答しており、他の就業形態の母親よりも育児休業制度を利用する意向のある人が多い。

図1-9 育児休業制度未利用者の今後の利用意向(%)



注：「年齢別」に関する集計値は、世帯類型別の加重平均値である。

(5) 育児休業を利用するつもりはない母親の平均世帯所得が高い

図1-9で示されたように、今後も出産の可能性が高いとされる「30歳未満」、「30～35歳未満」の育休未取得者においても、半数以上の母親は、今後育休を取るつもりがないとしている。では、35歳未満の育休未取得者のうち、「利用するつもりはない」と回答した者と、「今後利用したい」と回答した者との間に、どのような違いが見られるのであろうか。

表1-2は、育児休業利用意向の有無別に母親の主な属性をまとめたものである。末子の年齢、子ども数、初職正社員の割合、および最終学歴(中学・高校卒業の割合)等について、2つのグループの間に差がほとんど見られなかった。ただし、「今後利用したい」と回答した者に比べて、「利用するつもりはない」と回答した者は、現在無業の割合が高い一方、世帯年収が高く、貧困率も低いことが分かる。経済的に比較的恵まれている母親の方が「利用するつもりはない」と回答する傾向が見られる。

表 1-2 35 歳未満の育休未取得者における今後の利用意向の有無別属性

	利用するつもりはない	今後利用したい
末子の年齢	2.9	2.5
子ども数	1.9	1.7
初職正社員の割合	57.7%	57.0%
就業形態：無業	67.0%	60.6%
正社員	4.0%	2.9%
パート	20.7%	24.3%
契約・派遣社員等	8.2%	12.2%
中学・高校卒の割合	44.6%	44.7%
税込世帯年収(万円)	503.5	460.6
貧困率	15.4%	22.0%
N	208	80

注：(1) 世帯類型別の加重平均値である。(2) 貧困率とは、所得が子どものいる世帯の中位所得の半分、いわゆる「貧困ライン(L)」以下の世帯の割合である。生活コストにおける規模の経済性を考慮して、Lは世帯人数ごとに変わる。例えば、3人世帯の場合にLは257万円(148.5万円×3の平方根)となっているが、4人世帯だと297万円(148.5万円×4の平方根)になる。(3) 年収と貧困率には欠損値が比較的多いため、集計標本数(N=229)がやや少なめである。

4 ワーク・ライフ・コンフリクト(WLC)

(1) 仕事に費やす時間

約半分の母親は、週20時間以上勤務しており、雇用保険加入の労働時間要件を満たしている。また、3分の1の母親は、週30時間以上働いており、社会保険(厚生年金、被用者健康保険)加入の労働時間要件を満たしている。

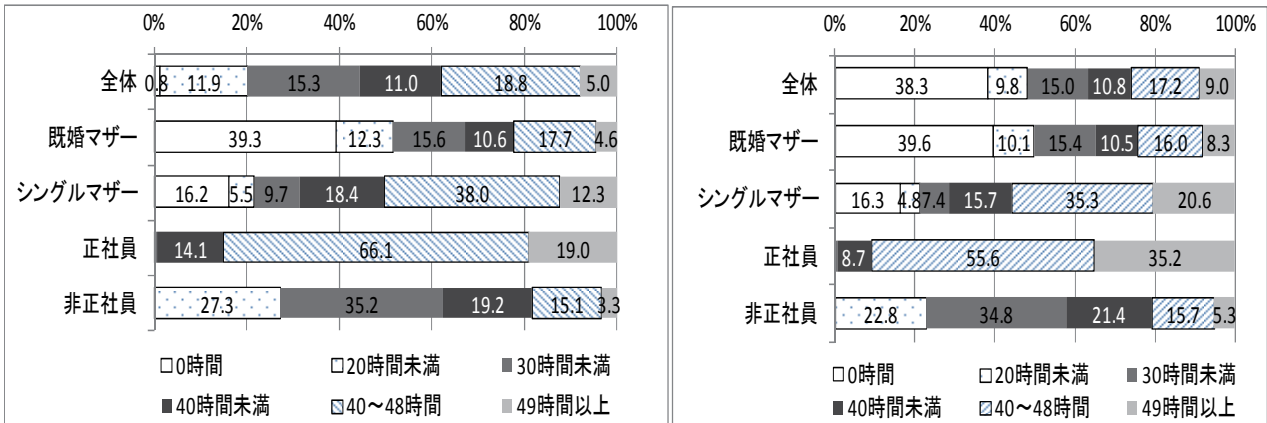
家族等の支えがなければ仕事と育児の両立が難しいとされる週49時間以上働く長時間労働者⁶は、母親全体の5.0%に過ぎない。ただし、通勤時間も含めると、1割弱(9.0%)の母親は仕事に費やす時間が49時間を超えており、仕事と家庭生活とのバランスを取りにくい状況にいる可能性がある。

既婚マザーとシングルマザーを比較すると、総じてシングルマザーの方が労働時間が長い傾向にある。前述の長時間労働者の割合も、既婚マザーは4.6%であるのに対して、シングルマザーは12.3%となっている。「就労+通勤時間」が週49時間以上のシングルマザーは、全体の2割(20.6%)に達しており、仕事と育児との両立が厳しい状況にいるシングルマザーが多数いることが分かる。

正社員/非正社員別で見ると、正社員の19.0%が長時間労働者であり、通勤時間も含むと、正社員の3人に1人(35.2%)が週あたり49時間以上拘束されている。一方、非正社員の中でも、週40時間以上働く者が全体の18.4%に上る。

⁶ 長時間労働に関する明確な定義はない。ただし、国際労働機関(ILO)において、第1号条約で工業の労働時間は8時間/日、48時間/週を超えてはならないと決められているため、週49時間以上働く場合長時間労働と定義されることが多い。

図 1-10 就業時間と通勤時間数の分布
(就業時間数) (就業+通勤時間数)



注：(1) 既婚マザー (MM) 1,337 人、シングルマザー (SM) 689 人を対象とした集計結果である。
(2) 世帯類型別の加重平均値である。

(2) WLC と就労・通勤時間

働く母親は、濃淡の差があっても家庭生活とのコンフリクト (WLC) を感じる人が多いはずである。図 1-11 は、最も起きやすい 3 種類の WLC を点数化し、週あたり「就業+通勤時間数」別で比較したものである。なお、3 種類の WLC とは、

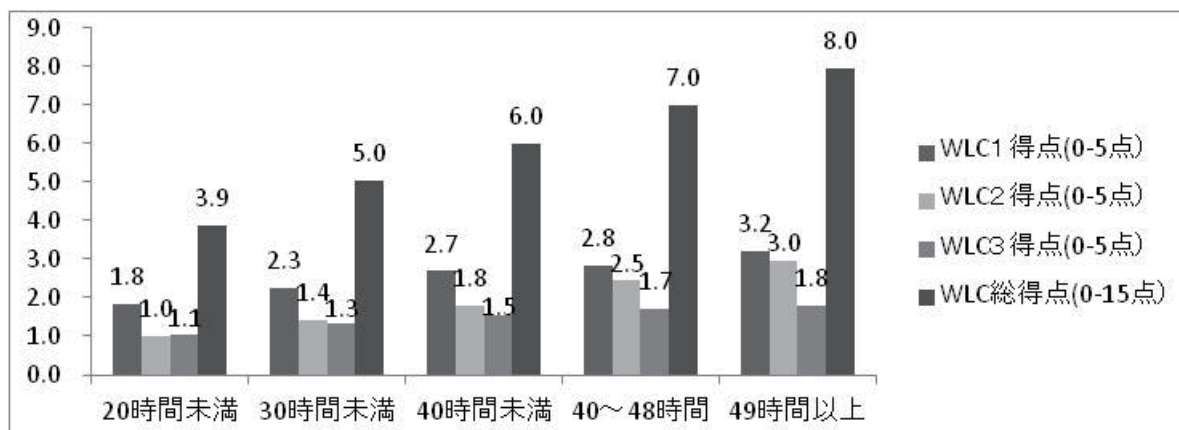
- ① 「仕事のため、しなければならない家事や育児のいくつかができなかった」 (WLC1)、
- ② 「仕事の時間が長すぎて、家事や育児を果たすことが難しくなっている」 (WLC2)、
- ③ 「家事や育児の負担があるために仕事に集中することが難しくなっている」 (WLC3)

のことである。各 WLC の度合いが得点で表されており、「ほぼ毎日起きている」と回答した場合に 5 点、「全くない」場合に 0 点としている。3 種類の WLC を足し合わせた点数は、WLC 総得点(0-15)としている。

図 1-11 をみると、WLC の度合いが「就業+通勤時間数」と正の相関関係にあることが分かる。「就業+通勤時間数」が週 49 時間以上の最長グループの WLC 総得点 (8.0 点) が週 20 時間未満の最短グループ (3.9 点) の約 2 倍である。また、3 種類の WLC のうち、最も起きる頻度が高いのは、WLC1 である。

既婚マザーとシングルマザーを比較すると、平均労働時間の長いシングルマザーの WLC 総得点 (7.2 点) は既婚マザー (5.9 点) の 1.2 倍にあたる。

図 1-11 「就業+通勤時間数」別でみた WLC 得点

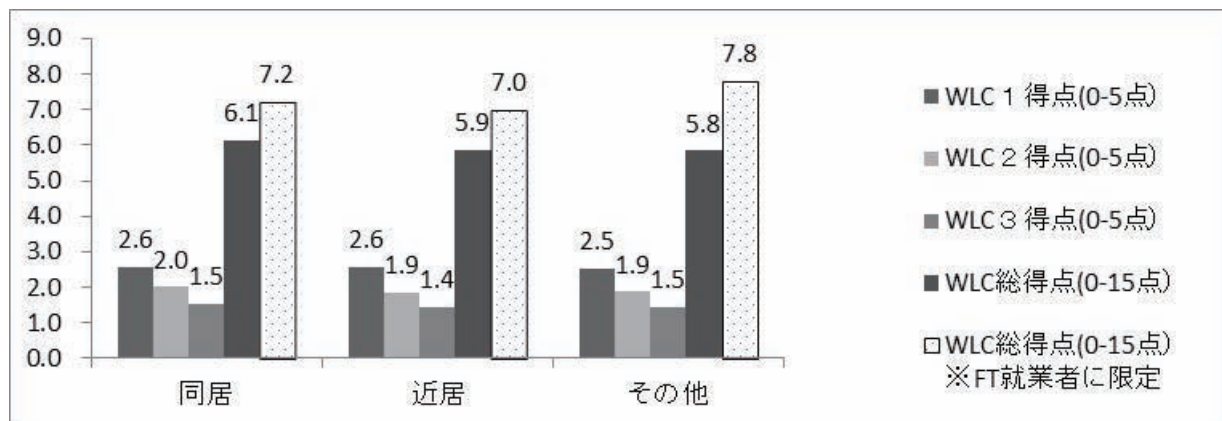


注：(1) 有業母親 1,367 人（うち既婚マザー799 人、シングルマザー568 人）を対象とした集計結果である。(2) 世帯類型別の加重平均値である。

(3) 祖父母との同居・近居における WLC 軽減効果

では、子どもの祖母と同居している場合、働く母親の WLC 度合いが減るのであろうか。図 1-12 は、父方と母方のいずれかの祖母との住居距離を、「同居」、「近居（片道 1 時間未満の距離）」と「その他」の 3 つに分けて、母親の WLC 得点を比較してみた。

図 1-12 祖父母との同居有無でみた WLC 得点



注：(1) 有業母親 1,403 人（うち既婚マザー824 人、シングルマザー579 人）を対象とした集計結果である。(2) 世帯類型別の加重平均値である。

図 1-12 をみると、「同居」の場合、母親の WLC 総得点は 6.1 点で、「近居」(5.9 点) と「その他」(5.8 点) のグループとの間に、差がほとんど見られなかった。一方、週 40 時間以上のフルタイム (FT) 就業者に限定してみると、「同居」(7.2 点) と「近居」(7.0 点) グループは、「その他」(7.8 点) グループよりも母親の WLC 総得点がやや低くなっている。つまり、祖母との同居または近居に母親の WLC 軽減効果があるとするれば、その効果はフルタイム就業者のみに見られている。

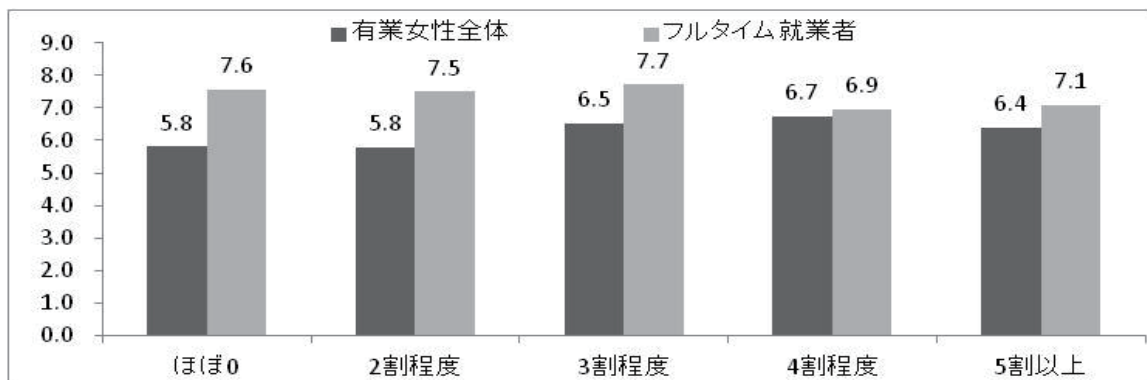
(4) 夫の家事・育児分担における WLC 軽減効果

夫の家事・育児分担がどれほど有業女性の WLC を軽減しているのかも興味深いことである。図 1-13 は、妻は夫が家事・育児をどの程度分担しているかについて 5 つのグループに分けて母親の WLC 総得点を比較したものである。

有業女性全体でみた場合、夫の分担割合が 3 割以上の協力的グループの方がむしろ WLC 総得点が高くなっている。これは夫の家事・育児負担割合の高い家庭では、妻もフルタイムか長時間就業しているケースが多く、WLC 度合いが総じて高いからだと考えられる。

実際、フルタイム就業者に限定してみると、上記とは正反対の結果が得られている。夫が家事育児の 4 割程度を分担しているフルタイム就業者 (6.9 点) グループでは、母親の WLC 総得点は、夫が全く分担しないグループより 0.7 ポイント低い。夫の家事・育児分担が、一定程度母親 (妻) の WLC 軽減効果を持つと期待できるようである。

図 1-13 夫の家事・育児の分担割合でみる母親の WLC 総得点



注：既婚有業マザー807人を対象とした集計結果である。

5 母親の就業・非就業と子どもの育成

(1) 子ども費と塾・習い事比率

母親の就業収入が、子どもへの支出、とくに塾や習い事等の教育支出に当てられることが多いとされている。表 1-3 は、夫の収入を考慮しないで、単純に母親の就業有無で子ども費と塾・習い事の利用率を比較したものである。ここでは、話を単純化するために、集計結果は子どもが 1 人のみの世帯に限定してみた。

子どもが 6 歳未満の場合、母親の就業が保育料等出費の増加をもたらすため、有業主婦世帯の子ども費が割高になりがちである。専業主婦世帯の子ども費 (月額) が 2.4 万円であるのに対して、有業主婦世帯の子ども費は 3.6 万円となっている。一方、塾・習い事の利用率で比較すると、専業主婦世帯(26.7%)が有業主婦世帯(15.7%)より 11 ポイント高い。

子どもが中学生以上になると、子ども費のみならず塾・習い事比率についても、有業主婦世帯が専業主婦世帯を上回るようになる。まず、子ども費について、有業主婦世帯（5.2万円）が専業主婦世帯より1万円ほど高い。そして、子どもの塾・習い事比率も、有業主婦世帯（63.9%）が専業主婦世帯（29.4%）の2倍以上である。母子世帯に限ってみても、子どもの塾・習い事比率は有業母子世帯（47.3%）が無業母子世帯（21.4%）の2.2倍で、母親の就業が中高生の子どもへの教育投資量にプラスの影響を与えているようである。

表1-3 母親の就業状況と子ども費、塾・習い事比率（子どもが1人の世帯に限定）

		6歳未満	6～12歳	13～17歳	子供年齢計	
		子供のための出費（万円/月）				
既婚マザー	無業	2.36	4.86	4.05	3.37	(N=108)
	有業	3.63	3.71	5.20	4.00	(N=151)
シングルマザー	無業	3.38	3.01	4.65	3.66	(N=36)
	有業	2.97	3.56	4.82	3.85	(N=178)
		子供の塾・習い事比率(%)				
既婚マザー	無業	26.7	83.8	29.4	43.4	(N=129)
	有業	15.7	67.7	63.9	45.2	(N=168)
シングルマザー	無業	16.7	66.7	21.4	38.6	(N=44)
	有業	25.6	64.5	47.3	51.5	(N=227)

注：子ども費には、食費、被服費、学費、保育料・幼稚園月謝、習い事・塾代、医療費、娯楽費が含まれている。

（2）子育ての悩み

母親にとって、子育ての悩みは尽きないものと言われている。その悩みの具体的中身は子どもの年齢だけではなく、母親の就業状況によっても大きく変わってくる。表1-4は、良く報告されている10種類の子育て上の悩みの有無について、子どもが1人のみの世帯を対象にまとめたものである。

子どもが未就学児（6歳未満）の場合、専業主婦と有業主婦の悩みにそれほど大きな違いが見られなかった。あえて違いを指摘すれば、有業主婦に最も多くみられる悩みが「しつけ」(44.3%)であるのに対して、専業主婦に最も多い悩みは「食事や栄養」(44.0%)となっており、有業主婦が子どもと接する時間が比較的少ないため、「しつけ」に悩む人の割合がやや高い。

表 1-4 母親の就業有無と子育ての悩み（複数回答、子どもが1人の世帯に限定）
（％）

	6歳未満		6～12歳		13～17歳		世帯計
	母親無業	母親有業	母親無業	母親有業	母親無業	母親有業	
（既婚マザー）							
食事や栄養	44.0	37.1	16.2	22.6	29.4	16.7	30.3
性格や癖	26.7	30.0	21.6	37.1	29.4	16.7	27.9
しつけ	33.3	44.3	29.7	35.5	23.5	22.2	34.0
健康	22.7	15.7	13.5	16.1	29.4	8.3	17.2
勉強や進学	4.0	5.7	29.7	41.9	52.9	44.4	23.2
いじめ	0.0	0.0	13.5	3.2	0.0	0.0	2.4
交友関係	5.3	4.3	16.2	12.9	17.6	5.6	8.8
非行	0.0	0.0	0.0	0.0	5.9	0.0	0.3
家庭内暴力	0.0	0.0	0.0	0.0	5.9	0.0	0.3
就職	0.0	0.0	0.0	0.0	23.5	2.8	1.7
N	75	70	37	62	17	36	297
（シングルマザー）							
食事や栄養	41.7	34.9	22.2	30.0	28.6	14.9	26.6
性格や癖	33.3	48.8	22.2	49.1	28.6	25.7	39.1
しつけ	58.3	44.2	16.7	36.4	28.6	23.0	33.2
健康	16.7	14.0	22.2	23.6	21.4	14.9	19.2
勉強や進学	8.3	16.3	38.9	44.5	50.0	60.8	42.8
いじめ	25.0	2.3	22.2	5.5	21.4	5.4	7.7
交友関係	16.7	2.3	16.7	16.4	28.6	9.5	12.9
非行	8.3	2.3	11.1	2.7	0.0	6.8	4.4
家庭内暴力	0.0	0.0	5.6	2.7	7.1	0.0	1.8
就職	8.3	2.3	11.1	6.4	28.6	13.5	9.2
N	12	43	18	110	14	74	271

子どもが小学生（6歳～12歳）になってくると、「いじめ」と「交友関係」で悩む専業主婦がそれぞれ13.5%と16.2%に達し、有業主婦（同3.2%、12.9%）よりも明らかに高い。一方、有業主婦に最も多い悩みは「勉強や進学」（41.9%）、専業主婦に比べて同比率が12ポイントも高く、子どもの勉強を見る時間について、有業主婦は相対的に限られていることが主な原因だと考えられる。

子どもが中高生になる頃では、「（子どもの）就職」で悩む専業主婦（23.5%）が有業主婦（2.8%）よりも明らかに多くなる。家庭経済環境などで大学に進学せずに就職する予定の子どもを抱える専業主婦は、自身の職業経験の乏しさから「就職」の悩みが増えるからだと思われる。また、子どもが中高生となると、「勉強や進学」について悩む専業主婦の割合（52.9%）が有業主婦（44.4%）よりも逆に高くなっている。小学校期に比べて中学・高校期では、子どもの勉強を見る時間の量よりも学習塾の利用、いわば「親の経済力」が勉強や進学の鍵になっているからだと考えられる。

母子世帯に限ってみると、無業シングルマザーの悩みが比較的深刻であるようである。子どもの年齢階層にかかわらず、2割強の無業シングルマザーは、「いじめ」について悩

んでいる（有業シングルマザーは同 5%程度）。「交友関係」について悩む無業シングルマザーの比率も全体の 16.7%～28.6%に達しており、有業シングルマザーや既婚マザーに比べて非常に高い水準にある。周りの環境になじめずに周囲から孤立している無業母子世帯の子どもが目立って多いことが分かる。

（3）重大な育児挫折

育児期女性は、時には育児挫折を経験する。うまく断乳できない、なかなかオムツが取れないなど小さな挫折から、育児放棄や身体的暴力など、児童虐待の類に入るような重大な挫折までさまざまである。

表 1-5 母親の就業状況と重大な育児挫折の経験割合 (%)

第1子の年齢		既婚マザー				シングルマザー			
		虐待で思い悩んだことがある	行き過ぎた体罰を与えたことがある	育児放棄になった時期がある	N	虐待で思い悩んだことがある	行き過ぎた体罰を与えたことがある	育児放棄になった時期がある	N
6歳未満	母親無業	13.8	5.0	1.3	159	26.7	0.0	0.0	15
	母親有業	9.4	2.6	0.9	117	14.0	7.0	8.8	35
6～12歳	母親無業	16.6	12.3	2.1	207	17.1	2.9	8.6	57
	母親有業	10.5	5.9	3.5	256	16.6	12.3	2.1	187
13～17歳	母親無業	8.8	4.4	0.6	160	17.7	8.1	4.8	62
	母親有業	7.0	6.8	0.9	457	9.9	9.6	4.4	343
年齢計	母親無業	12.2	6.3	1.3	526	18.8	5.4	5.4	112
	母親有業	8.4	5.9	1.7	830	12.4	10.2	4.1	587

第1子の年齢別で見ると、小学生（6～12歳）の母親は、重大な育児挫折を経験した者が比較的多い。「わが子を虐待しているのではないか、と思い悩んだ」という経験を持つ小学生の母親の割合は、10.5%（有業主婦）～16.6%（専業主婦）に上り、未就学児母親（9.4%～13.8%）や中高生母親（7.0%～8.8%）よりも高い。行動面で「行き過ぎた体罰を与えたことがある」と回答した小学生の母親も、全体の 5.9%（有業主婦）～12.3%（専業主婦）に達し、他の年齢層の母親よりも挫折経験者の割合が高い。

また、子どもの年齢段階や世帯類型にかかわらず、専業主婦は有業主婦に比べて総じて「わが子を虐待しているのではないか、と思い悩んだ」という経験を持つ者の割合が高い。虐待の思い悩んだことがある母親の割合は、専業主婦全体では 12.2%となっており、有業主婦より 4ポイントほど高い。シングルマザーについても同様な傾向が見られる。

一方、行動面での過度体罰や育児放棄の有無について、全体として専業主婦と無業主婦の間に大きな差が見られなかった。ただし、母子世帯の場合、有業シングルマザーが

無業シングルマザーよりも子どもに過度な体罰を与えたことがあると回答する者の割合が高くなっている。

6 まとめ

本章は、事実発見を主な目的として、育児期女性の職場進出、育児休業制度の利用、仕事と家庭生活のコンフリクト（WLC）、子どもの育成という4つの側面から、「JILPT子育て世帯全国調査2011」の結果をまとめたものである。本章の集計結果から得られた主な知見は以下のとおりである。

第1に、育児期女性の職場進出に、「3歳児神話」と「小1の壁」の影響が窺える。3歳未満の乳児を育てている女性の就業率は3－4割台にとどまっており、「3歳児神話」が依然として残っている可能性があるほか、都市部では乳児向けの保育所が足りないことも影響していると考えられる。また、育児期女性の就業率は、子どもが小学校低学年になる頃に、一時的に最大17.5ポイントの落ち込みが見られる。

第2に、育児期女性にも正社員雇用の世代間格差が大きい。初職の正社員比率について、「1965－1969年」生まれの「バブル期世代」（93.4％）は、「1980年以降」生まれの「氷河期世代」（66.7％）を大きくリードしている。しかし、「バブル期世代」女性が「大量参入・大量退出」である一方、「氷河期世代」女性が「少数参入・少数退出」であるため、現職の正社員比率はむしろ「氷河期世代」女性が高い。

第3に、正社員になったルートとしては、既婚マザーは「初職継続」（49.8％）、シングルマザーは「再就職」（50.9％）が最も多いパターンである。既婚マザーの正社員は、大企業や賃金の比較的高い仕事に就いている割合が高い。

第4に、「現在無職」の育児期女性も就業意欲は高い。既婚マザーの85.9％、シングルマザーの88.5％が「今すぐに働きたい」または「そのうち働きたい」と回答している。働きたいのに無職である理由として、「子どもの保育の手だてがない」または「時間について条件の合う仕事がない」を挙げる人が多い。

第5に、育児休業制度を利用したことがある育児期女性は全体の2割程度である。「初職＝正社員」女性の育休取得率が、法律による制度導入前（～1991年）の15.1％から直近の40％台までに上昇しているが、「初職＝非正社員」女性の育休取得率は現在も1割未満で、上昇傾向が見られなかった。

第6に、育児休業制度を「利用するつもりはない」女性が意外と多い。未利用者のうち、既婚マザーの78.8％、シングルマザーの69.1％は今後も利用しないと回答している。シングルマザーと30歳未満女性の約2割は、「制度を知らない」と回答しており、制度の周知にも若干の課題が残っている。一方、「今後利用したい」者の割合をみると、「契約・派遣社員等」として働く母親（既婚マザー13.7％、シングルマザー15.1％）が正社員やパートの母親よりも今後育児休業制度を利用する意向を持つ人が多い。

第7に、シングルマザーの12.3%が長時間労働者である。仕事と家庭生活とのバランスを取りにくいとされる週49時間以上働く長時間労働者の割合には、シングルマザー(12.3%)が既婚マザー(4.6%)の約3倍である。WLCの度合いを得点(0-15)で表すと、シングルマザーの得点(7.2点)が既婚マザー(5.9点)の1.2倍にあたる。

第8に、祖母との同居または近居には、フルタイム就業女性のWLCを軽減する効果が見られる。また、夫が家事・育児をある程度分担する場合、フルタイム就業女性のWLC度合いが低くなる。

第9に、母親の就業は、子どもへの教育投資にプラスの影響を与えている可能性が高い。未就学児の場合、有業主婦世帯に比べて、専業主婦世帯は子どもへの支出が低く、塾・習い事比率が高い。中学生以上となると、子どもへの支出と塾・習い事比率の両方で、有業主婦世帯が専業主婦世帯を上回るようになる。

第10に、小学生の母親で、有業主婦より専業主婦の方が、「いじめ」や「交友関係」をめぐる子育ての悩みを抱える人が多く、また過度な体罰や児童虐待ではないかと思ひ悩んだ経験を持つ者の比率も高い。

参考文献

- 高見具広(2011)「非正規労働者の働き方と就業継続－働き方の変化に着目して」JILPT 労働政策研究報告書 No.136『出産・育児期の就業継続－2005年以降の動向に着目して－』(第3章)、72-97
- 池田心豪(2012)「出産前後の就業状況と両立支援」JILPT 労働政策研究報告書 No.150『出産・育児と就業継続－労働力の流動化と夜型社会への対応を－』(第1章)、11-24
- 周燕飛(2003)「子育て支援制度と育児期女性の就業継続行動」橘木俊詔・金子能宏編『企業福祉の制度改革－多様な働き方へ向けて』(東洋経済新報社)、109-130
- 周燕飛(2012)「母子世帯の母親における正社員就業の条件」『季刊社会保障研究』Vol.48(3)、319-333
- 森田陽子・金子能宏(1998)「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』459号、50-62
- 永瀬伸子(2003)「母子世帯の母のキャリア形成、その可能性」日本労働研究機構調査研究報告書 No.156『母子世帯の母への就業支援に関する研究』(3部第3章)、239-292

第2章 育児期女性の職場進出

— 日中米3カ国比較 —

1 はじめに

日本では、自ら仕事をやめていく有能な女性が大勢いる。最近の調査結果（ヒューレット等 2011）によると、日本では大卒女性の74%が、休職・離職を経験している。その多くは、育児期の女性たちである。実際、18歳未満の子どものいる家庭では、妻の47.3%が専業主婦である（総務省統計局「国勢調査2010」）。能力があつて、学歴も高いこれらの女性の多くは、労働市場で活躍の機会が与えられることなく、家事と育児と低賃金のパートで生涯を終える。

こうした女性人材の浪費は、日本の潜在GDPを15%も引き下げているとの試算結果がある（ゴールドマンサックス 2011）。また、「女性の労働参加は、日本経済を救うことができる」、IMF専務理事クリスティーヌ・ラガルドの2012年度IMF・世界銀行年次総会（東京）での発言が、印象的である。実際、女性の労働参加は、低迷している日本経済の救世主になるだけでなく、「日本が高齢化問題に立ち向かうための秘密兵器ともなりうる」と指摘する海外の研究者は少なくない¹。

しかし、育児期の日本女性の職場進出がなぜこれほど進まないのか。本稿は、世界第1位、第2位、第3位の経済大国である米国、中国と日本との比較を通じて、日本における女性就業問題の特異性を明らかにするものである。日中米はともに1億人以上の人口大国であり、3カ国の総人口は地球人口の4分の1を占めており、その比較は人口スケール上においても大きな意味を持っている。

2 研究の背景：経済の「先進国」と女性職場進出の「後進国」

日本は経済の「先進国」と女性職場進出の「後進国」という2つの顔を併せ持っている。戦後の高度成長期を経て、日本は米英等の先進国の後を追いつき、1964年のOECD加盟とともに、正式に先進国入りを果たした。その後、2度の石油危機、バブル経済の崩壊と1990年代以降の長期不況を経験したものの、日本は経済先進国の地位を失うことは一度もなかった。2011年現在も日本の1人当たりGDPは4.3万ドル（180カ国中17位）であり、米国（4.7万ドル）との差がわずかである（表2-1）。

しかし、女性の職場進出度と男女平等度の指標でみた場合、日本は現在も「後進国」に入っている。世界経済フォーラムが公表した「The Global Gender Gap Report 2011」によると、職場進出度の主要指標である「女性労働参加率」は日本が134カ国中80位、男

¹ Ian Bremmer and Susan Shwab (2012) “Japan’s Secret Demographic Weapon”, Project Syndicate (<http://www.project-syndicate.org>) 2012/10/15 (アクセス日: 2013年3月13日) .

女平等度の総合指標では 98 位である。米国や北欧の先進国等に比べると、日本女性の職場進出と男女平等はあまり進んでいない（表 2-1）。

表 2-1 日中米における主な女性指標の比較

	日本		中国		米国	
女性労働参加率 (男女平等度指標)	62%	(80位)	85%	(34位)	70%	(44位)
男女賃金比	0.51	(87位)	0.65	(43位)	0.88	(5位)
管理職男女比	0.10	(112位)	0.20	(90位)	0.74	(10位)
専門職男女比	0.87	(73位)	1.08	(46位)	1.20	(30位)
男女平等度総合ランキング (その他総合指標)	98位		61位		17位	
総人口(億)	1.26		13.48		3.13	
都市人口比率	91.3%		50.6%		82.4%	
1人当たりGDP(米ドル)	42,783		4,382		46,860	

出所：世界経済フォーラム The Global Gender Gap Report 2011、国連 World Urbanization Prospects 2011、IMF World Economic Outlook Database 2011

注：括弧の中の数値は、世界 134 カ国中の順位を示すものである。

一方の中国は、経済の面では「中進国」であるが、女性の職場進出の面では米国に比べても遜色がないほどの「先進国」である。1978 年の改革開放と同時に経済は急成長しており、現在中国は先進国の一歩手前の「中高等収入国家」と分類されるに至っている。1 人当たり GDP は日本の 10 分 1 ほどしかないが、中国女性の労働参加率は 85% に達しており、米国女性よりも中国女性の職場進出が進んでいる。男女平等度(61 位)は改善の余地があるものの、日本よりも高い男女平等を実現している。

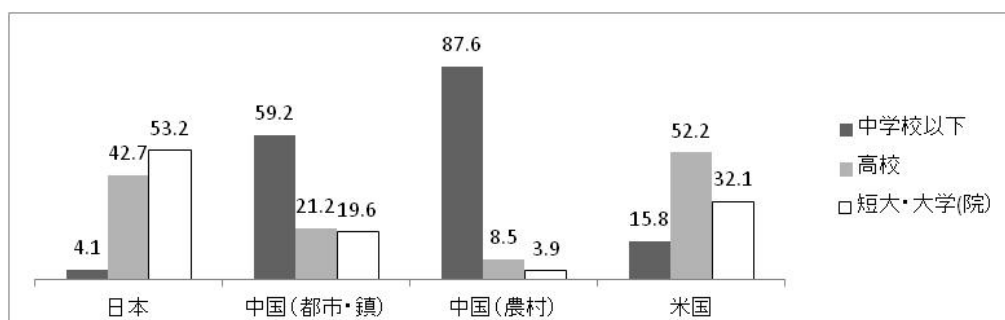
3 育児期女性のライフイベント

女性の職場進出は、学校教育年数、結婚、出産等のライフイベントとの間に密接な関係がある。A. ミュルダールと V. クラインは『女性の二つの役割』(1968)という名著の中で、いち早く女性の高学歴化、晩婚化、出産数の減少等ライフイベントのタイミングと頻度の変化に気づき、現代女性における「現役母親期」の短縮と職場進出の加速を予見していた。では、同じく現代において、日中米 3 カ国の女性におけるライフイベントのタイミングと頻度に違いがあるのであろうか。

(1) 女性の一生：学校を出るタイミング

高学歴層女性の割合は、日本が最も高い。25～49 歳女性において、短大・大学以上の学歴を持つ者の割合は、日本が 53.2%、米国が 32.1%、中国が 3.9%（農村部）～19.6%（都市部）となっている。高卒層と合わせると、日本女性の 95.9% は高等教育を受けており、米国女性（84.3%）や中国女性よりも学校教育年数が長い（図 2-1）。

図 2 - 1 25～49 歳女性の最終学歴(%、2010 年)



出所：総務省統計局「国勢調査 2010」、中国国家统计局「第 6 次人口普查（人口センサス）資料 2010」、米国統計局“2010 American Community Survey 1-Year Estimates”より筆者が作成したものである。

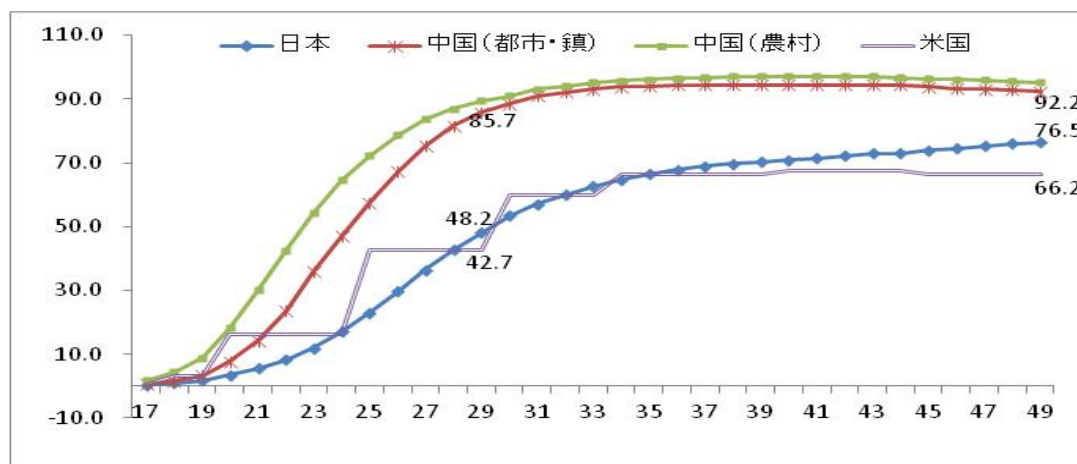
注：(1)データ上の制約により、米国は 25～64 歳女性についての統計数値となっている。
 (2)日本の集計対象には、「不詳」、「在学者」と「未就学者」が除外されている。

そのため、学校を出るタイミングも日中米に顕著な差がみられる。学歴構成から最終学校を卒業時の年齢を推測すると、最も多いパターンは、日本女性が「22 歳前後」、中国女性が「15 歳前後」、米国女性が「18 歳前後」と見られる。

(2) 女性の一生：結婚のタイミング

結婚のタイミングをみてみると、米国と日本は 2 つの類似点を持っている。1 つ目は、女性の未婚率が高いことである。例えば、米国では 35 歳以降の女性の有配偶率は 7 割弱とほとんど増えていない。日本も 35 歳以降女性の有配偶率がわずかに増えている程度である。2 つ目は、女性の有配偶率が 20 歳から 35 歳までという幅広い年齢層にわたって上昇しており、結婚タイミングの多様化と晩婚化が進んでいることである（図 2 - 2）。

図 2 - 2 年齢別 17～49 歳女性の有配偶率(%、2010 年)



出所：図 2 - 1 に同じ。

注：(1)米国のデータは、年齢別ではなく、年齢階級別のものである。

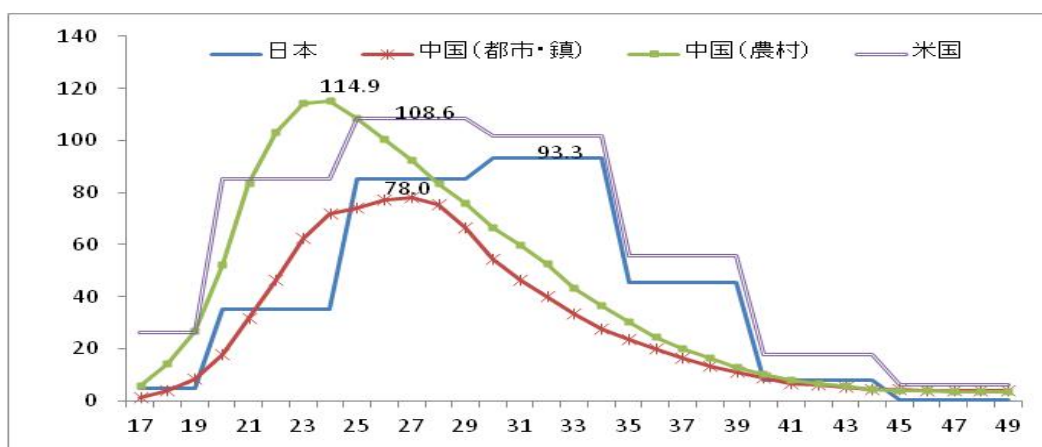
(2)図中の数値は、それぞれの国の女性における 29 歳と 49 歳時点の結婚率である。

一方の中国は、「早婚」と「高率婚」など、日米と違った特徴を見せている。「早婚」とは、女性の結婚タイミングが20代前半層に集中していることを指している。19歳時点で中国女性の有配偶率は3.2%（都市部）～8.7%（農村部）に過ぎないが、25歳では57.4%～72.2%に達している。これは、5～7割の中国女性は20～25歳の間に結婚したことを意味している。29歳時点で中国女性の有配偶率はすでに85.7%～89.3%（日本と米国はそれぞれ48.2%と42.7%）に達しており、日米の女性たちに比べて中国女性は、かなり早い年齢段階で高い確率で結婚（「高率婚」）していることが分かる。

（3）女性の一生：出産のタイミング

生物学的には、女性の最適出産年齢は25歳前後だと言われている。その生物学的ルールを最も忠実に守ったのは中国の農村部女性である。図2-3をみると、中国農村部女性の出産ピーク年齢は22～26歳となっており、各歳ごとの出産率は10%を超えている。特に23歳と24歳女性の出産率が合計で23%となっており、5人に1人は23歳または24歳で出産している計算となる。その代わりに、27歳以降女性の出産率が急降下し、36歳では2%台までに落ち込む。

図2-3 年齢別17～49歳女性の出産率（人口千対、2010年）



出所：図2-1に同じ。

注：(1)出産率 f_i =出産件数 f_i /女性総人口 N_i ； $i=17,18,19\cdots 49$ 歳

(2)日本と米国のデータは、年齢別ではなく、年齢階級別のものである。

(3)図中の数値は、それぞれの国の女性における出産率のピークである。

一方、中国の都市部女性の出産ピーク年齢は、23～29歳となっており、農村女性より若干遅れているが、30歳以降の出産率の急降下傾向は同じである。都市部では、「一人っ子政策」²が厳格に実施されているため、幅広い年齢層において中国女性の出産率は日米女性よりも低くなっている。

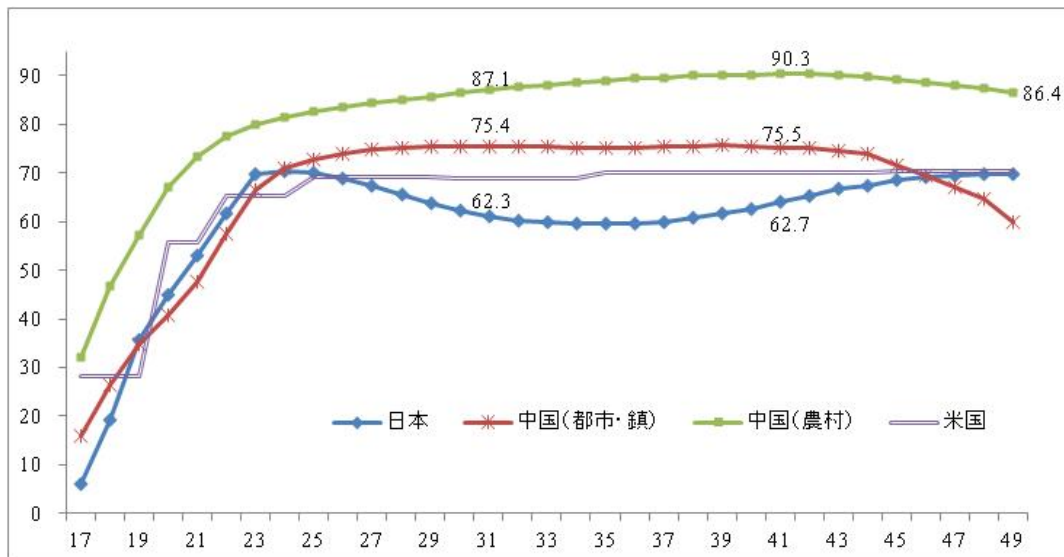
² 都市部では、2002年以降、一人っ子同士のカップルは、最大2人までの出産が認められている。しかし、実際には一人っ子の多い都市部では、一人っ子同士の結婚でも、子どもを1人しか生まれないケースが多い。一方、農村部では、第1子が女儿の場合、第2子までの出産が認められている。

結婚年齢と同じように、日米では、出産年齢についても、「晩産化」と「多様化」が目立っている。日本も米国も、出産のピーク年齢は、25～34歳までの10年間となっている。ただし、米国では、20～24歳層の出産率も高い（8.5%）のに対して、日本は低い（3.5%）。そして、いずれの年齢層においても、米国女性の出産率は日本女性より高くなっている。

（４）女性の一生：育児期に仕事をやめる人が多いのか

日本は、育児期に仕事を中断する女性が多いことで知られている。女性の年齢別就業率におけるM字カーブのボトムの部分は年々上昇しているが、2010年現在でも依然として落ち込みが見られる。出産ピーク年齢（25～34歳）と整合的な形で、日本女性の就業率は25歳を境に下がりはじめ、35歳、36歳で最低点（59.6%）に到達する。

図2-4 年齢別17～49歳女性の就業率（%、2010年）



出所：図2-1に同じ。

注：米国のデータは、年齢別ではなく、年齢階級別のものである。

それに対して、中国と米国女性の年齢別就業率は台形の形となっており、育児期に仕事をやめる人が比較的少ないと考えられる。例えば、米国女性の出産ピーク年齢は25～34歳とされているが、25～49歳まで各歳の女性就業率は7割前後とほとんど変化がない。同様に、中国都市部女性の出産ピーク年齢は23～29歳であるが、23～44歳まで各歳の女性就業率は75%程度の水準で安定している。ただし、中国では女性労働者の定年年齢は50歳（幹部職員は55歳）と法律で定められているため、早期退職制度を利用する者も含めて、45歳前後から都市部女性の就業率が低下し始め、47歳で日本と米国に追い越される。図2-4には表示されていないが、法定定年年齢である50歳と55歳時点では中国都市部女性の就業率はそれぞれ45%と30%までに落ち込んでいる。一方、農村部女

性には年金も定年もないため、23～54歳女性の就業率は8～9割に達しており、65歳になっても約半分の女性が働いている。農村女性の高就業率は、中国女性全体の就業率を押し上げている側面がある。

(5) 女性の一生における日本の特徴

上記のように女性の一生という視点から日中米比較を行うと、日本女性のライフサイクルにおけるいくつかの特徴が見えてくる。第1に、高学歴化に伴い、職場進出のスタート年齢が比較的高い（日本22歳、中国15歳、米国18歳）。第2に、結婚年齢の「多様化」が顕著で、「晩婚化」傾向が強い（日米20～35歳、中国20～25歳）。第3に、出産年齢も結婚年齢と同様に、「多様化」と「晩産化」傾向が強い（日米25～34歳、中国22～29歳）。第4に、育児期に一旦仕事をやめる女性が多く、35、36歳女性の就業率が最も落ち込んでいる。

日本と米国にもかつては、学歴を問わず、女性が適齢期に結婚し、その後1、2年のうちに第1子を出産するという画一的な結婚と出産のパターンがあった（大沢1993、ミュルダール・クライン1968）。その意味では、中国もやがては日米のように、都市化や経済発展とともに、結婚・出産年齢の「多様化」と「晩婚（産）化」の道を歩むことになるであろう。しかし、育児期に職業を中断する女性が多いことは、日本のみに見られ、米国と中国では見られない現象である。

さらに、育児期の職業中断は、低学歴層女性のみならず高学歴層女性にも広がっていることは、日本特有の現象である。通常であれば、高学歴女性の市場賃金が相対的に高く、専業主婦でいる場合の機会コストが高いため、職場進出を選びやすくなるはずである。実際、戦後多くの国（例えば米国、英国、北欧諸国）では、高学歴化の流れは、女性の職場進出の加速と同時に進行してきた（大沢・田中1989、大沢1993）。しかし、日本はその例外である³。中国や米国女性に比べ、日本女性における高学歴層の割合が高いにもかかわらず、育児期女性の職業中断が多い。学歴が日本女性の職場進出に与える影響は限定的であることは、樋口・早見（1984）の研究によって確認されている。樋口・早見（1984）の実証分析によると、学歴が高まるにつれて、米国女性（白人）の有業率が大きく上昇するものの、日本ではその効果は小さく、統計的にも有意とは言えない。

4 育児期における職業中断の理由

育児期における職業の中断が女性の賃金に大きな影響を与えている（大沢1993）。前述のように、日中米3カ国のうち、男女賃金比、男女管理職比、男女専門職比のいずれにおいて、男女間格差が最も大きいのは日本である。育児期の職業中断による影響が大

³ 韓国も日本と類似した状況である。

きいと多くの研究者は指摘する。日本では、他国で見られない独特な「新規学卒一括採用慣行」が強いいため、子育て女性の8割が学校を卒業した時点で正社員の職を得ているものの、職業中断後の再就職は、パートタイマーがその大半を占めている（JILPT2012）。しかし女性パートタイマーの仕事は、Caring(介護やベビーシッター)、Cleaning（掃除）、Cooking(食事作り)、Cashier(レジ打ち)といった「4C」の低賃金職種ばかりに集中する傾向にある⁴。

川口（2008）の推定によると、結婚によるキャリアの中断などを含めた広義の結婚ペナルティは約8%で、広義の出産ペナルティは約4%である。出産ペナルティの大部分は出産に伴う就業の中断がもたらしていることは、海外の研究では見られない日本の特徴であると川口（2008）は指摘している。

それでは、なぜ日本女性の多くは、育児期に職業を中断させてしまうのであろう。以下は、育児期女性の職場進出をプッシュする要因（公的支援制度、保育所の充実、親族のサポート）について、日中米比較を行い、日本女性の職場進出が中国や米国の女性よりも後れている理由を検討したい。

（1）プッシュ要因1：公的支援制度

表2-2は、日中米の公的支援制度を整理し、比較したものである。全体として、日本の充実度が最も高く、米国の充実度が最も低い。中国の充実度は、日米の中間に位置するものと言える。公的支援制度の不十分さが日本女性における職場進出の後れを招いているとはいえない。

まず、育児期女性の職場進出を支える公的支援制度のうち、最も基本となる「産前産後休業制度」（産休制度）がある。「産休制度」については、日本が「労働基準法」、中国が「女性職員の労働保護規定」、米国は連邦法「Family and Medical Leave Act」（FMLA）によって法制化されている（表2-2）。産休の標準的日数は、日本は14週間、中国と米国は12週間(90日)であり、3カ国で大差がない。しかし、産前休暇は、日本は6週間、中国は2週間（15日）、米国は原則ゼロ日であり、中国と米国は、産後休暇に重みを置いていることが分かる。さらに、産休期間中の所得補償は、日本は産休前標準報酬の3分の2、中国は産休前標準報酬の80%、米国は原則無給である⁵。

次に、産休が終了してから子どもの授乳期を終了する満1歳までの期間に、仕事を休む権利を保障する「育児休業制度」がある。日本では、勤続年数1年以上の労働者に対して、子どもが満1歳になるまでの期間中に、給与補償率50%の休暇権利が認められている。一方の中国は、「育児休業制度」はないものの、産休後に子どもまたは母親の健康

⁴ “Japan Should Erase More Barriers for Working Women, Experts Say.” Japan Times Online, July 6, 2010.

⁵ 現在6つの州は、独自の州法を作り、産休の利用者に所得補償を提供している。ただし、所得補償率は州によって異なる（例えば、ニューヨーク州は65%、カリフォルニア州は55%）。

状態が悪い等特別な事情があった場合に限り、最大 6.5 カ月の休暇、いわゆる「授乳（哺乳）休暇制度」が用意されている。その間の給与は 80% 補償される。そして、米国は「育児休業制度」に類似した制度がなく、出産した女性労働者は子どもが満 1 歳になるまで FMLA の規定範囲内の無給休暇を取得するのみである。

表 2-2 育児期女性の職場進出を支える公的支援制度の比較

	日本	中国	米国
充実度	高	中	低
産前産後休業制度	(1)産前6週間産後8週間、給与の2/3通常支給、(2)勤務1年以上の雇用保険加入者に適用	(1)産前15日産後75日、合計90日間（難産や多胎児105日間）、給与の80%支給、(2)生育保険に加入している全女性雇用者に適用	連邦法「Family and Medical Leave Act」により出産者が12週間の休暇を取得可能。原則無給
育児休業制度	原則として1年間、給与の50%支給、雇用保険の加入者が対象	「授乳（哺乳）休暇制度」あり。産休終了後に必要があれば、本人が申請して認可されれば最大6.5カ月の授乳休暇が得られる、給与の80%支給	FMLAの規定範囲内
子の看護休暇制度	就学前の子供を持つ労働者に年5日/人の看護休暇を与える	「ミルクタイム制度」あり（子どもが満1歳までの期間は、1日30分程度×2回の授乳時間が保証される）	類似の制度がない
保育所	(1)全国各地に認可保育所が設置され、0歳から預かり可能、(2)応益負担（月額0円～6万円程度）	(1)低負担の国営企業の保育所（減少の一途）、高負担の民間保育所、または中負担の住込みベビーシッターの利用が一般的、(2)いずれも応益負担	(1)完全に市場化され、民間の保育施設が主流で、質の良いものは利用料が高い。(2)応益負担

出所：厚生労働省、中国労働と社会保障部、米国労働局のホームページ、張(2001)、World Economic Forum(2011)等の資料を参考しながら筆者が作成したものである。

そのほか、日本には未就学児を持つ全女性労働者に、原則として年5日の「子どもの看護休暇」⁶を与える制度があるが、中国と米国にはこうした制度はない。あえて近似的制度を探すならば、中国では1歳未満の乳児を持つ女性労働者に、毎日の勤務時間内に授乳時間（1回30分程度×2回）を与える「ミルクタイム制度」がある程度である。しかし、「ミルクタイム制度」は国営企業の事業所内保育所が多かった時代の名残であり、現在もこの制度の恩恵を受けている女性労働者は少ないと言われている。

（2）プッシュ要因2：保育所

育児期女性の職場進出に保育所は欠かせない存在である。日本では保育所は社会福祉の一環とされ、国と自治体が大量の税金を投入しており、全国各地で認可保育所が設置

⁶ 未就学児が2人以上であれば、年に10日の看護休暇が付与される。

されている。また、そのシステムは、利用者にとってかなりの優れたものとなっている。まず、0歳児からの受け入れが可能な保育所が大半を占めており、保護者が希望すれば早期の職場復帰が可能となっている。次に、コストに比べて利用料が全体的に安く抑えられており（「低料金」、保護者の収入階層に応じて利用料が上下する（「応能負担」）ので、低所得層の女性でも利用しやすくなっている。そして、保育所の設置基準は「児童福祉法」、保育の中身は「保育所保育指針」によって厳格に規定されており、画一的、高品質なサービスが担保されている（表2-2）。主な課題は、名古屋、東京等都市部を中心に認可保育所が不足していることである。保育所の整備不足⁷は、日本女性の職場進出を阻害しているとの指摘が多い（周 2012）。

一方の中国は、保育所（幼稚園）は都市部に限って設置されているが、少数の公立や国有企業立の幼稚園を除いて幼稚園の利用料は高く、利用料も原則として「応益負担」で低所得家庭への負担軽減措置が講じられていない。市場原理によって、入園希望者の多い有名園では通常の保育料のほか、多額の寄付（賛助費）を求められることがあり、中には非常に高価な「貴族幼稚園」も全国各地に登場していた（一見 2011）。幼稚園の費用は、大卒者の初任給や大学の学費よりも高くなっているところが少なくない⁸。また、幼稚園の設置基準や保育の中身について明確な基準がなく、サービスの質にバラツキが大きい。さらに、幼稚園は、3～5歳までの児童を主な利用対象にしており、受入開始年齢は1歳半以降になる場合がほとんどである。低年齢児とくに0歳児保育は、住込みのベビーシッターまたは祖父母によって行うのが一般的である。

米国では保育サービスは社会福祉ではなく、ビジネスとして成り立っている。働く必要性の高い低所得者や母子家庭については、保育料の補助が提供されているが、その以外の普通の家庭においては、保育料は基本的に全額自己負担となっており、日本よりも一般利用者の負担が大きい（周 2002）。保育施設側も、親の負担能力と好みに応じて、質と価格を組み合わせたさまざまなレベルの保育サービスを提供している。その結果、米国の保育市場においては、サービスの供給不足は起きていないものの、質の面ではさまざまな問題が存在している。Blau (2001) が指摘したように、良質な保育施設の欠如、サービスの質に関する情報の不完全性、母親が価格に敏感になりすぎて質への関心が低いこと等が原因で、低品質の保育サービスが横行するといった“市場の失敗”が起きている。

⁷ 2011年4月1日現在、認可保育所の待機児童数は合計で2.5万人程度、待機率（待機児童数/保育所入所児童数）は1.2%である（厚生労働省「保育所関連状況取りまとめ」平成23年4月1日）。

⁸ 2011年6月7日付「中国日報」の「幼稚園費用調査：上昇幅は住宅価格の高騰に匹敵、費用は大学よりも高い」という題名の記事が参考になる（www.chinadaily.com.cn/hqpl/zggc/2012-06-07/content_6118428.html）。

(3) プッシュ要因3：親族のサポート

育児期女性の職場進出に、親族のサポートも重要なプッシュ要因となりうる。そのうち、とくに女性自身またはその配偶者の両親から育児サポートを得られるかどうかことが重要とされている。日中米のいずれの国においても、親との同居は、女性の就業確率を押し上げているとの実証研究(前田 1998、Sasaki2002、Ogawa and Ermisch 1996、Maurer-Fazio et al. 2011、Bumpass and Raley1995) が数多く発表されている。例えば、Maurer-Fazio et al.(2011)の推定によると、親と同居している中国女性はそうでない女性に比べて就業率が 12.2%も高い。

表 2-3 親族サポートの比較

	日本	中国	米国
親の協力度	低	高	低
女性の定年年齢	60歳	50歳(幹部女性55歳)	定年なし
親との同(近)居比率 ⁺	三世代同居比率は低下傾向。1985年36.0%→2005年15.4%。	3人以上世帯における三世代同居比率が23.9%(都市部)～34.8%(農村部)。	子どもの4.3%が祖父母と同居。
先行研究	親との同居が女性の就業確率を引き上げる効果を持っている(前田1998、Sasaki2002)。	親と同居している女性の就業率は12.2%も高い(Maurer-Fazio2011)。	祖父母との同居は、シングルマザーの就業に正の影響を与える(Bumpass and Raley1995)。
夫の協力度	低	低	中
男性長時間労働者の割合	39.6%	39.8%	24.3%
女性長時間労働者の割合	14.7%	34.9%	10.8%
妻の平均家事時間/日	4.40時間	1.90時間	2.40時間
夫の平均家事時間/日	1.00時間	0.5時間(深セン)、1.13時間(天津)、0.82時間(大連)	3.13時間

⁺出所：総務省統計局「国勢調査」、中国国家统计局「第6次人口普查資料2010」及び米国統計局「America's Families and Living Arrangements」により筆者が試算したものである。

注：(1)男性長時間労働者の割合について、日本と米国の数値は週49時間以上働く15歳以上労働者の割合(出所：JILPT『国際労働比較』2011)、中国の数値は週48時間以上働く都市労働者の割合(出所：中国労働統計年鑑2011)である。

(2)日米の夫の家事時間(育児時間を含む)に関する数値は、総務省「社会生活基本調査」(2006年)と米国労働統計局「America Time-Use Survey Summary」(2006)によるものである。中国の夫の家事時間に関する数値は、西村(2003)の独自調査によるものである。

(3)妻の平均家事時間は、日用品メーカーP&G(本社：神戸市)が、2009年に子どもを持つ20代から50代の既婚女性(日本1,000人、米国と中国各300人)に行ったインターネット調査によるものである。ちなみに、中国の妻の家事時間について、西村(2003)の調査によると、深圳市、天津市と大連市がそれぞれ2.15時間、1.52時間、2.37時間となっている。

親から最も多くの育児サポートを得ているのは、中国女性である。2010年現在、中国の三世代同居比率は、23.9%(都市部)～34.8%(農村部)であり、日本や米国よりはるかに高い(表2-3)。また、中国では住民の地域間移動は、戸籍制度により制限され

ており、同居まで至らなくとも、同じ町に自分の親と「近居」している子育て世帯が多い。さらに、中国の女性労働者における定年年齢は50歳（幹部女性55歳）となっており、時間と体力の面で孫の世話をする余裕を持つ祖父母が多い。それに加えて、中国の中高齢世代の間では大家族主義的な価値観が強く、祖父母が孫の面倒をみる慣習が広く残っている（馬 2011）。こうした有利な条件が重なり、乳幼児段階の子育ては、育児期女性自身ができるよりも、親に任せきりの家庭が多いのが中国の実情である。

一方の日本女性と米国女性は、利用可能な祖父母資源が比較的乏しい。とくに米国では、祖父母と同居している子どもは、全体の4.3%に過ぎない。個人主義の強い米国では、同居または近居の祖父母が子どもの保育を行うのは、普遍的なケースではない⁹。日本では、三世同居比率は15.4%(2005年)で米国より高いものの、祖父母の高齢化が進んでおり、子育てを手伝うどころか、逆に介護が必要なケースも少なくない。また、戦後生まれの現在の日本の祖父母世代は、自己実現を求める傾向が強く、時間と体力に余裕があっても、孫の世話を断るケースが少なくない。実際、2000年以降に生まれた児童を対象とした全国規模の追跡調査によると、3歳未満児童のうち、平日の日中において祖父母が普段の保育者となるケースは全体の26.1%に過ぎない（厚生労働省「第3回21世紀出生児縦断調査」2003年度）。

そのほか、夫が家事と育児にどれほど協力してくれるかも、育児期女性の職場進出における重要な要素である。しかし、諸外国に比べると、日本の夫は家事・育児への参加が極めて限定的である（内閣府「男女共同参画白書2011年版」）。夫の1日当たりの平均家事・育児関連時間は、日本では約1時間であるのに対して、米国ではその3倍の3.13時間である。一方の中国では、地域差こそあるものの、全体として夫の平均的家事時間は、日本人男性とそれほど大きく変わらない状況である。ただし、日本の夫の家事・育児への分担割合は、妻の就業によって増えることがあまりない（JILPT2012）が、中国の夫の家事時間は、妻の就業状況によって大きく変わる。西村(2003)の独自調査によると、中国の都市部では妻の職業階層が高くなると、夫の家事割合や家事時間数も増える傾向にある。

夫婦におけるトータルな家事時間は、日本と米国はともに5時間強となっている。日本では、夫が家事に費やす時間が少ない分、妻の家事時間（4.24時間/日）が長くなっている。一方の中国女性は、夫の家事時間が少ないにもかかわらず、家事に費やす平均時間は1日当たり1.90時間で、3カ国中で最も少ない。その理由の1つは、中国では祖父母やお手伝いさんに家事の一部または全部をやってもらう家庭が少なくないからである。また、中国の一般的な家庭は、外食やテイクアウトの食事を多用し、掃除や皿洗い

⁹ 米国では、0～4歳の子どもの持つ母親が働いている場合、祖父母が子どもの保育を担うケースは全体の19.4%(2010年)に過ぎない。出所：米国統計局 *America's Children in Brief: Key National Indicators of Well-Being, 2012*

の回数が日米より少ないなど、家事の容量を少なく抑えていることも原因だと考えられる¹⁰。

(4) まとめ：公的支援制度の欠如が原因なのか

以上、女性の職場進出へのプッシュ効果が期待されている公的支援制度（産休制度、育児休業制度、子どもの看護休暇制度、保育所制度）および私的支援体制（親のサポート、夫の家事・育児分担）について日中米3カ国比較を行った。総じて言えば、日本の公的育児支援制度や保育所にも不完全なところ（例えば都市部の保育所不足）があるものの、その充実度は中国と米国を一歩リードしているのが実情である。つまり、日本は中国や米国よりも育児支援制度や保育所が充実しているにもかかわらず、日本女性の職場進出が、中国と米国女性に比べてあまり進んでいないのである。

これは一見意外な結果にみえる。なぜならば、日本国内では、育児休業制度の就業促進効果について、すでに多くのミクロレベルの実証研究（樋口 1994、森田・金子 1998、滋野・大日 1998、周 2003 等）が発表されている。これらの既存研究は、ほぼ例外なく育児休業制度のある企業に勤めている女性は、こうした制度のない企業に勤めている女性よりも、継続就業しやすいことを示唆している。しかし、問題は、育児支援制度を整備しており、かつ利用しやすい企業がそれほど多くないことである。多くの日本企業ではさまざまな育児支援制度が設けられているものの、利用しづらい雰囲気がある等の理由で女性社員にとって必ずしも利用しやすいものになっていない（川口 2008）¹¹。

実際、日本女性におけるトータルな就業継続率を長期時系列でみた場合、育児休業制度の影響はそれほど明確的ではない。宇南山(2011)は、過去 25 年間の国勢調査をコーホート別の疑似パネルデータにして比較したみた結果、日本の公的育児支援制度が過去と比べて大幅拡充されていたにもかかわらず、女性の結婚による離職率はほとんど変化していないことを見いだしている。

したがって、育児支援制度を設けるだけでは、日本女性の職場進出の出遅れを大幅に改善させることは難しいのである。その制度を利用しやすいものにすることこそが肝心である。そのためには、利用しやすくするための雰囲気づくりや、企業側への動機付けが、必要となっている。残念ながら、そのいずれも法令や通達で達成できるものではなく、後述のように意識と慣習の改革、日本型雇用慣行の見直しを通じて徐々に実現していくものと考えられる。

¹⁰ 日用品メーカー P&G（本社：神戸市）が、子どもを持つ 20 代から 50 代の既婚女性（日本 1,000 人、米国と中国各 300 人）を対象に行ったインターネット調査(2009 年)によると、料理と食器洗いのいずれも、「1 日 3 回以上行う」主婦の割合が、日本は 55.5%、米国は 26.0%、中国は 14.7%となっている。

¹¹ 川口(2008)の企業調査データを用いた推定結果では、企業に設けられている育児支援制度の数が女性正社員の勤続期間とほとんど相関関係がない。その代わりに、利用実績のある制度数や、社員が知っている制度数は勤続期間と正の相関関係がある。

その他、第 4.3 節で述べたように、私的支援体制の面では、中国女性は親からの強力なサポートをしてもらい、米国女性は夫に家事や育児を比較的多く分担してもらっている。一方の日本女性は、親と夫のいずれからも有効なサポートを得られず、私的支援体制の面で中米に比べて不利な立場に置かれている。三世代世帯の減少や高齢化の進展の不可逆性から、日本では今後親からのサポートを大幅に増やすことは見込みにくいものと考えられる。しかし、米国のように、日本の夫にもより多くの家事と育児を分担してもらうことは、可能である。問題はそれを、どのように実現させるかである。

実はキャンペーンレベルで男性の家事・育児参加を推進する取り組みが、すでに始まっている。例えば、厚生労働省雇用均等・児童家庭局発の「イクメン」キャンペーンがある。厚生労働省は、2010 年 6 月から大学教授や有識者で構成される専門チームを結成し、育児を積極的に行う男性＝「イクメン」のロールモデルを全国から選びだして、その体験談を広げるキャンペーンを始めている。こうした取組はまったく効果がないとまでは言えないものの、抜本的方策ではないと筆者は思う。実際、「イクメン」という造語が世間一般にひろく知れ渡ったが、男性育児休業取得率の向上、男性の家事・育児時間の増加傾向は一向に報告されない。

筆者は、日本人男性の家事・育児分担が進まないのには、より深層的な理由があると考えている。その深層的原因とは、「男女役割分業」と「日本的雇用慣行」の根深さである。

5 女性の職場進出の遅れにおける深層的な理由

(1) 深層的な理由その 1：男女役割分業

ア) 「男女役割分業」に関する文化や慣習

女性の職場進出における文化や習慣の影響も大きいと言われている。女性の職場進出に対して寛容的な文化や社会環境（例えば北欧諸国、米国、中国）で育てられている女性の就業率は高く、逆に女性の家庭的役割が重視される文化圏（例えばトルコ、イタリア、日本）では女性の就業率が低い（参考資料：OECD FactBook 2011-2012）。

文化や習慣は、国境を越えて、その人の就業選択に顕著な影響を及ぼす可能性がある。例えば、25 カ国出身の 2 世移民によって構成される 30～40 歳既婚女性を対象とした Fernandez(2007)の研究によると、出身国の女性労働参加率が 1 標準偏差分増加するごとに、彼女らの 1 日当たり就業時間数が 0.87 時間（8%相当）も増えることが分かっている。

女性の職場進出に対する寛容的（または否定的）文化や習慣には、現在世代だけではなく、将来世代の行動を変える「エコー効果」(Echo Effect)があることも指摘されている。Fernandez, Fogli and Olivetti (2004)によると、ワーキングマザーによって育てられた男性は、有業女性と結婚する確率が 32%ポイントも高い。また、米国では戦後の大規模

な人口移動によって、偶発的にワーキングマザーの人口比率が高くなった州では、その後生まれた新しいコホート世代の女性も相対的に高い就業率をキープしていた。

現代中国はその政治的・歴史的理由で、女性の職場進出に対して非常に寛大な文化と社会環境が形成されている。数千年にわたり儒教文化の支配下にあった中国は、女性の職場進出が進まなかったものの、1949年の中華人民共和国の成立とともに、その局面は一変した。建国の父である毛沢東元国家主席は、「婦女能頂半邊天」（女性は天の半分を支える）と唱え、仕事と家庭における男女の完全なる平等を提唱した。当時の政府は、労働年齢にあたる全ての都市戸籍女性に仕事をあつせん（分配）するだけでなく、男性的職場にも女性の進出を促していた（Gustafsson and Li, 2007）。現在、国による仕事のあつせんこそなくなったが、職場進出は労働年齢女性における当然の姿として中国社会で受け止められている。

日本も、戦後において女性の職場進出は進んできたものの、儒教文化は依然として根強く国民意識に残っており、男女間性別役割分業を認める傾向は、中国や米国よりも強いと言える。内閣府「男女共同参画社会に関する世論調査」によると、「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」という考え方に対して、1992年調査には「賛成」（60.1%）が「反対」（34.0%）を大幅に上回っていたが、2009年調査では「反対」（55.1%）が「賛成」（41.3%）をやや上回る程度となっている。日本社会は女性の職場進出に対して徐々に許容的になっていく傾向が示されている反面、依然として4割の日本人が女性の職場進出に否定的な態度を取っている。

一方の米国は、戦後にサービス部門が急成長し、女性労働力に対する企業の需要が急速に伸びていた時期があった。それに対応した形で、米国社会も、女性の職場進出に対して、寛容的な態度になってきた経緯があった（Fernandez, 2007）。米国世論調査（Gallup Poll & General Social Survey）によると、「夫がサポート可能な限り、妻の就業に同意すべき」と考える米国人の割合は、1936年調査では18%に過ぎなかったが、1998年調査では80%に達している。現代米国社会では、女性の職場進出に対して肯定的な考えを持つ者が圧倒的に多数を占めている。

イ) 職種による男女役割分業

日本での「男女役割分業」の根深さは、男女が従事する職業の分離にも反映されている。表2-4は、日中米の職業中分類別に女性比率をまとめたものである。いずれの国にも一定程度の性別職業分離が見られるものの、日本の性別職業分離度は中国をはるかに凌ぎ、米国と比べても高い水準にある（表2-4）。

表 2-4 性別職業分離における日中米比較

	日本	中国	米国
職業分離指数	44.1	22.0	39.5
男性的職業の女性比率(%)			
(A)建設・土木作業	1.9	12.3	2.6
(B)機械整備・修理	2.4	10.9	4.0
(C)車・機械運転	2.6	7.0	13.9
(D)保安・消防職業	5.8	10.0	24.1
女性的職業の女性比率(%)			
(E)保健・医療サービス職業	93.8	60.6	87.1
(F)接客・給仕職業	68.4	55.8	77.3
(G)商品販売	62.6	53.5	49.8
(H)一般事務	58.9	41.4	72.8
専門的職業の女性比率(%)			
(I)管理的職業	14.4	25.1	39.1
(J)経済・金融・経営専門職業	12.1	65.3	54.9
(K)研究者・技術者	9.0	38.5	25.9
(L)法務従事者	15.3	33.5	50.8

出所：総務省統計局「国勢調査 2010」、中国国家统计局「第 6 次人口普查資料 2010」、米国統計局「2011 American Community Survey 1-Year Estimates」により筆者が作成。原データは付表 2-1 参照のこと。

注：職業分離指数 = $\sum \{ |Pf - Pm| \} / 2$

With Pf = 女性有業者総数に占める各職業の女性有業者の構成比 (%)

Pm = 男性有業者総数に占める各職業の男性有業者の構成比 (%)

例えば、男性的職業の代表格である「車・機械運転」の従事者について、日本の女性比率は 2.6%、中国と米国はそれぞれ 7.0%と 13.9%となっている。「建設・土木作業」、「機械整備・修理」、「保安・消防職業」等男性的職業も同様に、日本の女性比率は中国と米国に比べて著しく低い。

女性的職業についても同じような分離傾向が見られる。女性的職業の代表格である「保健・医療サービス職業」の女性比率は、日本 93.8%、中国 60.6%、米国 87.1%となっており、日本の女性集中度が最も高いことが分かる。「保健・医療サービス職業」をはじめ、「接客・給仕職業」、「商品販売」、「一般事務」等の女性が集中している職業の多くは、企業特殊技能を必要としない仕事であり、企業は代替的な労働者を容易に調達できる。

一方、特殊技能が必要で他人に代替されにくい「専門的職業」の場合、日本の女性割合は、3カ国中最も低い。「経済・金融・経営専門職業」従事者の女性割合は、日本は 12.1%しかないのに対して、中国は 65.3%、米国は 54.9%で、中国と米国ではこれらの専門職はむしろ女性が優勢となっている。日本では女性比率が 1 割未満の「研究者・技術者」職業についても、中国と米国では女性比率がそれぞれ 38.5%と 25.9%に達している。その他、「管理的職業」や「法務従事者」等の専門職業についても、中米に比べて、日本では女性の進出はあまり進んでいない。

(2) 深層的な理由その2：日本的雇用慣行

こうした根深い「男女役割分業」式の文化的・社会的慣行とセットとなっているのは、終身雇用と年功賃金に基づく日本的雇用慣行であると、川口（2008）は指摘する。

日本では、企業は終身雇用と年功賃金を提供する見返りに、男性労働者は、企業に対し、長時間労働、突然の残業、休日出勤、出張、転勤といった企業の都合に応じた柔軟な働き方を提供する。それによって、企業は限られた数の正社員を有効に活用し、採用と解雇を最小限に抑えることができる。一方、男性のこうした働き方を可能にしているのは、女性が家事と育児を一手に引き受ける「男女役割分業」があるからである。女性は、男性から生活費を得ているので、企業の都合に応じた働き方をする必要がない。言い換えれば、女性は男性に対し家事・育児の提供を行うため、男性のように企業の要求に応じて柔軟に働くことができない。その結果、企業は基幹的職種から女性を排除することとなる。川口(2008)が言うように、日本的雇用慣行と男女役割分業の元では、<「家庭内における性別分業」＝「企業における女性差別的雇用制度」>となる。片稼ぎ家庭にとって、夫の失業は家庭の経済危機を意味するため、家庭は企業と強気に労働条件の交渉ができなくなる。

一方の中国は、かつては国による仕事の「分配」（措置）制度や日本の正社員に近い「固定工」という就業形態が一般的だった。しかし、労働市場の活性化を図るために、「固定工」制度が1986年に廃止され¹²、全ての国有企業、公的機関、特殊法人に労働契約制の導入が義務付けられた。労働者と企業は労働契約更新によってその長期的雇用関係を維持しているが、国有企業の従業員ですら終身雇用が保証されているわけではない。実際、1990年代以降、多くの国営企業が改革の波に乗って、従来の「固定工」に対して大規模なレイオフを行っていた（万成・丘1997）。また、1990年代以降にその労働市場シェアを急拡大してきた個人・民営企業、外資系企業の場合、労働者と企業との雇用安定性は、国営企業に比べてさらに低いものとなっており、6カ月未満、1年の短期雇用契約が圧倒的に多い。こうした流動的な雇用関係とセットとなっているのが、「共働き型家庭」の一般化である。妻が外で働くことによって、夫の失職に伴う経済的リスクを最小限に抑えることができ、それは同時に家庭の対企業交渉力を高める結果となった。

米国の雇用関係も、非常に流動的である。日本では転職は負のスパイラルを招くことが多いが、米国では積極的な転職活動と賃金の伸び率との間に正の相関関係が観察されている（Topel and Ward 1992）。家庭の都合による転職を除けば、男性も女性も1回当たりの転職につき8～11%の賃金プレミアム（Premium）を得ているとして、米国の若者は社会人経験の最初の10年間に平均数度の転職を行う（Keith and McWilliams 1999）。企業も、販売不振、職種の廃止・シフト、工場閉鎖等経営上のニーズに応じて、必要であれ

¹² 中国国務院が1986年7月に公布した「国営企業における労働契約制度導入の臨時規定」（国营企业实行劳动合同制暂行规定）がその法的依拠である。

ば入社年次の浅い社員から順次リストラを行うのが一般的だった。Velletta(1999)によると、1980年代前半から1990年代後半にかけて、米国の雇用者における仕事の安定性(Job Security)が低下しており、企業と労働者との雇用関係がより流動的になっている。

6 結語：育児期女性は日本経済の救世主となりうるのか

育児期の日本女性には、高学歴人材が多い。育児期にあたる年齢階層(25～49歳)の女性における短大・大学以上高学歴者の割合は、日本が53.2%で、米国と中国を大きくリードしている。本来ならば、高学歴の日本女性は、専業主婦でいるよりも職場進出を選びやすいはずである。しかし、実際のところ、中国や米国に比べて育児期の日本女性の就業率が低く、たとえ就業していても、その知識や能力を十分に発揮できない4C(Caring, Cleaning, Cooking, Cashier)のパート職に就くケースが多い。また、育児期の職業中断は、低学歴層女性のみならず、高学歴層女性にも広がっていることが日本特有の現象である。

そこで、本稿は、マクロ統計と既存研究を元に、女性の職場進出が比較的進んでいる2つの大国—中国と米国—を比較対象としながら、日本女性が職場進出に出遅れた理由を分析した。

結論からいうと、日本女性の職場進出が進まない表層的な理由として、結婚・出産による職業の中断、祖父母や夫の育児サポートの不十分さ、育児支援制度の利用しにくさ等が挙げられる。しかし、より深層的な理由を探ると、「男女役割分業慣習」、ならびに「終身雇用＝日本的雇用慣行」の2点セットこそがその本当の理由だと考えられる。日本的雇用慣行と男女役割分業の下では、妻は結婚・出産すると、仕事をやめて家庭に入ることが期待される一方、夫は企業の都合を優先した働き方をするため家事・育児の分担を最小限に止めざるを得ない。また、企業も女性社員の早期離職を見据えた上で採用と昇進、OJTを決めるとともに、女性が基幹的職種や専門的職種から排除され、代替されやすい非専門的職種にセグメントされることとなる。企業にとって、簡単に代替できる女性社員のために育児支援制度を整備し、利用しやすいものしていくことは割に合わなくなる。

戦後の高度成長期を経て、「男女役割分業慣習」と「日本的雇用慣行」がうまく結び付き、<「家庭内における性別分業」＝「企業における女性差別的雇用制度」>が1つの均衡状態となっている(川口 2008)。日本女性の職場進出を促進するためには、まずはこの古い均衡状態を打破し、<「夫婦共働き家庭」＝「男女雇用均等」>という新しい均衡状態を作らなければならない。育児期女性が日本経済の救世主になれるかどうかは、この新しい均衡の成立にかかっている。

参考文献

- 宇南山卓(2011)「結婚・出産と就業の両立可能性」『日本経済研究』No.65、1-22
- 大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働—日米の比較研究』日本経済評論社
- 大沢真知子・田中かず子(1989)『女性の就業パターンの3カ国比較—アメリカ・スウェーデン・イギリス—』職研調査研究報告書 No.89
- 川口章(2008)『ジェンダー経済格差』勁草書房
- 滋野由紀子・大日康史(1998)「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』No.459、39-49
- 周燕飛(2002)書評 David M. Blau 『The Child Care Problem: An Economic Analysis』『海外社会保障研究』140号、86-89
- 周燕飛(2012)「専業主婦世帯の収入二極化と貧困問題」JILPT ディスカッションペーパー No.12-08
- 張紀濤(2011)「中国生育保険制度の沿革と女性労働者の保護」『現代中国社会保障論』創成社、31-50
- 一見真理子(2011)「中国における早期の子育て事情—「一人っ子」「市場経済化」「早期からの教育」の各政策のもとで—」<http://www.blog.crn.or.jp/lab/01/30.html>
- 樋口美雄・早見均(1984)「女子労働供給の日米比較」『三田商学研究』27巻5号、30-49
- ゴールドマンサックス (2011)「Womonomics 3.0 : The Time is Now」
- S. A. ヒューレット・R.シャービン(2011)『日本における女性の休職・離職と職場復帰—女性が仕事を継続していける社会へ』Center For Work-Life Policy
- 馬欣欣(2011)『中国女性の就業行動』慶応義塾大学出版会
- 万成博・丘海雄(1997)『現代中国国有企業』白桃書房
- 前田信彦(1998)「家族のライフサイクルと女性の就業—同居親の有無とその年齢効果」『日本労働研究雑誌』No.459、25-38
- A. ミュルダール・V.クライン(1968)『女性の二つの役割』ミネルヴァ書房
- 西村雄一郎(2003)「中国都市の職場・家庭におけるジェンダー役割と生活時間配分」『東京大学人文地理学研究』Vol.16、105-119
- 森田陽子・金子能宏(1998)「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』No.459、50-62
- 労働政策研究・研修機構 JILPT(2012)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査』、JILPT 調査シリーズ No.95、19-20
- Bumpass, L. and Raley, R. (1995)“Redefining Single-parent Families: Cohabitation and Changing Family Reality”, *Demography*, Vol.32, 97-109
- Blau, D. M. (2001) *The Child Care Problem: An Economic Analysis*, Russel Sage Foundation

- Duleep, H. O. and Sanders, S. (1994) “Empirical Regularities across Cultures: The Effect of Children on Woman’s Work”, *The Journal of Human Resources*, Vol.29(2), 328–347
- Fernandez, R.(2007) “Alfred Marshall Lecture: Women, Work and Culture”, *Journal of European Economic Association*, Vol.5 (2/3), 305–332
- Fernandez, R., A. Fogli, and C. Olivetti (2004) “Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics” *Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1249–1299
- Gustafsson, B. and S. Li (2007) “Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China”, *Journal of Population Economics*, 13(2), 305–329
- Keith,K. and A. McWilliams(1999)“The Returns to Mobility and Job Search by Gender”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.52(3), 460–477
- Maurer–Fazio,M.,R. Connelly, L. Chen, and L. Tang (2011)“Childcare, Eldercare, and Labor Participation of Married Women in Urban China, 1982–2000”, *The Journal of Human Resources*, Vol. 46(29), 261–294
- Ogawa, N. and Ermisch, J. F. (1996) “Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Women”, *Journal of Labor Economics*, Vol.14(4), 677–702
- Sasaki,M. (2002) “The Casual Effect of Family Structure on Labor Force Participation Among Japanese Married Women”, *Journal of Human Resources*,Vol.37(2), 429–440
- Topel,R. H. and M. P. Ward(1992)“Job Mobility and the Careers of Young Men.” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.107(2), 439–479
- Velletta, R. (1999)“Declining Job Security”, *Journal of Labor Economics*, Vol.17(4), S170–S197
- World Economic Forum (2011) *The Global Gender Gap Report 2011*

付表 2 - 1 (A) 職業別従事者数 (日本、2010 年)

	総数	女性	女性比率
1 管理的公務員(I)	62,400	3,600	5.8
2 法人・団体役員(I)	1,191,900	187,800	15.8
3 その他の管理的職業従事者(I)	281,200	29,100	10.3
4 研究者(K)	110,300	19,800	18.0
5 技術者(K)	2,192,200	187,500	8.6
6 保険医療従事者	2,569,200	1,812,800	70.6
7 社会福祉専門職業従事者	843,400	704,900	83.6
8 法務従事者(L)	78,000	11,900	15.3
9 経営・金融・保険専門職業(J)	155,100	18,800	12.1
10 教員	1,400,100	691,000	49.4
11 宗教家	136,800	16,100	11.8
12 著述家、記者、編集者	111,500	38,300	34.3
13 美術家、デザイナー、写真家	285,400	112,800	39.5
14 音楽家、舞台芸術家	75,900	27,300	36.0
15 その他の専門的職業従事者	765,100	423,900	55.4
16 一般事務従事者(H)	7,732,600	4,555,300	58.9
17 会計事務従事者	1,674,800	1,239,700	74.0
18 生産関連事務従事者	540,700	174,100	32.2
19 営業・販売事務従事者	526,400	302,700	57.5
20 外勤事務従事者	152,900	96,200	62.9
21 運輸・郵便事務従事者	356,600	126,400	35.4
22 事務用機器操作員	261,300	194,100	74.3
23 商品販売従事者(G)	4,209,300	2,636,000	62.6
24 販売類似職業従事者	474,800	213,000	44.9
25 営業職業従事者	3,328,700	538,800	16.2
26 家庭生活支援サービス職業	26,400	25,700	97.3
27 介護サービス職業従事者	1,252,800	1,000,400	79.9
28 保健医療サービス職業従事者(E)	331,400	310,700	93.8
29 生活衛生サービス職業従事者	857,300	578,200	67.4
30 飲食物調理従事者	1,970,700	1,134,900	57.6
31 接客・給仕職業従事者(F)	1,673,100	1,143,600	68.4
32 居住施設・ビル等管理人	250,500	63,100	25.2
33 その他のサービス職業従事者	474,200	344,200	72.6
34 保安職業従事者(D)	1,063,900	61,800	5.8
35 農業従事者	2,198,700	869,800	39.6
36 林業従事者	50,500	2,900	5.7
37 漁業従事者	166,400	35,900	21.6
38 製品製造・加工処理従事者 (金属製品)	1,261,900	118,500	9.4
39 製品製造・加工処理従事者 (金属製品を除く)	3,327,000	1,466,000	44.1
40 機械組立従事者	1,350,600	310,200	23.0
41 機械整備・修理従事者(B)	1,044,500	25,300	2.4
42 製品検査従事者	399,800	220,700	55.2
43 機械検査従事者	315,400	128,000	40.6
44 生産関連・生産類似作業	624,100	122,500	19.6
45 鉄道運転従事者(C)	39,000	600	1.5
46 自動車運転従事者(C)	1,517,600	41,200	2.7
47 船舶・航空機運転従事者(C)	30,900	300	1.0
48 その他の輸送従事者(C)	145,000	9,900	6.8
49 定置・建設機械運転従事者(C)	365,500	2,600	0.7
50 建設・土木作業従事者(A)	2,071,400	40,300	1.9
51 電気工事従事者	569,700	9,000	1.6
52 採掘従事者	4,900	0	0.0
53 運搬従事者	1,583,900	455,500	28.8
54 清掃従事者	986,700	596,100	60.4
55 包装従事者	296,100	231,800	78.3
56 その他の運搬・清掃・包装等	922,000	510,100	55.3
57 分類不能の職業	1,606,500	738,600	46.0

附表 2 - 1 (B) 職業別從事者数 (中国、2010 年)

		總数	女性	女性比率
1	党中央委员会和地方各级组织负责人(I)	10,764	1,776	16.5
2	国家机关及其工作机构负责人(I)	107,373	22,011	20.5
3	民主党派和社会团体及其工作机构负责人(I)	74,297	23,941	32.2
4	事业单位负责人(I)	81,860	21,538	26.3
5	企业负责人(I)	994,347	249,589	25.1
6	科学研究人员(K)	48,835	19,501	39.9
7	工程技术人员(K)	1,038,710	248,726	23.9
8	农业技术人员(K)	65,658	24,233	36.9
9	飞机和船舶技术人员(K)	15,842	3,390	21.4
10	卫生专业技术人员(K)	678,482	416,306	61.4
11	经济业务人员(J)	933,343	658,192	70.5
12	金融业务人员(J)	346,633	177,059	51.1
13	法律专业人员(L)	62,947	21,063	33.5
14	教学人员	1,446,111	825,257	57.1
15	文学艺术工作人员	108,066	41,380	38.3
16	体育工作人员	4,326	1,443	33.4
17	新闻出版、文化工作人员	88,814	48,470	54.6
18	宗教职业者	12,857	2,988	23.2
19	其他专业技术人员	40,317	11,917	29.6
20	行政办公人员(H)	1,848,112	764,839	41.4
21	安全保卫和消防人员(D)	836,196	83,258	10.0
22	邮政和电信业务人员	160,578	70,521	43.9
23	其他办事人员和有关人员(H)	248,298	102,067	41.1
24	购销人员(G)	6,764,621	3,616,900	53.5
25	仓储人员	399,299	167,835	42.0
26	餐饮服务人员(F)	1,460,051	775,814	53.1
27	饭店、旅游及健身娱乐场所服务人员(F)	450,970	291,245	64.6
28	运输服务人员	661,233	126,761	19.2
29	医疗卫生辅助服务人员(E)	41,712	25,267	60.6
30	社会服务和居民生活服务人员	1,567,991	883,336	56.3
31	其他商业、服务业人员	226,613	100,835	44.5
32	种植业生产人员	32,707,766	16,095,315	49.2
33	林业生产及野生动植物保护人员	174,671	57,328	32.8
34	畜牧业生产人员	1,289,259	733,438	56.9
35	渔业生产人员	347,040	113,399	32.7
36	水利设施管理养护人员	27,920	8,747	31.3
37	其他农、林、牧、渔、水利业生产人员	18,783	2,914	15.5
38	勘测及矿物开采人员	451,480	56,013	12.4
39	金属冶炼、轧制人员	328,358	70,361	21.4
40	化工产品生产人员	290,894	109,610	37.7
41	机械制造加工人员	1,098,265	272,401	24.8
42	机电产品装配人员	788,563	300,856	38.2
43	机械设备修理人员(B)	520,905	57,021	10.9
44	电力设备安装、运行、检修及供电人员	486,190	72,806	15.0
45	电子元器件与设备制造、装配、调试及维修人员	704,136	342,989	48.7
46	橡胶和塑料制品生产人员	274,279	124,364	45.3
47	纺织、针织、印染人员	658,614	455,810	69.2
48	裁剪、缝纫和皮革制品加工制作人员	1,789,208	1,182,395	66.1
49	粮油、食品、饮料生产加工及饲料生产加工人员	409,440	182,007	44.5
50	烟草及其制品加工人员	17,055	7,175	42.1
51	药品生产人员	53,972	25,340	47.0
52	木材加工、人造板生产、木制品制作及制浆、造纸和纸制品生产加工人员	719,890	193,723	26.9
53	建筑材料生产加工人员	337,662	76,450	22.6
54	玻璃、陶瓷、搪瓷及其制品生产加工人员	180,559	77,126	42.7
55	广播影视制品制作、播放及文物保护作业人员	22,222	8,946	40.3
56	印刷人员	115,027	49,474	43.0
57	工艺、艺术品制作人员	330,770	190,878	57.7
58	文化教育、体育用品制作人员	37,253	19,967	53.6
59	工程施工人员(A)	2,910,245	357,336	12.3
60	运输设备操作人员及有关人员(C)	1,844,310	129,581	7.0
61	环境监测与废物处理人员	23,087	8,419	36.5
62	检验、计量人员	384,625	222,287	57.8
63	其他生产、运输设备操作人员及有关人员	1,310,725	492,704	37.6

付表 2 - 1 (C) 職業別従事者数 (米国、2011 年)

		総数	女性	女性比率
1	Management occupations(I)	13,432,833	5,252,238	39.1%
2	Business and financial operations occupations(J)	6,670,062	3,661,864	54.9%
3	Computer and mathematical occupations(K)	3,570,832	971,266	27.2%
4	Architecture and engineering occupations(K)	2,544,827	366,455	14.4%
5	Life, physical, and social science occupations(K)	1,246,496	569,649	45.7%
6	Community and social services occupations	2,334,561	1,473,108	63.1%
7	Legal occupations(L)	1,648,293	837,333	50.8%
8	Education, training, and library occupations	8,568,628	6,272,236	73.2%
9	Arts, design, entertainment, sports, and media occupations	2,629,538	1,222,735	46.5%
10	Health diagnosing and treating practitioners and other technical	5,391,336	3,935,675	73.0%
11	Health technologists and technicians	2,471,530	1,920,379	77.7%
12	Healthcare support occupations(E)	3,596,917	3,132,915	87.1%
13	Fire fighting and prevention, and other protective service workers (D)	1,754,922	422,936	24.1%
14	Law enforcement workers including supervisors	1,402,199	270,624	19.3%
15	Food preparation and serving related occupations	8,156,550	4,502,416	55.2%
16	Building and grounds cleaning and maintenance occupations	5,716,436	2,263,709	39.6%
17	Personal care and service occupations(F)	5,112,538	3,951,992	77.3%
18	Sales and related occupations(G)	15,326,229	7,632,462	49.8%
19	Office and administrative support occupations(H)	19,121,475	13,920,434	72.8%
20	Farming, fishing, and forestry occupations	1,058,593	218,070	20.6%
21	Construction and extraction occupations(A)	7,001,872	182,049	2.6%
22	Installation, maintenance, and repair occupations(B)	4,688,285	187,531	4.0%
23	Production occupations	8,399,258	2,402,188	28.6%
24	Transportation occupations(C)	4,971,886	691,092	13.9%
25	Material moving occupations	3,583,452	720,274	20.1%

出所：総務省統計局「国勢調査 2010」、中国国家统计局「第 6 次人口普查資料 2010—第二部分：長表数
据資料表 4-7」※（長表数据は全人口の 10% サンプル調査である）、米国統計局“2011 American
Community Survey 1-Year Estimates”により筆者が作成。

注：括弧の中のアルファベットは、表 2 - 4 におけるそれぞれの職業コードに対応している。

第3章 専業主婦世帯の収入二極化と貧困問題

1 はじめに

戦後日本の家族像の代表格である「専業主婦世帯」は、いつしかその主流の座を退くことになった。2005年の国勢調査では、18歳未満の子どもを育てているふたり親世帯に占める専業主婦世帯比率が初めて50を割った。かわりに、パート主婦世帯とフルタイム共働き世帯が全体の半数以上を占めるようになった。

終身雇用と年功賃金制度の崩壊、不安定な非正規雇用の増加などに伴い、今後専業主婦の働くニーズがますます高まるものと見られる。そこで注目されるのは、世帯収入が貧困ライン以下なのに、働きに出ていない専業主婦層の存在である。(独)労働政策研究・研修機構(JILPT)が2011年に行った「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」(以下「JILPT子育て世帯全国調査2011」)によると、税金や社会保険等が引かれる前の税込所得ベース(世帯員数が調整されている等価所得)では、専業主婦世帯の12.4%が貧困ライン以下の収入で暮らしている。この結果を総務省統計局「国勢調査2010年」と照らし合わせると、世帯収入が貧困ライン以下の専業主婦の総数は、推定で55.6万世帯に上り、貧困問題を抱える専業主婦は決して珍しい現象ではなくなったといえる。

それでは、なぜ世帯収入が貧困ライン以下なのに、働きに出ない専業主婦がこれほど多くいるのか。こうした現象を引き起こす理由としては、主に以下の3つの仮説が考えられる。

1つ目の仮説は、専業主婦を選んだ人は、育児や家事の労働生産性が相対的に高く、外で働いて得られる市場賃金¹よりも、本人にとっての育児や家事労働の時間当たり市場価値が高い場合である。つまり、外で働くよりも育児や家事に「比較優位」があるケースである。

2つ目の仮説は、本人にとって、育児や家事の「比較優位」がないものの、留保賃金が市場賃金より高くなっている場合である(大沢1993)。妻の留保賃金を押し上げる最も重要な要素は、夫の年収(その他の非本人賃金収入を含む、以下同)である。そのほか、どうしても自らの手で子どもを育てたいと考えている²主婦の留保賃金も高くなる可能性がある。

そして、3つ目の仮説は、専業主婦でいることが本人にとっても最適な選択肢ではな

¹ 専業主婦の場合、本人が就業していないので、実際の市場賃金が観察されない。しかし、本人の学歴、社会経験年数、年齢、正社員経験の有無、専門資格の有無等の属性から、かりに働いた場合に、どのくらいの賃金がもらえるかを予測することは可能である。本稿ではこうした潜在的賃金を専業主婦の「市場賃金」と呼んでいる(以下同)。

² 本研究で用いたデータでは、「自らの手で子育てしたいかどうか」についての意識は調査されていない。

いにかかわらず、不本意ながら専業主婦でいるケースである。子育て中の主婦の多くは、平日昼間の短時間パート、柔軟に休暇を取れる等時間の融通が利く仕事を求めている。しかし、企業にとって、こうした労働力では使い勝手が悪いいため、求人自体が少ない。その他、働いている間の子どもの保育を手当できないことも、やむなく専業主婦でいる理由の1つだと考えられる。

本研究は、JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の個票データを用いて、上記の三つの仮説を検証してみた。その結果、仮説 1（「家事・育児の比較優位仮説」）が貧困専業主婦の存在に最も有力な説明であることが分かった。分析では、夫の収入が貧困ライン以下で緊急に働く必要性のある主婦グループ（「貧困組」）を対象として、彼女らの就業決定要因を推定してみた。その結果、市場賃金を決める本人の属性（学歴、社会経験年数、正社員経験、専門資格の有無）ならびに、育児活動の市場価値を大きく左右する末子の年齢は、主婦の就業有無に特に重要な影響を与えているのが分かった。主要な結果をまとめると、(1) 大学卒の主婦は、中学校・高校卒の主婦より、就業確率が 48.7%ポイント高い、(2) 専門資格を持つ主婦は、資格のない主婦に比べて就業確率が 36.9%ポイント高い、(3) そして、3歳未満の子どもを持つ主婦の就業確率は 39.5%ポイント低下する。

仮説 2（夫の収入仮説）は、貧困専業主婦世帯には当てはまらないようである。「貧困組」の内部においても、夫の年収の多寡は、主婦が就業するかどうかに影響を与えていない。もちろん、ふたり親世帯全体については、夫の年収が 100 万円増えるごとに、妻の就業確率が 2%ポイント低下する。それでも、夫の年収のインパクトは、本人の学歴や専門資格、末子の年齢の影響に比べると、かなり小さいものと言える。

そして、仮説 3（不本意仮説）については、推定結果ではなく、単純集計からそのおむねの規模を把握してみた。貧困層の専業主婦(N=52)のうち、19.2%は「今すぐに働きたい」と考えているようである。また、暮らし向きが「大変苦しい」と回答した貧困層の専業主婦は 15.4%となっている。2つの数字を総合すると、貧困専業主婦の2割弱は、「無業」は本人にとっても最適な状態ではないにもかかわらず、不本意ながら専業主婦でいることが分かった。

以上を総じていうと、貧困層なのに専業主婦でいることは、本人の家事・育児活動における相対優位に起因する本人の合理的選択によるケースが主流だと考えられる。ただし、貧困専業主婦の中にも、5人に1人は今すぐに働きたいのに、不本意ながら専業主婦でいることも分かった。

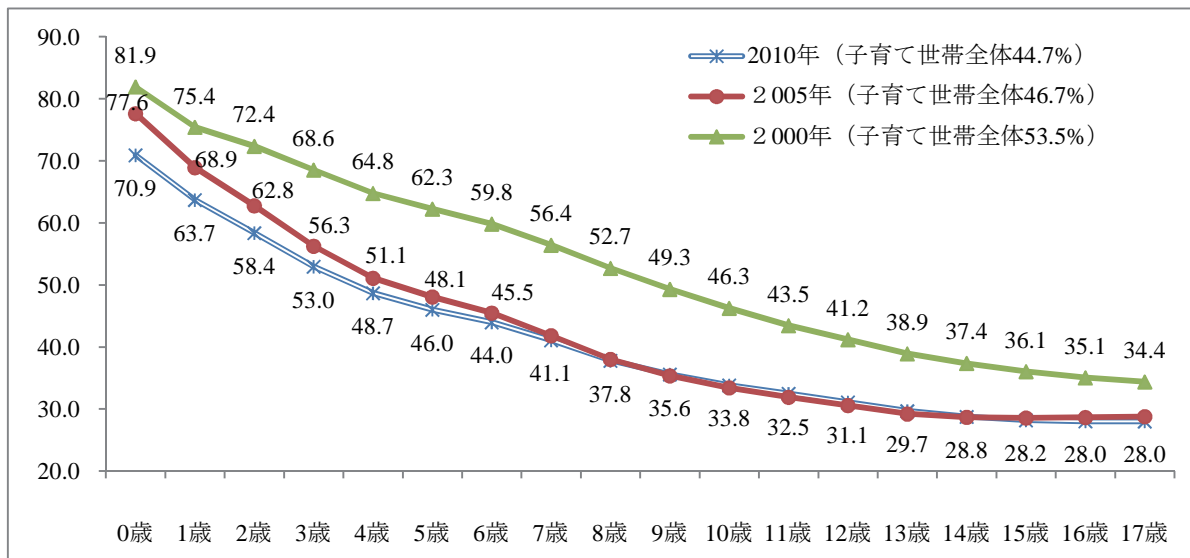
2 研究の背景

(1) 専業主婦世帯の減少

専業主婦とは、仕事をせず家事に専念している女性のことである。1955年には妻が専業主婦の世帯が全体の74.9%を占めていたが、1980年代以降その割合が徐々に低下し、1997年には夫婦ともに雇用者の共働き世帯数が初めて専業主婦世帯数を上回った（総務省統計局「労働力調査」）。子育て中の主婦に限ってみても同様な傾向が窺える。最新の国勢調査(2010年)によると、18歳未満の子どもを育てているふたり親世帯に占める専業主婦世帯の割合が44.7%までに低下しており、5年前より2ポイント、10年前より8.8ポイントも落ち込んでいる（図3-1）。

こうした変化が特に顕著に表れたのは、2000年から2005年までの5年間である。図3-1を見ると、その5年の間にあらゆる年齢層の子どもを持つ専業主婦の労働力化が大幅に進んだものと見られる。とりわけ、専業主婦世帯の割合は3～5歳幼児の家庭（同12～14ポイント減）および小学校低学年の家庭（同14～15ポイント減）においては、大幅に低下している。一方、2005年から2010年までの5年間において、小学生以上の家庭では専業主婦比率が安定したもの、乳幼児（0～5歳）のいる家庭ではその比率が引き続き低下している。

図3-1 末子の年齢別専業主婦世帯の割合(%)



出所：総務省統計局『国勢調査』（各年）により筆者が作成。

注：集計対象となっているのは、18歳未満の子どもがいるふたり親世帯。

専業主婦世帯は、戦後の高度経済成長期を経て、昭和期の日本では代表的な家庭形態となっていた。夫が外で仕事をし、妻は家事をこなし、夫を助け子どもを育てる。多くの日本人女性にとって専業主婦は理想像でもあった。では、なぜ2000年代以降に、専業主婦世帯の割合がこれほどまでに低下してきたのか。

主婦の労働力化を押し進める要因はさまざまである。まず、主婦を労働市場へと押し出すプッシュ（Push）要因として、（1）日本経済の長期不況とデフレにより、夫の収入が減少し不安定化していく中、妻の就業によって世帯収入の急減をリスクヘッジする家庭が増えていること、（2）食洗機等ハイテク家電の普及で家事の効率化が進み、主婦に時間的余裕が生まれたこと、（3）2000年に公的介護保険制度が導入されたことにより、家族の介護負担が減ったこと、などが考えられる。

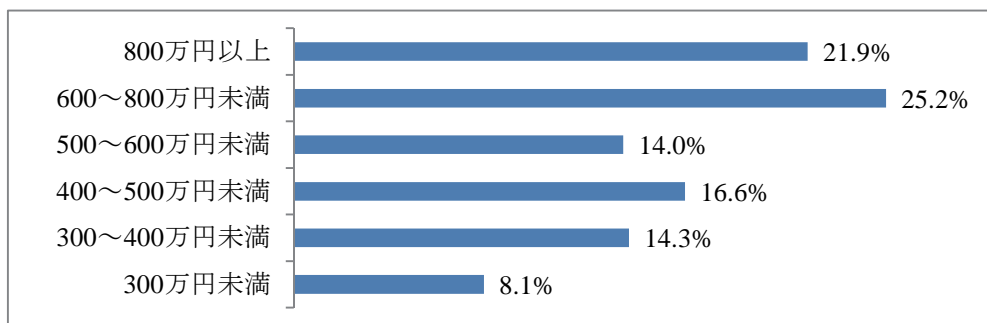
そして、主婦を労働市場へと引きこむプル（Pull）要因として、（1）少子高齢化で労働力不足がますます深刻化する中で、専業主婦の活用に乗り出す企業が増え、子育てしながらでも無理なく働ける職場が増えていること、（2）育児休業制度、子どもの看護休暇制度等の育児支援制度が充実し、出産しても仕事を辞めずに働き続けるための雇用環境が整備されつつあること（池田 2010）等が挙げられる。

（2）収入二極化と貧困専業主婦世帯の増加

主婦の労働力化が進む中、何らかの事情によって、夫の収入が低くても、働きに出られない貧困専業主婦の存在が近年目立ってきた。専業主婦は、かつては裕福の象徴だった。夫が一流の企業に勤めるサラリーマンで、妻は経済的な理由で働く必要がないというイメージが一般的であった。しかしながら、1990年代後半以降、正社員で高収入の夫を持つ妻が専業主婦を選択する傾向が弱まっていることが、多くの実証研究で確認されるようになった（大竹 2001、小原 2001）。

「JILPT 子育て世帯全国調査 2011」によると、専業主婦世帯の平均年収は 617.8 万円となっている。妻が「パート・アルバイト」として働くパート主婦世帯と比べると、専業主婦世帯の平均年収は、60 万円ほど高くなっている。しかし、その内部の年収分布をみると、年収 800 万円以上の高所得層が全体の 2 割程度を占めている一方、年収 300 万円未満の低所得層も 1 割弱ほど存在している（図 3-2）。

図 3-2 専業主婦世帯 (N=421) の税込年収の分布 (%)

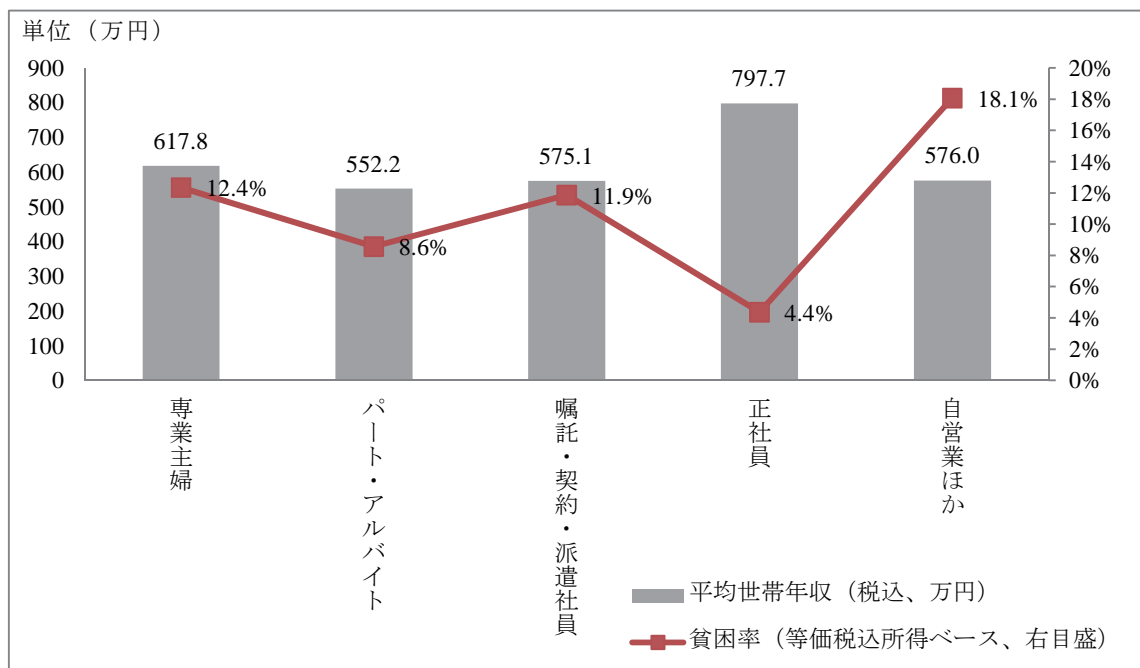


出所：「JILPT 子育て世帯全国調査 2011」により筆者が作成。

では、貧困ライン以下の収入で暮らしている専業主婦世帯はどのくらいであろうか。本研究では、厚生労働省「平成 22 年国民生活基礎調査」の結果に準じ、148.5 万円³（等価税込所得ベース）を貧困ラインとしている。生活コストにおける規模の経済性を考慮した「等価所得」ベースを用いているので、貧困ライン（L）は世帯人数ごとに変わる。例えば、貧困ラインは、3人世帯の場合に 257 万円（148.5 万円×3 の平方根）となっているが、4人世帯だと 297 万円（148.5 万円×4 の平方根）になる。

調査によると、税金や社会保険等が引かれる前の税込所得ベース（世帯員数が調整されている等価所得）では、専業主婦世帯の 12.4% が貧困ライン以下の収入しか得ていない。これは、パート主婦世帯よりも 4 ポイントほど高い水準である（図 3-3）。貧困専業主婦世帯の総数は、2011 年現在で 55.6 万世帯（推定値）⁴に達しており、決して珍しいケースではなくなったと言える。

図 3-3 妻の就業形態別平均世帯年収と貧困率



出所：JILPT「子育て世帯全国調査 2011」により筆者が作成。

(3) 貧困と子どもの教育格差

では、世帯収入が貧困ライン以下である場合、専業主婦は自分の暮らしぶりをどのよ

³ 「貧困ライン」とは、子どものいる世帯を収入（等価ベース）順に並べた場合、その真ん中に位置する世帯の収入（中位値）の半分である。つまり、ここでは、
 貧困ライン = { (子どものいる世帯における税込所得) / (平均世帯員数の平方根) } / 2
 = {607 万円 / 4.2 の平方根} / 2 = 148.5 万円

⁴ 2010 年国勢調査によると、18 歳未満の子どものいる世帯（1,003 万世帯）のうち、44.7% が専業主婦世帯である。一方、子育て世帯全国調査 2011 によると、専業主婦世帯の貧困率は 12.4% である。上記の数値から貧困専業主婦世帯の総数（=1,003 万×44.7%×12.4%）が推定されている。

うに感じているのであろうか。

表3-1をみると、「暮らし向きが大変苦しい」と回答した貧困層の専業主婦の割合は、15.4%と意外と少ない。そのほか、「必要な食料を買えないことがよくあった」、「必要な衣料を買えないことがよくあった」と回答した者も、1割程度とそれほど多くはない。一方、暮らし向きが「普通」または「ゆとりがある」と回答した貧困層の専業主婦は、全体の40.4%に達している。半数以上は「必要な食料（または衣料）を買えないことが全くなかった」と答えている。

このように、食料や衣料等生活必需品を買えない家庭は、貧困専業主婦世帯の中においても、実はそれほど多くはない。デフレ下において、低価格衣料品の普及、スーパーの安売り競争の常態化に伴い、主婦にとって、時間とエネルギーさえかければ低価格で、しかも良質な食料・衣料品を手に入れることがそれほど難しいことではなくなっているからだと考えられる。実際、筆者が2012年夏に行った個人ヒアリング調査の中にも、激安スーパーでまとめ買いしたり、友達から家庭菜園の野菜をもらったり、主婦仲間から特売の情報をもらったりして家計を上手にやりくりしている主婦の実例があった。この意味では、日本では「貧困世帯」として定義されている専業主婦家庭のほとんどは、物質的な面からみて絶対的貧困状態にいるわけではないと言える。

表3-1 専業主婦における暮らしの実感

		貧困層	ゆとり層			貧困層	ゆとり層
(1)暮らし向き⇒	大変苦しい	15.4%	5.9%	普通かそれ以上		40.4%	74.7%
(3)必要な食料を買えないこと⇒	よくあった	11.5%	0.0%	全くなかった		55.8%	95.7%
(3)必要な衣料を買えないこと⇒	よくあった	11.5%	0.5%	全くなかった		51.9%	89.8%
(4)子どもの学習塾⇒	負担できない	42.3%	4.9%	概ねまたは余裕で負担できる		23.1%	64.0%
(5)子どもの習い事⇒	負担できない	17.3%	0.5%	概ねまたは余裕で負担できる		42.3%	88.7%

注：(1)貧困層＝「世帯年収（税込等価ベース）＜L」、ゆとり層＝「世帯年収（税込等価ベース）≥2L」。
 (2)いずれの集計項目についても、その中間的なカテゴリー（例えば、暮らし向きについては「やや苦しい」、必要な食料（衣料）を買えないことについては「時々あった・まれにあった」、子どもの学習塾（習い事）については「負担するのは厳しい」）に関するパーセンテージが省略されている。

しかし、貧困専業主婦世帯の半分弱（42.3%）が「子どもの学習塾」を「負担できない」と回答している。「負担するのは厳しい」と答えた者（32.7%）と合わせると、貧困専業主婦世帯の約4分の3は、子どもの学習塾を負担するのが難しいと感じているようである。一方、世帯収入が中位所得（等価税込ベース）以上の「ゆとり層」専業主婦は、学習塾を「負担できない」と回答したのが、全体の4.9%に過ぎない。

2009年に(株)ベネッセコーポレーションが行った「第2回子ども生活実態調査」によると、小学生（4～6年）の23.1%、中学生の45.9%、高校生（1～2年）の19.4%が学習塾に通っている。必ずしも全員が子どもを学習塾に通わせているわけではないが、貧困専業主婦世帯の中には、子どもにその希望と需要があるにもかかわらず、経済的な

理由で子どもを通塾させられない家庭が非常に多い実態がうかがえる。

このように、専業主婦世帯の貧困は、食料や衣料等生活必需品の不満というよりも、「子どもの学習塾」など教育投資の不満として現れることが多い。もちろん、高校授業料無料化があり、義務教育制度が充実している日本において、子どもを学習塾に通わせられないことは、それほど大きな問題ではないとの見方もできる。しかし他方では、学習塾に通う子どもと通わない子どもとの学力格差、およびそれが彼（女）らの将来年収に少なからず影響を与えていることが懸念されている⁵。

3 貧困なのに専業主婦でいることを選択した理由

では、家庭の経済状況が貧困ライン以下にまで落ち込んでいるにもかかわらず、なぜ妻は専業主婦でいるのであろうか。

(1) 理論モデル

妻が働くか働かないかは、労働市場で得られる時間あたり報酬、いわゆる「市場賃金」と、家庭での時間的価値の大小によって決められる。「市場賃金 \geq 家庭での時間的価値」という条件が満たされれば、妻は就業を選択する。それを経済学の「効用最大化」モデルで表すと、以下のような就業決定プロセスが考えられる。

妻の主観的満足度、いわゆる効用 (U) は、本人または家族における食料や衣服、家電、住宅等の消費財 (C) と子どもとのふれ合い時間や本人の余暇時間 (L) の多さに左右される。しかし、妻は無限大に C と L を求めることができない。以下2つの制約条件があるからである⁶。

制約条件 1：トータルの支配可能な時間 (H) は一定であること。

健康を維持するために必要な睡眠や休憩時間を除くと、育児期の妻が1日平均で支配可能な時間は、最大で18時間程度と考えられる。妻はその中で、就業時間(h_m)、育児を含む家事時間(h_d)と余暇時間 (L) の組み合わせを決めなければならない(第(1)式)。

$$H=h_m+h_d+L \quad (1)$$

制約条件 2：消費財 (C) はタダではないこと。

消費財 (C) は、市場から購入するもの (C_m) と家庭内で生産されるもの (C_d) の2種類がある(第(2)式)。特定の消費財(例えば炊飯、掃除、子どもの保育等)について、妻がそれを市場から購入するか、家庭内で生産するかを決めることができる。ただ

⁵大隈(2011)の大阪商業大学 JGSS 調査-2002 の個票データを利用した推定結果によると、小・中学校時代に学習塾経験のある人は、成人後の世帯年収が43万円ほど多い。

⁶ 本節の説明は Cahuc and Zylberberg (2001)を参考にした。

し、市場から購入する場合には、お金がかかる。そのお金は、妻の就業収入（市場賃金 w ）と夫の収入（ R ）の範囲内で賄う必要がある（第（3）式）。

仮に妻が全ての時間を就業に使う場合、家計が得られる最大収入（潜在収入）は $wH+R$ となる（第（4）式）。一方、家庭内で生産される場合は、妻の時間が費やされる。 C_d の総量は、妻の家事時間を主な投入量とする生産関数によって決められる。家事生産性の高い妻は、比較的短い時間で多くの消費財を作ることができる。また、妻の家事生産は、限界生産力逓減の法則に従う⁷（第（5）式）。

$$C=C_m+C_d \quad (2)$$

$$\text{ただし、} \quad C_m \leq wh_m + R \quad (3)$$

$$\text{(妻が全ての時間を就業に使う場合の潜在収入)} \quad R_o = wH + R \quad (4)$$

$$C_d = f(h_d) \quad \text{with} \quad f'(h_d) > 0 \quad f''(h_d) < 0 \quad (5)$$

以上の2つの制約条件を総合すると、妻が直面している予算制約は第（6）式のようなものとなる⁸。つまり、妻が支配可能なマキシマムな収入（左側）は、潜在収入 R_o と家事生産活動の利潤分（余剰）の総和になる。その予算制約を受けて、妻は効用が最大となるよう、消費（ C ）、余暇時間（ L ）と家事生産時間（ h_d ）の組み合わせを決めていくこととなる。

$$\begin{aligned} & \text{Max } U(C, L) \\ & \{C, L, h_d\} \\ \text{s.t.} \quad & C + wL \leq f(h_d) - wh_d + R_o \end{aligned} \quad (6)$$

なお、効用最大化となるような $C^* = C_m + f(h_d^*)$ と L^* の解は第（7）式の通りとなる。

$$\frac{U_L(C^*, L^*)}{U_C(C^*, L^*)} = w = f'(h_d^*) \quad (7)$$

$$\text{And } C^* + wL^* = f(h_d^*) - wh_d^* + R_o$$

つまり、妻にとっても最適な家事時間数は、予算制約内において、家事（育児を含む）の限界生産性が市場賃金と等しくなるところで均衡している（第7式）。就業しないというのは、家事・育児の限界生産性が市場賃金を上回っている（「家事・育児の比較優位」）からか、夫の収入 R が十分に高く妻無業（ $wH=0$ ）でも（その場合、 $R_o=R$ ）、家計の消

⁷ つまり、最初のうちは妻が家事時間を増やせば、消費財の生産量はかなり増えるが、ある程度の時間数に達すると、あまり増えなくなり、家事時間数が多くなりすぎると、生産量はほとんど増えなくなる。

⁸ (3)式に、第(1)式、第(2)式、第(4)式と第(5)式を代入すると、第(6)式が得られる。

$$C - f(h_d) \leq wh_m + (R_o - w(L + h_m + h_d)) \Rightarrow \text{(整理すると)} \quad C + wL \leq [f(h_d) - wh_d] + R_o$$

費をまかなえるからである。

(2) 実証モデル

第(7)式から導かれる実証モデルが下記の通りとなる。

$$Prob(Work=1) = g(w, f(h_d), H, R) \quad (8)$$

+ - + -

つまり、妻が就業する確率は、妻の市場賃金 w 、家事生産性 f 、支配可能な時間数 H および非本人賃金所得 R の関数である。それぞれの要因は、妻の就業確率を押し上げるか (+)、引き下げるか (-) の理論予想については、第(8)式の下部に示した通りである。「有業」の裏返しは「無業」なので、貧困なのに無業(専業主婦)でいることの決定要因も第(8)式の推定結果から読み取ることができる。

(3) 推定に用いる変数

推定に用いる主要な変数は以下の通りである。

①妻の市場賃金 w の代理変数

- (1) 最終学歴
- (2) 社会経験年数 (最終学校を卒業してから直近の仕事までの年数)
- (3) 年齢
- (4) 初職正社員 (最終学校を卒業して最初についた仕事が正社員かどうか)
- (5) 健康状態
- (6) うつ傾向の有無

臨床心理学の CES-D うつ感情自己評価尺度において、最近の1週間で「励ましてもらっても気分が晴れない」、「物事に集中できない」、「何をするのも面倒だ」等7項目⁹について、「ほとんどない」(得点0)、「1~2日」(得点1)、「3~4日」(得点2)、または「5日以上」(得点3)のどれになるかをたずね、その合計得点をメンタルヘルスの指標とする。合計得点が10以上の場合は「うつ傾向」と判定される¹⁰。

②妻の家事生産性 f の代理変数

- (1) 末子の年齢
- (2) 子どもの数

⁹ 項目6「生活を楽しんでいる」のみは、逆の方向で配点されている。

¹⁰ 7項目 CES-D 尺度について、「うつ傾向」と判定されるための臨界値が、先行研究によって明確的に示されていない。ここでは得点10(得点率47.6%)を臨界値として、やや厳しく設定している。通常の20項目 CES-D 尺度(得点範囲0~60)の場合、得点16(得点率26.7%)以上を持って「うつ傾向」と判定される。

一般的に、子どもの年齢が小さければ小さい（とくに3歳未満の場合）ほど、子どもの数が多ければ多いほど、妻の家庭での時間的価値が高いと考えられる。

③支配可能な時間数 H の代理変数

支配可能な時間数について、あまり大きな個人差がないと考えられる。それでも、妻の「1日あたり平均睡眠時間数」を H の代理変数とすることも考えられるが、睡眠時間数が就業の有無と同時決定的な関係にあるため、 H を推定式から除外することにした。

④夫の収入 R の代理変数

- (1) 夫の年収
- (2) 親から年数回以上の経済的援助の有無
- (3) 帰属家賃/住居

(1=民間賃貸、2=公営住宅/社宅、3=親族の持家、4=夫妻の持家)

持家に住んでいる者は、家賃相当額の不労収入（帰属家賃）を事実上得ていると考えられる。公営住宅/社宅の場合でも、市場相場の家賃と実際の家賃との差額分を不労収入とみなすことができる。

(4) 住宅ローンの有無

住宅ローンは家計の負債を示すもので、毎月恒常的に支出する金額（ C ）いわゆる「固定費」であり、マイナスの不労収入とみなすことができる。そのため、住宅ローンのある世帯の場合、妻は就業する可能性が高い。

⑤その他の変数

(1) 居住市区町村の待機児童数

(1=100人未満、2=100~200人未満、3=200~400人未満、4=400人以上)

待機児童の多い市区町村に住んでいる場合、妻は就業時に割高な認可外保育施設やベビーシッターを利用する可能性が高いので、就業に伴う経費支出が高くなる傾向がある。そのため、待機児童の多い地域に住んでいる者は、就業確率が低くなると予想される。

(2) 居住市区町村の人口規模

4 データ

仮説検証に用いるデータは、「JILPT 子育て世帯全国調査 2011」の個票データである。原則として、2011年11月1日（調査基準日）時点の状況を回答してもらった。

調査対象となったのは、18歳未満の子どもを育てている全国4,000世帯（ふたり親世帯とひとり親世帯2,000世帯ずつ）である。調査対象世帯（標本）が、層化二段無作為抽出法によって選ばれ、専門の調査員が戸別訪問して調査票の配付と回収を行った（訪問留置き法）。また、調査票の回答者は、原則として、母親（妻）となるよう調査員が口

頭で依頼した。

実際に回収された有効標本数は 2,218 票（有効回収率 55.5%）である。そのうち、ふたり親世帯の有効標本数は、1,435 票である。本研究は、ふたり親世帯票のうち、父親回答の 79 票を除いた 1,356 世帯分の個票データを分析対象としている。なお、調査の方法および結果の詳細については JILPT(2012)を参照されたい。

5 実証結果

（1）記述統計量

主な変数の記述統計量は、表 3-2 の通りである。なお、本研究の主な対象は、経済的困難を抱える貧困層の専業主婦世帯であるが、従来型の経済的なゆとりのある専業主婦世帯との比較を行いながら以下の分析を進めていく。

表 3-2 では、ふたり親世帯のうち、夫の年収が貧困ライン（L）以下で妻が緊急に働く必要性のあるグループ（「貧困組」）と、妻が無業でも世帯年収は中位値以上（夫の年収 $\geq 2L$ ）のグループ（「ゆとり組」）について、主な変数の平均値が示されている。

まず、「貧困組」について、妻無業のグループに比べて、妻が就業しているグループの特徴として、(1)平均学歴が高い、(2)社会経験年数が長い、(3)初職正社員の比率が高い、(4)専門資格（除く自動車免許のみ）の保有率が高い、(5)健康状態が良い、(6)夫の年収が少ない、(7)親からの経済的援助をもらっている者の割合が低い、(8)民間賃貸に住む者の割合が低い、(9)住宅ローンの保有率が高い、(10)待機児童数が 200 人以上の市区町村に住む者が少ないことなどが挙げられる。これらの結果は、理論モデルの予測とおおむね一致している。

一方、「ゆとり組」について、「妻有業」グループと「妻無業」グループとの間に、学歴や専門資格（除く自動車免許のみ）、健康状態等妻の市場賃金を決める指標において、それほど大きな違いが見られなかった。比較的顕著な違いが見られたのが、末子の平均年齢と夫の平均年収である。「妻無業」グループの 3 人に 1 人は子どもが 3 歳未満であるのに対して、「妻有業」グループは同 1 割程度である。「妻無業」グループにおける夫の平均年収は 863.5 万円で、「妻有業」グループより 100 万円ほど高くなっている。このように、「ゆとり組」の妻が就業をするかどうかは、妻自身の市場賃金よりも、夫の収入の多寡、家事・育児の時間的価値を表す末子の年齢が、より重要な決め手となっている可能性がある。

表 3 - 2 基礎統計量

	(1)夫の年収・不労収入<L (「貧困組」)		(2)夫の年収・不労収入>=2L (「ゆとり組」)	
	妻有業	妻無業	妻有業	妻無業
(母親の市場賃金wの代理変数)				
最終学歴：中学校・高校	45.7%	60.9%	30.6%	44.3%
短大・高専など	42.0%	32.6%	41.0%	44.3%
大学・大学院	12.3%	6.5%	28.4%	25.9%
社会経験年数	20.8	10.8	23.0	10.9
年齢階級：20-29歳	2.9%	21.7%	0.7%	4.4%
30-34歳	17.4%	19.6%	10.4%	21.5%
35-39歳	28.3%	32.6%	13.4%	27.2%
40-49歳	43.5%	21.7%	64.9%	44.3%
50-64歳	8.0%	4.3%	10.4%	2.5%
初職正社員	83.3%	65.2%	91.0%	81.0%
専門資格の保有：なし/無回答	50.7%	41.3%	53.7%	57.6%
自動車免許のみ	15.9%	39.1%	15.7%	19.0%
医療福祉関係の資格	21.0%	17.4%	20.9%	19.6%
(准)看護師の資格	12.3%	2.2%	9.7%	3.8%
その他の専門資格	23.9%	13.0%	28.4%	41.8%
健康状態が(あまり)良くない うつ傾向	5.1%	15.2%	6.0%	8.2%
	10.9%	13.0%	3.7%	3.2%
(家事生産性fの代理変数)				
末子の年齢：12~17歳	29.7%	6.5%	53.0%	14.6%
6~11歳	28.3%	30.4%	28.4%	28.5%
3~5歳	23.2%	13.0%	9.0%	22.2%
0~2歳	18.8%	50.0%	9.7%	34.8%
子ども数	2.2	2.3	2.1	1.9
(不労収入Rの代理変数)				
夫の年収・不労収入(万円、税込み)	187.3	210.8	772.1	863.5
親から年数回以上の経済的援助あり	21.7%	23.9%	10.4%	9.5%
住居：民間賃貸	14.5%	28.3%	11.9%	20.3%
公営賃貸/社宅	8.7%	8.7%	6.7%	10.1%
親族の持家	29.7%	34.8%	7.5%	4.4%
自分または夫の持家	47.1%	28.3%	73.9%	65.2%
(その他の変数)				
住宅ローンあり	32.6%	17.4%	61.2%	55.1%
居住市区町村の待機児童数：50人未満	79.7%	76.1%	73.1%	62.0%
50人~200人未満	2.9%	2.2%	8.2%	9.5%
200人~400人未満	3.6%	6.5%	5.2%	10.1%
400人以上	13.8%	15.2%	13.4%	18.4%
N	138	46	134	158

注：(1)表 3 - 3 の推定に用いた標本についての平均値である。

(2)待機児童数は、厚生労働省が公表した 2011 年 4 月 1 日現在の数値である。

(2) 推定結果

表 3 - 2 は、「貧困組」と「ゆとり組」という 2 つの対極的なグループにおいて、妻の

就業有無別にさまざまな属性要因の平均を単純比較したのに対して、表3-3は同じく2つのグループについて、その他の条件は一定とした場合、それぞれの説明変数の変化は、妻の就業確率に統計的に有意な違いをもたらしているかどうかをみたものである。

（市場賃金の影響）

「貧困組」を対象とした推定結果（Case1）では、理論予測の通り、妻の市場賃金を決める諸要因（学歴、社会経験年数、初職正社員、専門資格の保有）は妻の就業確率に顕著な影響を与えていることが分かった。具体的には、中学校・高校卒に比べ、最終学歴が短大・高専または大学（院）の場合、妻の就業確率がそれぞれ21.8%ポイント、48.7%ポイント高い。また、専門資格を持っていない者と比較して、（准）看護師の資格またはその他の専門資格を持つ者の就業確率はそれぞれ25.0%ポイント、36.9%ポイント高い。さらに、学校卒業後の初職が正社員である場合は、そうではない場合より、妻の就業確率が9.8%ポイント高い。言い換えれば、貧困にもかかわらず、無業状態でいる妻の多くは、低学歴、社会経験の乏しさ、専門資格の欠如等の理由で、比較的低い市場賃金に直面しているのが分かる。

「ゆとり組」を対象とした推定結果（Case2）においても、妻の市場賃金 w を決める要因¹¹の一部（学歴、健康状態）のみが妻の就業有無に統計的に有意な影響を与えている。「貧困組」に比べると、市場賃金的要素は「ゆとり組」にとってはそれほど重要ではないようである。例えば、学歴の効果について、「短大・高専卒」妻と「中学校・高校卒」妻と比較しても、両者の就業確率に顕著な差が見られなかった。「ゆとり組」にとって、はっきりとした差が表れたのが、「大学卒以上」とそれ以下の学歴である。「ゆとり組」において、「大学卒以上」妻の就業確率が15.5%ポイント高くなっているものの、その限界効果の大きさは「貧困組」の3分の1程度である。

（家事生産性の影響）

「貧困組」と「ゆとり組」のいずれの推定結果（表3-3 Case1 と Case2）においても、末子の年齢ダミーが、理論予測の通りの符号で、統計的に有意なものとなっている。例えば、「貧困組」について、末子の年齢が3歳未満の場合、妻の就業確率が39.5%ポイント低下し、末子の年齢が6～11歳の場合、妻の就業確率が46.7%ポイント低下する。

そして、「ゆとり」組について、末子の年齢効果が一層強いものとなっている。具体的には、末子の年齢が「3歳未満」、「3～5歳」または「6～11歳」の場合、妻の就業確率がそれぞれ59.2%ポイント、44.9%ポイント、25.6%ポイントも低くなっている。

¹¹ 「ゆとり組」を対象とするCase（2）の推定式では、多重共線性の原因となる疑いの強い説明変数（社会経験年数）が除外されている。

表 3-3 妻の就業を決める要因 (logit モデル)

	(1)「貧困組」		(2)「ゆとり組」		
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	
(母親の市場賃金wの代理変数)					
最終学歴：中学校・高校(基準値)					
短大・高専など	0.2183	(0.0700) ***	-0.0223	(0.0629)	
大学・大学院	0.4874	(0.1265) ***	0.1546	(0.0692)	**
社会経験年数	0.0884	(0.0194) ***			
年齢階級：20-29歳					
30-34歳	-0.1721	(0.1290)	0.0618	(0.2008)	
35-39歳	-0.5994	(0.1722) ***	-0.0389	(0.2044)	
40-49歳	-1.0243	(0.2413) ***	-0.0698	(0.2109)	
50-64歳	-2.1965	(0.4941) ***	-0.0727	(0.2533)	
初職正社員	0.0982	(0.0469) **	0.0919	(0.0783)	
専門資格の保有：なし/無回答(基準値)					
自動車免許のみ	-0.0166	(0.0578)	-0.0945	(0.0841)	
医療福祉関係の資格	0.0932	(0.0721)	-0.0771	(0.0809)	
(准) 看護師の資格	0.2496	(0.1268) **	0.0589	(0.1256)	
その他の専門資格	0.3688	(0.1016) ***	-0.1085	(0.0734)	
健康状態が(あまり)良くない	0.1183	(0.0972)	-0.1825	(0.1002)	*
うつ傾向	-0.0197	(0.0629)	0.0903	(0.1486)	
(家事生産性fの代理変数)					
末子の年齢：12~17歳(基準値)					
6~11歳	-0.4669	(0.1702) ***	-0.2556	(0.0655)	***
3~5歳	-0.1584	(0.1460)	-0.4487	(0.0836)	***
0~2歳	-0.3951	(0.1564) ***	-0.5918	(0.0913)	***
子ども数	0.0415	(0.0210) **	0.0260	(0.0384)	
(不労収入Rの代理変数)					
夫の年収・不労収入(万円、税込み)	0.0000	(0.0002)	-0.0005	(0.0001)	***
親から年数回以上の経済的援助あり	0.1710	(0.0751) **	0.0825	(0.0880)	
住居：民間賃貸(基準値)					
公営賃貸/社宅	0.0815	(0.1034)	0.0692	(0.1117)	
親族の持家	0.1154	(0.0628) *	0.1675	(0.1234)	
自分または夫の持家	0.1091	(0.0733)	0.0594	(0.1095)	
(その他の変数)					
住宅ローンあり	0.0074	(0.0775)	0.0044	(0.0889)	
居住市区町村の待機児童数：50人未満(基準値)					
50人~200人未満	0.1150	(0.2646)	-0.0232	(0.0930)	
200人~400人未満	-0.1958	(0.1148) *	-0.1150	(0.1052)	
400人以上	-0.1760	(0.0964) *	-0.0828	(0.0974)	
居住地の人口規模ダミー	YES(結果省略)		YES(結果省略)		
N	184		292		
Wald Chi2	149.930	***	104.550	***	
対数尤度(擬似 R^2)	-28.506	(0.7245)	-149.138	(0.2595)	

注：(1)各個人ごとの限界効果の平均値が報告されている。括弧の中の数値はその標準誤差であり、デルタ・メソッド(Delta Method)によって算出されている。

(2) *** P値<0.01, **P値<0.05, *P値<0.1

（夫の年収の影響）

「貧困組」の推定結果においても、夫の年収が妻の就業有無に有意な影響を与えていないようである。それもそのはずである。もともと、夫の年収が貧困ライン以下に限定してグループ分けをしており、そのグループ内ではそもそも夫の年収に大きな差異がないはずである。

ちなみに、「ゆとり組」を推定対象とする Case2 では、夫の年収が 100 万円増えるごとに、妻の就業確率が 5%ポイント低下するとの結果が得られる。つまり、限界効果の大きさをみた場合、夫の年収インパクトは、やはり本人の学歴や専門資格、末子の年齢の影響に比べると、かなり小さいと言える。

（保育所不足の影響）

「貧困組」（Case 1）にとって、居住地における保育所不足も妻の就業確率に非常に重要な影響を与えているようである。具体的には、保育所不足が深刻ではない（待機児童数 50 人未満¹²）市区町村に住んでいる者より、保育所不足が比較的深刻な市区町村に住むの方が、就業確率が 2 割ほど低くなっている。具体的には、待機児童数が 200 人～400 人未満の市区町村¹³または待機児童が 400 人以上の市区町村¹⁴に住む者は、就業率がそれぞれ 19.6%ポイント、17.6%ポイント低い。

一方、「ゆとり組」（Case2）にとって、保育所不足の影響は、統計的に有意なものになっていない。

以上の分析をまとめると、貧困なのに専業主婦でいる人の多くは、妻の低学歴、社会経験の乏しさ、正社員経験および専門資格の欠如に起因する市場賃金の低さ、ならびに子どもが幼いため、妻の家庭での時間的価値が比較的高いことによるものである。また、社会環境的要素として、認可保育所不足も一因だと考えられる。待機児童を多く抱える都市部では、貧困なのに専業主婦となるリスクが高くなっている。

一方、経済的にゆとりのある専業主婦の場合、低学歴と社会経験の乏しさもある程度、妻の非就業選択に関係しているものの、妻の市場賃金と就業決定との結びつきが比較的

¹² 保育所不足状況を表す変数として、待機児童数より「待機率」（待機児童数/入所児童数）が望ましい。本研究は、データの制約により待機率を用いることができなかったが、説明変数に居住地の人口規模ダミーを入れることでこの問題に対応している。

¹³ 待機児童数が 200 人～400 人未満の調査地点は、以下の 15 カ所（待機児童数の多い順）である：広島市西区・佐伯区、静岡県沼津市・島田市・牧之原市・駿東郡清水町、福岡県久留米市・糸島市・中間市・嘉穂郡桂川町、宮城県柴田郡柴田町、千葉市中央区、大阪市西区・旭区・淀川区。ただし、待機児童数は、2011 年 4 月 1 日現在の公表値（厚生労働省「保育所関連状況取りまとめ（平成 23 年 4 月 1 日）資料 5」）を用いている。

¹⁴ そのうち、待機児童数が 800 人以上となっているのは、名古屋市、横浜市、札幌市と川崎市の 4 市である。また、待機児童数が 400 人～800 人未満となっているのは、以下の 11 市区町村である（人数の多い順）：福岡市、世田谷区、練馬区、仙台市、那覇市、足立区、神戸市、八王子市、相模原市、町田市、堺市。※下線の引いている市区町村が、「子育て世帯全国調査 2011」の調査地点に含まれている。

弱い。そのかわりに、ゆとり層の主婦にとって、夫の年収や末子の年齢が3歳未満かどうかは、就業決定上比較的重要な決定力をもっている。

6 不本意ながら専業主婦でいる女性と彼女らの就業障壁

(1) 望まれている働き方

今後の働く希望について、貧困層の専業主婦(N=52)のうち、19.2%は「今すぐに働きたい」、63.3%が「そのうち働きたい」と回答している¹⁵。つまり、貧困専業主婦の、5人に1人は今すぐに働きたいのに、不本意ながら専業主婦でいる。

また、就業を希望しないグループと比べると、就業を希望するグループは、35歳未満の若年層比率(48.9%)や、ネット接続PCの使用比率(61.4%)および普通自動車免許を含む資格の保有率(71.1%)が高いことが分かる(表3-4)。

表3-4 働く希望を持つグループと持たないグループとの比較

	働きたい (N=45)		働きたくない&働けない (N=7)		全体(N=52)	
35歳未満比率	48.9%	(22人)	28.6%	(2人)	46.2%	(24人)
短大・高専・大学卒比率	22.2%	(10人)	28.6%	(2人)	23.1%	(12人)
初職正社員比率	57.8%	(26人)	42.9%	(3人)	55.8%	(29人)
ネット接続PCの使用比率	61.4%	(27人)	42.9%	(3人)	58.8%	(30人)
資格保有率	71.1%	(32人)	42.9%	(3人)	67.3%	(35人)
(内訳)						
普通自動車免許	60.0%	(27人)	—		—	
保育士	6.7%	(3人)	—		—	
医療事務	6.7%	(3人)	—		—	
簿記資格	6.7%	(3人)	—		—	
パソコン関連資格	6.7%	(3人)	—		—	
語学関連資格	4.4%	(2人)	—		—	
美容師	4.4%	(2人)	—		—	
大型・特殊自動車免許	4.4%	(2人)	—		—	
ホームヘルパー	2.2%	(1人)	—		—	

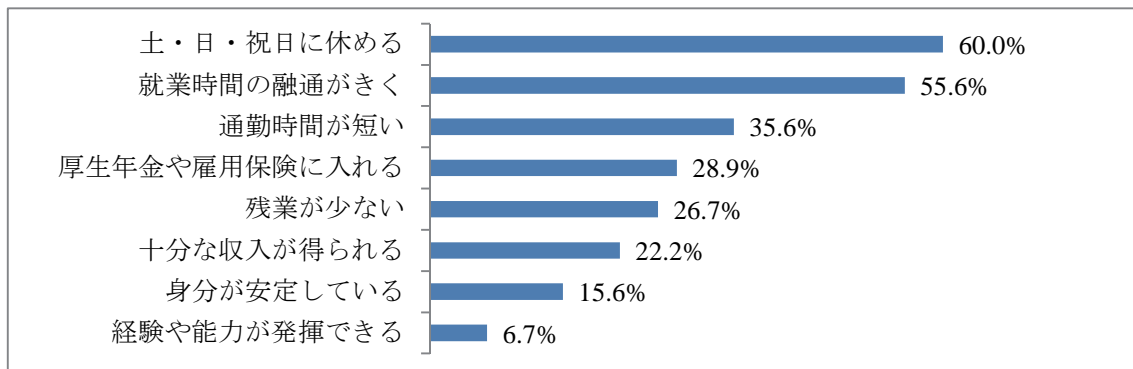
注：パーセンテージを引用する際に、標本サイズが小さいことに留意されたい。

働くことを希望している貧困専業主婦のうち、6割(27人)がパート希望、2割(9人)が正社員希望である。また、仕事につく場合、「土・日・祝日に休める」、「就業時間の融通がきく」、「通勤時間が短い」、「残業が少ない」など労働時間に関する就業条件が最最も重要視されるのが分かる(図3-4)。一方、収入、仕事の安定性、経験や能力の発揮など通常の労働者が重視する要素の優先順位は低い。つまり、就業を希望してい

¹⁵ そのほか、「働きたいと思わない」および「働くことができない」と回答した者も、それぞれ全体の7.7%、5.8%を占めている。

る貧困層専業主婦の大半は、就業時間の自由が利くパート的な仕事を求めているのが分かる。

図 3-4 仕事に就く場合の重要視する条件（3つまでの MA、N=45）



注：パーセンテージを引用する際に、標本サイズが小さいことに留意されたい。

（2）就業の障壁

正社員就業を希望する場合、一定以上の学歴や社会経験、正社員経験、専門資格がないと採用されないケースが少なくないが、パートの仕事であれば、大抵の場合、これらの要件は問われない。では、なぜパート就業を希望している貧困層の専業主婦は、無職のままなのか。

貧困層の専業主婦に働いていない主な理由をたずねたところ、多くの者（51.9%）が「子どもの保育の手だてがない」ことを挙げている。また、3割程度の者が「時間について条件の合う仕事がない」ことを主な理由としている。

表 3-5 貧困層の専業主婦世帯の妻 (N=52) が働いていない主な理由

子どもの保育の手だてがない	51.9%
（うち、乳幼児のいる世帯(N=32)に限定した場合）	75.0%
時間について条件の合う仕事がない	30.8%
家庭内の問題を抱えている	9.6%
収入について条件の合う仕事がない	7.7%
自分の年齢に合う仕事がない	7.7%
家族の介護をしなければならない	5.8%

注：複数回答（主なもの2つまで）である。

「子どもの保育の手だてがない」という理由について、2通りの可能性がある。1つは、子どもを認可保育所に入れて働きたいものの、待機児童が多いため、入れてもらえなかったケースである。このようなケースは、待機児童の多い都市部では多く見受けら

れる。もう1つは、妻が保育所の利用を考えておらず、子どもが3歳までは自宅保育、3～5歳までは幼稚園という伝統的な子育てコースを選んだケースである。こうしたケースでは、「子どもの保育の手だてがない」とことと保育所不足との間に直接的な結びつきがない。

残念ながら、アンケート調査からは、どちらのケースが多いかについて識別できる情報がない。唯一ヒントとなるのは、これまでに保育所に申し込んだことの有無という質問項目である。実は、「子どもの保育の手だてがない」ことが就業しなかった主な理由と回答した27人のうち、保育所に申し込んだ経験がある者は半数程度(13人)に過ぎず、また「実際に申し込んだが、どこにも受けいれてもらえなかった」、いわゆる「保育待機」を経験した者は1人のみだった。保育所に申し込んでいなかった者の中にも、保育所の利用を希望しながらも申し込みを断念する人もいるものの、そもそも保育所の利用が選択肢に上がっていない者も一定の割合でいる¹⁶。

そして、パートの仕事は、一見就業者が労働時間を自由に選べる印象を受けるが、実際のところ、時間的制約の厳しい職場が少なくない。筆者が2012年夏に行った個人ヒアリング調査では、実際いくつかこうした事例に出会った。小学生1年生の娘を持つEさんは、喫茶店でパートを始めたものの、店側から急な残業を要請されたり、子どもが病気になり学校の保健室から迎えに来てほしいとの連絡があっても仕事が休めなかったりするという。幼稚園年少組の息子が登園している間に、平日の10時から14時までの短時間パートを探していたBさんも、なかなか仕事が見つからないという。

このように、専業主婦にとって、「子どもの保育の手だてがない」ことや、時間の融通が利く仕事の求人が少ないことが、彼女たちの就業を阻害している。

7 終わりに

裕福の象徴と思われている日本の専業主婦のイメージを一変させるような調査結果を、JILPTが2012年3月に発表した。JILPTの調査結果によると、専業主婦世帯の12.4%もが、貧困ライン以下の収入で暮らしている。その結果を直近の国勢調査と照らし合わせると、貧困層の専業主婦世帯の総数が、55.6万世帯に上ると推計される。こうした世帯のほとんどは、食料や衣料等生活必需品の不足はそれほど深刻ではないものの、「子どもの学習塾」など教育投資の負担感が非常に強く、経済的な理由で子どもを通塾させられない家庭が非常に多いことが分かった。

計量分析の結果、専業主婦でいるケースの大半は、本人が直面している市場賃金が低

¹⁶ 専業主婦の多くは、自分自身も専業主婦の家庭に育てられたことが一因だと考えられる。筆者の行った個人ヒアリング調査(2012年夏)で、「保育所は子どもを野放しするところだとのイメージがあり、やむを得ない場合以外は子どもを保育所に入れるべきではないと考えていた」と語った47歳のDさんの言葉や、「自身が幼稚園組なので、保育園のことが良く分からないし、利用しようと思ったことがなかった」と語った29歳のBさんの言葉が印象的だった。

く、家庭での時間的価値が相対的に高いことに起因する合理的選択であることが分かった。ただし、貧困専業主婦の中にも、5人に1人は今すぐに働きたいのに、不本意ながら専業主婦でいる。働きたいのに、働けない社会環境的要素として、認可保育所不足が一因だと考えられる。推定結果では、200人以上の規模の待機児童を抱える都市部では、貧困なのに専業主婦となるリスクが高くなっている。また、多くの主婦が望む時間の融通の利く仕事の求人が少ないという労働需要側の要因もある。

専業主婦世帯の貧困を解消する手段として、主婦の就労が有効だと考えられる。調査では、8割強の貧困専業主婦は遅かれ早かれ働きたいと考えているようである。そこで、仮に彼女たちが全員パート就業（JILPT調査ベースでの女性パート平均年収94万円と想定）できていれば、専業主婦世帯全体の貧困率が、最大で5.6ポイント（12.4%→6.8%）¹⁷下がるとみられる。

貧困層の専業主婦が働くための環境整備として、保育所不足が深刻な都市部を中心に認可保育所を拡充させること¹⁸や、働く時間に融通の利く仕事の求人を増やすよう企業や公共団体等に働きかけることが必要不可欠である。また、貧困層の専業主婦が直面している市場賃金を高めることも、彼女らの職場進出につながるであろう。具体的には、無料職業訓練の提供、専門資格取得への支援等の手段が有効だと考えられる。

最後に本研究の留意点について述べておきたい。本研究で用いられる「貧困層」は、あくまでも収入面で二極化した子育て専業主婦世帯の下位の層を指すものであるため、この「貧困層」が直ちに単一の政策対象として定義され得るわけではない。むしろ、本研究は、統計分析を通じ、貧困専業主婦世帯についても、その平均像では評価できない多様性が存在していることを示唆しているように思う。今後は、「貧困専業主婦世帯」について、動的な視点も含めた詳細な分析を進め、その多様性を解明していくことで、よりの確な政策インプリケーションの提示につながるものと期待される。

参考文献

- 池田心豪(2010)『女性の働き方と出産・育児期の就業継続—就業継続プロセスの支援と就業継続意欲を高める職場づくりの課題—』JILPT労働政策研究報告書 No.122
- 大隈安顕(2011)「小中学校時代の学習塾経験と将来の世帯年収」大阪府立大学経済学部
平成23年度卒業論文

¹⁷ 52人の貧困専業主婦のうち、働きたいと考えている主婦は45人いる。さらに、この45世帯のうち、仮に現在の世帯年収に94万円増が見込まれた場合、25世帯の収入（等価ベース）が貧困ラインを超えることになる。そのため、仮に就業意欲のある貧困専業主婦が全員パート就業できていれば、貧困専業主婦世帯の数が27世帯（=52-25）までに減少し、専業主婦世帯全体の貧困率が6.8%（=(27/(421-25))）となる。上記の数値を全国規模に広げると、貧困主婦のパート就業により、現在55.6万世帯に上る貧困専業主婦世帯の数が最大で26.7万世帯（=(55.6×25/52)）も減少する見込みである。

¹⁸ 財源不足下で保育所を拡充させる方策について、鈴木(2012)の分析が参考になる。

大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働』日本経済評論社、pp.36-39

大竹文雄(2001)『雇用問題を考える』大阪大学出版会

小原美紀(2001)「専業主婦は裕福な家庭の象徴か？妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』8月号、pp.15-29

鈴木亘(2012)「財源不足下でも待機児童解消と弱者支援が両立可能な保育制度改革～制度設計とマイクロ・シミュレーション」『経済論集(学習院大学)』, 48巻第4号

JILPT(2012)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査』JILPT 調査シリーズ No.95

Cahuc, P. and A. Zylberberg (2001) *Labor Economics*, The MIT Press, Cambridge, England, pp.14-19

第2部 気になる子どもたちへの影響

第4章 母親の就業状況が子どもの outcomes に及ぼす影響

1 はじめに

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

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

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

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

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

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

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

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

2 先行研究のサーベイと本稿の狙い

（1）母親の就業状況と子どもの outcomes に関する経済学からの説明

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

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

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

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

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

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

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

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

（２）実証研究のサーベイ

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

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

特徴をまとめる。

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

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

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

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

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

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

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

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

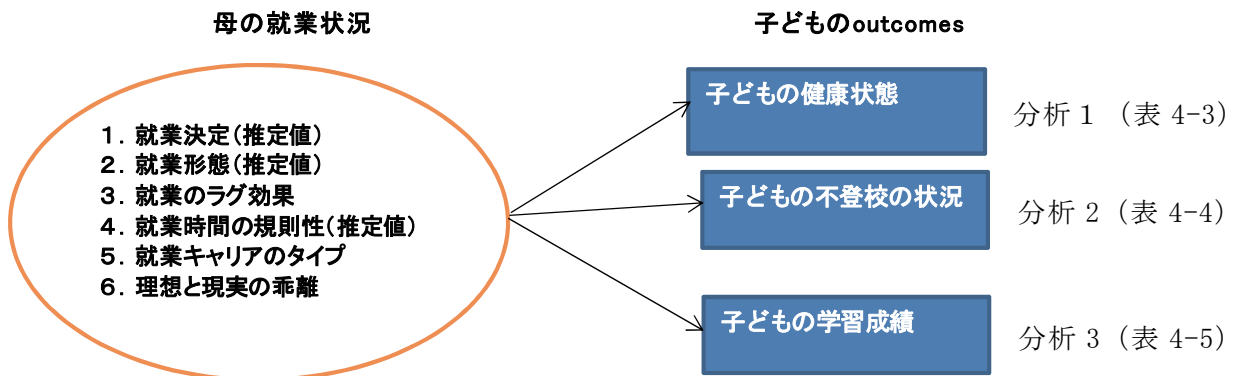
先行研究に対して、本章の分析は以下の特徴を持つ。

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

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

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

図 4 - 1 分析作業の図式



出所：筆者作成。

3 計量分析の枠組み

(1) 推定モデル

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

(2) 用いたデータと変数の設定

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

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

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

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

被説明変数は、以下のように設定した。

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

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

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

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

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

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

第 2 に、母要因変数については、以下のように設定した。

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

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

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

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

表 4 - 1 説明変数の設定

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

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

表4-2 記述統計量

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

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

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

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

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

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

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

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

また、以下のように分析で用いるサンプルを選定した。

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

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

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

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

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

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

4 計量分析の結果

（1）母親の就業状況と子どもの健康状態に関する分析結果

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

表4-3 母親の就業状況と子どもの健康状態に関する分析結果

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

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

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

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

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

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

（2）母親の就業状況と子どもの不登校行動に関する分析結果

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

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

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

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

表4-4 母親の就業状況と子どもの不登校行動に関する分析結果

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

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

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

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

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

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

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

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

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

（3）母親の就業状況と子どもの学習成績に関する分析結果

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

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

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

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

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

表4-5 母親の就業状況と子どもの学習成績に関する分析結果

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

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

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

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

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

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

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

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

5 結論と政策示唆

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

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

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

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

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

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

上記の実証研究の諸結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。

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

事と家事・育児の両立を促進する政策に取り組む必要がある。

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

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

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

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

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

参考文献

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

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

- Aitchison, J. and S. D. Silvey(1957) “The Generalization of Probit Analysis to the Case of Multiple Responses” *Biometrika*, 44,pp.131-140.
- Alessandri, S. M.(1992) “Effects of Maternal Work Status in Single-parent Families on Children’s Perceptions of Self and Family and School Achievement,” *Journal of Experimental Child Psychology*, 54, pp.417-433.
- Aube, J., J. Fleury and J. Smetana(2000) “Changes in Women’s Roles: Impact on and Social Policy Implications for Mental Health of Women and Children,” *Development and Psychopathology*,12,pp.633-656.
- Becker, G. S. (1965) “A Theory of the Allocation of Time,”*Economic Journal*, 75(299), pp.493-517.
- Becker, G. S.(1985) “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor,” *Journal of Labor Economics*, 3(1), pp.33-58.
- Belsky, J. and M. J. Rovine(1988) “Nonmaternal Care in the First Year of Life and the Security of Infant-parent Attachment,” *Child Development*, 59, pp.157-167.
- Belsky, J.(1990) “Parental and Nonparental Child Care and Children’s Socioemotional Development: A Decade in Review,” *Journal of Marriage and the Family*, 52, pp.885-903.
- Cameron, A. C.and P. K. Trivedi(2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press.
- Dooley, M. and J. Stewart(2004) “Family Income and Child Outcomes in Canada,” *The Canadian Journal of Economics*, 37(4),pp.898-917.
- Ecceles, J. P. and L. W. Hoffman(1984) “Sex Roles, Socialization, and Occupational Behavior,” in Stevenson, H. and A. Siegal(Eds.) *Child Development Research and Social Policy*, pp.367-410, Chicago: Chicago University Press.
- Farel, A. N.(1980) “Effects of Preferred Maternal Roles, Maternal Employment, and Sociographic Status on School Adjustment and Competence,” *Child Development*, 50, pp.1179-1186.
- Gronau, R.(1977) “Leisure, Home Production, and Work:The Theory of the Allocation of Time Revisited,” *Journal of Political Economy*, 85(6), pp.1099-1123.
- Gordon, R. A, R. Kaestner and S. Korenman(2007)“The Effects of Maternal Employment on Child Injuries and Infectious Disease,”*Demography*,44(2),pp.307-333.
- Gottfried, A. E., A. W. Gottfried and K. Bathurst(1988) “ Maternal Employment, Family Environment and Children’s Development: Infancy through the School Year,” in Gottfried,

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

付表4-1 母親の就業決定に関する分析結果

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

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

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)18歳未満の子どもを持つ母を対象とした推定。

3)プロビットモデルを用いた推定。

付表4-2 母親の就業形態の選択関数

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

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

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)18歳未満の子どもを持つ母を対象とした推定。

3)多項ロジットモデルを用いた推定。レファレンスグループは「非就業者」。

付表4-3 母親の就業時間の規則性に関する分析結果

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

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

注：1)*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)18歳未満の子どもを持つ母を対象とした推定。

3)多項ロジットモデルを用いた推定。レファレンスグループは「規則的」。

第5章 児童虐待リスクが高いのは専業主婦か働く主婦か

1 はじめに

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

2 研究の背景

(1) 児童虐待相談が急増、主な虐待者の6割が母親

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

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

図5－1 児童虐待相談対応件数、検挙事件の被害児童数と死亡児童数の推移



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

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

表5－1 児童虐待の種別と親が虐待者となる割合（2010年度）

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

注：原データの出所は、図5－1に同じ。

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

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

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

（2）虐待を受けた「子ども」が「親」となった時

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

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

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

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

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

表 5-2 親から身体的虐待を受けた経験の有無とその後の状況

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

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

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

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

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

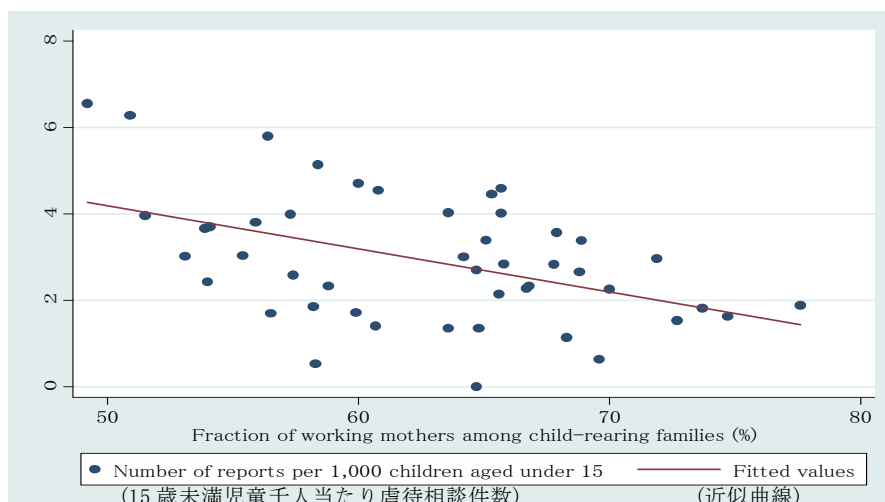
3 母親の就業率と児童虐待の相関関係—都道府県別データ

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

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

図 5-2 の散布図をみると、都道府県別母親の就業率と児童虐待の相談率との間に、むしろ弱い負の相関関係があることが分かる ($r = -0.4621$)。児童虐待の相談率に影響を与えそうな他の要因（ひとり親世帯の割合、離婚率、失業率等）の影響を考慮しても、母親の就業率と児童虐待相談率との間に負の相関関係が見られる（Case 1: OLS モデル）。一方、都道府県の固定効果と年次効果をさらにコントロールした固定効果モデル（Case 2）の推定結果によると、母親の就業率と児童虐待の相談率との相関関係は統計的に有意ではない。これは、同一都道府県において、推定期間中（2000～10年）における児童虐待相談率の変化が、母親の就業率と連動していないことを意味している。

図5-2 母親の就業率と児童虐待の相談率の関係図(2010年、都道府県)



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

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

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

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

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

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

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

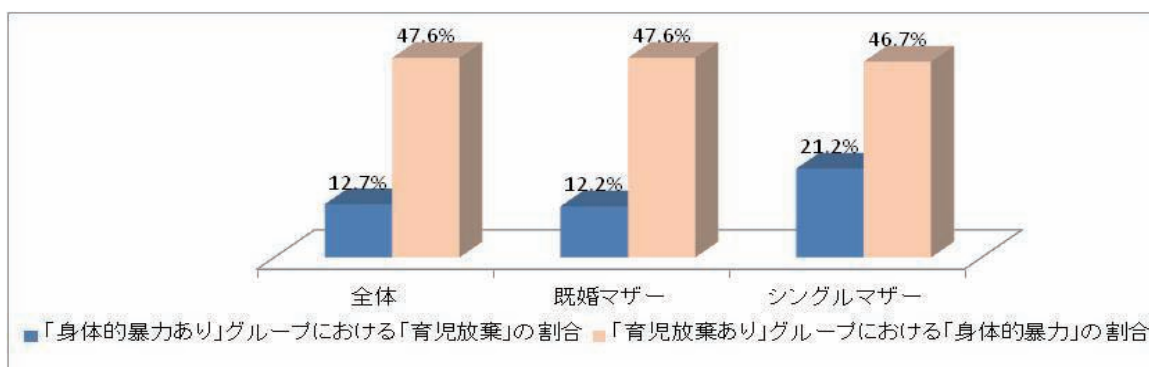
4 児童虐待リスクが高いのは専業主婦か働く主婦か

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

(1) 個票分析で用いる児童虐待の定義

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

図5-3 「身体的暴力」と「育児放棄」の同時発生割合



注:「全体」に関する集計値は、世帯類型別の加重平均値である。

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

⁵ この調査の詳細については、JILPT(2012)を参照されたい。

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

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

図5-4 現在(2011年)の就業状態と児童虐待の発生割合

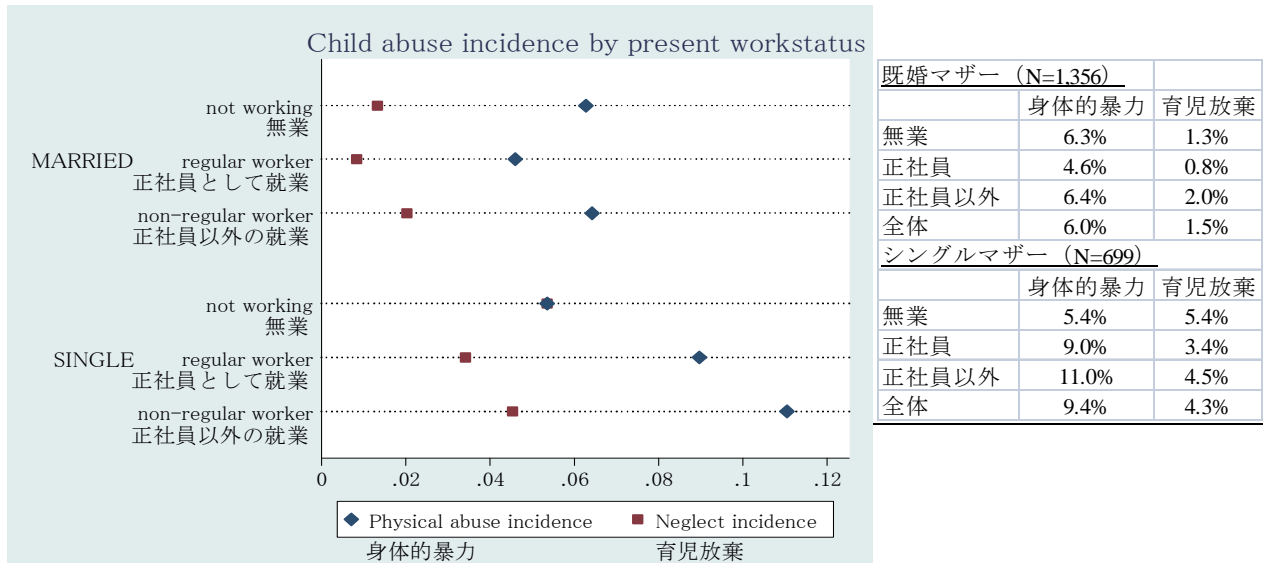


図5-5 過去3年間(2008~10年)の就業状態と児童虐待の発生割合

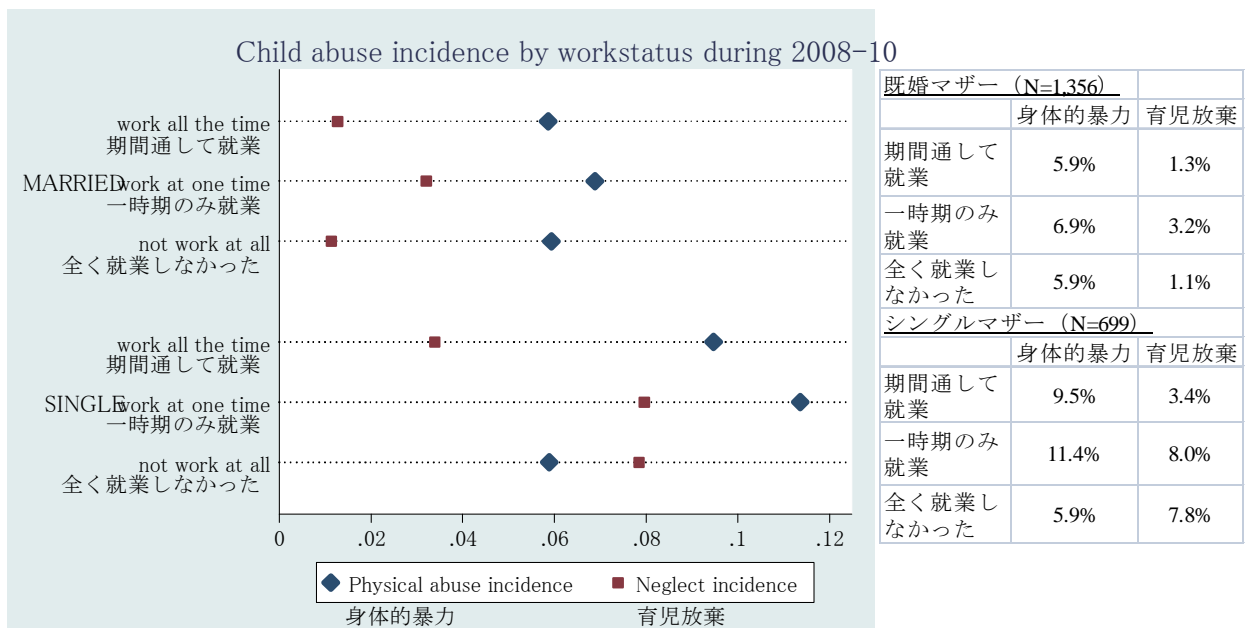
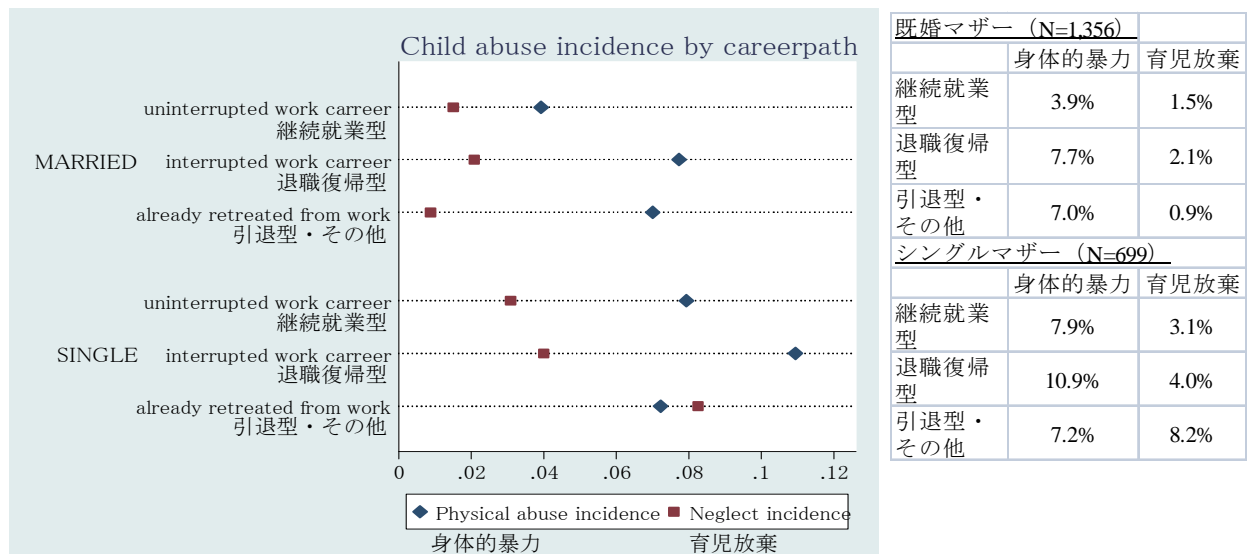


図5-6 これまでの就業コースと児童虐待の発生割合



(2) 母親の就業状況と児童虐待：グラフで見る

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

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

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

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

(3) 母親の就業状況と児童虐待：他の危険因子の影響を考慮した場合

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

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

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

（現在の就業状態よりもこれまでの就業コースが重要）

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

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

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

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

表5-4 子どもに身体的暴力を与えた経験 (Probit モデル)

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

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

(2)*P 値<0.1、**P 値<0.05、***P 値<0.01

表5-5 育児放棄（ネグレクト）の経験（Probit モデル）

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

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

(2)*P 値<0.1、**P 値<0.05、***P 値<0.01

(初産年齢、過去の被虐待経験、うつ傾向、しつけ傾向が重要な予測因子)

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

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

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

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

5 結びにかえて

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

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

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

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

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

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

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

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

参考文献

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

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

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

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

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

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

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

1 問題提起

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

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

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

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

2 先行研究

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

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

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

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

3 若年出産の推移と分布

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

(1) 推移

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

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

表6-1 若年出産の推移(%)

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

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

(2) 地域別

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

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

4 データ

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

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

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

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

5 若年母親の状況－JILPT 調査から

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

（1）婚姻状況

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

表6-2 若年母親と非若年母親の現在の配偶状況

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

51.0107 <.0001

（2）基本属性

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

² 母子世帯の母親か否かは、母親の有配偶状況で判断している。

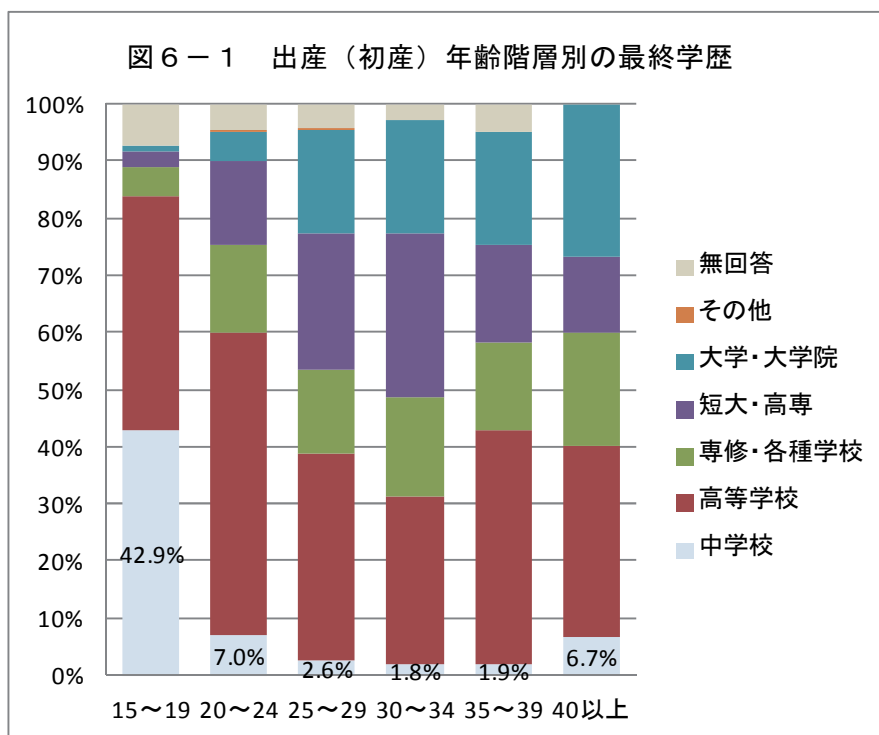
年母親は、非若年母親層に比べて、3人、4人以上の割合が高く、子ども数が多い母親が多い。母子世帯の母親層は、非若年母親層に比べると、子ども数1人が多くなっており、非若年母親は、母子世帯の母親とも異なる傾向を見せている。未就学児の有無においては、非若年と若年母親の間に統計的に有意な差はないが、母子世帯では「あり」が高くなっている。

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

表6-3 若年母親と非若年母親の比較：年齢、子ども数、未就学児の有無、学歴

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

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



（3）就労状況

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

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

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

表6-4 若年母親と非若年母親の比較：就労状況

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

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

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

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

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

(4) 生活状況

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

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

表6-5 若年母親と非若年母親の比較：生活状況

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

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

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

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

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

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

（５）健康状況

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

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

表 6－6 若年母親と非若年母親の比較：成育環境、育児環境

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

(記号)非若年母親、若年母親(または母子世帯、非母子世帯)の χ^2 二乗分析において、***1%有意、**5%有意、*10%有意、X有意でない。

（６）成育環境、育児環境

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

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

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

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

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

表6-7 若年母親と非若年母親の比較：成育環境、育児環境

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

(7) 子どもの状況

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

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

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

付表 子ども単位のサンプル数

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

表 6-8 若年母親と非若年母親の比較（子ども数）

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

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

6 仮説（ハンディはどこにあるのか）

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

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

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

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

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

表 6-9 基本属性(子どもベース)

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

7 分析 1

(1) モデル

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

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

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

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

（2）結果

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

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

表 6-10 (1) 子どもの健康における推定結果 (logit モデル)

	子どもの健康 (badkenko=1)			子どもの健康		
	MODEL 1	MODEL 1A	MODEL 2	MODEL 2A	MODEL 3	
切片	α					
	-2.055	0.495 ***	-2.026	0.497 ***	-2.230	0.491 ***
		Std.Dev.				
若年母親 (*)	0.006	0.270 X	-0.312	0.469 X		
出生時に母親が20歳未満 (*2)					0.244	0.570 X
シングル×若年母親			0.446	0.515 X		
シングル×若年母親					0.260	0.634 X
母親の属性						
現在シングル	0.589	0.133 ***	0.557	0.138 ***	0.559	0.135 ***
現年齢	-0.029	0.015 *	-0.029	0.015 *	-0.023	0.015 X
中卒	0.380	0.243 X	0.396	0.244 X	0.314	0.236 X
大卒	-0.045	0.206 X	-0.049	0.206 X	-0.050	0.206 X
学歴不詳	-11.452	334.700 X	-11.444	335.400 X	-11.430	335.900 X
現在の就労状況[フルタイム]	-0.537	0.166 ***	-0.542	0.166 ***	-0.550	0.166 ***
現在の就労状況(パートタイム)	0.106	0.151 X	0.104	0.151 X	0.126	0.151 X
現在貧困						
子ども属性						
子どもの性別(男児=1)	0.401	0.129 ***	0.399	0.129 ***	0.393	0.129 ***
子どもの年齢	0.022	0.016 X	0.023	0.016 X	0.017	0.016 X
-2 Log L	1925.805	1930.174	1925.017	1930.001	1513.608	
n	3678	3682	3678		2954	

(*) 母親の最初の出産が20歳未満であった時に1、そうでない時は0。

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

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

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

(*) 母親の最初の出産が20歳未満であった時に1、そうでない時は0。

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

表6-10 (3) 子どもの不登校有無における推定結果 (logit モデル)

	子どもが不登校 (futoko=1)			子どもが不登校 (futoko=1)			子どもが不登校 (futoko=1)		
	MODEL 1	MODEL 1A	MODEL 2	MODEL 2A	MODEL 3	MODEL 3	MODEL 3	MODEL 3	
切片	-5.359 ***	-5.191 ***	-5.320 ***	0.847 ***	-5.191 ***	0.830 ***	-5.185	1.019 ***	
若年母親	0.237		-0.349	1.077 X			0.325	1.110 X	
出生時に母親が20歳未満		0.241			0.233	1.094 X			
シングル×若年母親			0.668	1.098 X			0.055	1.145 X	
シングル×若年母親					0.009	1.138 X			
母親の属性									
現在シングル	1.594 ***	1.557 ***	1.559 ***	0.231 ***	1.557 ***	0.227 ***	1.529 ***	0.294 ***	
現年齢	0.051	0.048	0.050	0.023 **	0.048	0.023 X	0.038	0.028 X	
中卒	1.182 ***	1.190 ***	1.192 ***	0.319 ***	1.190 ***	0.309 ***	0.530	0.449 X	
大卒	-0.482	-0.488	-0.486	0.437 X	-0.488	0.437 X	-0.232	0.445 X	
学歴不詳	-13.201	-13.151	-13.212	723.300 X	-13.158	720.700 X	-10.854	900.300 X	
現在の就労状況[フルタイム]	-0.288	-0.308	-0.290	0.267 X	-0.308	0.265 X	-0.246	0.298 X	
現在の就労状況(パートタイム)	-0.866	-0.832	-0.870	0.231 ***	-0.832	0.230 ***	-0.697	0.281 **	
現在貧困							0.334	0.274 X	
子ども属性									
子どもの性別	-0.094	-0.117	-0.092	0.201 X	-0.117	0.199 X	-0.156	0.233 X	
子どもの年齢	-0.00893	-0.00934	-0.00853	0.0274 X	-0.00933	0.0277 X	0.00698	0.033 X	
-2 Log L	815.823	825.185	815.394		825.185		621.039		
n	2643	2646	2643		2646		2118		

(*) 母親の最初の出産が20歳未満であった時に1、そうでない時は0。

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

8 分析2 Recursive なモデル

(1) モデル

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

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

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

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

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

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

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

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

F_i = 母親 i の成人前の家庭環境

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

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

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

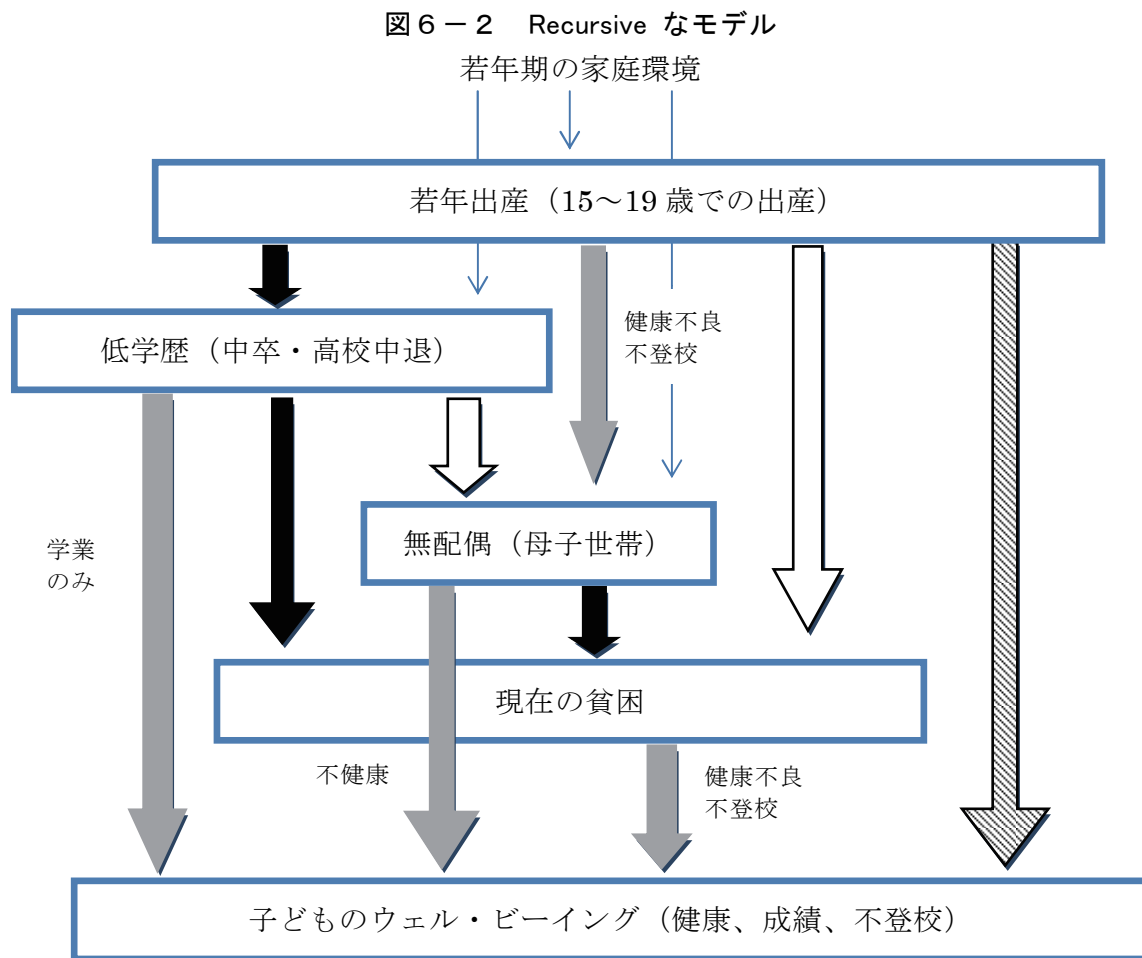
C_i = 子ども i の状況（低学歴（中卒、高校中退）、健康状況が悪い、不登校の場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数）

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

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

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

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



出所：Oshio et al. (2010)を基に筆者加筆・修正。

(2) 結果

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

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

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

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

表 6 - 1 1 結果 (mvprobit)

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

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

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

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

9 課題

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

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

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

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

参考文献

阿部彩 (2008) 『子どもの貧困』 岩波書店

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

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

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

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

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

厚生労働省 (2011) 『平成22年人口動態統計』中巻

国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『人口統計資料集』

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

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

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

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

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

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

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

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

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

第3部 たくましく生きる
シングルマザーたちの苦悩

第7章 シングルマザーは働いていてもなぜ貧困か

1 はじめに

日本の子どもの貧困率は15.7%（2009年）で1990年前後と比較すると約3ポイント上昇している（厚生労働省「平成22年国民生活基礎調査」）。アメリカやイギリスがこの20年間に子どもの貧困対策を講じ、一定の成果を上げている一方で、経済大国日本で子どもの貧困率が上昇していることはOECDでも注目されている。とくにひとり親世帯は、子どものいる世帯の10%程度に過ぎないが、半数以上が貧困にある。幼少期の貧困は、心身両面の発達に悪影響を及ぼすだけでなく、教育機会の格差を通じて成人後の所得や健康にも少なからず深刻な影響を与えることが国内外の多くの研究で明らかにされている(Almond & Currie, 2011)。子どもの貧困への対応は現代日本の重要な政策課題である。

日本の母子世帯の特徴は、先進諸国と比較して母親の就業率が高いにもかかわらず、貧困率が高いことにある。シングルマザーの就業率は、「平成23（2011）年版全国母子世帯等調査報告」（厚生労働省、以下「全国調査」）によると80.6%で、国際的にみて顕著に高い。働いているひとり親世帯の貧困率に注目すると、アメリカ（36%）、フランス（12%）、イギリス（7%）に対して日本は58%とOECD諸国で突出して高い（OECD 2008）。

この背景には、大別して2つの要因が考えられる。第1に、働いても得られる就労収入が低い。就労収入は、労働時間と時間当たり賃金によって決まるが、後述するようにシングルマザーの労働時間は決して短くない。したがって時間当たり賃金が低いことが原因と考えられるが、それが母親の人的資本に由来するのか、差別などの別の要因に由来するのかについて、これまで掘り下げた分析がなされていない。

第2に、離別した父親の多くが養育費を払っていない。母子世帯の多数は離婚を原因としているが、離別母子世帯のうち養育費の取り決めをしているのは37.7%、実際に受け取っているのは19.7%にとどまる（「全国調査」2011年）。これは先進諸国と比較しても顕著に低い水準である。それにもかかわらず、養育費受給の有無を決定する要因について分析した研究は、筆者の知る限りJIL（2003）と周（2012）があるのみである。また、養育費の徴収強化がどれだけ母子世帯の貧困削減に効果を持つかについて、これまで日本で検討されたことはなかった。

そこで本稿では、労働政策研究・研修機構が2011年に実施した調査の個票に基づき、シングルマザーと既婚マザーの賃金格差の要因分解を行うとともに、養育費受給の決定要因を分析する。さらに、養育費徴収強化がもたらす貧困削減効果について、アメリカ・ウィスコンシン州の養育費徴収スキームを例にマイクロ・シミュレーションを行う。最後に、児童扶養手当の一部支給停止措置（5年ルール）が実施された場合の貧困率の変化についてもシミュレーションを行う。

分析から得られた結果は以下の通りである。第1に、就業者全体で見るとシングルマザーと既婚マザーの間に有意な賃金差は見られない。しかし正社員については、シングルマザーの平均的な賃金はふたり親世帯の母よりも低い。両者の賃金格差には、学歴や企業規模といった属性格差も影響しているが、大部分は属性では説明できない要因によってもたらされている。第2に、養育費は父親の収入が高く、ローン支払いのない持家に住んでいる母子世帯ほど受給する確率が高い半面、経済的に脆弱な状況にある母子世帯ほど受給する確率が低く、受給額も低い。第3に、すべての離別母子世帯がウィスコンシン州のスキームに則り養育費が受給できると仮定すると、離別母子世帯の貧困率は15ポイントほど低下し、児童扶養手当の財政負担も11%ほど低下する。第4に、5年ルールが実施されたと仮定すると、児童扶養手当の財政負担は大きく軽減されるものの、離別母子世帯の貧困率は現在よりもさらに上昇するとともに所得ギャップ率も上がり、貧困が深刻化する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では母子世帯の就労収入の低さをもたらす要因について、労働時間、時間当たり賃金の両面から検討を行う。第3節では5年ルールの妥当性について検討する。第4節では養育費受給の有無とその金額の決定要因について分析を行う。第5節では、養育費受給率が100%になった場合に貧困率や児童扶養手当の給付額にどのような影響が生じるかについて政策シミュレーションを行う。また、5年ルールが実施された場合の貧困率の変化についてもシミュレーションを行う。第6節は結論である。

2 母子世帯の就労収入はなぜ低いのか

(1) データの説明

分析に使用するデータは、労働政策研究・研修機構が2011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」¹（以下、JILPT調査）の個票である。JILPT調査の調査対象は18歳未満の子どもを育てている個人であるが、そのうち、子どもの母親の配偶者が存在しない世帯を「母子世帯」、父親の配偶者が存在しない世帯を「父子世帯」、母親もしくは父親の配偶者が存在する世帯を「ふたり親世帯」と分類することとする。

以下ではJILPT調査から得られる「昨年（2010年）1年間の就労月数」、「昨年（2010年）働いていた月の平均週労働時間」、「昨年の就労収入（税・社会保険料控除前）」に基づき、労働時間と賃金の分析を行う。なお、2010年に全く就業していなかった者は分析対象から除外している。

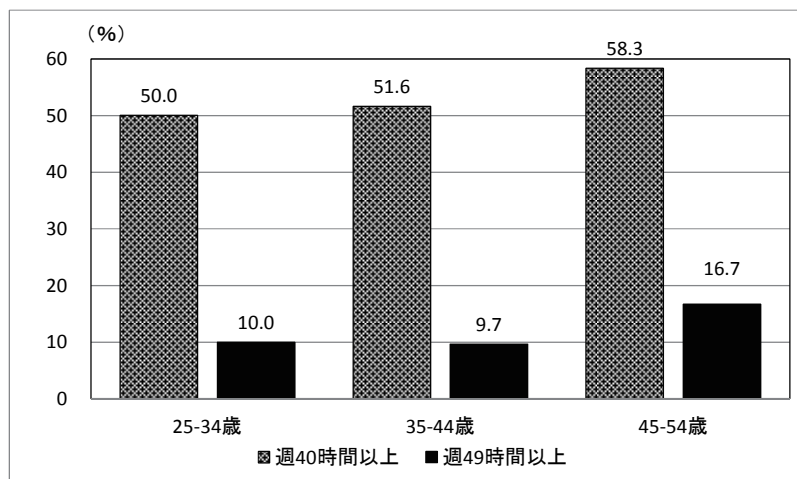
(2) 労働時間の状況：総務省「労働力調査」

はじめに、マクロデータから母子世帯の労働時間の状況を把握する。図7-1は、非農林業雇用者として就業しているシングルマザーのうち、週40時間以上の就業者割合を年齢階層

¹ 同調査の調査設計・調査概要についてはJILPT（2012）を参照。

別に示したものである²。シングルマザーの5割以上が週40時間以上働いており、ほぼ1割以上は週49時間以上働いている。幼い子どもがいるとみられる25～34歳の母親に限定してもこの割合に大きな変化は見られない。すなわち、一般の女性労働者と異なり、シングルマザーの労働時間は、子どもの年齢に関係なくかなり長いことが分かる。

図7-1 シングルマザーの週労働時間（2010年）



出所：総務省統計局「労働力調査」

注：対象は非農林業雇用者。母子世帯の定義については脚注参照。

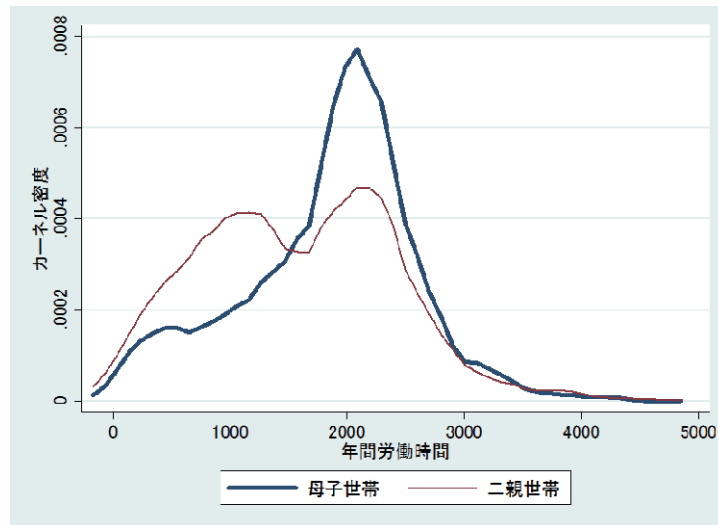
（3）労働時間の状況：JILPT 調査

つぎに、JILPT 調査を用い、昨年の就労収入がある者について「昨年（2010年）1年間の就労月数」に「昨年（2010年）働いていた月の平均週労働時間」を乗じて年間労働時間を算出し、その分布を示したものが図7-2である。

既婚マザーの年間労働時間は、1,000時間をやや超えたあたりと2,200時間あたりに集中する双峰型の分布を示すのに対し、シングルマザーの場合は2,100時間あたりにピークをもつ単峰型となっている。そこで従業上の地位別に正社員とパート・アルバイトについて年間労働時間の分布をみたものが図7-3である。母親が正社員の場合、年間労働時間の分布は母子世帯であるかふたり親世帯であるかを問わずほぼ同じであるが、パート・アルバイトの場合には、既婚マザーが1,000時間あたりにピークを持つ一方、シングルマザーは2,000時間あたりにピークをもつ分布となっている。すなわち、雇用形態とは関係なく、労働時間の面でシングルマザーの多くはフルタイム労働者に近い働き方をしていることが分かる。

² 「労働力調査」における母子世帯は「母親と20歳未満の未婚の子供のみから成る世帯」であり、JILPT調査より対象とする子どもの年齢が広い半面、祖父母等親族と同居している母子世帯は除外している。

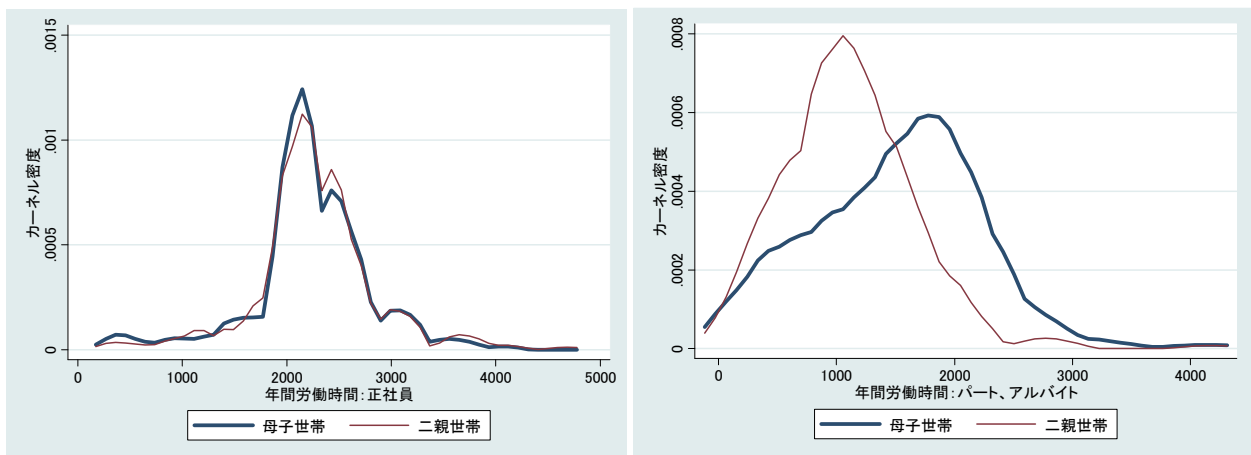
図 7-2 母親の年間労働時間の分布



出所：JILPT 調査

注：年間労働時間が 5,000 時間未満の労働者（母子世帯 457 人、ふたり親世帯 757 人）について。

図 7-3 母親の年間労働時間の分布（正社員、パート・アルバイト別）



出所：JILPT 調査

注：年間労働時間が 5,000 時間未満の労働者（母子世帯 457 人、ふたり親世帯 757 人）について。

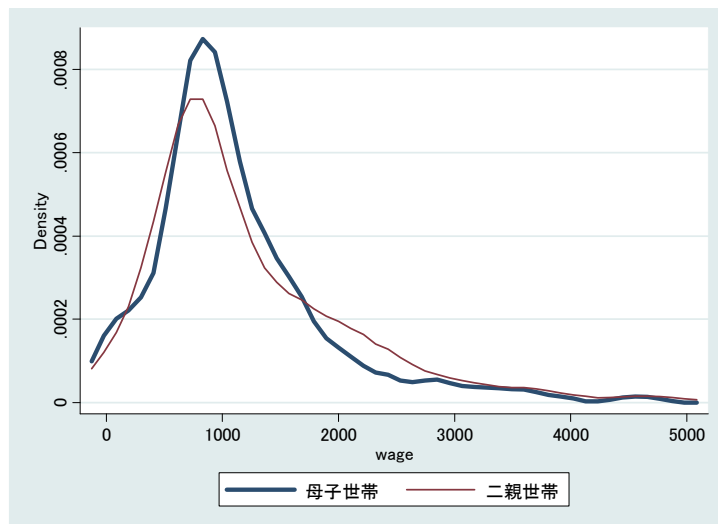
（４）時間あたり賃金の分布

時間あたり賃金（以下、「賃金」）は、JILPT 調査の「昨年の就労収入（税・社会保険料控除前）」を年間労働時間で除して算出できる。前節と同様に、全体および正社員とパート・アルバイトに分けた場合の賃金の分布を見る。

就業者全体でみると、シングルマザーの賃金のほうが 1,000 円あたりにより集中する傾向が見られる。また既婚マザーと比較して、2,000 円を超える当たりの分布が薄い（図 7-4）。正社員、パート・アルバイトに分けてみると、パート・アルバイトの場合の母親の賃金分布は母子世帯とふたり親世帯でほぼ重なるが、正社員の場合の賃金は、シングルマザーのほう

が低位により多く分布していることが分かる（図7-5）。

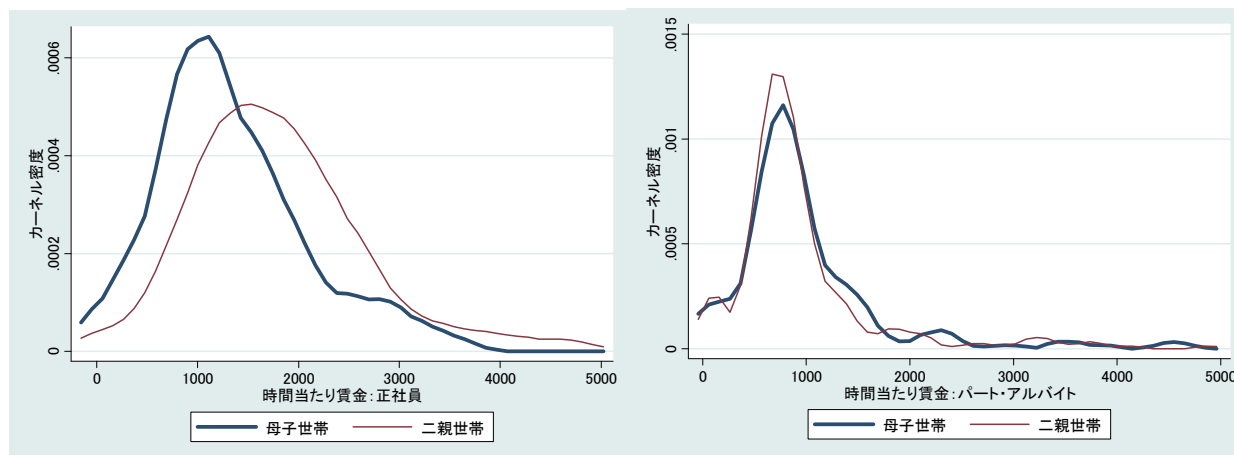
図7-4 母親の賃金の分布



出所：JILPT 調査

注：時間当たり賃金が 5,000 円未満の労働者（母子世帯 451 人、ふたり親世帯 747 人）について。

図7-5 母親の賃金の分布（正社員、パート・アルバイト別）



出所：JILPT 調査

注：時間当たり賃金が 5,000 円未満の労働者（母子世帯 451 人、ふたり親世帯 747 人）について。

（5）母子世帯に関する先行研究

本稿と同様の問題意識に基づく先行研究として、JIL（2003）がある。JIL（2003）では、総務省「就業構造基本調査」（1987年、1997年）の調査個票をもとにシングルマザーの就業実態を有配偶有子世帯の母親との比較でとらえている。1997年の「就業構造基本調査」の再集計結果から得られる主な発見として以下の点を指摘している。

- ・ シングルマザーの勤労年収は、既婚マザーよりも正社員の場合は低く、パートの場合は高い（図表3-1-6）。
- ・ シングルマザーの週労働時間は、正社員かパートであるかに関係なく、既婚マザーよりも長いほうにより多く分布している（同）。
- ・ 時間あたり賃金（の対数）で比較すると、正社員についてはシングルマザーのほうが既婚マザーよりも低い半面、パートについてはほとんど差がない（図表3-3-35）。

本稿における労働時間や賃金の分布に関する分析結果は、大規模調査である「就業構造基本調査」に基づくこれらの観察事実と整合的である。

一方で、JIL（2003）は興味深い指摘をしている。18歳未満の子どものいる20～49歳の正社員として働いている母親について賃金関数を推計した結果、年齢、学歴、企業規模などの属性をコントロールすると、シングルマザーのほうが既婚マザーより高い賃金を得ている。具体的には、対数賃金を被説明変数にし、説明変数には各種属性に加えて「母子世帯ダミー」を入れて推計した結果、「母子世帯ダミー」の係数が有意にプラスとなっている（図表3-3-41）。これについてJIL（2003）では、「正社員については、世帯主であるということ、企業から若干の扶養手当等が支給されることで差が出ているのかもしれない」と解釈している。

（6）シングルマザーと既婚マザーの賃金格差の要因分解

そこでJIL（2003）と同様に、50歳未満の母親を対象として正社員について賃金関数を推定した（表7-1）。「母子世帯ダミー」の係数は有意に負となっており、シングルマザーは正社員として働く場合でも27%程度、既婚マザーよりも賃金が低いという結果となっている。つまり、JIL（2003）で指摘されたような母子世帯についての賃金プレミアムは、2010年のJILPT調査からは観察されない。

ところでJIL（2003）で用いられているような上記の定式化は、年齢や学歴など様々な属性が賃金に及ぼす影響について、母子世帯もふたり親世帯も同じであると仮定していることになる。しかし実際には、各種属性が賃金に及ぼす影響も両者で異なっている可能性は高い。そこで、男女間賃金格差の要因分解でしばしば用いられるBlinder-Oaxaca分解を行い、正社員として働くシングルマザーと既婚マザーの間に賃金格差をもたらしている要因を探ることとする³。

³ 日本における男女間賃金格差の要因分解については堀（1998）、手法の問題点については堀（1991）、Jann（2008）を参照。

表 7-1 賃金関数の推定結果（正社員）

	係数	標準誤差
母子世帯	-0.267 ***	0.071
母の年齢（基準：20-24）		
25-29歳	0.134	0.505
30-34歳	-0.450 **	0.209
35-39歳	-0.162	0.107
40-44歳	-0.117	0.089
45-49歳	0.000	0.093
母の学歴（基準：高卒）		
中卒	0.131	0.207
高専・短大卒	0.299 ***	0.080
大学・大学院卒	0.490 ***	0.096
不詳	0.164	0.230
企業規模（基準：官公庁・大企業以外）		
官公庁勤務	0.378 *	0.205
大企業勤務	0.238 **	0.097
初職正社員	0.201 *	0.104
コンピュータースキルなし	-0.165	0.152
都市規模（基準：18大都市）		
10万人以上	-0.041	0.099
10万人未満	-0.062	0.080
町村	0.119	0.124
定数項	6.957	0.141
自由度修正済み決定係数	0.163	
N	383	

注：被説明変数は時間当たり賃金の対数。対象は50歳未満で正社員就業している母親383人。
 *** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

既婚マザーの対数賃金 (W_a)、シングルマザーの対数賃金 (W_b) は、年齢や学歴をはじめとする属性のベクトル (X) で決定されると考え、賃金関数を以下のように表す。

$$W_i = X_i' \beta_i + \varepsilon_i, \quad E(\varepsilon_i) = 0, \quad i = a, b$$

ここで ε_i は誤差項である。賃金格差は、両者の平均的な属性の差がもたらす部分、各種属性が賃金に及ぼす影響（賃金関数の係数）の差がもたらす部分、および交差項に分解することができる。これをタイプ1の要因分解と呼ぶこととする。

$$\begin{aligned} \Delta W &= W_a - W_b \\ &= \{E(X_a) - E(X_b)\}' \beta_b + E(X_b)' (\beta_a - \beta_b) + \{E(X_a) - E(X_b)\}' (\beta_a - \beta_b) \end{aligned}$$

右辺第1項は「賦存量格差」、第2項は「評価値格差」と呼ばれることもある。

上記のような要因分解の方法は良く知られているものであるが、どちらのグループを基準

として要因分解を行うかによって、各要因の寄与が異なってしまうという問題がある。上記ではbグループの係数（ β_b ）を用いて要因分解を行っているが、aグループの係数を用いることもまた可能だからである。

解決策の一つは、両者をプールして賃金関数を推計し、その係数 β^* を用いることである。この場合、賃金格差は以下のように各種属性の平均値の差がもたらす部分とそれ以外の部分とに分解される。これをタイプ2の要因分解と呼ぶこととする。

$$\begin{aligned} \Delta W &= W_a - W_b \\ &= \{E(X_a) - E(X_b)\}' \beta^* + \{E(X_a)' (\beta_a - \beta^*) + E(X_b)' (\beta^* - \beta_b)\} \end{aligned}$$

説明変数には、①年齢要因（年齢5歳階級別ダミー変数）、②学歴要因（学歴ダミー変数）、③企業規模要因（官公庁、大企業を示すダミー変数）、④スキル要因（初職が正規就業であることを示すダミー変数、パソコンを使った経験がないことを示すダミー変数）を使用する。被説明変数は時間当たり賃金の対数である。なお、賃金は就業している者についてしか観察することができないが、市場賃金が留保賃金を上回っている就業者だけを対象に賃金関数を推定すると、係数にはバイアスが伴うことが知られている（Heckman (1979)）。このサンプル・セレクション・バイアスを修正するために、Jann (2008) が男女間賃金格差の要因分解で行っている方法を採用する。すなわち、既婚マザーについては別個に就業・不就業決定式をProbit 推定し、その結果から得られるセレクション修正項（ミルズ比）を説明変数に含めた上で賃金格差の要因分解を行う⁴。

まず、タイプ1の要因分解の結果をみると、各種属性の差（平均値の差）で説明される部分は賃金格差のうち30.6%にとどまり、66.3%は評価の差（係数の差）によるものとなっている（表7-2）。要因別にみると、学歴が最も重要な影響を及ぼしている。シングルマザーのほうが既婚マザーよりも平均的に学歴が低く、かつ、学歴があってもそれに対する評価、すなわち学歴が賃金を引き上げる効果が既婚マザーよりも低い。スキルに対する評価もシングルマザーのほうが低い。つまり、初職が正社員であったり、パソコンを使うスキルがあったとしても、ふたり親世帯の場合と異なりシングルマザーについてはそれが賃金を引き上げる効果が小さいということである。

⁴ 就業・不就業決定式の推定結果は筆者に問い合わせいただきたい。なお、シングルマザーについても Heckman モデルを推計したがセレクション項は有意でなく、セレクション・バイアスは発生していないと考えて修正は行っていない。シングルマザーの就業率が男性並みに高いことが原因と考えられる。

表 7-2 母子世帯と既婚マザーの賃金格差の要因分解（正社員）

タイプ1の要因分解				タイプ2の要因分解			
	標準誤差 寄与 (%)				標準誤差 寄与 (%)		
対数賃金：ふたり親世帯 (Wa)	7.359 ***	0.044		対数賃金：ふたり親世帯 (Wa)	7.359 ***	0.043	
対数賃金：母子世帯 (Wb)	6.992 ***	0.062		対数賃金：母子世帯 (Wb)	6.992 ***	0.060	
差 (Wa-Wb)	0.368 ***	0.076		差 (Wa-Wb)	0.368 ***	0.073	
差 (セレクション修正後)	0.442 ***	0.152	100.0	差 (セレクション修正後)	0.442 ***	0.115	100.0
平均値の差	0.136 **	0.064	30.6	説明される格差	0.105 ***	0.034	23.7
年齢	-0.014	0.022	-3.1	年齢	-0.006	0.012	-1.3
学歴	0.122 ***	0.044	27.6	学歴	0.066 **	0.026	14.9
企業規模	0.027	0.033	6.2	企業規模	0.020 *	0.011	4.5
スキル	0.000	0.017	-0.1	スキル	0.025	0.016	5.7
係数の差	0.294 *	0.159	66.3	説明されない格差	0.337 ***	0.113	76.3
年齢	0.008	0.180	1.9	年齢	0.019	0.111	4.3
学歴	0.244 **	0.109	55.2	学歴	0.248	0.204	56.0
企業規模	0.010	0.028	2.3	企業規模	0.010	0.027	2.2
スキル	0.334 **	0.170	75.6	スキル	0.365 *	0.199	82.4
定数項	-0.304	0.327	-68.7	定数項	-0.304	0.342	-68.7
交差項	0.013	0.069	3.0				
年齢	0.018	0.023	4.2				
学歴	-0.053	0.048	-11.9				
企業規模	-0.008	0.033	-1.9				
スキル	0.056 *	0.030	12.6				

注：表 7-1 と同。正の符号は格差拡大要因、負は格差縮小要因であることを示す。標準誤差は不均一分散修正済み。

タイプ 2 の要因分解では、格差のうち各種属性の差（平均値の差＝説明される格差）が占める部分は 23.7% とタイプ 1 よりも小さくなる。そのうち 14.9% が学歴水準の違いに由来する格差である。また、有意水準は低いですが、4.5% は企業規模の違いに由来している。タイプ 2 の要因分解では、格差の大半が説明されない格差となり、その大部分はスキルに関する係数の差から生じている。ただし有意度は 10% 水準である。

まとめると、正社員であってもシングルマザーの賃金は既婚マザーの賃金より低いですが、その低賃金は、シングルマザーの平均的な学歴の低さだけではなく、学歴やスキルなどの人的資本に対する評価が既婚マザーと比較して低いことによってもたらされている。

賃金格差の要因分解では、評価の差や説明されない格差とされる部分について、「差別」と関連づけて解釈されることが多い。しかしながら筆者は、ここでの要因分解の結果を根拠として、労働市場においてシングルマザーに対する「差別」が存在するととらえることには慎重であるべきと考える。おそらく本稿の分析で考慮されていない産業、職種、職位といった属性を考慮すると説明されない格差部分は縮小するとみられる。また、シングルマザーが就業時間の柔軟性や休暇の取りやすさ、通勤時間など両立に深く関係する要因を重視せざるを得ないために、学歴やスキルに対する評価が低い、相対的に低賃金な職場であっても就業しているというケースもあるであろう⁵。シングルマザーは核所得者なので、所得稼得の緊急性から十分なジョブサーチができないということも考えられる。労働市場における差別についてより頑健な結果を導くには、労働者の生産性や仕事の特성에関連する詳細な情報を用いた分析が必要である。

⁵ いわゆる補償賃金差仮説の考え方に基づいている。

(7) 小括

最後に、本節の主題である母子世帯の就労収入の低さをもたらす要因についての分析結果と考察をまとめておく。第1に、シングルマザーの労働時間は平均的に既婚マザーよりも長い。つまり、母親自身の労働時間が低収入の原因とはいえない。第2に、賃金の分布はパート・アルバイトの場合に既婚マザーとほぼ重なるが、一方で正社員として働くシングルマザーの時間当たり賃金は、既婚マザーの賃金より低い。第3に、賃金格差の要因分解をした結果では、その低賃金は、シングルマザーの平均的な学歴の低さだけではなく、学歴やスキルなどの人的資本に対する評価が既婚マザーと比較して低いことによってもたらされている。

以上を踏まえると、母子世帯に対する「就労を通じた経済的自立支援」策の限界が見えてくる。多くの場合、すでに労働時間は長いうえに、労働時間を増加させると必然的に子育てに充てる時間が削られるようになる。正社員化を支援することは増収を図るうえで有効であるが、母親自身の人的資本を強化しても、それに対する市場の評価は必ずしも高くないということが、賃金格差の要因分解から示唆されるからである。

Fox, Han, Ruhm, and Waldfogel (2013) によると、アメリカのふたり親世帯の年間労働時間は夫婦合計で3,092時間(2010年)に達したが、ひとり親世帯の場合は1,262時間(同)にとどまっている。どちらの世帯類型も過去40年間にわたって労働時間を増やしてきたが、両者の差は拡大傾向にあると指摘されている。ふたり親世帯の場合は共働きによって市場労働時間を増やせるのに対し、ひとり親世帯の場合はそれができない。日本の母子世帯についても同様に、世帯単位でみた場合に市場労働に従事できる時間資源の絶対量が不足していることが、就労収入の低さの主な原因となっているといえよう。

3 5年ルールは妥当か

(1) 児童扶養手当の概要

次に、母子世帯をめぐる施策の中でもその動向が特に注目されている児童扶養手当の一部支給停止措置について検討する。

児童扶養手当はひとり親世帯に対する社会保障給付の中心をなすものである。2010年からは父子世帯も支給対象となり、2012年度末で107.1万人が受給している(うち6.2万人が父子世帯)⁶。支給対象と手当額は収入によって異なるが、母(父)と子1人の2人世帯の場合であれば、収入130万円未満では月額41,430円(全部支給)、収入130万円以上365万円未満の場合は所得に応じて41,420円から9,780円までの手当が支給される(一部支給)。2012年度末における内訳は、全部支給が57.4%、一部支給が42.6%である。現在の給付体系が開始された翌年の2003年度と、父子世帯への給付が開始される前年の2009年度とを比較すると、全部支給の割合は63.8%から57.4%へと低下しているものの、平均給付額は、受給者1

⁶ 郡山市およびいわき市以外の福島県を除いた数値。

人当たりの支給対象子ども数が増えていないにもかかわらず増加している⁷。すなわち、受給者の平均的な所得水準が改善しているわけではないことを示している。

児童扶養手当で最も注目されているのは、受給期間が5年を超える場合に手当の半分支給停止にするという、一部支給停止措置（いわゆる5年ルール）の存在である。これは2002年の母子及び寡婦福祉法等の改正で設けられた措置で、2008年から適用される予定であったが、政令改正により実施は見送られ、現在は就業しているなど一定の条件を満たす場合に適用除外とされている。また、3歳未満の子どもがいる間はこの5年の受給期間に算定されない。すなわち、子どもが8歳未満の間は適用対象にはならない。一部支給停止措置の背景には、児童扶養手当を離別直後の家計激変に対応するものと位置づけ、就労支援等の施策を講じることで、一定期間内に母子世帯の経済的自立が達成されるはずだという発想がある。

しかし、前節でも指摘したように、シングルマザーの大多数は就業しており、労働時間もすでに長い。現状では、「労働時間を延ばして増収を図る」のはかなり困難である。そうしたなかで、5年ルールを設けることは果たして妥当であろうか。

実際のところ、2012年9月に発表された「全国母子世帯等調査」（2011年調査）の集計表においても、母子世帯になってからの年数経過に応じて収入が増加するという傾向は見られない。同調査から母子世帯の平均年収をみると、2006年調査の時点では母子世帯になってからの年数が5年未満の世帯が191万円、5年以上は236万円と確かに差があった。しかし2011年調査では、5年未満が290万円、5年以上は297万円とほとんど差がなくなっている。5年以上の世帯について児童扶養手当の給付額が半減された場合、両者の関係はおそらく逆転するものとみられる。

これと関連して、労働政策研究・研修機構が母子世帯を対象として実施した調査データを分析した大石（2012a）は、近年になると母子世帯になってからの年数が経過しても貧困リスクは低下しないと指摘している。また、周（2012a）も、母子世帯になってからの年数と経済的自立度との間には有意な関係はみられないとしている。

（2）母子世帯になってからの年数経過と就労収入

そこで先行研究と比較するために、JILPT 調査の設問から母子世帯になってからの年数を計算し、就労収入との関係を検討した結果が表7-1である。母子世帯になってから5年以上が経過していることを示すダミー変数、および母子世帯になってからの年数、両者の交差項を説明変数に含めている。本来はクロスセクション・データではなく、個々の母子世帯を追跡調査したパネル・データによる推計を行うことが必要であるが、データの制約からそれができない。そのため、属性の違いがもたらす影響をコントロールするために、母親の年齢

⁷ 「社会保障給付費」（国立社会保障・人口問題研究所）所載の「児童・家族関係給付費」のうち「児童扶養手当等」（特別児童扶養手当も含まれる）の金額を「福祉行政報告例」（厚生労働省）所載の児童扶養手当受給者数および特別児童扶養手当受給者数の合計で除し、数値を比較した。

とその2乗項、学歴、末子が未就学児童であるか否か、子ども数を説明変数に用いている。推定は、母子世帯全体と、離別母子世帯とに分けて2通り行っている。

その結果、5年以上を示すダミー変数、母子世帯になってからの年数、両者の交差項のいずれも統計的に有意な影響を就労収入に及ぼしていない。つまり、母子世帯になってから5年以上経過しても、就労収入が増加する傾向は観察されない。これは「全国母子世帯等調査」や先行研究と整合的である⁸。

そのほかの変数についてみると、高学歴であるほど就労収入は高く、末子が未就学の場合には就労収入は低い。子ども数の係数は負であるが、母子世帯全体での推定では有意ではなく、離別母子世帯の場合のみ10%水準で有意となっている。離別母子世帯であることを示すダミー変数の係数が有意にプラスである。つまり、離別母子世帯は他の理由（死別、未婚）による母子世帯と比較して就労収入が有意に多いことを意味している。死別の場合は遺産や遺族年金などの資産移転や収入を伴うため、働いて収入を増やす必要性が離別の場合よりも低いのかかもしれない。年齢の影響は有意には観察されない。男性と異なり女性の場合、年功的な賃金体系の仕事についていないためと考えられる。

以上を考え合わせると、5年ルールについては少なくとも現在の適用除外の扱いを維持すべきであるし、措置自体の抜本的な見直しも行われる必要がある。

表7-3 母子世帯になってからの年数と母親の就労収入

	母子世帯		離別母子世帯	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
母の年齢	0.634	13.342	1.486	12.511
母の年齢（2乗）	0.053	0.177	0.050	0.169
母の学歴（基準：高卒）				
中卒	11.041	21.245	11.852	21.533
高専・短大卒	63.454 ***	15.343	60.909 ***	15.817
大学・大学院卒	116.211 ***	31.574	139.764 ***	35.776
不詳	87.277	58.735	45.827	49.164
末子・未就学児童	-52.909 ***	16.272	-48.003 ***	16.741
子ども数	-15.304	9.462	-17.616 *	9.963
離別母子世帯	89.159 ***	23.804		
5年以上	13.246	32.952	30.251	35.909
母子世帯になってからの年数	-2.696	7.176	-0.222	7.562
母子世帯になってからの年数×5年以上	2.190	7.484	-1.063	8.053
定数項	-9.730	253.270	45.458	230.860
自由度修正済み決定係数	0.179		0.195	
N	438		386	

注：母親の就労収入不詳を除くサンプルについて。被説明変数は就労収入（万円）。標準誤差は不均一分散修正済み。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

⁸ 母親の就労収入を世帯人員数の平方根で除した「等価就労収入」を被説明変数として同様の推定を行っても、結果は同じであった。

4 養育費受給の決定要因

政府は2003年以降、養育費の確保に向けた施策を強化してきた。まず2003年施行の母子及び寡婦福祉法改正で養育費支払いの責務等を明記したほか、養育費の支払いが滞った場合には、一度の申し立てで将来分についても給料等の債権を差し押さえることができるように民事執行法を改正した。また、2004年の民事執行法改正では、養育費等の強制執行について、直接強制のほか間接強制も可能としている。さらに、前述した民法改正も4月から施行されている。

これらの対応にもかかわらず、養育費の確保は依然として進んでいない。厚生労働省「全国母子世帯等調査」によると、シングルマザーが離婚に際して養育費の取り決めをしている割合は、38.8%（2006年）から37.7%（2011年）へとむしろ低下している。養育費を受け取っている割合は19.7%（2006年は19.0%）にとどまり、取り決めと実際の支払いの間に大きなギャップが存在する。離婚時に公正証書ではなく口約束や私的文書での取り決めしかしていないケースでは強制執行ができない上、転居等により相手の所在が不明になるケースも多いと言われている。日本では法や制度が未整備なまま、養育費確保に向けた労力の圧倒的な部分が母親個人に委ねられているのが現状である⁹。

養育費受給に関する先行研究は非常に少なく、筆者の知る限りではJIL（2003）および周（2012b）があるのみである。このうちJIL（2003）は厚生労働省「人口動態社会経済面調査報告：離婚家庭の子ども」（1997年10月実施）の個票を用い、離婚直後の養育費受給状況についてTobit推定を行っている。同調査は調査時点の3ヵ月前の1ヵ月間に協議離婚した者を取り出した全国調査であるが、分析に使用されている説明変数は少ない。Tobit推定において養育費受給額に最も大きな影響を及ぼしているのは養育費の取り決めをしたかどうかであり、その変数を除外すると式の説明力は著しく低下する。子ども数、6歳以下児童の存在、離婚前に専業主婦であったことは受給額を増加させる要因であるが、モデルの選択により有意度にはばらつきがある。離別した父親の年収は受給額を増やす要因であるが、有意水準は高くない。

一方、周（2012b）は、JILPTの「母子家庭の母への就業支援に関する調査」（2007年）の個票に基づき、離別母子世帯の養育費受給の有無およびその金額について、Heckmanの2段階推定を行っている。その結果、父親の年収が高い場合には養育費受給確率が有意に高まるほか、母子世帯になってからの年数が長いと受給確率が低下することを明らかにしている。ただし、受給額については、子ども数が増加すると受給額は有意に増加するものの、父親の年収の影響は多くの場合、有意ではない。

これらの先行研究が抱える問題点として、以下の点を指摘できる。第1に、JIL（2003）では離婚直後の状況しか把握できない上に、養育費の取り決め自体がどのような要因によって

⁹ 養育費確保に向けた先進諸国の取組みや日本での具体化に向けてのアイデアについては(養育費相談支援センター, 2012)参照。

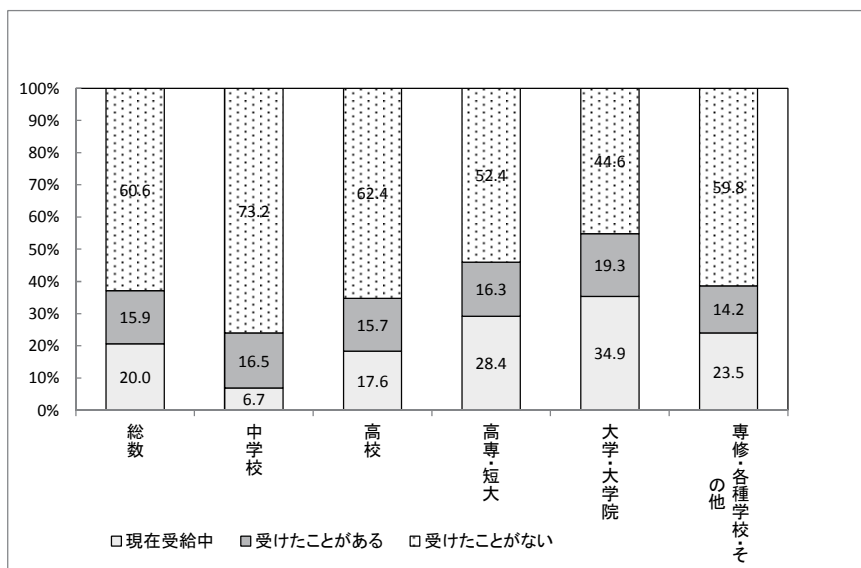
規定されているのかが不明である。第2に、周（2012b）では時期の異なる離別時の父親の年収がそのまま用いられているため、その影響を時点間で比較できない。第3に、周（2012b）では養育費受給有無の決定式と養育費受給額決定式の識別は、母子世帯になってからの年数という変数1つによって行われているが、母子世帯になってからの年数が養育費受給額に影響している可能性もある。第4に、どちらの先行研究においても利用可能な説明変数が少ないため、どのような母子世帯にポイントを置きながら養育費施策を進める必要があるのかという政策インプリケーションが明らかではない。

この節では、JILPT 調査から得られる父親と母親の年収および学歴などの属性を含めて、養育費受給の決定要因について分析を行う。

（1）全国母子世帯等調査から見られる傾向

分析に先立ち、厚生労働省「全国母子世帯等調査」から観察されるシングルマザーの属性と養育費受給の関係をまとめておこう。

図7-6 養育費の受給状況・母の最終学歴別

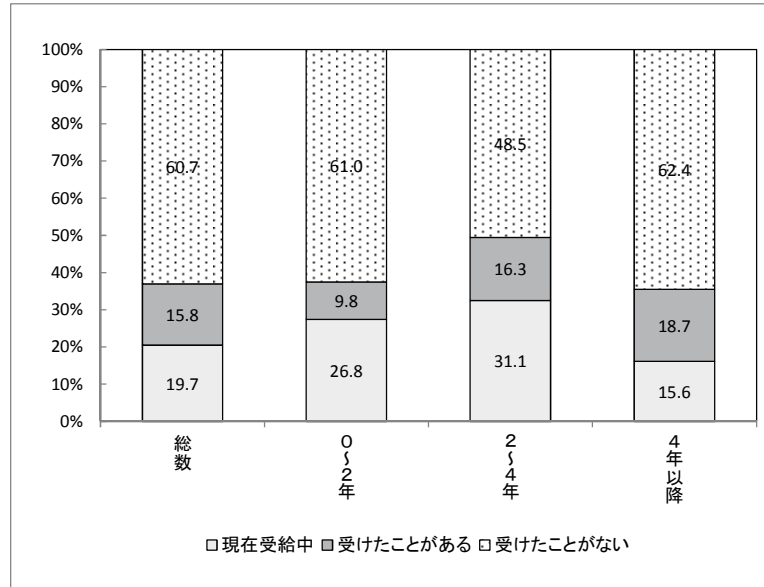


出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（2011年）

第1に、母親の学歴が高いほど、養育費を受給している割合が高い（図7-6）。学歴が高いほど、養育費についての知識が豊富であり、交渉力があるということもあろうし、また、母親の学歴と父親の学歴、ひいては父親の所得水準に相関があると考えられるので、それらの要因の影響をとらえている可能性も考えられる。第2に、母子世帯になってからの年数別では、0～2年未満から2～4年未満にかけては養育費受給率が一時的に上昇するが、それ以後は低下するという不連続な関係がみられる（図7-7）。第3に、母親の就労収入階級別にみると200～300万円未満が最も受給率が低く、年収が低いほうと高いほうで受給率が高くな

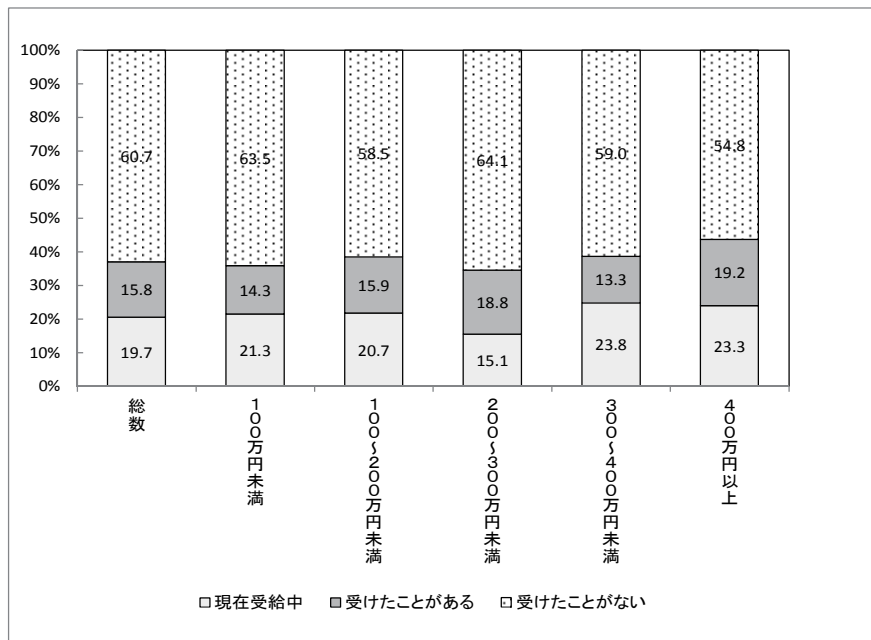
っている（図7-8）。

図7-7 養育費の受給状況：母子世帯になってからの年数別



出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（2011年）

図7-8 養育費の受給状況：母親の就労収入階級別



出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（2011年）

（2）養育費受給の決定要因：推定結果

実証分析の対象は、離別シングルマザー414人である。ここでは養育費受給の有無を示すダミー変数を被説明変数とする Logit 推定、および養育費受給額を被説明変数とする Tobit

推定の2通りの推定をしている。Heckmanの2段階推定を行わなかった理由は、前述したように養育費受給額には影響せず、養育費受給の有無だけに影響する適当な識別変数がJILPT調査からは得られなかったためである。

それぞれの推定では、母親と父親の年収や学歴が互いに相関している可能性があるため、すべてを入れた推定のほかに、片方の年収を省いた推定、片方の学歴を省いた推定も行い、頑健性をチェックした。説明変数は、母親の年齢、学歴、初職が正社員であったかどうか、キャリアパターン、母親の就労収入、父親の学歴、離別時の父親の年収、母子世帯になってからの年数、子ども数、末子が未就学児かどうか、住居の状況である。離別時の父親の年収は、離婚時期の違いがもたらす影響を除去するため、消費者物価指数で2010年価格に修正している。母親の就労収入は2010年のものである。父母双方の収入のほかに学歴やキャリアパターンに関連する変数を含めた理由は、それらの変数が養育費についての知識や離婚時の交渉力に影響すると考えられることに加えて、収入だけでは把握できない稼働能力を示していると考えたためである。また、子ども数や末子の年齢は、子育て費用や母親の就労収入を左右する要因である。住居の状況には、本人自身の持ち家かどうか、そしてローン返済があるかどうかを示すダミー変数を用いている。これは離別時に持家を財産分与して養育費に代えている可能性を考慮したためである。

まず、表7-4に示している養育費受給の有無についてみると、母親が中卒である場合に養育費の受給確率は有意に15%ほど低下する。父親の学歴に関しては、「その他・不詳」となっている場合に受給確率が低い。父母それぞれの年収の影響は明確ではなく、母親の年収を省いたモデルにおいて、父親の年収が700万円以上の場合に10%水準ながら受給確率が40%程度上昇するという結果となっている¹⁰。母親のキャリアパターンの影響は強く、初職が正社員の場合には受給確率が有意に15%前後低下する。また、転職しながらもずっと働き続けてきたという場合、受給確率が低下する反面、初職が正社員で転職して継続就業している場合には、受給確率が有意に40%ほど上昇する。母子世帯になってからの年数はどのモデルでも有意に負となっており、1年経過するごとに1.2~1.6%程度、受給確率が低下する。子ども数の影響は有意ではないが、末子が未就学児の場合には、受給確率が8%程度有意に低下する。注目されるのは住居状況で、持家・(母親による)ローン返済なしの場合、養育費受給確率は28%程度有意に高い。仮説としては持家を財産分与として養育費支払いに代えている可能性を考えたが、実際には持家と養育費が代替されているわけではなく、むしろ補完的な関係にあることが分かる。

受給額の決定要因についてのTobit推定の結果は表7-5に示す通りである。式の説明力

¹⁰ 周(2012b)では父親の年収が高いほど養育費受給確率が有意に高い結果となっている。本稿の分析との違いが生じる理由としては、周(2012b)で用いられているJILPT2007年調査の対象が本稿のような住民基本台帳に基づく抽出サンプルではなく、自治体の母子家庭等就業・自立支援センターに登録しているシングルマザー(静岡県等17自治体)を中心に構成されていることが考えられる。養育費の受給率も25.6%と「全国母子世帯等調査」(厚生労働省)(19.7%)より高めとなっている。

表7-4 養育費受給の有無に関するLogit 推定

	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
母の年齢	0.001	0.034	0.000	0.004	0.034	0.000	0.004	0.031	0.000	0.004	0.031	0.000
母の学歴 (基準：高卒)												
中卒	-1.687 **	0.753	-0.115	-1.609 **	0.720	-0.115	-1.461 *	0.833	-0.118	-1.461 *	0.833	-0.118
高専・短大卒	-0.038	0.323	-0.004	-0.058	0.314	-0.007	0.061	0.302	0.008	0.061	0.302	0.008
大学・大学院卒	-0.087	0.520	-0.010	-0.116	0.507	-0.013	0.244	0.515	0.033	0.244	0.515	0.033
その他・不詳	0.346	0.946	0.044	0.429	0.894	0.057	0.182	0.805	0.024	0.182	0.805	0.024
父の学歴 (基準：高卒)												
中卒	0.530	0.464	0.069	0.624	0.456	0.086	0.571	0.428	0.087	0.571	0.428	0.087
高専・短大卒	0.113	0.442	0.013	0.142	0.458	0.017	0.161	0.424	0.022	0.161	0.424	0.022
大学・大学院卒	0.710 *	0.429	0.097	0.746	0.410	0.105	0.590	0.368	0.089	0.590	0.368	0.089
その他・不詳	-0.988 **	0.471	-0.094	-0.927 **	0.444	-0.092	-0.726 *	0.417	-0.085	-0.726 *	0.417	-0.085
初職正社員	-1.104 ***	0.376	-0.150	-1.083 ***	0.379	-0.150	-0.904 ***	0.341	-0.130	-0.904 ***	0.341	-0.130
キャリアパターン												
一社継続型	0.931	1.097	0.139	0.971	1.045	0.149	0.871	1.543	0.139	0.871	1.543	0.139
一社継続型×初職正社員	-0.633	1.253	-0.058	-0.721	1.189	-0.066	-0.731	1.669	-0.073	-0.731	1.669	-0.073
転職継続型	-2.509 **	1.141	-0.192	-2.587 **	1.145	-0.202	-2.391 **	1.074	-0.206	-2.391 **	1.074	-0.206
転職継続型×初職正社員	2.107 *	1.220	0.371	2.234 *	1.219	0.405	1.964 *	1.166	0.360	1.964 *	1.166	0.360
子ども数	-0.106 ***	0.039	-0.012	-0.109 ***	0.040	-0.013	-0.120 ***	0.036	-0.016	-0.109 ***	0.036	-0.016
子ども数	-0.093	0.191	-0.011	-0.099	0.192	-0.011	-0.093	0.167	-0.012	-0.057	0.181	-0.007
末子・未就学児童	-0.919 **	0.440	-0.088	-0.832 *	0.433	-0.083	-0.808 **	0.358	-0.092	-0.713 *	0.385	-0.078
住居状況 (基準：持家以外)												
持家・ローン返済あり	0.721	0.494	0.101	0.664	0.486	0.093	0.722	0.452	0.115	0.813 *	0.450	0.127
持家・ローン返済なし	1.594 ***	0.554	0.264	1.649 ***	0.553	0.302	1.463 ***	0.511	0.280	1.518 ***	0.556	0.284
父の収入												
1-299万円	1.337	1.062	0.187	1.405	1.031	0.203	1.406	1.067	0.225	1.406	1.067	0.225
300-499万円	1.575	1.052	0.208	1.609	1.018	0.218	1.573	1.055	0.236	1.573	1.055	0.236
500-699万円	1.551	1.087	0.263	1.594	1.072	0.278	1.513	1.101	0.282	1.513	1.101	0.282
700万円以上	1.875	1.145	0.346	1.973 *	1.101	0.375	1.974 *	1.123	0.400	1.974 *	1.123	0.400
不詳	1.076	1.098	0.161	1.114	1.076	0.172	0.975	1.129	0.162	0.975	1.129	0.162
母の就労収入												
1-99万円	-0.200	0.588	-0.022	-0.254	0.588	-0.022	-0.142	0.611	-0.017	-0.142	0.611	-0.017
100-199万円	0.041	0.556	0.005	0.041	0.556	0.005	0.259	0.551	0.034	0.259	0.551	0.034
200-299万円	-0.440	0.634	-0.045	-0.440	0.634	-0.045	-0.338	0.627	-0.039	-0.338	0.627	-0.039
300-399万円	-1.310	0.822	-0.100	-1.310	0.822	-0.100	-1.031	0.803	-0.095	-1.031	0.803	-0.095
400万円以上	0.075	0.696	0.009	0.075	0.696	0.009	0.286	0.689	0.039	0.286	0.689	0.039
不詳	-0.392	0.652	-0.040	-0.392	0.652	-0.040	-0.366	0.678	-0.041	-0.366	0.678	-0.041
定数項	-0.851	1.719		-1.254	1.630		-2.010	1.202		-0.044	1.275	
対数尤度	-166.101			-169.01537			-179.823			-175.45426		
疑似決定係数	0.1709			0.1563			0.1024			0.1242		
N	414			414			414			414		

注：標準誤差は不均一分散修正済み。ダミー変数の限界効果は、0 から 1 に変化したときの差分。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

が大きく低下している点を除くと、受給の有無の決定要因とほぼ同様の結果となっている。ただし、受給額に関しては父親の年収の影響はどのモデルでも有意であり、年収 700 万円以上の場合に受給月額を 10 万円程度引き上げる効果を持っている。住居の状況の影響はここでも顕著に観察され、持家・ローン支払いなしの場合に受給月額を 8 万円弱引き上げる効果を持っている。その一方で、母親が中卒の場合は、受給月額が 6 万円以上、有意に低い。

表 7-5 養育費受給額に関する Tobit 推定

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
母の年齢	-1102	1350	-955	1349			-406	1318
母の学歴 (基準: 高卒)								
中卒	-69935 **	28253	-69015 **	28206			-50504	33933
高専・短大卒	-8177	14659	-6895	14356			-7269	14983
大学・大学院卒	-25112	24608	-24354	25108			-10706	25283
その他・不詳	7649	35689	10026	34574			4474	35916
父の学歴 (基準: 高卒)								
中卒	31217 *	18011	34494 *	17977	27009	17776		
高専・短大卒	11384	21547	11233	22244	9305	20990		
大学・大学院卒	23127	18134	22662	18105	11498	16800		
その他・不詳	-28022	17835	-27480	17809	-26286	18202		
初職正社員	-39565 ***	14532	-40096 ***	14765			-37959 **	15142
キャリアパターン								
一社継続型	46993	35703	43369	34636			47547	48631
一社継続型×初職正社員	-41638	42854	-37685	41353			-42268	55506
転職継続型	-69209 **	31001	-74549 **	32869			-78495 **	34077
転職継続型×初職正社員	73282 **	36435	81278 **	38262			76584 *	39658
母子世帯になってからの年数	-2861 *	1564	-2830 *	1622	-3852 **	1574	-4104 **	1742
子ども数	1465	7468	1465	7640	-302	7122	2479	7771
末子・未就学児童	-46861 **	18801	-43557 **	18604	-35312 **	15889	-37731 **	17338
住居状況 (基準: 持家以外)								
持家・ローン返済あり	56088 *	26660	56019 **	25952	55025 **	25386	57035 **	28840
持家・ローン返済なし	78015 ***	23683	81080 ***	25033	77484 ***	22867	79535 ***	27354
父の収入								
1-299万円	40786	34878	43295	35131	47140	36545		
300-499万円	55025	34921	57407	35210	58336	36637		
500-699万円	42009	38443	48164	39282	39019	39326		
700万円以上	100811 **	44158	105407 **	43332	98624 **	43734		
不詳	19046	38599	21603	39382	20348	40621		
母の就労収入								
1-99万円	-11562	23403					-4755	25958
100-199万円	-3280	22065					6319	23402
200-299万円	-18399	25065					-10542	27969
300-399万円	-40421	30645					-34421	32411
400万円以上	8853	28223					18942	29551
不詳	-19615	26644					-20419	29664
定数項	-26489	60027	-47713	60293	-112771 **	44737	-14143	51591
対数尤度	-847.10		-848.96		-856.37		-856.54	
疑似決定係数	0.03		0.03		0.02		0.02	
N	414		414		414		414	

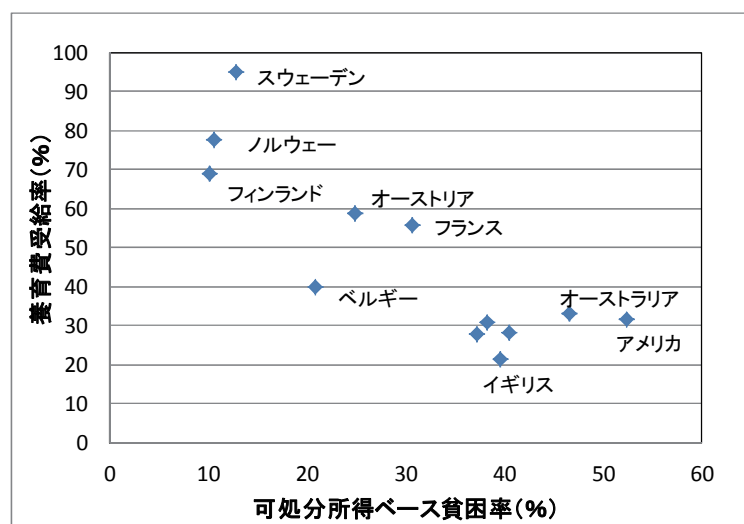
注：標準誤差は不均一分散修正済み。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

まとめると、養育費は父親が高所得で、ローン支払いのない持家に住んでいる世帯で、末子の年齢が高い母子世帯では受給している割合が高く、その金額も高い。一方で、母親が中卒であったり、初職が正社員ではなく転職して継続就業している場合や、賃貸住宅に住んでいる場合、そして末子が未就学児である場合に受給している割合が低く、金額も低い。これらを踏まえると、経済的に脆弱な母子世帯ほど、養育費を受給できず、かつ、受給したとしても金額が少ないということになる。養育費徴収の強化は重要な施策であるが、不利な状況にある母子世帯ほど、そうした施策のメリットから漏れてしまう可能性が高いことに留意する必要がある。

5 養育費徴収強化のマイクロ・シミュレーション

日本では有子離婚であっても裁判離婚の割合は低く、養育費の取り決めなしに協議離婚ができる。島崎 (2005)および島崎 (2012)は、こうした日本の有子離婚法制は国際的にみてもかなり特異であることを明らかにしている。2012年4月に施行された改正民法では、夫婦が協議離婚をする場合には親権だけでなく、面会交流と養育費について協議する義務があることが定められ(民法766条1項)、これに合わせて戸籍法によって定められている離婚届用紙にも、養育費と面会交流の取り決め状況をチェックする欄が設けられた。養育費の取り決めがなくても離婚届自体は受理されるという課題は残るが、子どもに対する義務を知らしめる意味では重要な一歩といえる。

図7-9 先進諸国の養育費受給率と貧困率の関係(2000年前後)



出所：Skinner, Bradshaw, Davidson (2007)から筆者作成。

注：Luxembourg Income Study Database に基づく推計。貧困率は、直接税控除後の可処分所得ベース。

図7-9は先進諸国における母子世帯(死別を除く)の養育費受給率と貧困率の関係をプロットしたものである。養育費受給率が高い国ほど、貧困率が低い傾向が明確に表れている。

欧州諸国と比較するとアメリカの母子世帯（死別を除く）の養育費受給率は低いほうに位置しているものの、アメリカでは個人責任就労機会調停法（PRWORA）のもとで養育費徴収強化が図られたことが知られている。アメリカの養育費徴収は大変厳しく、未婚女性が出産する場合には子どもの父親を特定するように病院側に義務づけられ、ときには遺伝子検査も用いられる。父親として特定されると、子ども1人当たりで所得の17%（ウィスコンシン州の場合）が養育費として徴収され、不払いの場合は連邦データベースの情報を用いてどこまでも追及される¹¹。

養育費徴収強化のためにアメリカのような方法を採用するのか、別の方法を採用するのかという点については別途議論する必要があるが、仮にすべての離別母子世帯が養育費を受給するようになった場合に、どの程度の貧困削減効果が見込まれるかについて検討しておくことは、今後の養育費施策の方向性を考えるうえでも重要と思われる。

そこでJILPT調査から得られる離別母子世帯489世帯の就労収入、家族構成（とくに子ども数や子どもの年齢）の情報をもとに、アメリカ・ウィスコンシン州型の養育費ガイドラインが導入された場合の貧困削減効果、および財政効果をマイクロ・シミュレーションの手法で検討することとする¹²。

（1）養育費徴収ガイドラインの比較

日本では現在、『養育費の手引き』に掲載されている「簡易算定表」が目安の役割を果たしているに過ぎず、養育費の金額について公的な基準は存在しない。「簡易算定表」の出所は東京・大阪養育費等研究会が『判例タイムズ』に掲載した論文であるが、父親に広範な所得控除を認めているために養育費の水準が低くなりがちであるという批判を日本弁護士連合会が出している。

アメリカでは州ごとに独自の養育費徴収ガイドラインが設定されており、それぞれのガイドラインに合わせて養育費支払い指令（Child Support Orders）が出されている。したがって、同じ収入の父親であっても、養育費として支払う金額は州によって異なる。しかし、基本的には①収入スライド方式、②所得シェア方式のうちいずれか、あるいは両者がミックスされた方式を採用している州が大半である。収入スライド方式とは、親権をもつほうの親の収入に関係なく、非監護親の収入と子ども数や子どもの年齢に応じて養育費を決める方式である。一方、所得シェア方式は、父母の合算した収入と子ども数や子どもの年齢に応じて養育費を決める方式である。

表7-2は、アメリカの4つの州の養育費スキームの概要を示したものである。ウィスコンシン州では、収入や子どもの年齢に関係なく定率の養育費が徴収される。子ども1人の場合は収入の17%、2人で25%、3人で29%、4人で31%、5人で34%と人数に応じて率が引

¹¹ 下夷美幸 (2008)に詳しい。

¹² 同様の問題意識で台湾についてシミュレーションをした例としてHuang (1999)がある。

き上げられる。マサチューセッツ州も収入スライド方式であるが、部分的には監護親の収入も考慮している。また、子どもの年齢が高い場合には養育費負担比率が高くなる。ウィスコンシン州との大きな違いは、マサチューセッツ州では低所得の親の養育費負担比率が低くなるように設定されていることである。これと反対にインディアナ州やカンザス州では、親が低所得であるほど養育費負担が収入に占める比率が高くなっている。ただし、カンザス州の場合、比率の変動幅はインディアナ州より小さい。

インディアナ州やカンザス州のような逆進的な制度設計は、低所得層の支払い不履行を招きやすいという欠点がある。一方、マサチューセッツ州のように累進的な構造だと、養育費負担の増加を嫌って父親が就業調整をする可能性がある。子どもの年齢が上がると養育費負担が増加する方式（マサチューセッツ州、カンザス州）についても、子どもの年齢から養育費負担の増加する時期が容易に予見できるので、父親が就業調整をする可能性はある。

以下のシミュレーションでは、最もシンプルな方式であるウィスコンシン州の養育費徴収ガイドラインを用いる。

表 7-6 養育費徴収ガイドラインの例（子ども 1 人の場合）

親の年収		6歳未満児1人の場合				16-18歳児1人の場合			
非監護親	監護親	WI	MA	IN	KS	WI	MA	IN	KS
\$7,500	\$0	17	15	24	14	17	17	24	19
	\$5,625	17	15	22	14	17	17	22	19
\$15,000	\$0	17	25	22	14	17	29	22	19
	\$11,250	17	25	18	13	17	29	18	17
\$30,000	\$0	17	27	18	13	17	31	18	17
	\$22,500	17	22	15	11	17	25	15	15
\$50,000	\$0	17	27	15	12	17	31	15	15
	\$37,500	17	19	14	11	17	22	14	15
\$100,000	\$0	17	n.a	13	11	17	n.a	13	14
	\$75,000	17	n.a	9	10	17	n.a	9	13

資料出所：Bartfeld (2000)

注：WI：ウィスコンシン州、MA：マサチューセッツ州、IN：インディアナ州、KS：カンザス州。親の年収は目安として示したもので、州によって保育費用の控除等がある。

(2) シミュレーションの手順

シミュレーションは以下の 3 ステップで行う。第 1 ステップは、父親の年収の推計である。JILPT 調査では離別時の父親の年収について質問しているが、階級値であるうえに欠値も多い。したがって、父親の年収関数を推計し、得られる予測値を impute する手法をとる。父親の養育費支払い能力を計測した過去の代表的な研究では、各家庭の離別父親についての情報が得られないために、結婚している男性の年収を妻の属性（学歴、年齢等）に回帰させ、そこで得られたパラメーターをもとにシングルマザーの属性に基づき離別父親の年収を推計するといった手段がとられている（Garfinkel and Oellerich 1989; Huang 1999）。しかしこの方法は、①離婚した男性は結婚している男性より相対的に低所得であることを考慮していない、

②夫の属性が妻の属性と同じであると仮定しているという点で問題が多い。これに対して JILPT 調査では階級値とはいえ離別時の年収と父親の学歴が得られる。これは先行研究にはない、大きな利点である。そこで、これらの変数に加えて母親の属性や家族属性を説明変数に加えて父親の年収関数を推計する。

第 2 ステップは、児童扶養手当の推計である。JILPT 調査では児童扶養手当の受給状況を調査しているが、明らかに受給要件を満たしている場合でも欠値となっていたり、児童手当・子ども手当と混同して回答しているとみられるケースがある。そこで、母親の就労収入とその他の収入をもとに、子どもの年齢と人数から児童扶養手当の受給額を推計する。合わせて児童手当・子ども手当の受給額も推計し、就労収入に児童扶養手当、児童手当・子ども手当、その他の収入を加えて世帯収入を計算する。

第 3 ステップは、政策シミュレーションである。子どもの人数・年齢と推計された父親の年収から、ウィスコンシン州の養育費ガイドラインをあてはめた場合の養育費額を推計する。その養育費額に応じて児童扶養手当が減額となる変化を織り込んだうえで、制度変更後の世帯収入を推計し、離別母子世帯全体でみた場合の貧困率の変化を把握する。

(3) 父親の年収の推計

前述したように、父親の年収は階級値でかつ離別時のものなので、各階級の中央値をあてはめようとして、消費者物価指数を用いて 2010 年価格に修正している。説明変数には、父親の学歴、母親が大卒以上かどうか、子ども数、母親の初職、およびそれらと父親の学歴との交差項、養育費支払いの有無、母親の年齢、住居状況、末子が未就学児かどうかを用いている(表 7-7)。

結果をみると、母親の年齢が高いほど父親の年収が上がる傾向にあるが、夫婦の年齢は相関が高いので、これは父親のほうの年功賃金プロファイルを母親の年齢がとらえているのだと考えられる。父親の学歴は有意であり、特に母親が大卒以上の場合に父親の年収は高くなっている。

表 7-7 父親の年収関数の推計

	係数	標準誤差
養育費支払いあり	71.2 ***	21.6
母の年齢（基準：20-24歳）		
25-29歳	222.7 ***	57.2
30-34歳	259.1 ***	58.0
35-39歳	277.9 ***	59.2
40-44歳	330.0 ***	62.8
45-49歳	412.6 ***	62.9
50-54歳	346.5 ***	84.9
55-59歳	258.8 *	146.7
父親の学歴（基準：高卒）		
中卒	174.6 *	98.7
短大・高専卒	-29.2	70.6
大卒以上	220.8 **	96.5
不詳	143.0 **	69.2
母親・大卒以上	-100.4	83.4
× 父親・中卒	130.7	115.9
× 父親・短大・高専卒	301.5 ***	109.9
× 父親・大卒以上	297.1 **	132.5
× 父親・学歴不詳	301.7 **	119.0
子ども数	-42.6	35.7
× 父親・中卒	64.9	41.7
× 父親・短大・高専卒	89.4 **	44.3
× 父親・大卒以上	42.1	54.8
× 父親・学歴不詳	-7.2	41.2
母親・初職正社員	-108.8 *	56.9
× 父親・中卒	183.6 **	64.2
× 父親・短大・高専卒	177.9 *	71.0
× 父親・大卒以上	1.8	80.1
× 父親・学歴不詳	125.9 *	66.2
持家	-43.9	29.4
親の家に居住	-37.7 *	20.2
就学前児童あり	37.3	29.1
定数項	-60.4	68.5
Sigma	185.2933 ***	7.674489
N	420	

注：標準誤差は不均一分散修正済み。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

（４）児童扶養手当等の推計

児童扶養手当の推計に当たっては、支給対象となる子ども（18歳に達する最初の3月末まで）の人数把握が必要となる。JILPT調査の母親の就労収入や世帯収入は調査前年の2010年

の数値なので、子どもの誕生年月についての情報から、2010年時点で支給対象となっている子ども数を計算した。

児童扶養手当には全部支給と一部支給があるが、どちらに該当し、給付額がいくらになるかは、①支給対象子ども数、②収入、③控除額、④所得制限額への加算、によって決まる。まず、勤労収入から給与所得控除額を計算し、給与所得控除後の所得を計算する。次に、社会保険料相当額として一律に認められている8万円を控除する。その他の所得控除（医療費控除等）については実額が把握できないので考慮していない。その上で養育費の8割相当額を収入に加え、合計所得額を求める。

$$\text{合計所得額} = \text{給与所得控除後金額} + (\text{養育費} \times 0.8) - \text{控除金額}$$

全部支給の場合の所得制限限度額は以下の式で計算できる。これを超えていない場合は、対象となる子どもが1人の場合、41,720円が児童扶養手当として支給される(2010年時点)。なお、以下の式で、老人扶養者・老人控除配偶者加算については同居家族の年齢や収入が把握できないため考慮していない。特定扶養親族加算は、同居する子どもの年齢から把握できるので15万円×人数で加算している。

$$\begin{aligned} \text{全部支給の所得制限限度額} &= 190,000 \text{円} + (380,000 \text{円} \times \text{扶養人数}) \\ &+ \text{老人扶養者} \cdot \text{老人控除配偶者加算} + \text{特定扶養親族加算} \end{aligned}$$

一部支給に該当する場合には、対象となる子ども数が1人のケースの支給額は、以下の式から計算される。2人以上いる場合は、2人目に5,000円、3人目以降に3,000円が加算される。

$$\text{支給額} = 41,720 \text{円} - (\text{合計所得額} - \text{全部支給の所得制限限度額}) \times 0.0182890$$

これに加えて2010年は3月まで(旧)児童手当が、4月以降は子ども手当(子ども1人月額1万3000円)が支給されている。児童手当は所得制限と子どもの年齢・人数を把握して給付額を推計した。同様に、子ども手当についても対象子ども数を把握して給付額を推計した。

母親の就労収入に児童扶養手当の推計額、児童手当・子ども手当の推計額を加えた金額と、調査に記入されている世帯収入との間に差額がある場合は、これを「その他の収入」として扱うこととする。

(5) 母親からのフィードバック効果

児童扶養手当や養育費は母親にとっての非勤労収入であり、その変化は母親の労働供給に

も影響を与えると予想される (Hu 1999)。すなわち、5年ルールで児童扶養手当が削減されれば、労働時間を延ばすなどして従前収入を確保しようとするであろうし、養育費が受給できるようになれば、労働時間を減らして子どもと過ごす時間を増やすであろう。こうした母親からのフィードバック効果を取り込むために、母親の就労収入の対数を被説明変数とし、説明変数に非勤労収入（児童扶養手当や養育費を含む）の対数を含めたモデルを推計し、得られた弾力性をもとにフィードバック効果を計算して政策変更後の世帯収入を求める。なお、弾力性は就労収入の多寡によって異なると考えられるので、就労収入分位別の Quantile regression を行って求めている。母親の就労収入に影響すると考えられる年齢、学歴、初職が正社員かどうか、公務員や大企業勤務かどうか、従業上の地位、現職の継続年数、そして末子が就学前児童の場合には労働時間が短い可能性があるため、これも就労収入関数の説明変数に含めている（表7-3）。

（6）貧困指標

各施策の影響度を評価するために、本章では以下3つの貧困指標を用いることとする。

第1は、児童のいる世帯についての貧困線を用いた相対的貧困率である。貧困線は厚生労働省「国民生活基礎調査」（2010年）に基づき、児童のいる世帯についての数値をもとに148.5万円に設定した¹³。なお、税や社会保険料拠出について詳細なデータが得られないため、ここでの貧困率はグロスの収入をベースに計算しており、可処分所得ベースではない。

第2は、生活保護における最低生活費を超えているかどうかを基準とする貧困率である。最低生活費は、居住地の級地、世帯員の年齢、人数、家族構成によって決まる。そこで各世帯の居住地の級地に基づき、生活保護基準第1類、第2類の合計額、および母子加算額を計算して各世帯の最低生活費を求めた。なおデータの制約上、同居している子ども以外の世帯員の年齢は不明であるため、この最低生活費は母親と子どものみを対象に計算している。

第3は、所得ギャップ率である。貧困層における等価世帯収入の平均値と貧困線（148.5万円）との比を用いて計算されるこの指標は、貧困の「深さ」を表す指標としてしばしば利用されている。

¹³ 2010年調査における児童のいる世帯の税・社会保険料控除前の所得の中位値を児童のいる世帯の平均世帯員数の平方根で除した（607万円/sqrt(4.2) = 148.5万円）。これは児童のいる世帯における貧困線であり、全世帯についての貧困線ではないことに注意が必要である。ちなみに全世帯の貧困線は125万円である。

表 7-8 母親の就業収入関数の推計 (Quantile Regression)

被説明変数：母親の就業収入 (対数)

	10th		20th		30th		40th	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
非勤労収入 (対数)	-0.342 ***	0.098	-0.376 ***	0.096	-0.316 ***	0.076	-0.240 ***	0.059
母親の年齢	-0.011	0.017	-0.001	0.010	-0.002	0.008	-0.002	0.006
母親の学歴 (基準：高卒)								
中卒	-0.012	0.550	0.121	0.473	0.170	0.282	0.260	0.253
短大・高専卒	0.261	0.264	0.173	0.150	0.235 **	0.112	0.152	0.095
大卒以上	0.428	0.348	0.266	0.232	0.249	0.159	0.213	0.152
不詳	-0.873	0.649	-0.140	0.514	-0.104	0.428	-0.017	0.242
母親・初職正社員	0.596 *	0.345	0.180	0.227	0.172	0.142	0.233 **	0.094
官公庁勤務	0.234	0.662	0.608	0.646	0.125	0.642	-0.086	0.645
大企業勤務	0.313	0.293	0.176	0.180	0.262 *	0.150	0.227 **	0.111
正社員	0.911 **	0.423	0.742 ***	0.253	0.518 ***	0.175	0.454 ***	0.126
パート・アルバイト	0.264	0.393	0.146	0.242	-0.109	0.182	-0.189	0.131
勤続年数 (基準：1年未満)								
2-3年	0.218	0.491	0.528	0.350	0.428	0.327	0.182	0.228
3年以上5年未満	0.204	0.515	0.931 ***	0.321	0.666 **	0.297	0.347	0.221
5年以上10年未満	1.210 ***	0.400	1.043 ***	0.322	0.831 ***	0.303	0.499 **	0.209
10年以上	1.335 ***	0.444	1.182 ***	0.316	0.836 ***	0.303	0.487 **	0.228
就学前児童あり	-0.436	0.346	-0.261	0.282	-0.148	0.183	-0.215 *	0.114
定数項	4.198 ***	0.861	4.856 ***	0.667	5.275 ***	0.593	5.457 ***	0.503
	50th		60th		70th		80th	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
非勤労収入 (対数)	-0.214 ***	0.040	-0.160 ***	0.033	-0.152 ***	0.036	-0.118 ***	0.039
母親の年齢	-0.002	0.005	0.003	0.005	0.002	0.005	0.000	0.007
母親の学歴 (基準：高卒)								
中卒	0.110	0.169	0.136	0.119	0.201 *	0.110	0.128	0.109
短大・高専卒	0.090	0.087	0.123 *	0.071	0.104	0.070	0.122	0.076
大卒以上	0.173	0.163	0.291	0.189	0.433 **	0.190	0.555 ***	0.205
不詳	-0.021	0.206	0.109	0.157	0.016	0.138	0.021	0.154
母親・初職正社員	0.101	0.097	0.043	0.079	0.055	0.060	0.110	0.072
官公庁勤務	0.256	0.443	0.157	0.362	0.164	0.361	0.022	0.302
大企業勤務	0.149	0.096	0.130	0.085	0.148 *	0.080	0.101	0.075
正社員	0.455 ***	0.093	0.409 ***	0.082	0.452 ***	0.072	0.479 ***	0.081
パート・アルバイト	-0.205 **	0.100	-0.199 ***	0.077	-0.186 **	0.074	-0.159 *	0.083
勤続年数 (基準：1年未満)								
2-3年	0.100	0.122	0.126	0.095	0.110	0.133	0.244 *	0.137
3年以上5年未満	0.279 ***	0.103	0.297 ***	0.086	0.249 **	0.109	0.310 **	0.131
5年以上10年未満	0.450 ***	0.101	0.462 ***	0.084	0.392 ***	0.101	0.433 ***	0.128
10年以上	0.502 ***	0.135	0.595 ***	0.104	0.531 ***	0.114	0.563 ***	0.125
就学前児童あり	-0.140	0.090	-0.124 *	0.072	-0.103	0.082	-0.110	0.098
定数項	5.671 ***	0.327	5.3450 ***	0.265	5.484 ***	0.291	5.386 ***	0.387

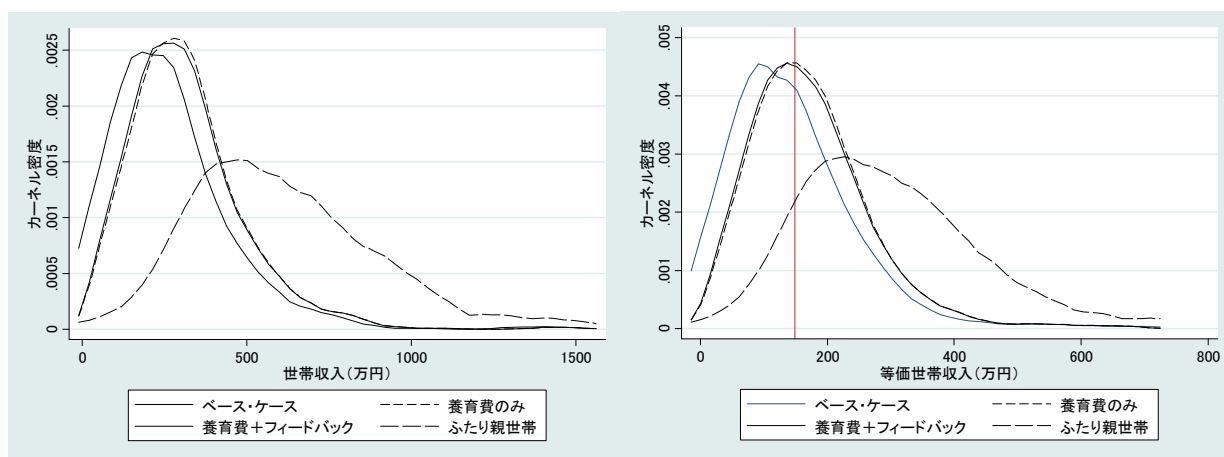
注：標準誤差は不均一分散修正済み。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

(7) 養育費シミュレーション結果

分析対象サンプルにおける養育費受給率は18.2%であり、「全国母子世帯等調査」(2011年調査)の19.7%よりやや低いものの、ほぼ近い水準にある。養育費受給率が100%に達するというシミュレーションの想定は、非現実的ではあるものの、養育費徴収がもたらす貧困削減効果の限界を示すという意味で政策的意義があると考えられる。

現状での離別母子世帯の所得分布を「ベース・ケース」、ウィスコンシン州の養育費徴収ガイドラインのもとで、養育費受給率が 100%になった場合の所得分布を「養育費」と呼ぶこととする。結果は、世帯収入および世帯人員数の違いを調整した等価世帯収入の 2 通りで示している(図 7-10)。等価世帯収入の分布を示した右図の中の縦線は貧困線を表している。離別母子世帯の貧困率は、ベース・ケースでは 58.9%であったものが、養育費ガイドライン導入後は 44.4%へと低下する。所得分布をみると、離別母子世帯の収入のピークが右側にシフトし、低所得層が薄くなっていることが分かる。しかし一方で、養育費徴収が 100%達成されたとしても、4 割の離別母子世帯は貧困から脱することができないということを、この結果は示しているのである。

図 7-10 養育費受給のシミュレーション結果



資料出所：JILPT 調査に基づき筆者作成。

注：図中の縦線は貧困線。

貧困削減効果について、属性別により詳細にみてみよう(表 7-9)。全体での貧困率の低下幅は 14.5 ポイントである。母親の学歴別では高卒や大学・大学院卒の場合に低下幅が大きい一方、中卒の場合は 2.5 ポイントの低下にとどまる。母親が中卒の場合、離別した夫の年収も低いことが影響しているとみられる。末子の状況による差はほとんどみられない。母親の年齢別では、35 歳以上の年齢層で貧困率の低下幅が大きい。これは養育費を払う側の父親の年齢も高いことが影響しているとみられる。

最低生活費を基準としてみた貧困率も、38.0%から 23.5%へと低下する。また、所得ギャップ率は 9.8 ポイント低下する。このように、各種の貧困指標でも、養育費が母子世帯の貧困改善にかなりの影響をもつことが分かる。表 7-10 は次に行う 5 年ルール of シミュレーションを含めて、結果をまとめたものである。

表 7-9 母親の属性別にみた養育費受給の貧困削減効果

	ベース・ケース	養育費	(%)
			変化
母の学歴			
中学	69.2	66.7	-2.5
高校	65.2	47.6	-17.6
高専・短大	50.3	38.6	-11.7
大学・大学院	36.4	21.2	-15.2
末子の状況			
未就学の末子なし	56.2	41.5	-14.7
未就学の末子あり	68.5	54.6	-13.9
母の年齢			
20-24歳	100.0	100.0	0.0
25-29歳	78.6	75.0	-3.6
30-34歳	69.4	61.1	-8.3
35-39歳	60.3	45.2	-15.1
40-44歳	52.9	34.3	-18.6
45-49歳	53.3	37.3	-16.0
全体	58.9	44.4	-14.5

出所：JILPT 調査に基づき筆者計算。

注：学歴が「その他・不詳」については記載を省略、ただし全体には含む。

表 7-10 シミュレーション結果のまとめ

	ベース・ ケース	5年ルール	養育費
Poor1 (%)	58.9	60.7	44.4
(ポイント差)		(1.8)	(-14.5)
Poor2 (%)	38.0	40.9	23.5
(ポイント差)		(2.9)	(-14.5)
所得ギャップ率 (%)	43.4	45.9	33.6
(ポイント差)		(2.6)	(-9.8)
一世帯当たり児童扶養手当 (円/月)	33,676	26,329	29,834
(増減率)		(-21.8)	(-11.4)

注：Poor1: 貧困線に基づく貧困率、Poor2:最低生活費に基づく貧困率。1 世帯当たり児童扶養手当は非受給者も含めた平均。

つぎに、養育費徴収によって児童扶養手当の受給状況にどのような変化が生じるかを母親の属性別にみる（表 7-11）。「全国母子世帯等調査」（厚生労働省）によると 2011 年時点の離別母子世帯数は約 100 万世帯と推計される一方で、児童扶養手当を受給している離別母子世帯は 87.1 万世帯である（厚生労働省「福祉行政報告例」2011 年）。したがって、離別母子世帯の児童扶養手当受給率は 87%程度と推計される。本分析のベース・ケースでの児童扶養手当受給率は全部支給・一部支給合わせて 84.5%（全部支給 52.2%、一部支給 32.4%）であり、全国平均をやや下回るものの、比較的妥当な数値といえる。

現在の制度では、養育費の 8 割を収入として算入し、児童扶養手当の受給額を決定してい

る。したがって、養育費受給率が上昇すると、それだけ児童扶養手当の受給率は低下し、給付額も減少すると予想される。

シミュレーションの結果では、養育費受給率が 100%に達した場合、全部支給を受ける離別母子世帯の割合は 54.8%から 43.8%へと 11 ポイント低下する。その一方で、一部支給を受ける離別母子世帯の割合は 31.1%から 36.6%へと上昇する。両者を合計した児童扶養手当受給率は 85.9%から 80.4%へと低下する。

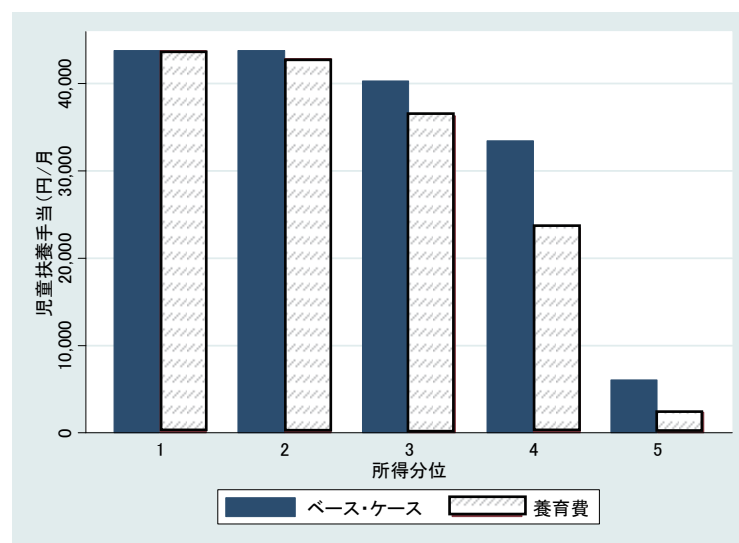
所得分位別にみると、第 1 分位から第 3 分位までは、全部支給受給者の減少分が一部支給受給者の増分で相殺されているため、合計での受給者数はほとんど変化しない。しかし、第 4 分位では、全部支給受給者が 10.8 ポイント減少するのに対し、一部支給受給者は 2.9 ポイントしか増加しない。つまり、離別母子世帯の所得分布の中でも、中程度以上の場所に位置付けているとみられるグループが、養育費を受給することによって児童扶養手当の支給対象から外れていくことが分かる。

表 7-11 養育費徴収が児童扶養手当給付に及ぼす影響

所得分位	ベース・ケース			養育費			差		
	全部支給 (F1)	一部支給 (P1)	合計 (T1)	全部支給 (F2)	一部支給 (P2)	合計 (T2)	全部支給 (F2)-(F1)	一部支給 (P2)-(P1)	合計 (T2)-(T1)
1	1.000	0.000	1.000	0.977	0.023	1.000	-0.023	0.023	0.000
2	0.939	0.061	1.000	0.818	0.182	1.000	-0.121	0.121	0.000
3	0.682	0.318	1.000	0.411	0.579	0.991	-0.271	0.262	-0.009
4	0.137	0.814	0.951	0.029	0.843	0.873	-0.108	0.029	-0.078
5	0.000	0.312	0.312	0.000	0.118	0.118	0.000	-0.194	-0.194
合計	0.548	0.311	0.859	0.438	0.366	0.804	-0.110	0.055	-0.055

出所：JILPT 調査に基づき筆者計算。

図 7-11 養育費徴収が児童扶養手当給付額に及ぼす影響



出所：JILPT 調査に基づき筆者計算。

さらに、児童扶養手当の減少がどの階層で生じるかを示したものが図7-11である。養育費受給による児童扶養手当の支給額減少は、主として第4分位に生じていることが分かる。第5分位は、もともと受給者が少なかったり、一部支給の受給額が少額であったりするために、減少幅は小さい。支給額の総額は、11.4%減少する。

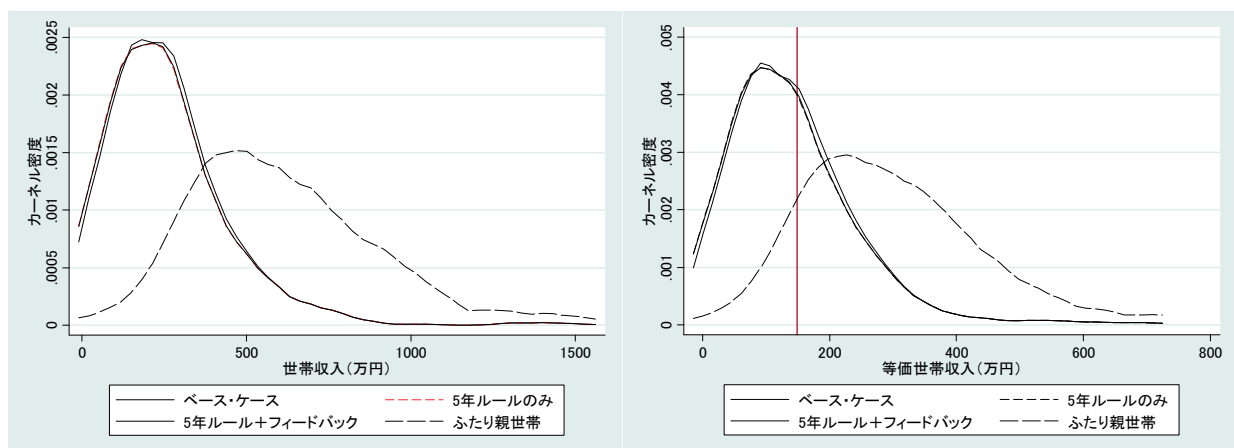
(8) 5年ルール of 適用は何をもたらすか

最後に、現状の施策のままで5年ルールが適用された場合にどのような変化が生じるかをシミュレーションする。母子世帯になってからの年数が5年以上の世帯について、児童扶養手当の受給額が一律に半減したと仮定して計算した(2010年当時で8歳未満児がいる世帯を除く)。その結果、離別母子世帯の等価世帯収入は(児童扶養手当を受給していない世帯も含めて)平均して4.6万円減少し、所得分布は左側へシフトする(図7-1)。貧困率は58.9%から60.7%へと1.8ポイント上昇する。もともとの貧困率が高水準であるために、こうした変化は比較的小幅にみえるかもしれないが、先進諸国の中で日本の母子世帯の貧困率は突出して高く、その貧困状況がさらに悪化するとすれば、国際的にみても極めて異常な事態といえよう。

5年ルールはまた、貧困の「深化」をもたらす。最低生活費でみた貧困率は、2.9ポイント上昇して40.9%となる。すなわち、生活保護基準以下の収入に陥る母子世帯の割合がさらに上昇することになる。また、所得ギャップ率も2.6ポイント上昇する。

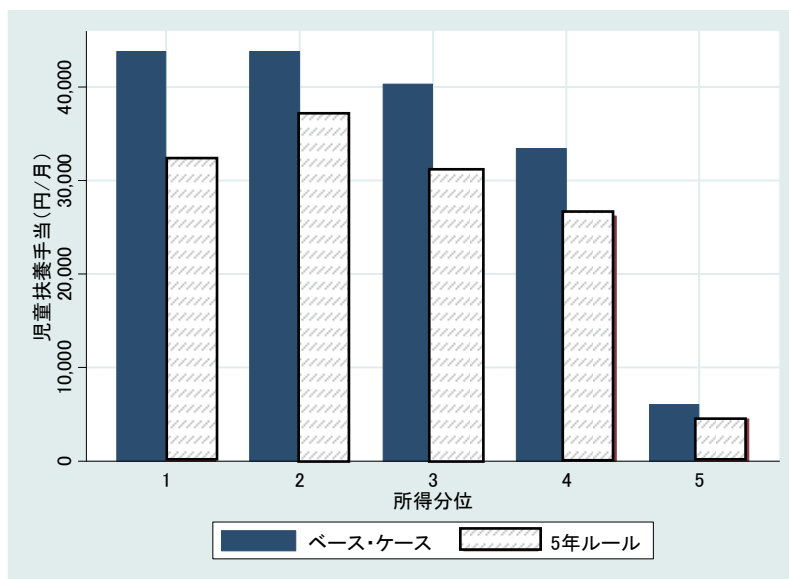
他方で、5年ルールが児童扶養手当削減を通じてもたらす財政効果は大きい(図7-13)。5年ルールの実施によって、全体での支給額は、22%減少する。ただし削減の大きな部分は第1分位、すなわち母子世帯の中でも最低所得層に生じることに留意する必要がある。また、5年ルール実施後の児童扶養手当の所得分位別の支給状況は、第1分位が第2分位より少ないという、いびつな形になっている。

図7-12 「5年ルール」が適用された場合のシミュレーション



出所：JILPT 調査に基づき筆者作成。
注：図中の縦線は貧困線。

図 7-13 5年ルールが児童扶養手当給付額に及ぼす影響



出所：JILPT 調査に基づき筆者計算。

6 結論

本稿では、JILPT 調査に基づき、シングルマザーと既婚マザーの賃金格差の要因分解を行うとともに、養育費受給の決定要因を分析した。また、養育費の徴収強化がもたらす貧困削減効果について、アメリカ・ウィスコンシン州の養育費徴収スキームを採用してマイクロ・シミュレーションを行ったのち、児童扶養手当の一部支給停止措置が実施された場合に貧困率に及ぼす影響についてもシミュレーションを行った。

財政再建の要請から、政府は児童扶養手当についても給付額の切り下げを行うなど、厳格化の方向に舵を取りつつある。そうした中で、母子世帯の貧困を改善しつつ公的負担を減らす方策として、養育費徴収強化は魅力的な政策オプションとなっている。本稿のシミュレーションでは、養育費の徴収は、離別母子世帯の貧困率を最大で 15 ポイントほど改善させ、また、児童扶養手当の支給額を最大で 10%以上減少させるポテンシャルを持つことを明らかにした。このように検討に値する施策であるにもかかわらず、必要な法制度や機関を整備するための政府や関係機関の足取りは非常に重い。

その一方で、現在は実質上棚上げされている 5 年ルールの適用が検討される可能性も高まっている。しかし、本稿の分析で示したように、現在の労働市場の状況では、年数が経過しても母子世帯の就労収入は増加しない。そうした中で 5 年ルールが適用されれば、すでに高い母子世帯の貧困率がさらに高まることをシミュレーションで示した。母子世帯に育つ子どもへのウェル・ビーイングに甚大な影響が及ぶことが懸念される。

終わりに、本稿の分析の留保点について述べておきたい。まず第 1 に、本稿の分析は少数のサンプルに基づいているため、いずれ大規模サンプルを用いて結果の頑健性を検証する必要がある。これと関連して第 2 に、本稿はクロスセクション・データに基づく分析にとどま

っているが、実際の貧困プロセスの解明にはパネル・データを用いることが必要である。以上の2点を念頭に置いたうえで第3に、本稿のシミュレーションは養育費受給率が100%という非現実的な状況を描いたものであることに注意が必要である。厳格な徴収体制をとっているアメリカでさえも、実際の養育費受給率は30%を多少超えるに過ぎない。現実には経済状態の悪い脆弱な母子世帯ほど、養育費の支払いが途絶したりなされなかつたりするリスクは高い。アメリカ並みの徴収率が実現したとしても、貧困率の削減効果や児童扶養手当の財政効果は、本稿でのシミュレーション結果よりも大幅に控えめなものにとどまるであろう。

参考文献

- 大石亜希子(2012a)「母子世帯になる前の就労状況が現在の貧困とセーフティネットからの脱落に及ぼす影響について」労働政策研究・研修機構編『シングルマザーの就業と経済的自立』(第5章)労働政策研究報告書 No.140
- 大石亜希子(2012b)「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』第9章 (pp.221-246) 東京: 慶應義塾大学出版会
- 島崎謙治(2005)「児童手当および児童扶養手当の理念・沿革・課題」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京: 東京大学出版会
- 島崎謙治(2012)「「養育費相談支援」に関する政策のあり方について」養育費支援センター『養育費確保の推進に関する制度的諸問題』東京: 養育費支援センター
- 下夷美幸(2008)『養育費政策にみる国家と家族—母子世帯の社会学』: 勁草書房
- 周 燕飛(2012a)「経済的自立をめぐる現状とこの規定要因」労働政策研究・研修機構編『シングルマザーの就業と経済的自立』(第2章)労働政策研究報告書 No.140
- 周 燕飛(2012b)「養育費の徴収に秘策があるのか」労働政策研究・研修機構編『シングルマザーの就業と経済的自立』(第10章)労働政策研究報告書 No.140
- 堀 春彦(1991)「男女間賃金格差の経済分析: サーベイ論文」『三田商学研究』34(2) 116-124
- 堀 春彦(1998)「男女間賃金格差の縮小傾向とその要因」『日本労働研究雑誌』No.456
- 日本労働研究機構(JIL)(2003)『シングルマザーへの就業支援に関する研究』日本労働研究機構調査研究報告書 No.156
- 日本労働政策研究・研修機構(JILPT)(2012)「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」JILPT 調査シリーズ No.95
- 養育費相談支援センター(2012)『養育費確保の推進に関する制度的諸問題』東京: 養育費支援センター
- Almond, D., & Currie, J.(2011) Human Capital Development before Age Five. In O. Ashenfelter & D.

- Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 4b, 1315–1486): Elsevier.
- Bartfeld, J.(2000) Child Support and the Postdivorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers, and Children. *Demography*, *37*(2), 203–213. doi: 10.2307/2648122
- Fox, L., Han, W.-J., Ruhm, C., & Waldfogel, J. (2013) Time for Children: Trends in the Employment Patterns of Parents, 1967-2009. *Demography*, *50*(1), 25–49. doi: 10.1007/s13524-012-0138-4
- Garfinkel, I., & Oellerich, D.(1989) Noncustodial Fathers' Ability to Pay Child Support. *Demography*, *26*(2), 219–233. doi: 10.2307/2061521
- Heckman, J. J.(1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, *47*, 153–161.
- Hu, W.Y.(1999) Child Support, Welfare Dependency, and Women's Labor Supply. *Journal of Human Resources*, *34*(1), 71–103.
- Huang, C.-C.(1999) A policy Solution to Reduce Poverty in Single-Mother Families? -- An examination of the child support assurance system. *Journal of Population Studies (National Taiwan University)*, *20*, 93–124.
- Jann, B.(2008) The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models. *Stata Journal*, *8*(4), 453–479.
- OECD(2008) *Growing Unequal*, Paris: OECD.
- Skinner, C., Bradshaw, J. & Davidson, J.(2007) *Child Support Policy: An International Perspective*, Department for Work and Pensions Research Report 405, Leeds: Corporate Document Services.

第8章 シングルマザーの就業とディストレス

1 はじめに

日々の不安感や抑うつ状態などのネガティブな心理状態のことを総称し、ディストレス（distress）と呼ぶ。ディストレスは個人の心理的健康を知る上で主要な指標の1つである。ディストレスの高さは、その個人がおかれている環境や社会経済状況の困難を間接的に反映した指標としても用いられている。ひとり親世帯、特に母子世帯は、その多くが困難な社会経済状況下にあるとされる。そのため、母子世帯の母親（シングルマザー）のディストレスは、ふたり親世帯の母親に比べて高いことが予想される。実際、JILPT（2012）では、無業母子世帯の34.0%、有業母子世帯の19.0%の母親にうつ傾向があることが示されている。ふたり親世帯（母親）の7%に比べてはるかに大きい割合である。

ディストレスは、母子世帯の就業支援策を考える上でも重要なファクターである。母子世帯における就業支援の議論は、基本的には低所得状態から抜け出す、あるいは陥らないようにするといった経済的な自立支援が中心である。その支援のあり方としては、エンパワーメント施策とそれを保障する就業機会の増大および労働環境の整備の二本柱での対応が有効であると論じられている（高田 2010、大石 2012、周 2012a、2012b、馬 2012）。エンパワーメント施策の具体例としては、正社員就業への転換や資格の取得などのキャリアアップやスキルアップがあげられる。このような自立支援策はディストレスの軽減に有効な施策と考えられる。今よりも高い経済力の獲得や、キャリアアップを通して達成できる自己実現によって、ディストレスを緩和させる経路が想定できる。一方で、エンパワーメント施策は、個人の自助努力を前提としたものである。既に深刻なディストレスを感じている人は、その自助を十分に期待できないことこそが問題ともいえる。また、重度の抑うつを感じていないまでも、子育てなど日々の生活で疲労している人に対して、就業の面でさらなる自助努力を求めることは、よりディストレスを高める可能性もある。

シングルマザーにはディストレスが高い人の割合が多いのは、母子世帯という世帯構造上の問題なのか。それとも、ディストレスを高める要因をシングルマザーが保有しやすいのか。母子世帯の就業支援策と母親のディストレスを考える際に、これらを識別することは肝要である。極度の貧困、虐待や暴力被害の経験などは、重度のディストレスの要因となることが知られている。またシングルマザーは、そのようなネガティブな経験をしている割合が高い。ただ、すべての人がそのようなネガティブな経験しているわけでもない。また、シングルマザー以外の女性でも、そのような経験をしている人はいる。極度の貧困や暴力被害等の要因は就業自立支援とは別に、それ自体が解決されるべき問題である。母子世帯の就業支援策を考える際には、母子世帯の一部の状況を強調するのではなく、さまざまな像を含めた母子世帯の全体像を捉える必要がある。

母子世帯であることの必要条件は、子どもがいて、かつ世帯に配偶者としての夫がいないことである。ゆえに母子世帯への就業支援策の本質は、夫がいない状況下で子育てをしながら働く母親をどのようにサポートしていくかにある。明らかにされるべきことは、そのような環境下で働くことが母親にどの程度の心理的負担となっているかである。もし夫がいない状況下で働くことが日常生活に支障がでるほどのディストレスと結びついているならば、母子世帯に対して無造作に就業のみの支援策を提案できないことになる。それは暴力被害などで重度のディストレスを感じているケースと同様、就業面からだけで解決できる問題ではないといえる。また重度とまではいかななくても、非母子世帯の母親より高いディストレスを感じているならば、そのディストレスを軽減することなしにシングルマザーのみに就業面で更なる負荷を求めることは、ワーク・ライフ・バランスの観点からは、決して望ましいこととはいえない。

そこで本稿では、貧困や暴力を受けた経験など属人的、社会経済的要因をコントロールした上でも母子世帯という環境は母親のディストレスを高めうるのか、ふたり親世帯の母親、夫が単身赴任の世帯の母親との比較を通じ、次の3つの問いを検証することからアプローチする。

(a)世帯類型および働き方によって、ディストレスの水準は異なるか

(b)仕事と家庭でコンフリクトが生じた場合、世帯類型によってディストレスへの影響が異なるか

(c)配偶者以外にサポート提供者がいない場合、世帯類型によってディストレスの水準は異なるのか

(a)の問いは、母子世帯という状況下で働くことから受ける心理的負担が、非母子世帯の母親が受けるそれとは異なるのかということ明らかにする。(b)、(c)の問いは、仕事と家庭のバランスがとれない、サポートネットワークがないといった影響を吸収できるキャパシティが母子世帯とふたり親世帯では異なるのかを検証する。すなわち、母子世帯という環境がさまざまな生活リスクに対して脆弱であるかどうかを明らかにするものである。これらの問いを明らかにすることで、就業支援策の対象としている母親たちは、就業による自立支援策が前提とする心理面での健康を維持しているのか。そして、現在の心理状態を把握することによって、職業能力開発などで更なる努力を求める方策が有効な手立てであることを示すことになる。

2 先行研究-女性の就業とディストレスの関係

母子世帯の母親を含め、既婚女性の就業とディストレスの関係は、就業がディストレスを高める方向と就業がディストレスを緩和させる方向、その両方が先験的には考えられる。就業がディストレスを高める中心的仮説は、役割過重仮説である。役割過重とは、家庭や仕事など様々な場面で個人が期待される役割が重く、ある特定領域の役割をこなすことが難しく

なっている状態をいう。性別役割分業の意識が強い社会の下では、家庭面での役割をより女性に期待することが多い。既婚女性の場合は、家庭面での役割にさらに仕事の負荷が加わることによって、仕事と家庭のいずれかの役割を果たすことが難しくなる状況に陥りやすい。特に母子世帯の場合は、稼ぎ手としての役割と家事、子育て面の役割をほぼ一人で担うケースが多いことから、ふたり親世帯の母親より負担が重くなることが予想される。ディストレスを緩和させる仮説で主要なものは役割拡張仮説である。仕事や稼得から得られる自信やネットワークの確立などが、母親のディストレスを緩和する方向に働くというものである。

欧米の実証研究では、既婚女性の就業がディストレスにどのような影響を及ぼすかについて、パネルデータを用いて直接的にアプローチしている。既婚女性全般については、就業のポジティブな影響を支持する結果が多数を占めている(例えば、Kessler et al. 1987、Kessler and McRae 1982、Ross and Mirowsky 1995、Graetz 1993)。ただ、母子世帯の就業に焦点をあわせた分析では、いくつかの研究が、就業にポジティブな効果があるとは限らないとしている(Ali and Avison 1997、Baker et al. 1999)。またポジティブな影響があるとしても、それは主としてフルタイムや安定した長期雇用の仕事においてであると示唆されている(Zabkiewicz 2010)¹。

日本においては、就業が女性のディストレスを高めるかどうかを、パネルデータで直接的に検証した研究はほとんどない。検証を可能とするデータが十分に整備されていなかったことが主因と考えられる。そのためクロスセクションデータを用いて、働く女性と専業主婦の違いや就業形態間の比較等による間接的なアプローチに留まっている。就業形態間および専業主婦での比較を行った稲葉(1999)では、これらグループの間に明確な差異はみられなかった。また西村(2009)の分析でも就業形態による差異はみてとれないが、女性の収入の多寡はディストレスを緩和させる方向に働くとしている。稲葉(1999)では、働く女性のディストレスが専業主婦に比べて高くも低くもならない理由を、分析で使用したデータが対象としている90年代前半の状況も鑑み、性別役割分業規範の下では、1)女性たちが家族役割の遂行を第一に希求し職業役割の方は放棄・修正すること、2)女性が職業から得られるメリットが少ないことに求めている。一方で小泉他(2003)は、仕事から家庭へのコンフリクトが多い場合は、働く女性の抑うつ傾向は高くなることを示している。

シングルマザーの就業とディストレスについては、全国規模のサンプルを用いた研究は、管見の限りほとんど行われていない。母子世帯のディストレスの高さを示した数少ない例の1つとして、稲葉(2002)がある。稲葉(2002)は婚姻状態とディストレスの関係に主眼をおいた研究であるが、女性の既婚無配偶者(離死別)は有配偶女性よりもディストレスが高いことを示している。日本において、シングルマザーのディストレスの把握が十分に行われてこなかった背景には、データの制約がある。母子世帯・非母子世帯間の平均値の比較にと

¹ 母子世帯に限らず、就業とメンタルヘルスを扱った近年の研究では、就業しているかどうかだけでなく就業の内容にも着目するようになってきている。例えば、不安定な職や自分が望む条件に合わない仕事(低賃金や能力とのミスマッチ)で就業している/することになった場合、労働者のメンタルヘルスにはネガティブな影響を与えるとの指摘がある(Dooley et al. 2000、Baradasi and Francesconi 2004)。

どまらず、多変量解析等を通してディストレスを生み出す構造を把握するには、一定の対象数を確保する必要がある。ただ、母子世帯は出現率が低いために、世帯全体を想定した母集団からの抽出では数の確保が難しい。一方で、母子世帯のみを母集団に想定した調査では、数の確保は可能であるものの、ディストレスを規定する要因が母子世帯特有のものなのか、非母子世帯にも共通のものなのか、結果の解釈が難しくなる。本稿で用いるデータは、ふたり親世帯に加え、ひとり親世帯をオーバーサンプリングして実施した調査である。両世帯に同一の調査票を用い、数の確保と全体の世帯における母子世帯の位置づけを把握することの双方が可能となっている。子育て世帯を対象に就業および生活面に着目した調査であり、その中にディストレスに関する情報も捕捉した全国調査という点でも画期的なものである。本稿から得られる知見は、母子世帯、そしてふたり親世帯の母親に対しても、心の健康に着目し就業および家庭環境のより良いあり方の構築に寄与するものである。

3 データと方法

(1) データ

使用するデータは、(独)労働政策研究・研修機構(JILPT)が2011年10月から12月に実施した「子どものいる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2011」)である。設計は18歳未満の子どもを育てている全国4,000世帯の抽出を目標とした。ふたり親世帯とひとり親世帯を2,000世帯ずつ割り当て、ふたり親世帯で1,435票、ひとり親世帯で783票の有効票が得られている。ひとり親、ふたり親世帯ともに三世帯同居の世帯も含まれている。

本稿で用いている「一般世帯」はふたり親世帯、「母子世帯」はひとり親世帯として抽出された対象者である。「子育て世帯全国調査2011」の対象は、基本的に子育て中の女性である。ひとり親世帯については、男性も父子世帯として抽出されているが、本稿では分析の対象を女性だけに限定する²。

「子育て世帯全国調査2011」では、上述したように、ひとり親世帯とふたり親世帯は1対1程度の回収状況である。このことは、ひとり親世帯をオーバーサンプリングしていることになるが、本稿の分析ではウェイトで割り戻していない。後述するように変数を世帯類型でグルーピングしているため、割り戻していないことの影響は抑えられている。ただし、すべての世帯類型で共通とした変数については、ひとり親世帯の影響を強く受けることになる。

² 単身赴任世帯は、調査票の設問に「夫が単身赴任中である」と回答したものを事後的に分類したものであり、抽出段階で割り当てたものではない。単身赴任世帯はひとり親世帯として抽出されたケースとふたり親として抽出されたケースの両方がある。住民基本台帳を元に抽出しているため、夫が住民票を移している場合は、残った家族と母親がひとり親世帯として抽出されることになる。

（２）分析に用いる変数

ディストレス指標

母親のディストレスを測る指標として、CES-D（the Center for Epidemiological Studies Depression Scale）を用いる。CES-Dは、疫学研究に由来する指標であり、一般集団の心理的な抑うつ傾向を測る指標として開発されたものである。項目について被験者に最近1週間の状況を自己評価してもらう。合計得点がある得点（カットオフ・ポイント）以上の被験者は、実際の臨床の場でもうつ病と診断される傾向があるため、うつ病判別のスクリーニングテストとして用いられることも多い。社会学の分野では、CES-Dはディストレスを測る指標として、最も多く用いられている指標の1つである。社会学では一般の人々の抑うつ傾向を広く捉える目的で、カットオフ・ポイントを区切りとした二分法ではなく、CES-Dの得点をそのまま用いた分析が多い。

オリジナルのCES-Dは20の項目を調査するが、20すべての項目を用いることは被験者の負担も大きい。そのため、社会調査等では項目数を減らした短縮版が利用されることが多い。

「子育て世帯全国調査2011」では、7項目の短縮版を採用している。「最近の1週間で、以下のようなことは何日くらいありましたか」という質問に対して、「励ましてもらっても気分が晴れない」、「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」、「生活を楽しんでいる」、「悲しいと感じる」の7つの項目をあげている。これらの項目について、対象者には、「ほとんどない」、「1～2日」、「3～4日」、「5日以上」の4段階の頻度で自己評価してもらう。分析では、「ほとんどない」に0点、「5日以上」を3点と順次1点刻みの得点を与える。ただし、「生活を楽しんでいる」は逆転項目である。最低点は0点、最高点は21点である。得点が高いほど、抑うつ傾向にありディストレスも高い。CES-Dの7項目版については、先行研究から明確なカットオフ・ポイントは示されていない。本章では第3章と同様に10点をカットオフ・ポイントに設定している。オリジナル20項目のカットオフ・ポイントよりも、得点率の設定を厳しめにとっていることは留意する必要がある。

就業状態

就業の有無と雇用形態別に、次の7つの状態に分けた。1.正社員・正規職員、2.嘱託・契約・派遣社員、3.短時間パート・アルバイト、4.長時間パート・アルバイト、5.自営業・その他、6.求職中、7.専業主婦。3.の短時間パート・アルバイトと4.の長時間パート・アルバイトは、週あたり労働時間が35時間未満か以上かで分けている。

仕事と家庭生活のバランス

「子育て世帯全国調査2011」では、仕事と家庭生活のバランス（WLB）について、次の3項目について、経験の頻度を質問している。

WLB1:「仕事で疲れ切ってしまうと、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。」

WLB2:「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。」

WLB3:「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。」
いずれの設問とも、仕事と家庭の折り合いがつかないワーク・ファミリー・コンフリクト（ファミリー・ワーク・コンフリクト）の状況をとらえようとしたものである。WLB1 と WLB2 は仕事の役割期待が大きすぎて、家庭面での役割に応えるエネルギーや時間が不足している状況である。すなわち、仕事から家庭への影響である。WLB3 は家庭面での役割期待が大きすぎて、仕事面での役割期待に応えることが難しくなっている、家庭から仕事への影響である。回答は、この1年間の頻度を、「ほぼ毎日」、「週に何回かある」、「月に何回かある」、「年に何回かある」、「めったにない」、「まったくない」の6段階での評価を求めている。分析では、「ほぼ毎日」から「まったくない」の順に5～0点の得点を与えている。得点が高いほどコンフリクトの発生頻度は高いことを意味する。厳密には順序尺度ではあるが、分析では和や差に意味があるものとして扱う。

配偶者以外の援助者の有無

親や親族、知人等で金銭的/非金銭的な援助をしてくれる人が誰もいないと答えた場合に1を、誰かいる場合には0を割り振る。金銭的、非金銭的援助の内容は下記の通りである。

- ・金銭的援助…「生活費の援助」、「住宅資金・家賃援助」、「子どもの教育費の援助」
- ・非金銭的援助…「子どもの世話」、「家事援助」

「援助者なし」となるのは、サブカテゴリーの全項目で援助をしてくれる人がいない場合である。例えば、「家事援助」をしてくれる人がいなくても、「子どもの世話」をしてくれる人がいれば、非金銭的援助者は「あり」となる。ただし、現在、援助を必要としていない状況でも対象者は援助者がいないと回答するケースも考えられ、潜在的な援助者が全くいない状況との識別はできない。

他のディストレスを説明する変数、およびコントロール変数としては、先行研究で用いられているものを中心に、「子育て世帯全国調査 2011」から使用可能な下記の項目を用いている。

家計の経済的困窮度

「子育て世帯全国調査 2011」では、食料品と衣料品についてそれぞれ「あなたのご家庭では、過去1年の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする食料（衣料）を買えないことがありましたか」という質問をし、その頻度を「よくあった」、「ときどきあった」、「まれにあった」、「まったくなかった」の4段階で尋ねている。分析では、「よくあった」に3点、「まったくなかった」に0点を順次割り振り、衣服と食料の回答を合算した得点を家計の経済的困窮度の指標として用いる。最低点が0点、最高点が6点である。得点が高いほど経済的に困窮していることになる。順序尺度ではあるが、加減の演算ができるものとして扱う。

対象者（母親）の年齢

最終学歴…中学校、高等学校、専修学校・各種学校、短大・高専、大学・大学院、その他・無回答の6カテゴリー

資格保有…仕事に役立っている(た)資格がある場合を1、ない場合を0とする。

子どもの数

末子の学齢…未就学、幼稚園・保育園、小学生、中学・高校生の4カテゴリー。

子どもの病気…1人でも重病・難病を抱えた子どもがいる場合を1、それ以外を0とする。

(元)配偶者から暴力を振るわれた経験…振るわれた経験がある場合を1、ない場合を0とする。

(3) 分析方法

CES-Dの7項目を応答変数とした、一般化線形混合(GLMM)モデルで分析を行う。応答変数には、(ア)合計点がカットオフ・ポイント(=10点)以上か未満かの2値データ、(イ)各項目の合計点をそのまま使用する、の2つのパターンを用意した。(ア)と(イ)の違いは、(ア)が日常生活に支障をきたすほどのディストレスか否かを判断し、(イ)は軽度のディストレスを含めて心理状態を連続的に捉えるものである。(ア)はプロビットリンクさせている。(イ)については、CES-Dの合計点は0以上の範囲しかとらないこと、また後述するように0の近辺に件数が集中するといった問題が観察されている。応答変数の分布に正規分布を仮定することは不適切と考えられるため、リンク関数として、(イ-1)最低点の0から最高点の21の範囲で切断した正規分布と、(イ-2)ゼロ過剰の負の二項分布(Zero-Inflated Negative Binomial)の2つのモデルで推計している。

負の二項分布は、ポアソン分布とならび、計数データ(count data)を表現する際によく用いられる分布である。負の二項分布、ポアソン分布ともに、発生件数が少ない事象をうまく近似できることが知られている。ゼロ過剰の仮定は、観測された0の発生件数がパラメトリック分布で予想される件数より多いケースで適用される。技術的に言えば、0に質量を持つ離散分布と負の二項分布の混合分布を作成することになる。つまり、得点が0でまったく動かないグループと負の二項分布に従うグループの2つの潜在クラスを想定して分析を行うことになる。混合する分布のウェイトは、同じ変数をもつプロビット関数で推計している。推計結果に記載している係数は負の二項分布部分の係数である。CES-Dの質問項目すべてが該当しない0点の人たちと、1つでも該当している1点以上の人たちとでは、ストレスに対する耐性や感受性が異なるなど、観測できない要因があるかもしれない。ただ筆者の知る限り、CES-Dに関して、ゼロ過剰分布を用いた分析は行われていない。本稿でゼロ過剰の仮定をおいたのはモデルのフィッティングの目的が主である。0点とそれ以外の人を区別すべきものかどうか、区別する理由があるとしたらそれは何かについては、本稿ではブラックボックスのままにしておく。

なお、モデリングは階層を考慮したものであり、各変数の関係は一部が入れ子になっている。「はじめに」で記述した(a)の問いの検証では、第1の階層は各世帯(一般世帯、母子世帯、単身赴任世帯)、第2の階層は7つの就業状態である。モデルには第1階層の世帯類型別に変数は投入せず、第2階層は切片のみである。(b)の問いの検証では、第1の階層は各世帯、

第2の階層は就業の有無（有職、無職、求職中）である。ここでも第1層固有の変数は投入していない。第2階層のモデリングは、有職グループについては切片+係数・ワーク・ライフ・バランス尺度であり、無職と求職中のグループは切片のみである。(c)の問いの検証では第1の階層は(a)、(b)と同様、世帯類型、第2の階層は金銭的・非金銭的援助者の有無を切片（ない場合を1）として分析する。その他の変数は、各世帯で効果が共通の変数として扱う。また(a)、(b)の検証では、(c)の金銭的・非金銭的援助者の有無を表す変数を、各世帯で効果が共通の変数としてモデルに取り入れている。

パラメーターの推計はマルコフ連鎖モンテカルロ法（MCMC）で行っている。各係数の事前分布には正規分布を用いている。最初の1,000回の試行をburn-inとし、その後10,000回の試行からサンプリングを行っている。係数の値は事後分布の中央値で評価し、係数の振れ幅の評価は90%と95%の信用区間を用いる。

4 結果

(1) 基礎集計

応答変数として用いるCES-Dと、説明変数に用いる項目について、その構成比・平均値を表8-1に掲載した。図8-1は世帯類型ごとにCES-Dの得点分布を示したものである。

CES-Dの得点がカットオフ・ポイント以上となる、すなわちうつ傾向がみられる女性の割合は母子世帯では21.3%である。一般世帯の7.2%、単身赴任世帯9.1%に対して10%ポイント以上高い値を示している。合計点をみても母子世帯の平均点5.83点は、一般世帯の3.46点、単身赴任世帯の3.92点に対しても2ポイント近く高くなっている。図8-1の得点分布をみても、母子世帯では分布の右裾（高い得点）が重くなっており、カットオフ・ポイント以上の値となっているものが多いことが視覚的にもみてとれる。ただ、母子世帯を含め、各世帯における得点の最頻値は0であり、分布も左（低い得点）の方に歪んでいる。いずれの世帯類型とも、CES-Dの得点が低い人がほとんどを占めている。

ワーク・ライフ・バランスの指標は、いずれの世帯類型でも、仕事から家庭へのコンフリクトを示すWLB1、WLB2の点数の方が、家庭から仕事へのコンフリクトを示すWLB3の点数よりも高くなっている。世帯類型間では、いずれの指標でも母子世帯の点数が高くなっている。一般世帯と単身赴任世帯の点数はほぼ同じか、やや一般世帯の方が高くなっている。

配偶者以外に金銭的援助者がいないという世帯の割合は一般世帯が43.7%、母子世帯の38.8%と単身赴任世帯の36.4%よりもやや高くなっている。金銭的援助を必要としていないケースも一定数含まれているものと思われる。配偶者以外に非金銭的援助（子育て・家事援助）者がいない割合は、どの世帯類型でもほぼ同じ21%台である。

家計の経済的困窮度は母子世帯が1.38点で、一般世帯の0.66点、単身赴任世帯の0.45点よりも高くなっている。ただし、食料と衣服の両方を買えなかったことが「まれにあった」ときに、点数は2点となる。この2点と平均点の1.38点を比較すれば、母子世帯を含め対象

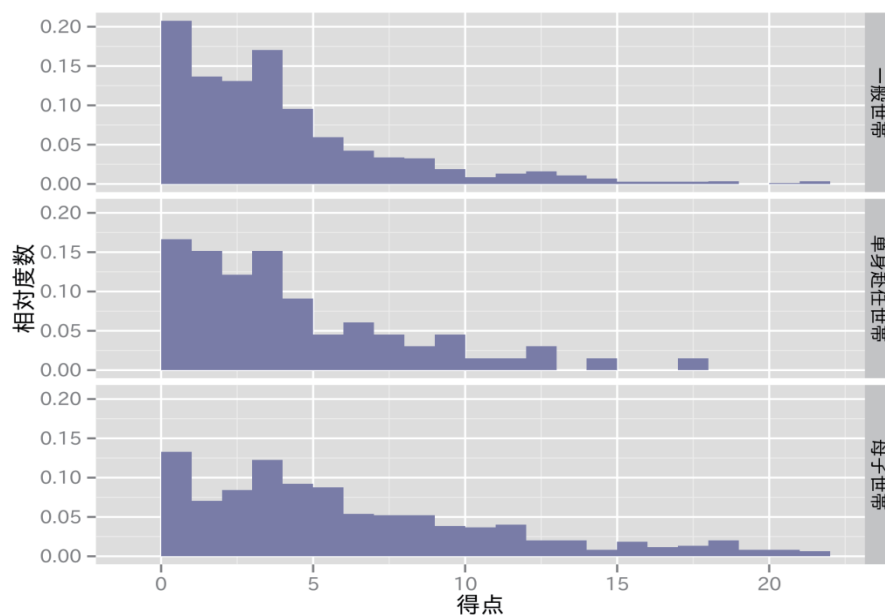
の多くは、必要な食料・衣服が買えない状況には直面していないといえよう。

表 8 - 1 基礎集計

	一般世帯	単身世帯	母子世帯
対象数	1,285	71	699
CES-D7項目の合計点(平均)	3.46	3.92	5.83
カットオフ・ポイント以上の割合	7.2%	9.1%	21.3%
平均年齢(歳)	39.4	41.7	39.4
子ども数(人)	2.10	1.94	1.82
子どもに重病あり	1.2%	0.0%	2.2%
家計の困窮度(点)	0.66	0.45	1.38
(元)配偶者から暴力を受けたことあり	5.0%	3.0%	22.2%
役に立つ資格あり	44.1%	57.6%	41.7%
ワークライフ・バランス			
WLB1(点)	1.56	1.39	2.52
WLB2(点)	1.14	1.18	2.06
WLB3(点)	0.90	0.67	1.39
配偶者以外に援助をしてくれる人の存在			
金銭援助者なし	43.7%	36.4%	38.8%
非金銭的援助者なし	21.4%	21.2%	21.2%
就業形態			
正社員・正規職員	16.9%	31.0%	33.5%
派遣・嘱託・契約社員	5.4%	7.0%	11.0%
パート・アルバイト(短時間)	25.5%	16.9%	17.3%
パート・アルバイト(長時間)	4.7%	0.0%	16.3%
自営業、その他	8.9%	1.4%	5.9%
求職中	6.0%	12.7%	8.7%
専業主婦	32.5%	31.0%	7.3%

出所：JILPT 子育て世帯全国調査 2011

図 8 - 1 CES-D の分布



出所：JILPT 子育て世帯全国調査 2011

(元)配偶者から暴力を受けたことのある経験は、母子世帯では22.2%と、一般世帯の5.0%、単身赴任世帯の3.0%と比べて顕著に高くなっている。

(2) 推計結果

以下では、CES-D の得点がカットオフ・ポイント以上かどうかをプロビットリンクさせたモデルを probit、CES-D の得点を切断した正規分布でリンクさせたモデルを TN (Truncated Normal)、ゼロ過剰の負の2項分布でリンクさせたものを ZINB (Zero-Inflated Negative Binomial) と表記する。probit は重度の抑うつを感じているかどうか、TN と ZINB は対象の心理状態を連続的に捉えたものである。TN の推計は対象全体を、ZINB の推計は相対的に抑うつを感じやすい人を対象にしている。モデルが異なると係数の値が意味する内容も異なる。係数の大きさの比較は、それぞれ同一のモデル内のみで、かつ同じ単位をもつ変数同士間のみで有効である。本稿では、当該変数がディストレスに影響を与えているかどうか、係数の正負の符号を中心にみていく。

(a) 世帯類型および働き方の違いによって、ディストレスの水準は異なるのか (表8-2)

ここでは、各世帯類型および就業形態の違いが、ディストレスの水準とどの程度の関係があるかを検証する。例えば、母子世帯という環境下で正社員で働く人と一般世帯という環境下で正社員として働く人のディストレスの水準は統計的に異なるのか。あるいは、同じ母子世帯という環境下であっても、正社員で働く人とパートで働く人のディストレスの水準は異なるのか、といったことが明らかになる。係数の値が正であれば平均よりも高いディストレスと関係があることを意味している。

表8-2をみると、ほぼすべてのモデルにおいて、(元)配偶者から暴力をふるわれた経験、子どもの重い病気、家計の困窮度はディストレスの高さと強い関係にある。

カットオフ・ポイント以上かどうかに着目した probit の結果では、単身赴任世帯の正社員・正規職員、短時間パート・アルバイトの係数がマイナスで95%信用区間も0を含んでいない。妻が夫に帯同せず (=夫が妻を残して)、かつ妻が長時間仕事をしている状態は、そのこと自体は妻が重度の抑うつ状態にないことを意味しているのかもしれない。他のグループの係数はマイナスではあるものの、いずれも区間に0を含んでいる。対象者の属性や経済状態をコントロールした下では、働き方および世帯類型と重度のディストレスの間には、ほぼ関係がないとする結果となる。

ディストレスの状態を2値ではなく、連続的なものとしてとらえた TN の結果は、母子世帯の正社員・正規職員、専業主婦世帯で係数の値が正になっている。正社員・正規職員の場合は90%区間で0を含まず、専業主婦の場合は95%区間で0を含んでいない。相対的に抑うつを感じやすい人を主な対象にした ZINB では、世帯類型間の明確な違いが消失している。TN と ZINB の結果を合わせて考えると、母子世帯の正社員・正規職員、専業主婦の世帯では、心の不調を何かしら感じている人 (CES-D 項目に1つでも該当する人) が多い傾向にある。

ただ不調を抱えている層の中で評価すれば、母子世帯の正社員・正規職員、専業主婦の不調が特に高いとまでは言えない。これらのことは、図8-1のCES-Dの得点分布において、母子世帯では得点0の割合が一般世帯、単身赴任世帯に比べて小さいことと呼応している。

表8-2 世帯類型および働き方がディストレス水準に与える影響の推定結果

	probit		TN		ZINB	
	中央値	Gelman-Rubin	中央値	Gelman-Rubin	中央値	Gelman-Rubin
定数項	1.60	10.24	-18.36	1.03	0.67	3.27
年齢	0.01	1.02	-0.59	1.00	0.00	1.05
配偶者からの暴力	0.24	**	46.72	**	0.22	**
子どもの健康	0.76	**	36.97	1.00	0.45	**
子ども数	0.04	1.00	6.16	1.04	0.03	1.02
家計の困窮度	0.18	**	28.58	**	0.13	**
資格	-0.08	1.00	-10.68	1.01	-0.04	1.05
金銭的援助者なし	-0.05	1.01	-9.66	1.00	-0.04	1.00
非金銭的援助者なし	0.05	1.07	26.68	**	0.07	1.01
一般世帯						
正社員・正規職員	-3.80	10.34	-33.36	1.01	-0.32	2.33
派遣・契約・嘱託	-3.57	10.19	-15.62	1.00	-0.32	2.33
短時間パート・アルバイト	-3.79	10.52	-36.27	1.02	-0.30	2.34
長時間パート・アルバイト	-3.68	10.20	-41.17	0.99	-0.56	2.35
自営・その他	-3.30	10.38	2.06	1.02	-0.07	2.34
求職中	-3.38	10.37	10.58	1.00	-0.12	2.36
専業主婦	-3.77	10.47	-53.15	1.02	-0.42	2.34
単身赴任世帯						
正社員・正規職員	-25.21	**	1.13	1.00	-0.34	2.31
派遣・契約・嘱託	-3.08	9.43	10.71	1.01	0.28	2.22
短時間パート・アルバイト	-23.44	**	1.03	1.00	-0.65	2.34
長時間パート・アルバイト	-	-	-	-	-	-
自営・その他	-	-	-	-	-	-
求職中	-2.60	9.78	19.04	1.03	0.35	2.35
専業主婦	-3.33	10.39	-7.15	1.03	-0.25	2.32
母子世帯						
正社員・正規職員	-3.22	10.58	29.47	*	1.02	2.35
派遣・契約・嘱託	-3.30	10.25	3.17	1.01	-0.06	2.36
短時間パート・アルバイト	-3.00	10.51	19.82	1.01	0.04	2.32
長時間パート・アルバイト	-3.29	10.47	7.90	1.01	0.01	2.34
自営・その他	-3.12	10.50	18.56	1.02	0.02	2.36
求職中	-3.03	10.54	10.01	1.00	0.07	2.40
専業主婦	-2.77	10.71	58.45	**	0.32	2.36
学歴		あり		あり		あり
末子年齢		あり		あり		あり

出所：JILPT子育て世帯全国調査2011より推計。

**、* はそれぞれ95%、90%信用区間で0を含まない。

Gelman-Rubinは収束診断の指標。通常、1.1以下だと収束していると判断する。

(b) 仕事と家庭のコンフリクトが生じた場合、世帯類型でディストレスへの影響に違いがあるか(表8-3)

ここでは、仕事と家庭のコンフリクトが生じたとき、それをディストレスとして発露させずに処理できる能力には世帯類型間で違いがあるのかを検証する。着目するのは、ワーク・ライフ・バランス変数の係数が正負いずれかの値をとっているか、そして、世帯類型で係数の大きさに違いがあるかである。係数が正の値をとれば、コンフリクトを感じる頻度が多いほど母親のディストレスは高い傾向にある。世帯類型間での係数の大きさの違いは、仕事と家庭のバランスをとることが困難と感じているとき、どのグループでディストレスがより高くなっているかを表している。つまり、コンフリクトが発生したとき、どのグループで脆弱性が高いかを示す。ただし、CES-D、ワーク・ライフ・バランスの質問はともに、対象者に

よる自己評価である。また同一時点での回答でもある。ワーク・ライフ・バランスの悪さがディストレスの高さを説明する一方、ディストレスが高いため仕事と家庭の両立を困難と感じる関係も読みとれる。推計結果は、両者を厳格に識別しているものではないことに留意する必要がある。

まず、表 8-3 の probit の推計結果からみていく。WLB1「仕事で疲れ切ってしまって、しなければならぬ家事や育児のいくつかができなかった」と WLB3「家事（や育児・介護）の負担があるため仕事に集中することが難しくなっている」の 2 つの係数が、一般世帯と母子世帯で正の値を示し、95%信用区間が 0 を含んでいない。WLB1 の係数の大きさは、一般世帯と母子世帯いずれも 0.2 前後で大きな違いはない。WLB3 もまた同様である。重度の抑うつなどの高いディストレスを説明する際、WLB1、WLB3 のコンフリクトは重要な要因であることが分かる。これらのコンフリクトから受ける影響は、一般世帯と母子世帯間での違いはないといえる。WLB2「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」については、一般世帯と母子世帯の信用区間が 0 を含むため断定的なことはいえない。

単身赴任世帯も 90%区間で WLB1 が正の値をとっており、しかも、その値は一般世帯、母子世帯より大きい。ただし、単身赴任世帯では、もう 1 つの仕事から家庭のコンフリクトである WLB2 の係数が唯一負の値を示している。WLB2 は仕事時間が長すぎることによる家庭面でのコンフリクトを示している。ゆえに、時間に不満を持つ多くの人たちは長時間働いていることが考えられる反面、長い時間、仕事ができること自体が抑うつの低さの結果であるかもしれない。WLB1 と WLB2 の間には正の相関があるため、両者が相殺しあっている可能性がある。結果からは、単身赴任世帯においても、WLB1 のコンフリクトとディストレスの高さには関係があることはいえる。ただ、仕事から家庭のコンフリクトを感じている場合、その実質の影響が単身赴任世帯でどのくらいあるのかは、今回の分析結果から判断できない。

次に TN の推計結果をみると、一般世帯と母子世帯において WLB1 と WLB3 の係数が正の値をとり、95%信用区間も 0 を含まない。係数の大きさも一般世帯と母子世帯の間で大きな差はない。probit と同様の結果である。しかし、両者では有職の係数の大きさが異なっている。一般世帯、母子世帯とも有職の係数は負の値を示し、95%信用区間も 0 を含んでいない。この値は、ディストレスが全く発生していないときの初期値であり、モデルの上ではコンフリクトの影響を吸収する働きがある。有職の係数は母子世帯の方が一般世帯より 30 ほど小さい。WLB1、WLB3 の係数は 15 前後である。有職の係数の差は、WLB1、WLB3 の頻度がともに 1 つずつ上がった場合と相等である。極めて単純化した例で考えれば、母子世帯にとってコンフリクトの発生頻度が「月に何回かある」という状況は、一般世帯の「週に何回かある」に相等している。有職の係数は、働くことがディストレスを低下させる効果を持っている可能性があることを示している。その場合、一般世帯、母子世帯ともに働くことから効用を得ているが、その効果は一般世帯の方が大きい。もちろん、相対的にディストレスの低い人が

働いている（働ける、あるいは雇われやすい）というロジックも考えられるため、単純に就業がディストレスを低下させているとの判断はできない。効果の方向は、今後、パネル調査などで慎重に検討する必要がある。

TN の結果について、他のグループに着目すると、母子世帯の専業主婦の係数は負の値を示し、95%区間で0を含んでいない。(a)と同様の結果である。母子世帯の有職世帯と無職世帯（専業主婦）の係数の差は110程度ある。この差は、有職者がワーク・ライフ・バランスの困難を感じる事が「全くない(0点)」ときを基準にしている。仮に有職者でWLB1、WLB3ともにコンフリクトを感じる状況が「週に何回かある(4点)」と、ディストレスの水準は有職者の方が無職世帯（専業主婦）の値を上回ることになる(15×4点×2項目)。

最後にZINBの結果をみる。ここでも、一般世帯、母子世帯ともにWLB1、WLB3の係数は正の値をとっており、95%信用区間も0を含まない。ワーク・ライフ・バランスの困難と母親のディストレスの高さには関係があることが示唆される。TNでは負であった有職者の係数が、不明となっている(推計の中央値は正)。ZINBの係数は、CES-Dの得点が0になりにくい人たち、例えば、ストレスに対する感受性が相対的に高い人たちの値を示したものである。抑うつを感じやすい人たちに限れば、就業がバッファの役割を果たす効果が消えている。

表8-3 WLCが生じた場合、世帯類型でディストレスへの影響に違いがあるか

	probit			TN			ZINB		
	中央値		Gelman-Rubin	中央値		Gelman-Rubin	中央値		Gelman-Rubin
定数項	-1.98		3.78	-58.95		1.02	-1.50		6.64
年齢	0.01		1.00	-0.46		1.08	0.00		1.01
配偶者からの暴力	0.23	**	1.01	21.72	**	1.00	0.21	**	1.01
子どもの健康	0.71	**	1.02	28.65	*	1.02	0.40	**	1.07
子ども数	0.05		1.00	3.12		1.04	0.02		1.02
家計の困窮度	0.14	**	1.01	9.97	**	1.02	0.09	**	1.00
資格	-0.14		0.99	-11.55		1.02	-0.07		1.01
金銭的援助者なし	-0.11		1.01	-8.45		1.03	-0.08		0.99
非金銭的援助者なし	0.03		1.00	10.20	*	1.06	0.05		1.01
有職 一般世帯	-1.05		3.90	-88.32	**	1.01	1.88		6.90
WLB1	0.24	**	1.00	18.15	**	1.03	0.15	**	1.00
WLB2	-0.04		1.01	1.70		1.00	0.01		1.01
WLB3	0.20	**	1.03	13.80	**	1.01	0.12	**	1.01
有職 単身赴任世帯	-2.58		2.22	-26.71		0.99	1.85		6.27
WLB1	1.06	*	1.00	-1.60		0.99	0.12		1.04
WLB2	-2.10	**	1.08	7.29		1.00	0.09		1.00
WLB3	0.91		1.08	7.45		1.03	0.10		1.01
有職 母子世帯	-0.65		3.90	-55.51	**	1.01	2.10		6.81
WLB1	0.19	**	0.99	16.06	**	1.03	0.15	**	1.00
WLB2	-0.01		0.99	1.69		1.02	0.02		1.00
WLB3	0.21	**	1.03	13.90	**	1.00	0.13	**	1.00
求職 一般世帯	0.22		3.89	14.64		1.00	2.69		6.70
求職 単身赴任世帯	0.87		3.81	33.74		1.00	3.12		6.39
求職 母子世帯	0.52		3.87	24.65		1.02	2.87		6.87
専業主婦 一般世帯	-0.23		3.92	-24.48		1.02	2.39		6.78
専業主婦 単身赴任世帯	0.12		3.77	-2.88		1.01	2.58		6.33
専業主婦 母子世帯	0.73		3.82	54.73	**	1.01	3.15		6.68
学歴		あり			あり			あり	
末子学齢		あり			あり			あり	

出所：JILPT子育て世帯全国調査2011より推計。

**、* はそれぞれ95%、90%信用区間で0を含まない。

Gelman-Rubinは収束診断の指標。通常、1.1以下だと収束していると判断する。

その他のコントロール変数については、probit、TN、ZINB いずれの推計でも、(a)の問いと同様、(元)配偶者から暴力をふるわれた経験、子どもの重い病気、家計の困窮度はプラスの値を持っている。

**(c) 配偶者以外に援助者がいない場合、世帯類型によってディストレスの水準が異なるか
(表 8-4)**

ここでは、夫以外にサポートしてくれる人の存在の重要性が世帯類型間で異なるかを検証する。推計では各種援助をしてくれる人がいない場合を 1 としている。係数の値が正に大きいほど、援助者がいないときに母親の抑うつ度は高い傾向を示すことになる。

表 8-4 の probit の結果をみると、95%信用区間で 0 を含まないのは、単身赴任世帯で非金銭サポートがない場合である。係数は正の値を示している。単身赴任世帯でカットオフ・ポイント以上の得点を示した母親では、誰からも非金銭的援助を受けられないと認知している母親が多いことを示している。後述するように、CES-D の得点をそのまま使用する TN、ZINB の推計では、単身赴任世帯における非金銭的サポートの係数は正負のほどが不明となる。単身赴任世帯の非金銭的サポートは、高い抑うつか否かの 2 値に関わる指標であり、漸次的な抑うつ度合いとは関係していない。

TN の結果において、ディストレスと関係がある結果が得られたのは、母子世帯で金銭的援助者がいない場合であった (90%信用区間で評価)。係数の値は正である。また、ZINB の結果も 母子世帯の金銭的サポートがない場合に係数の値が正である (95%信用区間で評価)。母子世帯で抑うつが高いケースでは、誰からも金銭的援助を受けられない傾向にあること、逆に母子世帯で金銭的援助がない場合は、抑うつ度が高い可能性の両方を示唆している。一般世帯と単身世帯では係数の値は正負どちらともいえない。配偶者がいる場合は、ディストレスが高い傾向はみられないことになる。推計結果は家計の困窮度をコントロールしたものであるため、金銭的な援助が誰からも期待できないことは、将来の経済的保障に対する不安ともとれる。所得保障のバッファーとしての配偶者の存在の有無が大きいことが理解できる。

一方の非金銭的援助者なしの係数は、いずれの分析手法においても、またいずれの世帯でも正の係数ではあるものの、確定的なことはいえない結果となっている。ただ、金銭的サポートでは、援助する側にお金の余裕がある程度必要だが、非金銭的な子どもの世話や家事援助のサポートは、援助する側も受ける側もハードルはやや低い。すべての層で何かしらの非金銭的サポートを受けている可能性がある。さらには、抑うつが高いケースでは、身の回りの諸事をこなすことも困難であるため、誰からもサポートを受けないと、日々の生活が立ち行かない。逆に、抑うつ傾向がない場合は、サポートを全く必要としないといった具合に、援助の有無と抑うつが逆の関係になることも考えられる。このような同じ状況におかれた人に対して、もしサポートがあったら (なかったら) といったケースを想定しなければならない。効果の方向の識別は、今後の研究に期待したい。

表 8-4 配偶者以外に援助者がいない場合、世帯類型でディストレスの水準が異なるか

	probit		TN		ZINB	
	中央値	Gelman-Rubin	中央値	Gelman-Rubin	中央値	Gelman-Rubin
定数項	-1.67 **	1.00	-18.15	1.00	1.34	1.30
年齢	0.01	1.00	-1.37	1.02	0.00	1.04
配偶者からの暴力	0.41 **	1.00	54.32 **	1.01	0.26 **	1.03
子どもの健康	0.74 **	1.00	42 *	1.02	0.46 **	1.00
子ども数	-0.02	1.01	3.31	1.00	0.01	1.02
家計の困窮度	0.20 **	1.00	33.57 **	1.00	0.13 **	1.00
資格	-0.08	1.00	-13.24	1.02	-0.06	1.00
金銭的援助者なし						
一般世帯	-0.01	1.01	-46.19	1.01	-0.21	1.02
単身赴任世帯	-0.51	1.04	-1.21	1.00	-0.02	1.00
母子世帯	-0.05	1.02	33.21 *	1.01	0.17 **	1.00
非金銭的援助者なし						
一般世帯	-0.16	1.00	3.77	1.01	0.00	1.00
単身赴任世帯	0.68 *	1.04	6.22	1.00	0.14	1.02
母子世帯	0.06	0.99	26.82	1.00	0.12	1.02
学歴		あり		あり		あり
末子学齢		あり		あり		あり

出所：JILPT 子育て世帯全国調査 2011 より推計。

**、* はそれぞれ 95%、90%信用区間で 0 を含まない。

Gelman-Rubin は収束診断の指標。通常、1.1 以下だと収束していると判断する。

5 まとめと考察

本稿では母子世帯という環境、およびその環境下で働くことが、母親にどのような心理的負担があるかについて 3 つの問いを検証した。結果を整理しておくとして、(a)の問い、「世帯類型および働き方の違いによって、ディストレスの水準は異なるのか」において、カットオフ・ポイント以上の重度のディストレスについては、基本的には世帯類型、働き方の違いによって明確な違いが得られていない。ただ、母子世帯の正社員・正規職員と母子世帯の専業主婦では他のグループに比して、ややディストレスを感じている傾向にある。

(b)の問い、「母親が仕事と家庭の両立に困難を感じている場合、世帯類型によって母親のディストレスへの影響が異なるか」について、一般世帯、母子世帯ともに仕事と家庭のコンフリクトを感じているほど、ディストレスは高い傾向にあることが示された。また、就業すること自体がディストレスを下げる可能性も一部のモデルからは示唆されている。この効果は、コンフリクトの影響を打ち消すバッファーとして働く。バッファーの大きさは、一般世帯の方が大きい。つまり、コンフリクトから受ける限界的な影響は一般世帯、母子世帯とも同じ程度であるが、その影響を吸収できるバッファーの大きさは、一般世帯の方が大きいことになる。

(c)の問い、「配偶者以外に金銭的・非金銭的援助を期待できない場合、世帯類型によって母親のディストレスの水準が異なるか」については、母子世帯で金銭的援助を誰にも期待できない母親は、ディストレスが高くなる結果が得られている。金銭的援助者がいなくても、一般世帯、単身赴任世帯ではそのような傾向はみられない。配偶者の所得保障の大きさを示

した結果と捉えることもできる。なお、子育てや家事といった非金銭的援助の影響は、いずれの世帯類型においても不明であった。

以上のような3つの問いの検証を通してわかることは、夫がいないこと自体が母親のディストレスを著しく高めているとはいえないことである。母親のディストレスと強い結びつきがあるのは、家計の困窮度、(元)配偶者から暴力を受けた経験、子どもの健康状態という項目である³。ただ、母子世帯という環境下での生活は、脆弱な均衡の上で成り立っており、何かの悪条件が重なったときに母親のディストレスが高まりやすい。その悪条件の1つとしてあげられるのが、仕事と家庭のコンフリクトや夫以外のサポートする者の不在である。なお、夫が一時的不在の状態である単身赴任世帯の結果は頑健なものではなかったが、少なくとも母子世帯と同じようなディストレスの高さを示しているものではない。

では、本稿での分析の知見から母子世帯への就業支援策について、どのようなことがいえるだろうか。まず、世帯類型および働き方と重度のディストレスの間に明確な関係がなかったことは、有用な知見である。すなわち、職業能力開発などによる就業自立支援策は、本人に一定の意欲があることが前提である。重度のディストレスと無気力や意欲の低下に強い関係があるならば、本稿での分析結果は母子世帯であることや、その環境下での就業が母親の無気力等に必ずしも結びついていないことを意味している。少なくとも、極度の貧困や暴力といったネガティブな要因の影響が薄いシングルマザーに対しては、自立支援を前提にした就業支援策は有用な施策といえる。

ただ、だからといって母子世帯に対して「もっと頑張りなさい」と就業面での負荷を安易に求めることには慎重でなければならない。仕事と家庭のコンフリクトの発生は、シングルマザーのメンタルヘルスの均衡を崩す要因となる。分析からは、母子世帯の場合、正社員で働いている母親たちが、よりディストレスを感じている傾向にあった。母子世帯で正社員として就業することは、他の世帯類型や就業形態に比べてコンフリクトが多く発生し、それが構造的な問題であることを示唆している。このことから、現在、母子世帯で正社員・正規職員で働いている人たちには、一層の家事・育児支援策の拡充や、企業あるいは行政を通じた就業環境の整備がまずは期待される。正社員で働く人たちの環境整備が重要なのは、彼女たちの心理状態を改善し、悪化させないという第一義的な意味ではもちろんである。また、抑うつの高さは、世代間で再生産されるという指摘もある(稲葉 2011)。母親のメンタルヘルスの状態が子どもの発育にネガティブな影響を与えないようにする点でも重要である。

さらに波及的な効果として、正社員就業の良いロールモデルを提示することにもなり、現

³これらの項目はシングルマザーの多くが経験している傾向にあるため、就業支援策とは別に母子世帯対策の主要な課題であることに変わりない。特にシングルマザーは、元配偶者から暴力をふるわれた経験がふたり親世帯の母親に比べて顕著に多かった。暴力被害の経験は顕在化しにくい側面もあり、母子世帯への就業自立支援策を行うにあたって、誰が経験者であるかを事前に識別することは難しい。母子世帯の母親の多くが経験している事象と母子家庭という環境をどこまで分離して考えることが可能か。あるいは、ネガティブな経験をしている人と経験していない人のどの層の支援に注力していくかは、個別のプログラムごとに検討していく課題である。

在パート・アルバイトで働いているシングルマザーたちの正社員への就業転換も期待しうる。周(2012b)によれば、母子家庭では非正社員で働く母親の8割弱は正社員の就業を希望しているが、今後3～5年の間に転換を希望している人はその半数にも満たないという。周(2012b)では、正社員希望をしない理由を「年齢・学歴制約」、「育児制約」等に求めているが、本稿の結果は、加えて、心理面での障壁も新たな可能性として示唆しうる。シングルマザーで非正社員として働いている人、あるいは就業していない人たちの多くは、現状の環境下で正社員として働いている母親たちをみてどのように感じているだろうか。体力、精神面での強さに自信がない人は、自分には真似できないとあきらめを感じているかもしれない。また、そのような心身をすり減らしてまで働かなくてもよいと考える人もいるだろう。一方で金銭面等での(将来)不安は、正社員という、より安定した働き方を心の底では望んでいるとも考えられる。子育て期という家庭での負担が高い時期に就業での負担を減らす選択は、母親の心の健康を維持する面からも合理的な選択ではある。しかし、その一時的な均衡を保つことが、長い目を見た職業キャリアの形成に不利益が大きいのであれば、それは個人にとっても社会にとっても望ましいことではない。本人や子どものライフステージに応じて、家庭内での母親の負担は変化するものである。そのことから家庭内の負担の軽重にかかわらず、持続的なキャリア形成を保障する仕組みづくりが必要である。例えば、短時間、長時間の勤務にかかわらず、就業することがスキルアップ、キャリアアップにつながる就業のあり方を、行政と企業は考案し提供する必要があるだろう。また、子育てをしながら学べる環境の整備も重要である。それらを担保することによりはじめて、母親も自身のキャリアプランが描けるようになる。その上で、自立支援策を通し、母親も自ら積極的に自分のキャリアプランを考えるように働きかけていくことが期待されよう。

参考文献

- 稲葉昭英(1999)「有配偶女性のディストレスの構造」石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係 — 家族・職業・ネットワーク』東京都立大学都市研究所、87-119
- 稲葉昭英(2002)「結婚とディストレス」『社会学評論』Vol.53(2)、69-84
- 稲葉昭英(2011)「貧困・低所得とメンタルヘルス及びその世代的再生産」内閣府ホームページ、(2013年2月1日取得 <http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/life/h23/pdf/zenbun/4-6.pdf>)
- 大石亜希子(2012)「非正規就業が母子世帯の貧困とセーフティネットからの脱落に及ぼす影響—就業履歴からのアプローチ—」JILPT 労働政策研究報告書 No.140、第5章
- 小泉智恵・菅原ますみ・前川暁子・北村俊則(2003)「働く母親における仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーが抑うつ傾向に及ぼす影響」『発達心理学研究』Vol.14(3)、272-283.

- 周燕飛(2012a)「国と自治体による就業支援」JILPT 労働政策研究報告書 No.140、第7章
- 周燕飛(2012b)「母子世帯の母親における正社員就業の条件」『季刊 社会保障研究』Vol.48(3)
- 高田しのぶ(2010)「母子家庭の母の就業を決める要因」『日本経済研究』No.63、100-112
- 西村純子(2009)『ポスト育児期の女性の働き方 ワークファミリーバランスとストレス』慶應義塾大学出版会
- 馬欣欣(2012)「就業能力開発支援政策とシングルマザーの就業行動」JILPT 労働政策研究報告書 No.140、第8章
- 労働政策研究・研修機構(JILPT)(2012)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査』JILPT 調査シリーズ No.95
- Ali J, Avison W.R. (1997) “Employment transition and psychological distress: the contrasting experience of single and married mothers,” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.38(4), 345-362.
- Baker D., North K., Team A.S. (1999) “Does employment improve the health of lone mothers?” *Social Science & Medicine*, Vol.49, 121-131.
- Baradasi E., Francesconi M. (2004) “The impact of atypical employment on individual wellbeing: evidence from a panel of British workers,” *Social Science & Medicine*, Vol.58, 1671-1688.
- Dooley D., Prause J. and Ham-Rowbottom K.A. (2000) “Underemployment and depression: Longitudinal relationships,” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.41(4), 421-436.
- Graetz B. (1993) “Health consequences of employment and unemployment: longitudinal evidence for young men and women,” *Social Science & Medicine*, Vol.36(1), 715-724.
- Jayakody R., Stauffer D. (2000) “Mental health problems among single mothers: Implications for work and welfare reform,” *Journal of Social Issues*, Vol.56(4), 617-634.
- Kessler R.C., McRae, J.A., Jr. (1982) “The effect of wives’ employment on the mental health of married men and women,” *American Sociological Review*, Vol.47(2), 216-227.
- Kessler R.C., House J., Turner B. (1987) “Unemployment and health in a community sample,” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.28(1), 51-59.
- Ross C.E., Mirowsky J. (1995) “Does employment affect health?” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.36(3), 230-243.
- Zabkiewicz D. (2010) “The mental health benefits of work: do they apply to poor single mothers?” *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, Vol.45, 77-87.

第9章 シングルマザーと親子間の触れ合い

1 はじめに

家族問題に取り組む学者によって、これまでもひとり親世帯の子どもが学業や素行の面において、ふたり親世帯のようにはうまくいかないことが実証されている (e.g., Amato 2000; Amato and Keith 1991)。それは、多くの場合、世帯の経済状況が、子どもの成績や素行における重要な予測因子となっているからである (e.g., Duncan and Brooks-Gunn Eds. 1997; Duncan, Yeung, Brooks-Gunn, and Smith 1998)。ひとり親世帯、とくに母子世帯があまり好ましくない経済的状況におかれていることが (Ellwood and Jencks 2004)、こうした子どものアウトカム (outcome) の違いの大部分を説明している (Carlson and Corcoran 2001; McLanahan and Sandefur 1994; Smith, Brooks-Gunn, and Klebanov 1997)。

親子間の触れ合い方もまた、子どものアウトカムに影響を与えている可能性がある。様々な研究によって、ひとり親世帯は子どもと共に過ごす時間が少なく、ふたり親世帯に比べ効果的に子どもの行動を監督、しつけできていないことが示されている (Aronson and Huston 2004; Asmussen and Larson 1991; Astone and McLanahan 1991; Sandberg and Hofferth 2001)。また、親子間の比較的少ない触れ合いが、子どもたちのアウトカム に負の影響を与えていることも実証されている (Amato 2005; McLanahan and Sandefur 1994)。そのほか、異なる世帯類型間の子どものアウトカムが違う理由に、シングルマザーにおける時間や経済資源の相対的乏しさだけでなく、それによって生じる一連のストレスが母親の精神的健康に与えるマイナスの影響もしばしば強調されている (Carlson and Corcoran 2001; Conger, Conger, and Elder 1997)。

米国ではひとり親世帯に対する公的所得補助の削減や、シングルマザーの就業時間数の増加などにつながる政策転換が行われた (Schoeni and Blank 2000)。その結果、親族からの私的サポートが、ひとり親における子育ての困難を和らげる意味では、ますます重要な役割を果たすようになってきていると考えられる。私的サポートの内容は多岐にわたるが、実証研究の多くは、内縁の夫/パートナーや自分の親との同居が、シングルマザーとその子どもに与える影響に焦点を置いている (Bryson and Casper 1999; Fields 2003; Sigle-Rushton and McLanahan 2002)。

親との同居が親子間の触れ合いにどのような影響を与えているのかについて、理論予測は未だに統一されていない。一方では、同居している (祖) 父母が付加的な経済資源、心理的サポート、そして家事労働を提供することで、シングルマザーが子どもとより長い時間を共にできると予想される。他方では、親 (祖父母) が子どもの世話をすることで、母親は仕事やその他の活動により多くの時間を費やして、子どもと過ごす時間が逆に減る可能性も指摘されている。もしシングルマザーにとって親との同居を選ぶことが子どもと共に過ごす時

間を増やしたい、または減らしたいという思いに基づいているなら、同居の選択もまた重要な役割を果たすかもしれない。

これまでの研究では、居住形態とシングルマザーが子どもと共に過ごす時間との関係に明白に焦点が当てられてはいないが、居住形態が子どもに与える影響に関する実証研究もまた一致した結論を得ていない。シングルマザーとその子どもにとって三世代家族の方がよりよいアウトカムにつながるという研究もあれば (Aquilino 1996; Brandon 2005; Deleire and Kalil 2002; Mutchler and Baker 2009)、好ましくないアウトカムに関連するという研究結果もある (Black and Nitz 1996; Chase-Lansdale, Brooks-Gunn, and Zamsky 1994)。米国では、三世代同居のメリットは、三世代同居が普及しており、またそれが標準的であるアフリカ系アメリカ人シングルマザーとその子どもにとっては特に重要である (Entwisle and Alexander 1996)。

アメリカにおける理論予測と実証結果のあいまいさは、他の社会で同様の研究課題を分析することの重要性を浮き彫りにしている。国際比較研究によると、シングルマザーの経済状況やその子どものアウトカムについて国別の差異がみられる (Hampden-Thompson and Pong 2005; Park 2007 ;Uunk 2004)。しかし、アメリカ以外の国々では、居住形態がシングルマザーとその子どもの well-being にどのような影響を与えているのかについて殆ど何も分かっていない。このように証拠もない中では、アメリカで観測されたパターンが一般的なのかを評価することも、居住形態と親子間の触れ合いとの繋がりが、どのように社会的、経済的そして政策的文脈によって影響されているかを理解することも不可能である。

本稿では、18歳未満の子どもを持つ母親（シングルマザーはオーバーサンプリングされている）に対する最新の調査データを用い、日本における三世代同居と母親と子どもの触れ合いの関係について調べる。ここでは4つの問題に取り組む。(1) シングルマザーは既婚の母親と比べ、子どもと共に過ごす時間は少ないのか？(2) 世帯形態（ふたり親世帯か母子世帯か）と親子の触れ合い時間との関係は、居住形態（親と同居か非同居か）によって異なるのだろうか？(3) 異なる世帯形態や居住形態間における親子間の触れ合い時間の違いはどの程度、母親の経済状況、労働時間、およびストレスレベルやうつ状態の違いによって説明されるのか？(4) 異なる世帯形態や居住形態間における親子間の触れ合い時間の違いはどの程度、祖父母からの経済的、世話的援助の違いによって説明されるのか？

これらの研究課題は、実質面においても理論面においても追究する意義がある。離婚率の上昇に伴い、近年日本ではひとり親世帯が増加傾向にある。こうした変化が、今後の日本の親子関係や子どもの well-being にどのような影響を及ぼすかについての知見は皆無に等しい。日米における三世代同居の普及程度とその標準性は大きく異なっているものの、母子世帯に対する公的扶助を減らし、就業を通じた経済的自立を促す公共政策の面では日米は多くの共通点を持っている。その意味でも、本研究は日米比較を行う上で非常に豊かな比較理論的知見を与えることとなる。

2 研究の背景

(1) 日本の母子世帯

厚生労働省が5年に1度行う全国母子世帯等調査によると、母子世帯（20歳以下の子どもと同居している無配偶女性として定義）の数は、1993年（789,900）から2011年（1,223,800）にかけて55%上昇している（厚生労働省2012）。西（2012a）が国勢調査を元に、母子世帯の数（20歳未満の子どもと同居している15歳から49歳までの無配偶女性と定義）は2010年には1,081,699世帯に達したと推定していることから、国勢調査のデータからも同様な数値が得られているといえる。父子世帯の数はかなり低く、2012年は204,000世帯と推定されている（西2012b）。国勢調査のデータはまた、子どものいる全世帯における母子世帯の割合が、1980年の3.9%から2010年には9.5%に増加していることを示している（国立社会保障・人口問題研究所2012）。

未婚での出産が一般的なアメリカやヨーロッパ諸国と異なり、日本におけるひとり親世帯の上昇の原因は、ほぼ全て離婚件数の上昇である。離婚件数は、1980年の141,689件から2010年の251,378件に上昇し、この30年でほぼ2倍になっており（国立社会保障・人口問題研究所2012）、近年の結婚の約3件に1件が離婚に終わると推定されている（Raymo, Iwasawa, and Bumpass 2004）。また、最近の離婚の約60%に子どもが関わっており、うち83%は母親が子どもの親権の全てを持っている（国立社会保障・人口問題研究所2012）。その結果、母子世帯全体に占める離婚母子世帯の割合は、1985年の49%から2006年80%にまで上昇している（周2008）。

シングルマザーの特徴のうち日本特有のものは、(a)高い就労率、(b)低い収入、(c)親との同居率が比較的高い傾向の3つである。2006年には日本におけるシングルマザーのうち85%が就業しており、OECD諸国の中では2番目に高い数値である（周2008）。これは、ひとり親世帯に対する所得移転が比較的限られ、就業による経済的自立を重視する公共政策が反映されている（阿部2008; Ezawa and Fujiwara 2005; Ono 2010）。全体的に、日本はOECD諸国の中で母子世帯に対する公的扶助支出が最も低い国の1つである（Abe 2003）。なお近年の研究では、母子世帯の所得再分配後の収入は事実上、所得再分配前の収入よりも低いことが指摘されている（阿部2008）。

公的所得補助が限られているため、大多数のシングルマザーは、就職を余儀なくされている。しかし、高い就業率にもかかわらず、シングルマザーの所得は低い。さらに、労働市場における性差別（Brinton 2001）に加え、多くの日本人女性は出産前に退職するので、キャリアパスが断絶されることもまたシングルマザーの収入が低い原因となっている。その結果、シングルマザーは一般的に不安定で低賃金のパートタイムや非正規の仕事に就いている（阿部・大石2005; 田宮・四方2007）。シングルマザーがフルタイムで正規の職に就く可能性は、長時間労働を求められるのが一般的であり、通勤時間は長いことが多く、認可保育所の開所時間が不十分、そして親権を持たない父親の育児参加が少ないという理由から、限定

的である（阿部 2008；周 2008）。さらに、養育費の取り決めが一般的でなく強制力もないため、かつての夫から何らかの金銭的サポートを得られるシングルマザーは少数である（厚生労働省 2012）。これらの理由から、母子世帯は他の世帯形態と比べ、収入がかなり低いのである（厚生労働省 2004）。母子世帯 1 世帯当たりの収入は、子どものいる世帯全体の収入の約半分であり（周 2008）、国際比較データによると、日本のひとり親世帯の貧困割合（.54）は OECD 諸国の中で最も高い（OECD 2011:216）。

それと同時に、日本では三世帯同居が比較的普及しており、子どもの祖父母による経済的、世話的および精神的援助により、ひとり親であることのデメリットがある程度相殺されている。全国母子世帯等調査によると、親と同居しているシングルマザーの割合は、2011 年には 29%（厚生労働省 2012）だった。西（2012a）が行った 2010 年国勢調査からの集計によっても、30%のシングルマザーが他の成人、主に自分の親と同居していることが分かった。Raymo and Zhou（2012）によると、他の成人（主に親）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と比べ、経済状況と健康状態が比較的良いことが分かっている。親権のない父親が子どもの人生に果たす役割が限られている日本では、同居と（祖）父母による援助は、特に重要だと考えられる。

（2）ひとり親と親子間の触れ合い

アメリカではひとり親世帯の子どもは、非行、学校成績の不良、低学歴等の問題を抱え、若くして性的関係を持ったり薬物を使用したりするなどの行為に向かう傾向があると報告されている（e.g., Amato 2005; Biblarz and Gottainer 2000; Dunifon and Kowaleski-Jones 2002; McLanahan and Sandefur 1994; Thomson, Hanson, and McLanahan 1994）。その主な原因は、ひとり親世帯における貧困や経済的不安定と考えられる。

しかし一方では、親子間の触れ合いや子育て方もまた重要である。母親の年齢、学歴、子どもの数や年齢など親子間の触れ合い時間に影響を与えそうな属性を一定としても、ひとり親はふたり親より子どもと関わる時間が短く、子どもの監督がより効果的ではないとの実証結果がある（Sandberg and Hofferth 2001）。親子間の触れ合い方の相違点を具体的な例として挙げると、ひとり親は子どもと食事を共にする頻度が相対的に少なく（Musick and Meier 2012; Thomson, McLanahan and Curtin 1992; Stewart and Menning 2009）、遊んだり読み聞かせをしたり、宿題を手伝ったりなど、子どもと関わる時間がふたり親と比べて少ない（Astone and McLanahan 1991; Kendig and Bianchi 2008; McLanahan and Sandefur 1994）等が示されている。観測された効果は比較的小さい（Kendig and Bianchi 2008）が、親子で一緒に時間を過ごしたり、食事をしたりすることは、子どもの成績や素行にプラスの影響を与えることも示唆されている（Musick and Meier 2012; Sandberg and Hofferth 2001; Zick, Bryant, and Österbacka 2001）。

アメリカでは、ひとり親であることと親子間の触れ合いの質と量の関係については様々な考えがある。親の数が一人少ないことでもたらされる、子どもへの監督や、子どもの手本としての役割における明らかな影響に加え、シングルマザーは労働時間が相対的に長い、ストレスレベルが比較的高い、経済基盤が限られていることが強調されている (Carlson and Corcoran 2001; Conger, Conger, and Elder 1997; McLanahan and Percheski 2008; McLoyd et al. 1994; Thomson, Hanson, and McLanahan 1994)。配偶者の収入がなく、自身も稼ぎが比較的限られている可能性がある多くのシングルマザーは経済的な不安を抱えており、また公的所得補助が限られているため、比較的長時間の労働を余儀なくされている。経済的不安は比較的効果的でない子育てに繋がっている (Conger et al. 1992) 一方で、長時間労働は子どもとの時間を奪い、効果的でない子育ての原因となる精神的ストレスにも悪影響を与える (Jackson, Brooks-Gunn, Huang, and Glassman 2000; Milkie et al. 2004)。あまり効果的でない子育てはまた、離婚後に起こる母親のうつの直接的、短期的な増加を反映している可能性がある (Amato 2000; Meadows, McLanahan, and Brooks-Gunn 2008)。さらに、子育てがあまり効果的でない、またはあまり子育てに従事しない親がひとり親になりやすい、希薄な親子関係が離婚やひとり親世帯になる可能性に与える影響を強調している (Fomby and Cherlin 2007; McLanahan and Percheski 2008; Painter and Levine 2000)。

(3) 居住形態とシングルマザー

日本と同様にアメリカでは、子ども以外の成人と同居するシングルマザーの割合が高く、いくつかの研究で、同居とそれに伴う家族のサポートが、ひとり親であることが子どもの well-being に与える負の影響を和らげる可能性とそのメカニズムが分析されている。米国における最近の統計では、34%のシングルマザーが他の成人と同居し (Kreider and Elliott 2009)、母子世帯の子どもの 14%が祖父母と同居している (Fields 2003)。子ども以外の同居者のいるシングルマザーのうち、約 40%は自分の親と生活していると報告している (Kalil, DeLeire, Jayakody, and Chin 2001)。自分の親と同居することは、若年者、未婚の母の間で特に一般的である (Gordon 1999; Sigle-Rushton and McLanahan 2002)。

同居における子どもの well-being 上の意味合いは、共に生活する人が誰かによる。恋人と同居している場合、子どもの well-being は、非同居母子世帯の子どもとの間に差はなかった (Brown 2004; Dunifon and Kowaleski-Jones 2002; Thomson, Hanson, and McLanahan 1994)。一方、祖父母との同居は、シングルマザーとその子どもいずれの well-being にも正の相関が見られたと報告されている (Aquilino 1996; Deleire and Kalil 2002; Dunifon and Kowaleski-Jones 2007; Gordon et al. 1997; Mutchler and Baker 2009)。例えば Deleire and Kalil (2002) によると、三世代同居しているひとり親世帯の子どもは、ふたり親世帯の子どもと学業成績はほぼ変わらず、ふたり親世帯の子どもと比べ、むしろ煙草もお酒もやらない傾向があることが分かった。三世代同居のメリットを考えると、経済基盤の共有、規模の経済、子ども

の世話のし易さ、そして高い社会的、精神的サポートが挙げられる (Casper and Bianchi 2002; Sigle-Rushton and McLanahan 2002)。

母親が子どもと共に過ごす時間に明白に焦点を当てているわけではないが、これらの研究によると、同居家族のサポートが、ひとり親が直面する経済的、時間的そして心理的な困難と子育てとの間の繋がりを弱める効果がある。その結果、三世代同居はシングルマザー世帯とふたり親世帯の間にある子どもの well-being の差を縮める役割を果たしているかもしれない。三世代同居の普及程度と親子の well-being との関係は、母子世帯を全て同種のグループとして扱うことに限界があることを意味する。世帯構造と社会的地位の世代間継続との関係を評価するにあたり、シングルマザーの居住形態を考慮することがとくに重要である。このことは、日本のような三世代同居やそれに伴う家族から得られるサポートが規範的で、「家族意識の強い」伝統をもつ国や、家族志向の福利国家 (Dalla Zuanna and Micheli eds. 2004) で特に当てはまるであろう。

本稿の目的は、日本においてひとり親であるということがどの程度子どもと共に過ごす時間と関連があるのか、その関係が(祖)父母との同居の有無にどの程度依存するのかを明確にすることである。高い貧困率や相対的に悪い健康状態と合わせ、日本のシングルマザーの高い就労率によって、子どもと一緒に過ごす時間が、ふたり親世帯に比べ短い可能性が示唆される。親との同居がアメリカにおける低収入のシングルマザーの間で重要な戦略であると考えられるのと同様に (Casper and Bianchi 2002; Stack 1974)、日本のシングルマザーも、ひとり親であることによる経済的、時間的、心理的ストレスを自分の親と同居することで緩和しようと試みているのかもしれない。同居が経済的安定を通じて労働時間を減少させたり、精神的サポートを提供したりすれば、同居は親子間の触れ合いの度合いを高めると予測される。一方、(祖)父母との同居により、母親の代わりに祖父母が子育てをするという範囲において、同居と母親が子どもと共に過ごす時間には負の関係があるとも予測される。

様々な要素により、日本のシングルマザーにとっての家族サポートの役割を研究することは、アメリカが主となっている同種の研究の裾野を広げる効果が期待できる。アメリカのように、日本はひとり親が益々一般的になり、そのうちとくにシングルマザーは不利な状況に置かれている。また日本も母子世帯に対する公的給付が削減され、就業による経済的自立を強調するような政策が取られるようになり、今後家族のサポートへの依存がますます高まると予想される。一方アメリカと異なり、日本では三世代同居は長らく一般的であり、援助が必要な家族の主なサポート手段として広く認識されている。しかし、日本のような家族主義的社会¹においてひとり親が増加することの意味合い、三世代同居やそれに伴う家族内のサポートの広がり、ひとり親世帯の増加がもたらすであろう親子間の触れ合いの減少や子どもの well-being の低下をどの程度食い止められるかについては殆ど注目されることはなか

¹ 家族主義的社会組織に関する詳細な議論は、Dalla Zuanna and Micheli Eds. (2004) を参照されたい。

った。日本の先行研究の中には、同居がシングルマザーであるデメリットを相殺する効果は殆どないことを示すものもある（阿部 2008; Ono 2010）が、ひとり親であるということと子どもの学業成績との繋がりにはアメリカよりも小さいことを明らかにすることで、三世代同居の潜在的メリットをほのめかす研究もある（Park 2007）。

3 アプローチ

(1) データ

家族構成、三世代同居、そして親子の触れ合いとの関係についての 4 つの研究課題に取り組むため、(独) 労働政策研究・研修機構 (JILPT) が 2011 年に行った子育て世帯全国調査 (NSHC) のデータを使用する。NSHC は親と未成年の子どもがいる世帯が含まれ、ひとり親世帯がオーバーサンプリングされた全国世帯調査である。住民基本台帳のデータに基づき層化二段階無作為抽出法により、ふたり親世帯とひとり親世帯をそれぞれ 2,000 世帯抽出している。専門の調査員が自己記入式のアンケートを対象家庭に配布し、指定された日時に調査員が回収に行った。2,218 の回答者から有効回答が得られ、有効回収率は 56% だった（内、65% はふたり親世帯、35% はひとり親世帯である）。原則として子どもの母親が記入するように調査員が口頭で伝えているものの、一部のふたり親世帯票が父親により回答された。父親回答のふたり親世帯票 (N=79) と父子世帯票 (N=84) を分析対象から除外した結果、サンプル数は 2,055 となった。

全体の有効回答率は 56% で、同種の調査に比べても低い方ではないだが、集められたサンプル、とくに母子世帯サンプルの代表性について、若干の不安が残る。そのため、NSHC 調査における母子世帯の特徴と厚生労働省が行った 2011 年全国母子世帯等調査 (NSSMH) の結果と比べてみた。2 つの調査サンプルは多くの部分でよく似たものであった。ただし、NSHC のデータにおいては、親と同居しているシングルマザーの割合が NSSMH と比べて高い（それぞれ 38% と 29%）。よって以下でまとめられた分析は、母子世帯における計画的なオーバーサンプリングとその回収率の低さを反映するため、ポスト層化ウエイト加重法 (post-stratification weights) を用いた。

18 歳未満の子ども少なくとも一人と同居している母親に焦点を当てた結果、基本サンプル数は 1,931 (649 はシングルマザー、1,282 は既婚の母親) となった。サンプルの合計から除外した 124 の母親のうち、24 人が子どもと同居しておらず、5 人は一番下の同居子どもが 19 歳以上だと回答していた、78 人は同居している子どもの年齢を答えておらず、17 人は子どもとの時間の過ごし方も同様にデータになかった。大部分 (77%) のシングルマザーは離婚しており、3 分の 1 (38%, n=244) を超える者は親と同居、一方、残りは親と非同居 (55%) または、親以外の成人と生活していた (8%)。

(2) 変数

NSHC 調査における 1 つの強みは、アメリカにおける親子間の触れ合いに関する研究 (e.g., Carlson 2006; Thomson, Hanson, and McLanahan 1994) で使われた質問とほぼ同様に、回答者が子どもと過ごす時間と夕食を共にする頻度について聞いていることである。具体的には、「あなたは、ふだん (平日)、1 日当たり何時間程度 (睡眠時間を除く) お子さんと一緒に過ごしていますか。」(Q1) そして「お子さんと一緒に夕食をする回数は、通常 1 週間にどのくらいありますか。」(Q2) という 2 つの説明がある。Q1 の答えには 6 つの選択肢が設けてあり、「6 時間以上」、「4 時間以上 6 時間未満」、「2 時間以上 4 時間未満」、「1 時間以上 2 時間未満」、「1 時間未満」、「ほとんどない」となっている。Q2 には 5 つの選択肢が設けており、「ほぼ毎日」、「週 4 日以上」、「週 2、3 日程度」、「週 1 日程度」、「ほとんどない」となっている。これらの選択肢は、高い数字ではより長い時間を子どもと共に過ごすことになるよう数値化し、ほぼ毎日なら 7、週 2、3 日程度なら 2.5、殆どないなら 0 といった形で 0-7 の間で中間値を設定した。

母子世帯ダミーは、現在結婚していないと答えた女性を 1、結婚している女性を 0 とした。アメリカでは母子世帯になる理由 (離婚、死亡、未婚、不明) も、子どもの well-being に重要な影響を与えることが報告されている (Biblarz and Gottainer 2000; McLanahan and Sandefur 1994) ため、母子世帯になった理由も変数に含むことにした。上記にある通り、シングルマザーのうち 77% が離婚によるものである。さらに、シングルマザーになった経緯が不明である 9% の回答者も、殆どは離婚母子世帯ではないかと推測できる。また、死別母子世帯を除外して、推定結果の頑健性をチェックしたところ、結果が死別母子世帯の扱い方に依存するという証拠は見つからなかった。

回答者が同居している世帯員全ての関係性を特定するために、回答者に行った質問から親 (義理の親を含む) との同居を確認した。親と同居しているシングルマザーの間では世帯分離が珍しくない (Raymo and Zhou 2012) という実証を踏まえると、この質問の言い回しは重要である。別世帯 (一般的には親世帯) を含む 1 つの住宅内に、世帯分離を行うことは、恐らく児童扶養手当などの公的給付の受給資格が世帯収入によって決められているからである。世帯構成員全般について尋ねているだけではなく、NSHC 調査は、家計を共にしていない人も含め、回答者と同居している全ての人々について具体的に尋ねている。これにより、同じ世帯構成員だけの調査で可能になるものより、同居をより広い定義でとらえることができる。結婚している母親の中で、26% は三世代同居であり、うち 18% は夫の親との同居、8% が自分の親と同居している。三世代同居をしているほぼ全て (97%) のシングルマザーのうち 38% が自分の親と同居している。義理の親と生活をしている 8 人のシングルマザーのうち、5 人は夫と死別、2 人はシングルマザーとなった経緯が不明、1 人は離婚していた。

「親子間の触れ合い」の度合いをあらわす 2 つの変数 (「ふだん子どもと一緒に過ごす時間数」または「子どもと夕食をともにする回数」) について、それぞれ 4 つの線形モデルで

推定した。モデル1では、配偶者の有無、居住形態、母親の年齢、最終学歴、子どもの年齢そして同居子どもの数が説明変数に含まれている。

母親の年齢は連続変数（21～64歳）である。母親の最終学歴は、「高等学校以下」、「専修・各種学校及び短大・高等専門学校」、および「大学・大学院」という3つのカテゴリで分類されている。基礎集計の結果に基づき、同居している子どもの数が連続変数（1～4人）として、同居子どもの年齢が4つの年齢階層（5歳以下、6～15歳、16～18歳、19歳以上）の子どもの有無としている。アメリカで既存の研究データに基づけば、子どもと共に過ごす時間は、若い子どもがいることと母親の学歴の間に正の相関があるが、母親の年齢、子どもの数、そして年上の子どもがいることとの間には負の相関があると予測される。

モデル1（基本モデル）によって、最初の研究課題—シングルマザーであることと親子間の触れ合いとの間に相関はあるのか—に対処することが可能である。三世帯同居にひとり親世帯の特徴を和らげる役割があるか否かという2つ目の課題に対処するために、モデル2はモデル1を拡張し、母子世帯ダミーと親との同居ダミーの交差項を含むことにした。モデル2では、親と同居しているシングルマザーと非同居シングルマザーとの比較、および両方のシングルマザーと既婚の母親との比較にとくに関心がある。モデル3では、母親の労働時間、世帯年収、そして母親のストレスと精神的健康度（CES-D得点）を説明変数に加え、母子世帯であるということ、（祖）父母との同居、そして子どもとの触れ合いの関係が、どの程度これらの要素によって説明されるかを分析した。これらの説明変数を加えることで仮定された三世帯同居のメリットを反映したこれらの変数をコントロールした時、モデル2で観測される違いがどの程度変化するかを調べることで、3つ目の課題に対処することが可能である。

母親の労働時間は1週間の労働時間（残業を含む）である。この指標において、調査段階で雇用されていない人は0と定義した。子どもと過ごす時間との間には非線形関係があることを示した予備分析に基づき、非ゼロ変数を四分位（四分位での平均労働時間はそれぞれ18、33、41、そして51である）に分割した。等価年間世帯所得は、税込み年間世帯総所得（給与所得以外も含む）を世帯人数の平方根で除いたもので、世帯内の収入共用と規模の経済を考慮した指標である（Smeeding, Rainwater, and Burtless 2001）。比較的多くの回答者（ $n = 433$ 、分析対象の22%）がこの質問に答えなかったため、有効回答を三分位値に分割し、欠損値を4つ目のカテゴリとして加えた。ワーク・ライフ・コンフリクト（*Work-family conflict*）については、昨年どの位の頻度で(a)仕事で疲れきってしまい家事や育児等ができなかった、(b)仕事の時間が長すぎて家事や育児を果たすことが難しい、そして(c)家事の負担があるために仕事に集中できない、という3つの質問の回答を合計して計算した母親のストレス指数である。六つの選択肢は「全くない」（0点）から「毎日」（5点）で、得点範囲は0～15点（ $\alpha = .80$ ）になっている。母親の精神的健康度は、うつ傾向の判定によく使われているCES-D指標の7項目型を利用して計測した。具体的には、7つの項目

（「励ましてもらっても気分が晴れない」、「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」、「なかなか眠れない」、「生活を楽しんでいる」²、「悲しいと感じる」）について、回答者が「ほとんどない」（0点）、「1～2日」（1点）、「3～4日」（2点）、「5日以上」（3点）のいずれかを選択する。CES-D 指標の得点範囲は 0～21 点（ $\alpha = .86$ ）となっている。

以上の複数モデルを推定することによって、母子世帯であることと親子間の触れ合いとの間に相関があるのか否か、その関係性は親との同居によってどの程度緩和されるのかを直接的に評価することが可能である。しかし、観測された違い、すなわち母子世帯かふたり親世帯かの違い、あるいは親と同居しているか否かの違いが、因果関係なのか相関関係なのか（causal or correlational）は判断できない。これまで述べたように、ひとり親とその子どもの well-being に関する研究は、ひとり親の因果効果を特定するのに相当な労力を費やしてきた（e.g., Cherlin et al. 1991; Painter and Levine 2000）。同様に、居住形態の役割についての研究によって、三世同居に対する自主選択（self-selection）の潜在的な重要性が認識されている（Deleire and Kalil 2002; Sigle-Rushton and McLanahan 2002, 2004）。

第 3 のモデルでは、親との同居によってシングルマザーの長時間労働が軽減され、経済的・精神的ストレスが緩和される手助けとなることで親子間の触れ合いが増える、という仮説をテストすることができる。しかし、これらのモデルは、親子間の触れ合いの頻度が、より子育てに効率的かつ積極的な親が、自分の親との同居を選択するという事実を反映しているのではないか、という仮説をテストすることはできない。このような自主選択は、祖父母のサポートを望んでいることあるいはよりよい三世関係、またはその両方を反映しているかもしれない。あるいは、それ程子育てに積極的でない親が、自分の親からのプレッシャーに答える形で同居している可能性があるのかもしれない（e.g., Gordon et al. 2004）。本稿のデータがクロスセクションであり、妥当な操作変数がないことに鑑み、これらの潜在的な内生性について追究しなかった。仮に、子育てにより積極的な親が同居を自主選択するならば、今回の結果は親子間の触れ合いにおける同居のメリットが過大評価されることになる。同様に、仮に、あまり効率的・積極的に子育てをしない親に、より同居の傾向があるのなら、ここでの結果は、同居のメリットを過小評価することになる。結果の解釈にはこれらを念頭におくべきである。

4 結果

（1）記述統計

表 9-1 では、世帯類型別に主要な変数の記述統計値が示されている。始めの 2 列をみると、ふたり親世帯に比べて母子世帯の母親は、子どもと過ごす平均時間数やともに夕食す

² この項目のみが逆配点である。

る回数が少ないことが分かる。いずれの項目でも、これらの差は約1ポイント（1時間または1日）で、統計的に有意である。子どもとの触れ合いが少ないことに加え、シングルマザーはそれ以外の面で既婚の母親と異なっている。シングルマザーは親と同居している傾向が高く（それぞれ.38と.25）、高卒以下学歴層の割合が高い（それぞれ.56と.42）、子どもの数が少なく（それぞれ1.70と1.97）、未就学の子どもがいる割合が低い（それぞれ.19と.41）。

表9-1 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
ふだん子どもと一緒に過ごす時間数（日あたり）	4.45	2.01	5.53	1.81
子どもと夕食をともにする回数（週あたり）	5.43	2.28	6.46	1.44
親と同居	0.38		0.25	
年齢	39.70	6.76	39.49	6.56
最終学歴				
中学校・高校	0.56		0.42	
短大/高専/各種専門学校	0.33		0.40	
大学/大学院	0.10		0.18	
同居子ども数	1.70	0.71	1.97	0.77
6歳未満の同居子どもあり	0.19		0.41	
6-15歳の同居子どもあり	0.75		0.70	
16-18歳の同居子どもあり	0.29		0.14	
19歳以上の同居子どもあり	0.15			
母子世帯となった理由				
離婚			0.81	
死別			0.09	
未婚出産			0.05	
不明			0.05	
1日あたり仕事と通勤時間数	7.55		4.24	
ゼロ	0.15		0.39	
第1四分位	0.13		0.26	
第2四分位	0.20		0.13	
第3四分位	0.30		0.13	
第4四分位	0.22		0.10	
ワーク・ライフ・コンフリクト（0-15点）	6.16	4.21	3.61	4.02
うつ傾向：CES-D得点（0-21点）	5.76	5.07	3.44	3.61
等価世帯所得（単位：百万円）	1.63		3.11	
第1三分位	0.56		0.15	
第2三分位	0.20		0.33	
第3三分位	0.07		0.37	
不明	0.18		0.15	
親による援助：子どもの世話あり	0.39		0.32	
親による援助：家事の援助あり	0.32		0.20	
親による援助：生活費の援助あり	0.15		0.06	
親による援助：住宅資金・家賃援助あり	0.11		0.03	
親による援助：子どもの教育費の援助あり	0.08		0.02	
N	560		1,164	
総標本に占める割合	0.32		0.68	

前述の先行研究の結果と一致して、既婚の母親と比べ、シングルマザーは労働時間が長く（就業時間数が中位値以上の割合はそれぞれ.52 と.23）、低所得（等価ベース）世帯の割合は高く（第1三分位所得の世帯の割合はそれぞれ.56 と.15）、ワーク・ライフ・コンフリクト（得点はそれぞれ 6.16 と 3.61）やうつ傾向の度合い（CES-D 得点はそれぞれ 5.76 と 3.44）が高い。さらに、シングルマザーは、自分の親から様々な形でのサポートを受ける傾向があることも分かった。配偶者の有無と居住形態でそれぞれ世帯収入、労働時間、CES-D 指標を集計すると、事前の予測と一致して非同居シングルマザーの収入が最も低かったことが明らかになった（結果省略）。一方予測とは異なり、シングルマザーの労働時間数と CES-D 得点は、異なった居住形態の間で差が見られなかった。

（2）推定結果 1：子どもと過ごす時間

子どもと過ごす時間および夕食を子どもと共にする頻度についての推定結果は、それぞれ表 9-2、表 9-3 の通りである。表 9-2 モデル 1 の結果では、居住形態、年齢、学歴、子どもの数、そして子どもの年齢を一定とすると、シングルマザーは既婚の母親と比べ、子どもと共に過ごす時間が短いことが示されている。母子世帯ダミーの係数推定値 (-.88) は従属変数の標準偏差の約 1.5 倍に等しい。一方興味深いことに、母子世帯であることと子どもと共に過ごす時間数における負の関係は、未婚出産が理由で母子世帯となった少数のグループには当てはまらない。未婚出産のシングルマザーと既婚の母親との違い (-.88 + .52 = -.36) は有意にゼロと変わらない。同様に死別シングルマザーと既婚母親との違い (-.88 + .34 = .54) も 10% 有意水準 ($p < .10$) においてのみ有意である。他の説明変数において、子どもと共に過ごす時間は、親との同居、母親の年齢、そして年齢の高い子どもの有無と負の関係があり、就学前の子どもとは正の関係、また母親の学歴や同居子ども数とは無関係と示されている。

モデル 2 によると、配偶者の有無と居住形態の関わりを表す推定値によって、(祖)父母との同居と子どもと過ごす時間の間にある負の関係は、既婚の母親よりシングルマザーの方がより強いことが示されている。さらに、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、子どもと共に過ごす時間数が.83 ポイント (-.44 + -.39) 短い（親と離れて生活している、シングルマザーと既婚母親の間も同様な違いが見られる）。モデル 2 の結果は三世代同居が経済的、物理的サポートやストレスの軽減を通じて親子間の触れ合いを促しているというシナリオとは異なるが、祖父母が母親の代わりに子どもと共に時間を過ごしている、同居が母親の就業を促している、またはあまり子育てに積極的でない母親に親と同居する傾向が比較的強いというシナリオには整合的である。

モデル 3 は、労働時間、世帯収入そしてストレスの違いをコントロールすることで、母子世帯ダミーの係数値が下がり (-0.71 から -0.12 へ)、非同居シングルマザーは子供と共に過ごす時間において、もはや既婚の母親と統計的な差はないことが示されている。一方で、親

との同居は、引き続き子供と共に過ごす時間を有意に減らす結果となっている。このことは特にシングルマザーにおいて当てはまる。非同居シングルマザーと比べると、親と同居しているシングルマザーは、子供と過ごす時間は0.75ポイント低い（「通勤+就業時間数」が第4四分位に属するフルタイム就業の母親と無業母親の間にも同様な差異が見られる）。モデル2に比べて、モデル3で母子世帯ダミーの係数推定値が小さくなった背景には、既婚母親に比べてシングルマザーの長時間労働の割合が高いことや、ワーク・ライフ・コンフリクトが多いことが反映されている。また、係数推定値が小さく統計的に有意ではないことから、母親の精神的健康度および世帯の経済状況は、子供と過ごす時間数においてはそれほど重要な説明要因ではないことが分かる。

表9-2 ふだん子どもと一緒に過ごす時間数の推定結果（OLSモデル）

説明変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
母子世帯	-0.88	-8.00	-0.71	-5.42	-0.12	-0.80	-0.10	-0.70
親と同居	-0.42	-3.95	-0.39	-3.49	-0.21	-1.99	-0.16	-1.55
母子世帯×親と同居			-0.44	-2.12	-0.54	-2.80	-0.54	-2.79
年齢	-0.03	-2.68	-0.03	-2.71	-0.02	-2.68	-0.03	-2.80
学歴 ^a								
短大/高専/各種専門学校	-0.03	-0.29	-0.03	-0.27	0.10	1.10	0.10	1.13
大学/大学院	-0.18	-1.38	-0.18	-1.36	0.05	0.38	0.05	0.41
同居子ども数	0.08	1.08	0.07	1.05	0.03	0.48	0.04	0.59
6歳未満の同居子どもあり	0.71	5.16	0.71	5.16	0.60	5.18	0.60	5.18
6-15歳の同居子どもあり	-0.10	-0.75	-0.1	-0.74	-0.01	-0.10	-0.01	-0.11
16-18歳の同居子どもあり	-0.71	-4.38	-0.71	-4.39	-0.52	-3.57	-0.52	-3.55
19歳以上の同居子どもあり	-0.57	-2.94	-0.56	-2.93	-0.49	-2.83	-0.49	-2.8
母子世帯となった理由 ^b								
死別	0.34	1.10	0.28	0.92	-0.12	-0.39	-0.13	-0.4
未婚出産	0.52	1.34	0.49	1.30	0.34	0.89	0.36	0.93
不明	0.16	0.48	0.18	0.55	0.15	0.46	0.15	0.46
1日あたり仕事と通勤時間数 ^c								
ゼロ					0.81	4.21	0.79	4.13
第1四分位					0.76	4.59	0.74	4.49
第2四分位					0.00	0.01	-0.02	-0.12
第4四分位					-0.09	-0.47	-0.09	-0.44
ワーク・ライフ・コンフリクト（0-15点）					-0.11	-5.95	-0.11	-5.95
うつ傾向：CES-D得点（0-21点）					-0.01	-0.91	-0.01	-0.95
等価世帯所得 ^d								
第2三分位					-0.08	-0.66	-0.08	-0.66
第3三分位					-0.13	-1.02	-0.11	-0.87
不明					0.00	0.00	0.01	0.05
親による援助：子どもの世話 ^e							0.08	0.75
親による援助：家事 ^e							-0.16	-1.63
親による援助：生活費の援助 ^e							0.09	0.79
親による援助：住宅資金・家賃援助 ^e							-0.08	-0.64
親による援助：子どもの教育費の援助 ^e							0.13	1.00
定数項	6.65	16.07	6.66	16.09	6.39	15.74	6.39	15.57
N	1,709		1,709		1,709		1,709	
自由度	13		14		23		28	
決定係数R ²	0.22		0.22		0.38		0.38	

基準グループ： a)中学校・高校, b)離婚, c)第3四分位, d)第1三分位, e)なし

三世代同居の母親、とくに同居シングルマザーが子供と過ごす時間が有意に少ないのは、(祖)父母が子どもの世話的援助またはそれ以外の形で母親をサポートしているからかもしれない。それを確かめるために、親から受ける5種類の援助の有無を、新たな説明変数としてモデル4に付け加えた。興味深いことに、いかなる種類の援助も親子の時間に有意な影響を与えていないが、親との同居の係数はモデル3と比べて幾分減少し、 $p < .05$ 水準では有意ではなくなった。上記の結果をもって、親との同居は、既婚母親の親子触れ合い時間との間に弱い相関関係しかないものの、シングルマザーの親子触れ合い時間との間に強い相関関係がある(親と同居しているシングルマザーと非同居シングルマザーとの違いは $-0.16 - 0.54 = -0.70$ ポイントである)と解釈する。三世代同居が親子触れ合い時間に与える影響の大きさが同居と非同居シングルマザーの間に予想を上回る大きな差異が見られたことについては理由が2つあると考えられる。1つ目の理由は、(祖)父母との同居によって、モデル4で定義した5種類の(祖)父母援助では十分捕捉できない代替的育児サポートが提供されたというものである。2つ目の理由は、親と同居しているシングルマザーは、データから観察されない属性部分で、非同居シングルマザーと異なっていたというものである。例えば、三世代同居と親子が共に過ごす時間の両方に影響を与えそうな子供の属性(例えば素行問題の有無)、母親における就業時間以外の時間の需要、子供と共に時間を過ごすことに対する母親の熱心さなどである。

(3) 推定結果2：子どもと夕食を共に取る回数

表9-3にある、子どもと夕食を共に取る頻度についての推定結果は表9-2と似ている。モデル1では母子世帯ダミーの係数推定値が負で有意であり、係数の大きさ(-1.02)は被説明変数である夕食回数の標準偏差の0.5倍以上である。また、表9-2の推定結果と同様、親との同居と就学年齢児童の有無は、子どもとの夕食回数に負で有意な影響を与えている。一方、夕食を共に取る頻度は、母親の年齢や未就学児の有無とは有意な相関関係が見られず、離婚シングルマザーと死別または未婚出産のシングルマザーとの違いも統計的に有意ではなかった。

モデル2の結果も同様に、三世代同居と夕食回数との間にある負の関係は、シングルマザーにおいて顕著に出ている。非同居シングルマザーと比べると、親と同居しているシングルマザーは、子どもと夕食を共に取る回数が、0.78ポイント低い(週に1回程度夕食の回数が少なく、0.5弱の標準偏差分に相当)。親と同居している既婚母親と比べると、同居シングルマザーにおける子どもとの夕食回数は1.36ポイント低い。つまり、居住形態にかかわらずシングルマザーは、既婚の母親と比べ子どもと夕食を取る頻度は有意に低い。

モデル3では、母子世帯ダミーと親との同居ダミーの係数(絶対値)は小さくなっており、同居と非同居既婚母親の違い(-0.16)は $p < .05$ の有意水準において、もはや統計的に

有意ではない。これは、親と同居している母親が比較的長い時間働いていることを反映している。一方、通勤と就業時間、労働に伴うストレス、精神的健康度、世帯収入等の条件を一定とすると、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や両居住形態の既婚母親と比べ、子どもと食事をする頻度は少なかった。

モデル 4 の結果は、表 9-2 の関連したモデルと同様、5 種類にある（祖）父母からの援助はいずれも統計的に有意ではないことを示している。ここでも、シングルマザー、とくに三世帯同居のシングルマザーが子どもと夕食を共に取る回数は、統計的に顕著に低くなっているままである。

表 9-3 子どもと夕食をともにする回数の推定結果 (OLS モデル)

説明変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
母子世帯	-1.02	-8.64	-0.81	-5.94	-0.55	-3.49	-0.56	-3.54
親と同居	-0.26	-2.62	-0.23	-2.15	-0.16	-1.62	-0.09	-0.92
母子世帯×親と同居			-0.55	-2.48	-0.55	-2.50	-0.52	-2.35
年齢	-0.01	-1.11	-0.01	-1.16	-0.01	-0.96	-0.01	-1.17
学歴 ^a								
短大/高専/各種専門学校	-0.07	-0.76	-0.07	-0.74	-0.03	-0.29	-0.02	-0.23
大学/大学院	-0.06	-0.53	-0.06	-0.5	0.05	0.43	0.05	0.47
同居子ども数	0.05	0.79	0.04	0.74	0.01	0.21	0.02	0.34
6歳未満の同居子どもあり	-0.08	-0.67	-0.08	-0.67	-0.1	-0.84	-0.1	-0.82
6-15歳の同居子どもあり	-0.28	-2.42	-0.28	-2.41	-0.22	-1.87	-0.22	-1.94
16-18歳の同居子どもあり	-0.58	-3.91	-0.59	-3.93	-0.46	-3.1	-0.47	-3.15
19歳以上の同居子どもあり	-0.04	-0.25	-0.04	-0.24	0.00	0.02	0.00	0.01
母子世帯となった理由 ^b								
死別	0.26	0.84	0.19	0.61	0.05	0.15	0.06	0.18
未婚出産	0.33	0.82	0.3	0.76	0.21	0.52	0.22	0.54
不明	0.30	0.85	0.33	0.95	0.36	1.14	0.34	1.08
1日あたり仕事と通勤時間数 ^c								
ゼロ					0.4	2.17	0.38	2.06
第1四分位					0.36	2.31	0.35	2.26
第2四分位					0.35	2.09	0.35	2.06
第4四分位					0.04	0.22	0.04	0.22
ワーク・ライフ・コンフリクト (0-15点)					-0.04	-2.28	-0.04	-2.24
うつ傾向：CES-D得点 (0-21点)					-0.03	-2.31	-0.03	-2.36
等価世帯所得 ^d								
第2三分位					0.13	1.20	0.13	1.19
第3三分位					-0.13	-1.06	-0.13	-1.05
不明					-0.05	-0.33	-0.05	-0.36
親による援助：子どもの世話 ^e							-0.01	-0.15
親による援助：家事 ^e							-0.12	-1.14
親による援助：生活費の援助 ^e							-0.08	-0.69
親による援助：住宅資金・家賃援助 ^e							-0.07	-0.5
親による援助：子どもの教育費の援助 ^e							0.17	1.26
定数項	7.24	16.07	7.25	20.73	7.09	19	7.21	18.73
N	1,710		1,710		1,710		1,710	
自由度	13		14		23		28	
決定係数R ²	0.07		0.07		0.12		0.12	

基準グループ： a)中学校・高校, b)離婚, c)第3四分位, d)第1三分位, e)なし

5 考察

本稿は、日本における親子間の触れ合い頻度について、母子世帯とふたり親世帯の違いを確認した上で、それらの違いが（祖）父母との三世同居にどの程度依存するのかを分析し、母親の配偶者の有無と居住形態による影響を検証したものである。単純集計の結果から、シングルマザーは既婚母親と比べて、子どもと過ごす時間が短く、食事を共に取る頻度も少ないことが分かった。この結果は、近年日本では離婚率が上昇していることを鑑みると重要である。最新の統計によると、全結婚件数のうち、約3分の1は離婚に終わり、親権のない離別父親のほとんどは子どもの養育費を支払わず、子どもの人生にほとんど関わらない。

本稿の分析結果はまた、競争的な教育環境下（Hirao 2007）に置かれている日本の子どもにとって、母親によるケアの投入（maternal investment）がとくに重要かもしれないこと、離婚は低い社会経済階層に集中していること（Ono 2009; Raymo, Fukuda, and Iwasawa, 2013）を考慮すると重要であろう。低学歴の母親においては母子世帯の割合がとくに高いことから（表9-1）、母子世帯における親子間の触れ合いが比較的少ないという本稿の知見は、社会経済的地位の世代間連鎖の研究に重要な意味合いを持つ可能性がある。

アメリカの先行研究と同様に、日本を対象とする本稿の分析結果も、居住形態と親子間の触れ合いの関係は、ある種の曖昧な部分が残っている。非同居シングルマザーが子どもと過ごす時間は、労働時間数やワーク・ライフ・コンフリクトの高さ等の要素をコントロールすると、既婚母親（居住形態にかかわらず）との間にその差は顕著ではなかった。一方、親と同居しているシングルマザーは、様々な個人的および世帯属性を一定とすると、既婚母親および非同居シングルマザーと比べ、子どもと過ごす時間が有意に少なかった。夕食を共に取る頻度について検討しても、やはり親と同居しているシングルマザーは、他の3つのグループと比べて少ないことが分かった。子どもと過ごす時間とは異なり、非同居シングルマザーは子どもと夕食を共に取る頻度が、たとえ労働時間、ワーク・ライフ・コンフリクト、他の特徴の違いを考慮したとしても、既婚の母親（居住形態にかかわらず）より少ないことが分かった。

これらの分析結果における直接的な解釈は、日本のような「家族の絆の強い」社会では、母子世帯に見られる親子間の触れ合い頻度の低さは、（祖）父母との三世同居によっても、あまり改善されないということである。このような解釈は、日本を含む東アジア諸国のようにひとり親世帯への公的支援が比較的限られているにもかかわらず、ひとり親であることの不利益は比較的少ない（Park 2007）ことを示した他の研究と矛盾する。また、（祖）父母の援助（同居を含むがそれだけに限らない）を受けることで、日本で増え続ける母子世帯の間に起きる恐れのある社会経済階層の世代間固定化を軽減させるような効果が、これまでの研究で考えられていたほどは顕著ではない可能性を示していると言える。

もう一つの解釈は、祖父母との同居（特に祖母との同居）が、孫と共に過ごしたり、食事を共にしたりすることにより、母親代わりの役割を果たしているというものである。この

場合、居住形態とシングルマザーの well-being に関する先行研究 (Raymo and Zhou 2012) で示唆されたように、(祖) 父母の援助は、離婚が子育てにもたらす負の影響を相殺し、母子世帯の増加と母親や子どもにおける不平等との関係を和らげるのかもしれない。このシナリオの妥当性を直接判断するために、祖父母と孫の触れ合いにおける直接的な測定値あるいは子どもの well-being を表す変数が必要となるであろうが、残念ながら、こうした指標は NSHC データから得られなかった。しかし、今回の調査では、関連の可能性を示唆する間接的証拠があった。例えば、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と比較して、労働時間が長いだけでなく、子育てにおいて親からのサポートを得ていると回答する割合も高かった。ただし、調査結果では子どもの健康、素行、そして成績に対する母親の心配度は、同居と非同居母子世帯の間に顕著な差異が観察されておらず、祖父母が提供するケアは限界があり、母親によるケアの完全なる代替とはならないことも同時に示唆している。

今回の結果における 3 つ目の解釈は、観測された関係は、シングルマザーの子育てのスタイルまたは好みと同居の選択との関係を反映しているというものである。親との同居を選んだシングルマザーは、子どもと共に過ごす時間をあまり優先しない、子どもとあまりよい関係を築けていない、または子育てにあまり専念できないことと相関するような個性や健康状態を持つ人々に偏っていた可能性がある。その影響で、三世同居では親子間の触れ合いがより少なくなるという結果につながる。また、自分の親が自分の子どものために積極的に時間を割いて子どもをケアしてくれる、またはケアするだろうとより強く信じているシングルマザーは、より同居をする傾向があるのかもしれない。ただし、同居の選択プロセスの違いに関するこれらの仮説は、今回のデータでは検証できない。

今回の結果は、日本で母子世帯の増加がもたらす潜在的な意味合いを理解する上で重要な結果を示す一方、これまでにいくつかの留保点も強調してきた。まず、子育て世帯全国調査 (NSHC) は、子どもの well-being を直接測るデータを集めていなかった。親子の触れ合いは、理論的にも実証的にも子どもの現状に大きく関わっているが、最終的な興味の対象である、母子世帯と子どもの well-being との関係については直接的に推論できない。先述の通り、このような推測に対する特に重大な障壁は、祖父母が子どもと過ごす時間と、父親が子どもと過ごす時間に関する情報がないことである。子ども側からではなく母親側から見た子どもとの時間に焦点を当てているため、子供と同居している大人との触れ合いは実態よりも控えめに評価され、世帯構成と子どものアウトカムとの間の繋がりについて直接的に推論することを困難にする。もし同居 (祖) 父母が子どもへ高質なケアを提供すれば (もちろん、祖父母の援助は母親の労働投入や自身への教育投資を可能にしている側面もある (e.g., Hao and Brinton 1997; Sasaki 2002))、三世同居の母子世帯における親子間の触れ合いがより少ないという結果は、子どもの well-being の低下や世代間負の連鎖を示唆するものではなくなる。これらの可能性に関する検証は今後の研究課題としたい。

参考文献

- 阿部彩(2008)『子どもの貧困－日本の不公平を考える』岩波新書
- 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』東京大学出版会（143-161）
- 厚生労働省(2004)『社会福祉行政業務報告』
- 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』：国立社会保障・人口問題研究所
- 周燕飛(2008)「母子世帯の「いま」－増加要因・就業率・収入等」労働政策研究報告書 No.101『母子家庭の母への就業支援に関する研究』（26-38）
- 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.
- 西文彦(2012a)「シングル・マザーの最近の状況(2012年)」
<http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/pdf/zuhyou/single4.pdf>
- 西文彦(2012b)「シングル・ファザーの最近の状況(2012年)」
<http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/pdf/zuhyou/singlef2.pdf>
- Abe, A. K. (2003) Low-income people in social security systems in Japan. *Japanese Journal of Social Security Policy*, 2, 59-70.
- Amato, P. R. (2000) The consequences of divorce for adults and children. *Journal of Marriage and the Family*, 62, 1269-1287.
- Amato, P.R. (2005) The impact of family formation change on the cognitive, social, and emotional well-being of the next generation. *The Future of Children*, 15, 75-96.
- Amato, P. R. & Keith, B. (1991) Parental divorce and the well-being of children: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 110, 26-46.
- Aquilino, W. S. (1996) The life course of children born to unmarried mothers. *Journal of Marriage and the Family*, 58, 293-310.
- Aronson, S. & Huston, A. (2004) The mother-infant relationship in single, cohabiting, and married families: A case for marriage? *Journal of Family Psychology*, 18, 5-18.
- Asmussen, L. & Larson, R. (1991) The quality of family time among young adolescents in single-parent and married-parent families. *Journal of Marriage and the Family*, 53, 1021-1030.
- Astone, N. M. & McLanahan, S. S. (1991) Family structure, parental practices and high-school completion. *American Sociological Review*, 56, 309-320.

- Biblarz, T. J. & Gottainer, G. (2000) Family structure and children's success: A comparison of widowed and divorced single-mother families. *Journal of Marriage and the Family*, 62, 533-548.
- Black, M. M. & Nitz, K. (1996) Grandmother co-residence, parenting, and child development among low income, urban teen mothers. *Journal of Adolescent Health*, 18, 218-226.
- Brandon, P. D. (2005) Welfare receipt among children living with grandparents. *Population Research and Policy Review*, 24, 411-429.
- Brinton, M. C. (2001) Married women's labor in East Asian economies. In M. C. Brinton (Ed.), *Women's working lives in East Asia* (pp. 1-37) Stanford, CA: Stanford University Press.
- Brown, S. L. (2004) Family structure and child well-being: The significance of parental cohabitation. *Journal of Marriage and the Family*, 66, 351-367.
- Bryson, K. & Casper, L. M. (1999) *Coresident grandparents and grandchildren*. Current Population Reports, pp.23- 198. U.S. Census Bureau, Washington, DC.
- Carlson, M. J. (2006) Family structure, father involvement and adolescent behavioral outcomes. *Journal of Marriage and the Family*, 68, 137-154.
- Carlson, M. J. & Corcoran, M. E. (2001) Family structure and children's behavioral and cognitive outcomes. *Journal of Marriage and the Family*, 63, 779-792.
- Casper, L. M. & Bianchi, S. M. (2002) *Change and continuity in the American family*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Chase-Lansdale, P., Brooks-Gunn, J., & Zamsky, E. (1994) Young African-American multigenerational families in poverty: Quality of mothering and grandmothering. *Child Development*, 65, 373-393.
- Cherlin, A.J., Furstenberg, F.F., Chase-Lansdale, P. L., Kiernan, K. E., Robins, P. K., Morrison, D. R., & Teitler, J. O. (1991) Longitudinal studies of effects of divorce on children in Great-Britain and the United-States. *Science*, 252, 1386-1389.
- Conger, R. D., Conger, K. J., & Elder Jr., G. H. (1997) Family economic hardship and adolescent adjustment: Mediating and moderating processes. In G. Duncan and J. Brooks-Gunn (Eds.) *Consequences of growing up poor* (pp. 288-310) New York: Russell Sage Foundation.
- Conger, R. D., Conger, K. J., Elder Jr., G. H., Lorenz, F. O., Simons, R. L., & Whitbeck, L. B. (1992) A family process model of economic hardship and adjustment of early adolescent boys. *Child Development*, 62, 526-541.
- Dalla Zuanna, G. & Micheli, G. A. (Eds.) (2004) *Strong family and low fertility: A paradox? New perspectives in interpreting contemporary family and reproductive behavior*. Dordrecht, Netherlands: Kluwer Academic Publishers.

- DeLeire, T. & Kalil, A. (2002) Good things come in threes: Single-parent multigenerational family structure and adolescent adjustment. *Demography*, 39, 393-413.
- Duncan, G. J. & Brooks Gunn, J. (Eds.) (1997) *Consequences of growing up poor*. New York: Russell Sage Foundation.
- Duncan, G., Yeung, W., Brooks-Gunn, J., & Smith, J. (1998) How much does childhood poverty affect the life chances of children? *American Sociological Review*, 63, 406-423.
- Dunifon, R. & Kowaleski-Jones, L. (2002) Who's in the house? Race differences in cohabitation, single parenthood, and child development. *Child Development*, 73, 1249-1264.
- Dunifon, R. & Kowaleski-Jones, L. (2007) The influence of grandparents in single-mother families. *Journal of Marriage and the Family*, 69, 465-481.
- Ellwood, D. T. & Jencks, C. (2004) The uneven spread of single-parent families: What do we know? Where do we look for answers? In K. Neckerman (Ed.), *Social Inequality* (pp. 3-78). New York: Russell Sage Foundation.
- Entwisle, D. R. & Alexander, K. L. (1996) Family type and children's growth in reading and math over the primary grades. *Journal of Marriage and the Family*, 58, 341-355.
- 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.
- Fields, J. (2003) *Children's living arrangements and characteristics: March 2002*. Current Population Reports, pp. 20- 547. U.S. Census Bureau, Washington, DC.
- Fomby, P. & Cherlin, A. J. (2007) Family instability and child well-being. *American Sociological Review*, 72, 181-204.
- Gordon, R. A. (1999) Multigenerational coresidence and welfare policy. *Journal of Community Psychology*, 27, 525-549.
- Gordon, R. A, Chase-Lansdale, P. L., & Brooks-Gunn, J. (2004) Extended households and the life course of young mothers: Understanding the associations using a sample of mothers with premature, low birth weight babies. *Child Development*, 75, 1013-1038.
- Gordon, R. .A, Chase-Lansdale, P. L., Matjasko, J. L., & Brooks-Gunn, J. (1997) Young mothers living with grandmothers and living apart: How neighborhood and household contexts relate to multigenerational coresidence in African American families. *Applied Developmental Science*, 1, 89-106.
- Hampden-Thompson, G. & Pong, S. L. (2005) Does family policy environment moderate the effect of single-parenthood on children's academic achievement? A study of 14 European countries. *Journal of Comparative Family Studies*, 36, 227-249.

- Hao, L. X. & Brinton, M. C. (1997) Productive activities and support systems of single mothers. *American Journal of Sociology*, *102*, 1305–1344.
- Hirao, K. (2007) The privatized education market and maternal employment in Japan. In F. M. Rosenbluth (Ed.). *The political economy of Japan's low fertility* (pp. 170–200). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Jackson, A., Brooks-Gunn, J., Huang, C., & Glassman, M. (2000) Single mothers in low wage jobs: Financial strain, parenting, and preschoolers' outcomes. *Child Development*, *71*, 1409–1423.
- Kalil, A., DeLeire, T., Jayakody, R., & Chin, M. (2001) *Living arrangements of single-mother families: Variations, transitions, and child development outcomes*. Working paper 01–20. Harris School of Public Policy Studies, University of Chicago. Chicago, IL.
- Kendig, S. M. & Bianchi, S. M. (2008) Single, cohabitating, and married mothers' time with children. *Journal of Marriage and the Family*, *70*, 1228–1240.
- Kreider, R. M. & Elliott, D. B. (2009) *America's families and living arrangements: 2007*. Current Population Reports, pp.20–561. U.S. Census Bureau, Washington, DC.
- McLanahan, S. & Percheski, C. (2008) Family structure and the reproduction of inequalities. *Annual Review of Sociology*, *34*, 257–276.
- McLanahan, S. & Sandefur, G. (1994) *Growing up with a single parent: What hurts, what helps*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McLoyd, V., Jayaratne, T., Ceballs, R., & Borquez, J. (1994) Unemployment and work interruption among African American single mothers: Effects on parenting and adolescent socioemotional functioning. *Child Development*, *65*, 562–589.
- Meadows, S. O., McLanahan, S. S., & Brooks-Gunn, J. (2008) Family structure changes and maternal health trajectories. *American Sociological Review*, *73*, 314–334.
- Milkie, M.A., Mattingly, M.J., Nomaguchi, K.M., Bianchi, S.M., & Robinson, J.P. (2004) The time squeeze: Parental statuses and feelings about time with children. *Journal of Marriage and the Family*, *66*, 739–761.
- Musick, K. & Meier, A. (2012) Assessing causality and persistence in associations between family dinners and adolescent well-being. *Journal of Marriage and the Family*, *74*, 476–493.
- Mutchler, J. & Baker, L. (2009) The implications of grandparent coresidence for economic hardship among children in mother-only families. *Journal of Family Issues*, *30*, 1576–1597.
- OECD. (2011) *Doing better for families*. Paris, OECD.
- Ono, H. (2009) Husbands' and wives' education and divorce in the United States and Japan, 1946–2000. *Journal of Family History*, *34*, 292–322.

- 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.
- Painter, G. & Levine, D. I. (2000) Family structure and youths' outcomes : Which correlations are causal? *Journal of Human Resources*, 35, 524-549.
- Park, H. (2007) Single parenthood and children's reading performance in Asia. *Journal of Marriage and the Family*, 69, 863-877.
- Raymo, J. M., Fukuda, S., & Iwasawa, M. (2013) Educational differences in divorce in Japan. Forthcoming in *Demographic Research*.
- Raymo, J. M., Iwasawa, M., & Bumpass, L. (2004) Marital dissolution in Japan: Recent trends and patterns. *Demographic Research*, 11, 395-419.
- 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.
- Sandberg, J. & Hofferth, S. (2001) Changes in children's time with parents: United States, 1981-1997. *Demography*, 38, 423-436.
- Sasaki, M. (2002) The causal effect of family structure on labor force participation among Japanese married women. *Journal of Human Resources*, 37, 429-440.
- Schoeni, R. F. & Blank, R. M. (2000) What has welfare reform accomplished? Impacts on welfare participation, employment, income, poverty, and family structure. Working paper 7627. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA.
- Sigle-Rushton, W. & McLanahan, S. (2002) The living arrangements of new unmarried mothers. *Demography*, 39, 415-433.
- Sigle-Rushton, W. & McLanahan, S. (2004) Father absence and child well-being: A critical review. In D. P. Moynihan, T. Smeeding, & L. Rainwater (Eds.), *The future of the family* (pp. 116-155). New York: Russell Sage Foundation.
- Smeeding, T. M., Rainwater, L., & Burtless, G. (2001) U.S. poverty in a cross-national context. In S. Danziger & R. Haveman (Eds.), *Understanding poverty*, (pp. 162-189). Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Smith, J. R., Brooks-Gunn, J., & Klebanov, P. K. (1997) Consequences of living in poverty for young children's cognitive and verbal ability and early school achievement. In G. Duncan & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Consequences of growing up poor* (pp. 132-189). New York: Russell Sage Foundation.
- Stack, C. B. (1974) *All our kin: Strategies for survival in black communities*. New York: Harper and Row.
- Stewart, S. & Menning, C. (2009) Family structure, nonresident father involvement, and adolescent eating patterns. *Journal of Adolescent Health*, 45, 193-201.

- Thomson, E., Hanson, T. L., & McLanahan, S. S. (1994) Family structure and child well-being: Economic resources vs. parental behaviors. *Social Forces*, 73, 221-242.
- Thomson, E., McLanahan, S. S., & Curtin, R. B. (1992) Family structure, gender, and parental socialization. *Journal of Marriage and the Family*, 54, 368-378.
- Uunk, W. (2004) The economic consequences of divorce for women in the European Union: The impact of welfare state arrangements. *European Journal of Population*, 20, 251-285.
- Zick, C. D., Bryant, W. K., & Österbacka, E. (2001) Mothers' employment, parental involvement, and the implications for intermediate child outcomes. *Social Science Research*, 30, 25-49

付属資料

付属資料 等身大の育児期女性：ヒアリング調査報告

1 調査の動機と概要

本報告書は、「JILPT 子育て世帯全国調査 2011」の個票データを元に、主に統計的見地より子育て中の女性をめぐる現状とジレンマを分析している。しかし、平均値等の統計的数値だけでは、個々の子育て世帯が抱えている問題点やその原因等を十分に把握できていない可能性がある。例えば、子育てしながら働くことがなぜ難しいのか、父親がどのような形で子育てに参加しているのか、統計的数値だけでは窺いしれない部分もかなりあると思われる。そこで個票データを分析する合間(2012年6～9月)に、母親のヒアリング調査を行い、統計的分析の不足を補うことにした¹。ヒアリング調査の概要が付表1の通りである。

付表1 調査の概要

対象者	年齢	学歴	仕事	子ども数	第1子	末子	本人年収(万円)	世帯年収(万円)	調査員	調査日
Aさん	42	音楽系専門学校	販売パート	1	13歳	—	180	300	周・杉村	6月21日
Bさん	29	高校中退	無職	3	9歳	3歳	0	300	周	7月12日
Cさん	40	大学	食品販売外交員	3	14歳	3歳	100	600	周	7月25日
Dさん	47	短大	個人業務請負	2	16歳	14歳	130	950	周	9月4日
Eさん	40	短大	有償ボランティア	1	12歳	—	45	1,100	周	9月11日

注：(1)対象者全員（除くDさん）が「JILPT 子育て世帯全国調査 2011」の協力対象者で首都圏（1都3県）在住の既婚主婦である。

(2)年齢等は調査時点の状況である。

2 Aさん：「パートでも働かせてもらっていることには満足している」

(1) 母親の就業とキャリア：正社員は想像以上に厳しかったためパートに転身

Aさんは音楽系の専門学校を卒業した後、高校時代からアルバイトとして働く飲食会社で販売・接客の仕事を、ほぼフルタイムに近い形で続けることになった。ほどなくして上司から正社員への転換を勧められ、月16～17万円ほどを稼いだ。しかし、飲食業正社員の仕事は休みもない上に残業も多く、想像以上に厳しかった。そのため、Aさんは1年半後に退社し、別の飲食店にアルバイトとして転職した。そこでは、結婚し、妊娠9カ月(28歳)まで勤務し

¹ Aさんにおけるヒアリング調査およびその資料整理に、杉村めぐる JILPT アシスタントフェローが協力してくれた。また、内藤朋枝 JILPT 臨時研究協力員がヒアリング記録との照合作業を手伝ってくれた。記して感謝を申し上げたい。

た。アルバイトだったため、育児休業制度は利用できなかった。

退職後、Aさんは専業主婦として1年程子育てに専念した。近所に住む両親に育児を頼っていたので、専業主婦でいると時間を持て余してしまったと述懐している。そこで、Aさんは娘が1歳になる頃に再就職を試みた。

もともと、Aさんの夫は女性が育児、家事を中心的に担うことを当然視しており、またAさん自身も正社員として働きたいという願望はそれほど強くなかったため、職探しはパート・アルバイトの雇用形態に限定して、自宅から近い職場を中心に探した。はじめは自宅近くの飲食会社勤務だったが、2001年11月から現在に至るまで子供服専門店のパートとして働いている。勤務時間は週約30時間で、休みは月9日、月収は手取りで11万円程度（厚生年金、社会保険加入、育児休暇有）である。1年更新ではあるが、特別な事情がない限り毎年更新される。Aさんは現在の職場で勤続11年目になるが、大きな不満もなく、やりがいを持って働いているという。

失業の経験はないものの、現在の日本の経済状況や自分の年齢を考えると、仮に今の職場を辞めたら、再就職は難しいと考えている。だからこそ「パートでも働かせてもらっていることに満足している」と今の働き方に強い肯定意識を持っている。

（2）仕事と家庭の両立：実父母の援助と保育園が大きな助け

Aさんには徒歩圏内に実父母が住んでおり、実父母の存在が育児に関して大きな助けとなっていた。仕事を始めた当初は、実父母が当時1歳だった子どもの面倒を見てくれたことも有利に働き、子どもが3歳になると容易に認可保育園に入園することができた。また、職場環境も比較的良好である。まず家から近い。独身女性が多い職場ではあるが、子どもの都合でシフトを融通することは可能である。そのため、家庭と仕事のコンフリクトはほとんど感じることはなかった。

仕事は生きがいというわけではなく、「家計」の要素が強い。しかし、出産後1年間専業主婦だった経験から、「自分は仕事をしないとだらしのない人間になる」と認識している。専業主婦をしていた頃は、イライラすることも多かったが、就労後は逆に余裕を持って家事・育児に臨めるようになったという。

（3）夫の家庭へのかかわり：ある種あきらめの気持ち

Aさんの夫はほとんど家事・育児に参加していなかった。そのため、Aさん自身は夫の育児参加に関しては、ある種のあきらめがある。一方、夫は、「男は外で仕事」という価値観を持っている。しかし、夫は休日に、子どもに食事をつくったり、自分の洗濯物をしてくれたりすることもたまにある。Aさんは、この現状でも「構わない」と考えており、「もっと何もやらない夫がいる」と思っている。夫は子どもの学校行事に参加しないことが多いが、自分も娘も夫が「そういう人だ」と半分あきらめている。

(4) 子どもへの影響：全体的に良い影響の方が大きい

Aさん本人はパートで働くことが、子どもにとっても良い影響を与えていると考えている。Aさん自身が、しつけの厳しい親であると認識している。そのせいか、子どもと1日中一緒にいることでイライラしやすくなる。仕事をするすることで、子どもとの間にワンクッション置かれることで、子どもに逆に良い影響を与えているのではないかと考えている。

敢えて仕事によるマイナス面をあげるなら、土日や夜間勤務もある職種なので、他の親や、子どもと昼間の人間関係に取る時間が少ないことである。それでも理解のある周りの人に協力してもらっている。仕事で夜遅くなった時は子どもに寂しい思いをさせているのではないかと思う時がある。しかし、全体的に専業主婦でいるよりは働いている方が子どもにとって良い影響を与えているのではないかと考えている。

(5) 暮らし向き：夫の収入が不安定でパート収入が家計の支え

Aさんの夫は元々食品関係の会社に勤めていたが、後に独立。現在は自営業で、収入は不安定である。また接待費との名目で、夫は収入の相当分を交際費に充てることがある。そのためAさんの収入は家計を支えるために使われている。

両親が近くにいるということもあり、食べるに事欠くという状況ではない。しかし生活について夫と口論になることもある。Aさんは、夫は主たる家計維持者として安定した収入を得ることが最大の責務であり、そうした安定した経済基盤のもとで家庭の仕事は自分が担うというスタンスをとっている。

子どもに通信教育を受けさせているが、やる気がなく辞めさせようかと考えている。しかし、来年受験なので、やる気の出るタイミングで塾に通わせてもよいと思っている。貯蓄がないので、生活は大変になると予想しているが、生活費をやりくりして塾に充てる考えである。子どもが希望するのであれば、行きたい道に進ませてあげたいと思っている。

Aさんの父親は大手企業で定年まで勤め上げ、母親は専業主婦で、生活にゆとりがある。頼めば両親は、生活援助してくれるだろうが、両親にも人生があるので、そこまで頼もうとは思っていない。

(6) 政策に関する要望

(ア) 保育制度の改善

待機児童がこれだけ多いにもかかわらず、保育所が増えないのはおかしい。保育所がきちんと整備されれば、働きに出られる人も増える。また保育所のサービスもばらばらで、保育士の処遇も保育所によって大きく違う。保育士の処遇を整えてほしい。

(イ) 生活の安定の保障

普通に働いている人が安定した暮らしができるような政策を行ってほしい。政治や政策がきちんとしているのであれば、多少高負担でも公平で高福祉な社会がよいと思う。

(ウ) 生活保護制度の改善

必要な所に生活保護費が回らないのがおかしい。生活保護費をもらって働いていない人がいると聞くと、理不尽に感じる。

3 Bさん：「仕事でどんどんやっていこうと思うタイプではない」

(1) 母親の就業とキャリア：10年間家事と育児に専念

Bさんは17歳で高校を中退した。結婚するまでの2年間は、アルバイトとして4社を渡り歩いた。社会人となって最初についた仕事はアパレル会社の販売員だった。その会社で1年ほど働いたが、深く考えずに別のアパレル会社に転職した。19歳までにアパレル関係3社と日焼けサロン1社でアルバイトとして働いた後に、2003年3月に結婚、その7カ月後に長男が生まれた。以来10年間、家事と育児に専念してきた。

Bさんは、もともと早く結婚して子どもがほしかった。そのため、19歳で仕事をやめて家事・育児に専念するのは本人の希望だった。仕事をバリバリやっていこうと思うタイプではなかった。アパレル関係の仕事をしたのは、収入のためでもあったが、単純に洋服が好きだったからである。この考えは現在も変わらず、将来資格を取って仕事をするより、子どもを最優先に仕事を選んでいきたいと考えている。

子育てが一段落したら（早ければ来年）、Bさんは働こうと考えている。学歴も資格もないので、夫の扶養範囲内のアルバイトの就業を希望している。イメージとして、自宅から自転車15分程度のところ（駅前のスーパー、ファミレスなど）で、レジや接客のアルバイトを考えているようである。電車を利用しなければ通えないところで働こうとは思わない。できるだけ近場で、子どもたちに何かがあった時にすぐに迎えにいける距離が良い。

自宅にパソコンがあるが、苦手なので、1週間に一度開くか開かないか程度の利用である。パソコンの主な用途は、情報検索であるが、最近はスマートフォンでやっている。求職は、パソコンではなく、求人雑誌の広告を利用している。過去も含めてハローワークを利用したことはない。

(2) 仕事と家庭の両立：自分が暇だなと思う時に働けば良い

Bさんは、働く希望を持っているものの、すぐに働きたいわけではない。末子はこの5月から幼稚園の慣らし期間で、週2回通っている。来年からは、週5日になるので、それから徐々に仕事を再開したいと考えている。問題は、「時間に合う仕事」がなかなか見つからないことである。長男と二男は、小学校のサッカークラブに入っているので、週末はそれで忙しい。また、末子の幼稚園の送迎時間に合わせて就業しようとする、働けるのは、平日の10時から14時までの4時間のみである。しかし、そんな短時間勤務で雇ってくれるところはなかなか見つからない。

幼稚園にも「預かり保育」制度があるものの、1回500円、週3000円、月1万円程度か

かってしまう。幼稚園の月謝（月 2 万円²）に上乗せすると、かなりの負担と B さんは考えている。保育園という選択肢もあるが、B さん自身が幼稚園組なので、保育園のことは良く分からないし、利用しようと思ったことがなかった。B さんは、保育園に関する情報をあまり持っていなかった（保育料の金額や応能負担であることも知らなかった）。主婦仲間の口コミで「保育所に入るのは難しい」、「フルタイムで働かないと（収入が）あまりプラスにならない」というイメージを持っている。それもあってか、B さん自身は保育園の申請をしたことはないし、今後もする予定はない。

B さんは、子育てにあたって、3 歳まで自宅保育→3 歳～5 歳まで幼稚園（預かり保育の利用なし）→6 歳から公立小学校（学童保育を利用予定）というコースを想定している。その中で、余裕時間を利用して夫の扶養控除内で働こうと考えている。子どもが小学校に入学し、自分が暇だなと思う時に働けば良い。自分の母親もずっと専業主婦だったので、自分も自然にそういう気持ちになったという。

（3）夫の家庭へのかかわり：頼めばなんでもやってくれる

B さんの夫は、34 歳、ユニットバスの工事を請負う職人さんである。会社から給与をもらっているが、雇用保険なし、個々で医療保険に加入、年金は国民年金、月収は工事件数に応じて変わる。歩合制なので、収入の変動がかなり激しい。不景気で、ここ数年工事件数が減り続けている上に単価も下がってきている。手取り年収は 5 年前に比べると、100 万円くらい減少している。今後も増える見通しが無い。2 年ほど前から、夫は副業として夜間の短時間アルバイトを探し始めているが、なかなか見つからない。

夫は、家事をほとんど手伝わないが、子育てを 3、4 割程度は協力してくれている。優しい人なので、頼めばなんでもやってくれる。子どもをお風呂に入れたり、休日子どもを連れて公園に行ったり、サッカーの練習に付き合ったりしてくれる。夫にはこれ以上の協力をお願いするつもりはないと言う。それに、現在長男が下の子の面倒を見てくれるようになったので、育児が楽になった。

夫の他に子育てに助けてくれるのは、同居中の 80 歳のおじいさん（養子縁組で戸籍上は父親）と徒歩 15 分の距離に住む自分の母親である。長男は里帰り出産した。当時は何から何まで本当に助かった。一方、働きたいから預かってもらえないかと母に相談したことがあったが、母親には自分の時間（趣味のゴルフ）がほしいので、あまり子どもを預かれないと言われた。自分よりも母親の方が余裕のある専業主婦生活を送っていたと思う。でも、母親からはお金の援助を一切もらっていない。たまにスーパーの安売りの肉や野菜をもらったりする程度である。自分も親にもっと援助してほしいとは思わない。いつまでも親に頼ってはいけないと思っている。

² X 市には年度末に世帯収入に応じて、幼稚園月謝の一部を補助する制度がある。B さんの場合、年間で最大 30 万円（2 人分）くらいの補助があった。

(4) 子どもへの影響：ママ友に愚痴をこぼすことで困難期を乗り越えた

子どもに関する悩みは、「しつけ」である。厳しい家庭で育ったので、子どもには厳しい方だと思う。男の子3人で、みんなわがままで、やんちゃである。最近、小1の二男の学校勉強については少し心配である。二男は幼稚園時代にカタカナやひながらを覚えてくれなかったのも、小学校に入学してから文書を読むことがあまり得意ではないように思う。

二男が生まれて3、4カ月頃、3歳の長男が赤ちゃんがえりを始めた。その時、夫は仕事で疲れているだろうと考えてしまい、遠慮して協力を求めることができなかった。次第に余裕を失って、長男に体罰を加えたり、育児放棄になりかけた時期があり、一度電話で市に相談したことがある。市の担当者から「そんなに頑張らなくていいよ。」との助言を受けた。こうした困難を乗り越えられたのは、同じような状況のママ友と、子どもたちを遊ばせながら、愚痴をこぼすことを定期的にやったからである。友達に話すだけで全然違う。しかし、当時は自分の抱えている問題を、母親には言えなかった。

(5) 暮らし向き：細々とやりくり

5、6年前は、暮らし向きは「ややゆとりがある」だったが、現在は「やや苦しい」と感じている。以前は夫の収入（手取り400万円弱）が現在よりも多かったし、当時は子どもも2人目が生まれたばかりで、教育費（幼稚園月謝）もあまりかからなかった、さらに扶養控除があったことが主な理由である。現在は、上2人がサッカー、さらに長男は水泳教室、二男には月3000円程度の通信教育（子どもチャレンジ）をさせているが、学習塾の塾代を負担するのは厳しい。子どもたちに高い教育を受けさせる気持ちはなく、それぞれ自分の道をまっすぐにいってこれればそれで良いと考えている。

しかし、子どもたちが希望すれば、4年制大学まではサポートしたいと思う。現在、子ども3人全員に学資保険をかけている。3人に合わせると月3～4万円の保険料がかかる。こうしないと、お金が貯められない。

生活は「やや苦しい」が、細々とやりくりしている。X市は物価が安く（豚肉58～78円/100g）、激安スーパーも点在しているので、そこでまとめ買いしたり、友達から家庭菜園の野菜をもらったり、主婦仲間から特売の情報をもらったりしていた。それに、夫の祖父と同居しているので、家賃、電気、ガス料金の負担がないのも、助かっている。また住宅は祖父の持ち家であるため、住宅ローンもない。

(6) 政策に関する要望

(ア) 医療費実質無料化期間の延長

X市では、医療費が小学校3年生の誕生日までに実質無料（窓口負担200円、収入制限あり）である。それ以降は、3割の窓口負担がかかる。無料化の期間を小学校6年生まで延長してほしい（できれば、15歳まで）。子どもはケガや風邪が多いので、予想外の出費となる

ため、3割負担がきつく感じる。

(イ) 年少扶養控除の復活

年少扶養控除を復活してほしい。昨年は年少扶養控除が廃止されたが、子ども手当も減額されたため、Bさんのご家庭では、年間10万円近くの負担増となった。子どもがいればいる程負担が大きくなるので、ぜひ控除を復活してほしい。

(ウ) 幼稚園の預かり保育料を安くしてほしい

幼稚園の預かり保育料をもっと安くしてもらいたい。預かり時間（2時半から5時半）を長くして、保育料を定額制にして、月5,6千円程度が望ましい。そうなれば、働きに出ようという気になる。

4 Cさん：「将来のキャリアに対してビジョンを持っていなかった」

(1) 母親の就業とキャリア：夫の希望に沿って正社員退職

Cさんは大学の英文学科を卒業した後に、福祉機器関係の商社で事務の一般職正社員として採用された。勤続期間は3年間と短かったが、事務、在庫管理、車いす保険などの仕事を一通りやった経験をもっている。仕事自体はやりがいもあって楽しかったが、将来のキャリアに対して特にビジョンを持っていたわけではなかった。収入を得るためにとりあえず働いていたという。

Cさんは25歳でその正社員の仕事をやめていた。直接的なきっかけは、「社内結婚」だった。会社の後輩である事務職の夫と結婚した直後に、夫の希望に沿って退職。その時は別の会社で正社員の仕事に就こうとも考えており、退職後に「医療事務」の資格を取得した。しかし、結婚して間もなくして長男を妊娠し、その後は出産・育児に専念するため、専業主婦となった。長男を出産した4年後に長女を出産し、専業主婦の期間は8年間に及んだ。

仕事に復帰したのは、長女が幼稚園の年少組（延長保育あり）に入った頃だった。中学校の給食調理（時給870円のパート）として1年間働いていた。でも、当時長女は幼かったため、よく病気をしていて、仕事も休みづらく、1年ほどで仕事をやめた。その後、比較的時間の融通が利くファミレスでウェイトレスとして転職したが、ほどなく二男を妊娠した。つわりが始まったため、その仕事も1年ほどで辞めざるをえなかった。年間100万円程度のパート収入を見込んでマイホームを購入した矢先のことだった。

住宅ローンを返済するため、二男が1歳4カ月になる頃に早々に仕事に復帰した。しかし、居住区の待機児童が多く、認可保育園を申し込んだものの、入園許可が下りなかった。そこで、たまたまある食品販売会社の営業担当から、今の仕事を紹介された。その食品販売会社は社内保育園が完備されており、給食付きで保育料1万円と費用も安かったことに魅力を感じ、食品販売の外交員として働き始めた。仕事は歩合制。雇用者ではなく個人請負という契約のため、医療保険や年金、雇用保険はない。担当エリアによって仕事の拘束時間も収入も大きく異なる。Cさんの場合、仕事の拘束時間が長い割には、手取りの収入が少なかった。

仕事を始めた去年は、週平均 47.5 時間働いたが、月収は 10 万円に届かなかった。

2012 年 4 月に、二男が認可保育園に入園できた。今は、真剣に転職を考えているという。今度こそ「医療事務」の仕事を生かせる仕事につきたい。とりあえず正社員ではなく、パートとして扶養控除内で働きたい。やりがいのある仕事だったら、ゆくゆくは正社員になっても良いと考えている。

(2) 仕事と家庭の両立：「ママ、仕事をやめて」と^{すが}縫れることもあった

C さんは、はじめから仕事と家庭の両立に困難を感じている。給食調理のパートも、子どもが病気の時に仕事が休みにくいということで辞めってしまった。また、ファミレスの仕事も、妊娠によるつわりがひどいため、継続することができなかった。

現在の仕事を続けられたのは、社内保育園の存在が大きかったと思う。子どもが熱を出した時も、預かってくれるし、仕事が遅くなった時も延長保育で対応してくれるからである。しかし、現在の仕事を始めてから、家事と育児に行き届かない面が出てきている。家の掃除がおろそかになっており、子どもと向き合う時間も減っている。とくに去年は大変だった。仕事は朝の 8 時半から夕方の 6 時過ぎまで続く日が多く、子どもたちを長時間保育園や学童クラブに入れざるを得なかった。長女に「ママ、仕事をやめて」と縫れることもあった。しかし、住宅ローンのこともあって、C さんは仕事をやめることを考えなかったという。夫はどちらかといえば、C さんが専業主婦をやることを望んでいる。

(3) 夫の家庭へのかかわり：家事と育児の 3 割程度を担当

夫は、家事と育児を 3 割程度担当しているという。C さんが仕事で疲れて、家でぐったりしている日が多く、そのような日は夫が仕事から帰ってくると、洗濯物を干してくれたり、自分の夕食を作ったり、子どもたちの相手をしてくれたりする。

(4) 子どもへの影響：多少は我慢させていた事もあった

今の仕事を始めた昨年、長女のクラス替えの時期と重なり、長女との約束がうまくいかないこともあったりして、仕事を辞めて欲しいと言われたこともあった。多少は我慢させていたこともあったとは思う。それ以外はそれほど大きな影響がないと思う。

(5) 暮らし向き：収入は 100 万円ほどアップしたが楽にならない

現在も 5 年前も暮らし向きは、「普通」だという。5 年前より収入は 100 万円ほどアップしたが、子どもの数も増え、習い事や塾代、住宅ローンの支出が増えたため、暮らし向きは楽になっていない。

子どもたちの将来は、特にこだわるわけではないが、希望すれば 3 人とも 4 年制大学までサポートしていきたいと考えている。

今は、毎月収支トントンの状態だが、夫の給与から毎月一定額の財形貯蓄をしている。

（6）政策に関する要望

認可保育園を増設してほしい。Cさんの場合、二男が保育園に入れたことにより、保育施設のない企業への転職も可能になったという。保育園に入れるということは仕事の選択肢を増やすことにもなる。働こうと思う母親が働ける環境を提供してほしい。

5 Dさん：「保育所を利用することには抵抗感があった」

（1）母親の就業とキャリア：子どもの成長に合わせてスムーズに再就職

Dさんは20歳で短大の英文学科を卒業した後に、大手の人材サービス会社で事務の一般職正社員として採用された。そこで、11年間勤務した。最初の3年間は、一般事務の仕事を担当したが、残りの8年間は取締役秘書を勤めた。辞める直前の年収は、600～700万円程度で、当時の女性一般職としてはかなり良い収入を得ていた。

Dさんは1996年31歳の時に長男を出産した。出産の1カ月前に、11年間も勤めた会社を退職した。社内からのプレッシャーというわけではなく、本人の自主的選択だったという。退職した主な理由が2つあった。1つは、当時、仕事自体残業を行うのが一般的で、職場の同僚よりも自分が先に退社することに心理的抵抗があった。もう1つの理由は、保育所を利用することに抵抗感があったからである。長男を出産した当時は、保育所は子どもを野放しするところだとのイメージがあり、やむを得ない事情以外は子どもを保育所に入れるべきではないとの考えが一般的だった。Dさんも、3歳までは自分の手で子どもを育て、その後は「幼稚園」というコースを想定していた。

長男の出生から次男が幼稚園に上がるまでの5年間、Dさんはおおむね自宅で子育てしていたが、仕事は元同僚の紹介で単発的なオーダー（自宅からでもできる電話かけなど）を受けた程度だった。本格的に仕事に復帰したのは、次男が幼稚園の年少組に入った頃だった。最初についたのが、電話オペレーターの仕事だったが、Dさんの性格と合わなかったようで、ほどなくして退職。その後、新宿にあるサービス関係の会社で事務のアルバイトとして再就職。元同僚の上司が独立して自分たちの会社を作ったので、手伝いに来ないかと声をかけられたのがきっかけだった。幼稚園の都合に合わせて、はじめは、1日3時間（10時～13時）、週4日間働いていた。次男が小学校に入学し、学年が上がるにつれて、徐々に働く時間を延ばし、次男が小学校高学年になる頃には1日6時間（10時～16時）働くようになり、そのスタイルは今も続いている。

今、勤めている会社に転職したのは、2年ほど前だった。元会社の創業者とともに飛び出した形で、横浜にある新法人で業務請負の身分で働いている。パートではなく、業務請負での労働契約は、会社側の要望だったそうである。給与、労働時間や働くスタイルは以前の通りであるが、通勤時間は80分（片道）と長くなっていた。

Dさんは、理想としては自宅にもっと近いところで現在と同じような職場を見つけることだったが、あまり現実的ではないと最近では考えるようになり、現在のワーキングスタイルを

続ける予定だという。

一旦専業主婦となり家庭に入ると、就職したくてもなかなか最初の一步を踏み出せない人が多い中、Dさんの場合、子どもの成長に合わせてスムーズに再就職できた。Dさんがとくに心掛けたことは、退職後も元の職場の同僚とつながりを絶たないことだったという。年賀状などで近況報告したり、そのうち働きたいというメッセージを伝えたりしていたことが後の再就職につながったという。

(2) 仕事と家庭の両立：家庭と子育てを最優先に仕事を決める

Dさんは、はじめから家庭と子育てを最優先に仕事を決めていたので、仕事と家庭の両立にそれほどコンフリクトを感じていなかったという。夫はそれなりの収入を得ていたので、Dさんにとって仕事は家計の補てん程度の収入で十分だった。収入よりも、仕事を通じて社会や他人とつながりを持つことが大事だと考え、仕事を続けてきた。

仕事をすることで、家事に手を抜くことはあまりないが、料理にかける時間をなるべく短くしているという。Dさんは、家事のほとんどを自分でこなしているという。自分と夫の両親がいずれも自宅から1時間以上のところに住んでいるので、協力を得るのが難しい。それでも、Dさんは家事サービスなど外部の力を借りる必要性をあまり感じなかったという。

週のうち、とくに決まった曜日ではないが、1日だけ仕事を休んで、学校の行事、友達と食事、買い物等自分の時間に当てている。息子2人ともサッカークラブに入っているので、土日はサッカーの試合や遠征などで逆に休めない。

働く親のための育児支援制度は市報で見る程度で、ほとんど知らなかった。また出産と同時に退職したため、育児休業等を利用することもなかった。学童保育も利用せずに働いていた。

(3) 夫の家庭へのかかわり：育児に積極的に関わる「良いパパ」

夫の帰宅時間は大体夜10時以降なので、平日は家事を手伝ってくれることがあまりなかった。休日になると、たまに食事を作ったり、子どもたちの世話をしてくれる。また、Dさんが仕事で疲れているときには、子どもたちに身の回りのことを自分でやるよう促してくれる。その声かけが助かると感じている。育児に関しては、比較的積極的に関わる「良いパパ」であると感じている。現在は土日は息子たちのサッカー観戦や遠征でつぶれることが多いという。

(4) 子どもへの影響：自分が働くことで子どもたちの自立心が育った

Dさんは自分がバリバリ働いていないので、自分の就業が子どもたちにそれほどマイナスの影響を与えていないと考えているようである。Dさんは、折角子どもを持ったのに子どもを育てたという実感が無いのは勿体ない気がする、と考えていたため、これまでの就業形態

を選択してきたという経緯がある。

逆に自分が働くことで、子どもに良い影響があった。Dさんは現在、週1回、仕事の帰りにコンビニのバイトを掛け持ちしている。その日の帰宅時間が通常の5時半ではなく、10時半となるので、子どもたちがその日に限って自分たちで夕食を作ったりして、逆に自立心が育ったかもしれないという。

(5) 暮らし向き：収入が平均の1.5倍程度でも「やや苦しい」

Dさんの家庭には、子育て世帯平均の1.5倍程度の収入があり、児童手当の所得制限を超えている。しかし、現在の暮らし向きについて、Dさんは「やや苦しい」と感じている。その主な理由は、子どもの費用がかさむからである。塾には行かず通信教育を利用しているため、教育費は比較的抑えられているほうではあるが、2人の息子が現在、ともにサッカーのクラブに所属し、月謝（月2万円）、交通費、ユニフォーム、靴、遠征代など、毎月の費用がばかにならないという。将来も今のところ、子どもたちのサッカーの環境を中心に考えている。

コンビニの副業も、収入が月1万円と少額であるが、少しでも家計の足しになると思い、去年から始めたものである。でもいざ始まってみると、仕事が面白くて、今も続けているという。

(6) 政策に関する要望

(ア) 労働環境の整備

もっと労働時間に配慮した職場があってほしい。自分がこれまでに働き続けられたのも、休みの日が柔軟に決められて、労働時間も比較的短い職場環境であったからである。このような職場が今後増えてほしい。

(イ) 放課後学校開放計画の拡充

市区町村によっては、放課後に子どもが自由に遊べる教室が設置されていない小学校がある。M市にはそれがなかったので、子どもが小学校低学年の時は、放課後に行くところがなく、困ったことがあった。

(ウ) 市区町村間の不公平の是正

市区町村間の不公平をなくしてほしい。例えば、子どもの医療費無料化の条件年齢、隣の杉並区は15歳までだが、M市は12歳までで、市区町村によって制度がバラバラである。幼稚園月謝の補助額も、市区町村によって違うのは納得がいかない。

6 Eさん：「働くこととは、人とのつながりを持つこと、だれかの役に立つこと」

(1) 母親の就業とキャリア：夫の異動とともに教員中途退職

Eさんは20歳で短大を卒業したと同時に、栄養士と中学校教員の免許を取得。H県の小学

校に1年、中学校で2年半、合計3年半ほど家庭科の常勤教員として勤めていた。23歳で結婚退職し、東京に移住した地方公務員の夫のところに引越した。

Eさんは、東京都に教員免許の所持者登録をしたところ、出産・育児休暇の先生の代替教諭の仕事を紹介され、自宅（当時Y市）から30分程度の町立中学校で13カ月間代替教員として勤めた。

その後、夫の異動とともに、東京都の離島に引越し、そこで4年間を過ごした。そのうちの3年間は、村役場の事務パートとしても勤めたが、長女の妊娠とともに退職。出産はH県の実家だったが、出産後は再び離島に戻った。

娘が6カ月頃、Eさんが29歳の時に、再び夫の転勤で東京に戻り、現在に至っている。近くに両親も友達もいない中で、子育てを開始した。当時は、夫の社宅に住んでおり、夫の同僚の家族と仲良く過ごしていたが、東京で自分自身の友達ネットワークを作るのに1年ほどかかった。

娘が幼稚園の年中組の時に、有償ボランティアとして、平日9時30分～13時30分まで老人デイサービスセンターの食事係として働き始めた。市報の募集広告を見て応募したのがきっかけだった。しかし、施設が1年後に自宅から遠いところに移転したので、辞めざるを得なかった。

娘が小学1年生になった9月に、片道30分程度のところに喫茶店のパートの仕事（時給860円）を見つけ、週3、4日、1日4時間程度働いた。喫茶店の仕事は、いろいろな人との出会いをもたらし、人生経験としては良かったが、体調が悪い時や、子どもが急に病気になっても休みにくい雰囲気だった。それに加え、職場の人間関係が複雑で、結構体力のいる仕事なので体がきつかった。その仕事も2年間ほどでやめた。

その後は、やはり教員免許を生かせる仕事をしようと、市役所の関係部課に自分の履歴書を10数通ほど出してみた。そこで、早速、保育園のパートを紹介されたが、出勤の2日前に交通事故に遭い、1日の勤務で退職した。リハビリして半年後に元気になった頃、再び市役所から電話連絡があり、今の仕事を紹介された。

2009年4月から中学校の図書室の事務パートに就いた。身分は、有償ボランティアで、1日3,000円、週3日勤務となっている。冷暖房完備、多少はるが、仕事自体も楽なので、現在の仕事に満足しているという。

Eさんの場合、夫の収入が高いので、お金のために働く必要性がそれほど強くない。これまでは仕事よりも子どもと家庭中心の生活をしてきた。教員免許をもっとフルに活用する仕事、例えば中学校の時間講師（東京都の場合、時給1,800円）も考えたことがあるが、今のようによく自由に休むことが難しく、また入居していた社宅の収入制限（1,200万円）を超える恐れがあったため、あえて現在の仕事を選んでいるという。

Eさんは2012年7月に社宅の近くに自宅を購入したため、収入制限の問題がなくなり、また娘も来年の4月から中学校に入るので、今後は、時間講師の仕事に着きたいと考えている。

ただし、時間講師の仕事は、現在空き待ちの状態なので、機会が来るまでは、現在の仕事を続けながら待つほかない。

（２）仕事と家庭の両立：コンフリクトはとくに感じていない

Eさんは、毎日6時に起きて、朝食や弁当の準備、洗濯等の家事を済ませ、仕事のない日は午前9時から3時間ほどの自分の余裕時間を持てるという。育児と家庭に、より大きいウエイトを置いているので、仕事と家庭のコンフリクトはとくに感じていないようである。

年1回の家族旅行は欠かせない。行先は、ドイツ、香港、シンガポール等海外が多い。頑張った家族と自分に対するご褒美であると同時に、娘の見聞を広げ、国際感覚を養う効果もあったという。また、娘に対するしつけがとても厳しく、日本人のアイデンティティや、日本女性として恥ずかしくない立ち居振る舞いを教えているつもりでいる。

（３）夫の家庭へのかかわり：妻が家事・育児を一手に引き受けている

育児への協力については、娘が小さい頃、お願いすれば、おむつ替えやお風呂に入れてくれる程度だった。家事はEさんが一手に引き受けている。夫の帰宅時間は大体夜8時以降なので、平日は家事を手伝うことはあまりないという。帰宅後、リビングでパソコンに向かって仕事をすることが多いが、隣で勉強している娘の面倒も時々見てくれる。

夫からの家族サービスは、年に数回程度遊園地（ディズニーランド）や、国内温泉旅行や、年に1回の海外旅行に連れて行ってもらうことだという。

（４）子どもへの影響：娘に大きな負担をかけた時期もあった

これまでのEさんの就業は、子どもに望ましくない影響を与えることは概ねなかったという。しかし、喫茶店で勤務していた2年間は、娘に大きな負担をかけていたという。娘が熱を出して学校から連絡が来ても、仕事を休めなかったので迎えに行けず、学校から叱られたこともあった。また、娘の話聞いてあげる時間がなかなか作れず、子どもからのヘルプのシグナルをうまくキャッチできなかったこともあった。娘が暗くなってから家から飛び出しバス停まで迎えに出たり、無断で家からお金を持ち出してコンビニでお菓子を買ったり、友達と行ってはいけないところに行ったりして、行動にも異変が現れた。

喫茶店の仕事をやめてからは、ゆっくり娘の話聞くことができ、学校で何か問題が起きても、すぐに飛んでいくことができ、娘の行動もだんだん落ち着いてきた。

（５）暮らし向き：ゆとりがある

Eさんの夫の年収は、児童手当の収入制限を超えており、暮らし向きにはゆとりがある方である。現在は、家を買って住宅ローンがあるものの、Eさんが経済的理由で働く必要性はそれほど高くない。Eさんにとって働くことは、人とのつながりをもったり、だれかの役に

立ったりする手段であるため、夫の収入がいくら高くても、現在と同程度の仕事はするという。

（６）政策に関する要望

（ア）所得制限の解除

児童手当と子ども医療費控除の所得制限をなくしてほしい。子どもは日本の宝なので、どの子にも差をつけないで支援してほしい。

（イ）学校の改修

道路工事などばかりではなく、学校の改修や耐震工事などにもっと力を入れてほしい。

（ウ）保育園の増設

Eさんも、娘が2歳の時に保育園に申し込んだものの、待機児童が140人（当時）もいて、夫の収入が高いこともあり、入園を認めてもらえなかった。保育園に入れなかったために、仕事をあきらめている母親が多いはずなので、保育園を増設してほしい。

（エ）学童保育の充実

学童保育にも地域差があると聞いているが、狭い部屋に60人以上の小学生が押し込まれているところや、待遇が悪いので指導員の先生がすぐにやめてしまうところ、学級崩壊に近い状態のところもあるので、改善してほしい。

7 結びにかえて

第2章で指摘したように、育児期の職業中断は、低学歴女性のみならず高学歴女性にも広がっていることが日本特有の現象である。この点は、ヒアリング調査からも確認できる。5人の対象者は、大学、短大、高校など学歴はさまざまである。しかし、5人はいずれも、育児期に長かれ短かれ、職業中断期があった。また、5人のうち、4人は再就職しているものの、全員がパートなど正社員以外の働き方をしている。再就職後の年収が本人の学歴にあまり左右されない点も、先行研究の結果と一致している。

また、5人の対象者が、男女役割分業を積極的に支持しているわけではないものの、夫に家事・育児をさらに分担してもらうことに対して消極的姿勢を持っているのも共通している。夫の負担を増やさない範囲内で、子どもの成長に合わせて自分の働き方を柔軟に変えていくのが、彼女たちの共通スタンスである。ある程度恣意的に選ばれている対象者とはいえ、この5人の母親に育児期女性の等身大の姿が見えるような気がする。

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－

発行年月日 2013年 6月 10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

©2013 JILPT

* 労働政策研究報告書全文はホームページで提供しております。(URL:<http://www.jil.go.jp/>)